



Aides à la mobilité et insertion sociale

Denis Anne

► **To cite this version:**

Denis Anne. Aides à la mobilité et insertion sociale. Economies et finances. Université Paris-Est, 2019. Français. NNT : 2019PESC2052 . tel-02497000

HAL Id: tel-02497000

<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-02497000>

Submitted on 3 Mar 2020

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

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

THESE DE DOCTORAT

UNIVERSITE PARIS-EST MARNE-LA-VALLEE

Ecole doctorale n°530

Organisations, Marchés, Institutions

Spécialité : Sciences Economiques

Par Denis ANNE

Aides à la mobilité et insertion

Thèse dirigée par Yannick L'Horty

Soutenue le 4 décembre 2019

Jury :

Catherine Baumont, Professeure à l'Université de Bourgogne - Rapporteur

Etienne Lehmann, Professeur à l'Université Panthéon Assas Paris II - Rapporteur

Elise Huillery, Professeure à l'Université Paris-Dauphine

François Legendre, Professeur à l'Université Paris-Est Créteil

Dominique Mignot, IFFSTTAR, Directeur du Département "Transport, Santé, Sécurité"

L'université PARIS-EST Marne-la-Vallée n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je tiens à remercier en premier lieu Yannick L'Horty, et ce à plusieurs titres. Tout d'abord pour m'avoir encouragé et même poussé dans la recherche bien avant que je n'envisage de préparer un doctorat ; ensuite pour avoir encadré mon travail de thèse durant ces années, m'avoir soutenu et encouragé à de nombreuses reprises, y compris et surtout lorsque j'ai rencontré des difficultés à mener de front la préparation de cette thèse et mon activité professionnelle.

Je remercie également Catherine Baumont et Etienne Lehmann d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse, ainsi que Elise Huillery, François Legendre et Dominique Mignot d'avoir accepté d'être membres de mon jury.

Je tiens à remercier les membres de l'ERUDITE pour leur accueil et leur confiance, avec une pensée particulière pour Pascale Petit, Fabrice Gilles et Ferhat Mihoubi.

Je remercie l'ensemble des membres de l'école doctorale – chercheurs et personnel administratif – pour leur appui dans mes activités de recherche. Je remercie particulièrement Sylvain Chareyron et Julie le Gallo pour leur collaboration à la réalisation de certains chapitres de cette thèse.

Je remercie également tous les doctorants et anciens doctorants de l'ERUDITE que j'ai rencontrés durant ces années de thèse, même si une certaine timidité et ma présence épisodique sur le site ne m'ont pas toujours permis de leur témoigner autant que je l'aurais souhaité le plaisir que j'avais à les côtoyer. Je profite de cet espace pour m'en excuser et leur renouveler mes sentiments d'amitié, avec une pensée particulière pour Laetitia, Sylvain, Rémi, Souleymane, Philomène, Naomie et tous les familiers du 2^{ème} étage du bâtiment Camus.

Merci à toute ma famille pour m'avoir soutenu dans le projet un peu fou de se lancer dans un doctorat à la veille de mon cinquantième anniversaire. Un doctorat sur temps libre, c'est long... surtout vers la fin. Merci à tous de m'avoir encouragé et supporté, parfois dans les deux sens du terme... Merci à mes amis pour leur présence qui m'a été d'un grand soutien, et à l'un d'entre eux en particulier...

Une dernière pensée pour mes filles qui me rendent fier d'être père ; une également pour Marcelle pour m'apprendre à devenir grand-père ; toutes les autres pour Lisa, pour ce qu'elle sait et que je ne peux pas écrire ici.

Résumé

La mobilité spatiale est la capacité à pouvoir se déplacer. Elle est devenue un enjeu important et un objectif majeur des politiques publiques en faveur des ménages pauvres. En effet, ces personnes sont souvent éloignées des zones d'emploi et en plus grande précarité financière. Elles ont davantage de difficultés à trouver un emploi, se rendre sur leur lieu de travail, accéder aux services publics ou aux aménités locales. Une partie de la littérature s'est attachée à expliquer cette ségrégation spatiale ; une autre à montrer ses conséquences négatives et les cercles vicieux dans lesquels elle enfermait la pauvreté ; une troisième à analyser les moyens de la réduire en désenclavant ces territoires.

Cette thèse vise à apporter un éclairage spécifique sur les aides à la mobilité apportées aux ménages défavorisés. Ces aides se sont développées en France essentiellement à partir des années 1990. Bien qu'elles prennent des formes diverses, elles poursuivent le même objectif : favoriser la mobilité spatiale des ménages pauvres, par un accès facilité à un moyen de transport individuel ou collectif. Leur mise en œuvre est essentiellement locale. Il existe peu de travaux qui ont cherché à mesurer les conséquences du développement de ces aides. Cette thèse vise à apporter un éclairage particulier sur ce point.

Dans un premier temps, nous proposons une étude du développement de ces aides depuis les années 1980 et surtout 1990, à partir d'une impulsion nationale, mais avec des applications locales très variées. Nous cherchons à mesurer dans quelle mesure ces aides ont pu interagir aussi bien avec le système national d'aide sociale qu'avec les autres aides locales apportées par les différentes collectivités. Nous montrons que ces aides ont pu contribuer à renforcer des effets de seuil et des trappes à pauvreté qui étaient propres au mécanisme du RMI et qui ont amené à son remplacement par le RSA. Nous montrons également que cette réforme majeure de l'aide sociale nationale a impacté en retour les aides locales et spécifiquement les aides au transport.

Le second chapitre s'intéresse à un aspect ignoré dans le chapitre 1, celui du non recours aux aides sociales. L'originalité de notre travail est de nous pencher sur une aide spécifique au transport (le Forfait Gratuité Transport en Île de France) et d'étudier le non recours à cette aide en intégrant une double dimension spatiale : il s'agit tout d'abord de la distance entre les bénéficiaires et le réseau de transport en commun, susceptible d'expliquer un moindre recours. Il s'agit ensuite de l'influence de l'environnement géographique et notamment des effets de diffusion sur la connaissance et la demande d'une telle aide.

Les deux derniers chapitres proposent des évaluations expérimentales d'aides à la mobilité orientées vers de jeunes décrocheurs ayant quitté le système scolaire et n'étant ni en formation, ni en emploi. Pour ces jeunes, la mobilité est centrale pour espérer une insertion professionnelle et sociale. Nous évaluons d'abord seize actions différentes proposées par différents acteurs pour favoriser la mobilité et montrons un effet positif bien que contrasté ; les aides peu intenses ont moins d'effet que les aides plus intenses. Ce constat est largement confirmé dans le quatrième chapitre qui évalue l'expérimentation du Service Militaire Volontaire. Les jeunes sélectionnés reçoivent une formation générale et professionnelle ainsi qu'une préparation au permis de conduire. Ce dispositif extrêmement intense où les jeunes sont encadrés par des militaires donne des résultats impressionnants en termes d'insertion professionnelle et surtout d'obtention du permis de conduire. Pour que des politiques d'aide à la mobilité spatiale soient efficaces, tant du point de vue de la mobilité effective des jeunes que de celui de leur intégration sociale, nous pouvons conclure qu'il vaut mieux concentrer les moyens sur les plus fragiles et privilégier les actions intensives.

Abstract

Spatial mobility is the ability to move around. It has become an important issue and a major aim of public policies in favour of deprived households. Indeed, these people often live far from employment areas and face financial difficulties. They have more difficulty finding jobs, getting to work, accessing public services or local amenities. In response to this problem, some of the economic literature has focused on explaining this spatial segregation; a second part on showing its negative consequences and the vicious circles in which it locked in poor people; and a third on analysing ways of reducing it by opening up these territories.

This thesis aims to shed specific light on mobility aids provided to disadvantaged households. These aids developed in France mainly from the 1990s. Although they take various forms, they share the same objective: promote the spatial mobility of poor households through easier access to individual or public transport. Their implementation is essentially local. Very few works tried to measure the consequences of the development of these aids. That is the aim of this thesis.

First, we propose a study of the development of these aids since the 1980s and especially the 1990s, based on a nation-wide impulse, but with very varied local applications. We seek to measure how these aids have been able to interact both with the national social assistance system and with other local aids. We show that these aids may have contributed to reinforce the threshold effects and poverty traps that were specific to the RMI mechanism and that led to its replacement by the RSA. We also show the RSA major reform of national social assistance has had an impact on local aid and specifically on transport aids.

The second chapter focuses on an aspect forgotten in Chapter 1, that of the non-take-up of social assistance. The originality of our work is to look at a specific aid to transport (the “Forfait Gratuité Transport” in Paris region) and to study the non-take-up of this aid by integrating a double spatial dimension: first of all, the distance between the beneficiaries’ location and the public transport network, which may explain a lower use. Secondly the influence of the geographical environment and in particular the networks effects on the knowledge and demand for such assistance.

The last two chapters propose experimental evaluations of mobility aids aimed at young people who have dropped out and are neither in training nor in employment (NEETs). For these young people, mobility is central to their professional and social integration. We first evaluate sixteen different actions proposed by different institutions to promote spatial mobility. We show a positive but contrasting effect: low intensity aids have less effect than high intensity aids. This observation is largely confirmed in the fourth chapter, which evaluates the experimentation of

the “Service Militaire Volontaire” in France. The selected young people receive during several months general and vocational training as well as driving licence preparation. This extremely intensive system, where young people are only focused on training, supervised by soldiers in a military context, gives impressive results in terms of professional integration and, above all, in terms of obtaining a driving licence. For policies supporting spatial mobility to be effective, both in terms of effective mobility of young people and their social integration, we can conclude that it is better to give priority to intensive actions, concentrating lots of resources on the same objective.

Table des matières

Remerciements	v
Résumé	vii
Abstract	ix
Table des matières	xi
Introduction - Comment la mobilité des pauvres est devenue centrale	1
<i>La mobilité est devenue centrale</i>	1
<i>La pauvreté est concentrée loin des emplois</i>	6
<i>Le développement de politiques spécifiques vers les quartiers pauvres</i>	10
<i>L'évaluation des politiques publiques</i>	20
<i>Plan de la thèse</i>	22
Première partie – Evaluations non expérimentales	29
Chapitre 1. Les offres locales d'aides monétaires à la mobilité	31
1. Les spécificités des aides au transport	32
1.1. <i>Les aides aux transports collectifs : une volonté nationale pour une mise en œuvre locale</i>	32
1.2. <i>Les aides au transport au sein des autres aides sociales</i>	35
1.3. <i>Une approche par cas-types</i>	38
2. Les problèmes posés par les aides au transport.....	42
2.1. <i>Les aides au transport représentent un poids important et croissant au sein des aides sociales locales</i>	42
2.2. <i>Le rôle des aides au transport dans l'ensemble des aides sociales locales</i>	49
2.3. <i>Aides au transport et réforme du RSA</i>	57
3. Impact de la réforme du RSA sur les aides au transport.....	61
3.1. <i>L'impact du RSA sur les aides locales et les scénarios</i>	61
3.2. <i>Aides sociales locales et RSA : quelques réactions concrètes</i>	69
3.3. <i>Aides au transport et RSA : l'exemple du Forfait Gratuité Transport en Ile de France</i>	74
<i>Conclusion</i>	78

Chapitre 2. Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux 80

Introduction	81
1. Le dispositif et les effets théoriques attendus	84
1.1. <i>Le Forfait Gratuité Transport (FGT) en Île-de-France</i>	84
1.2. <i>Effets théoriques attendus</i>	85
2. Présentation des données	86
2.1. <i>L'enquête auprès des bénéficiaires du RSA en Seine et Marne</i>	86
2.2. <i>Matrice de poids et statistiques descriptives</i>	89
3. Stratégie empirique	92
4. Résultats et robustesse	95
4.1. <i>Résultats</i>	95
4.2. <i>Robustesse</i>	102
Conclusion	103
Annexes :	105

Deuxième partie – Evaluations expérimentales 107

Chapitre 3. Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi : une évaluation expérimentale 109

Introduction	110
1. Mobilité et accès à l'emploi des jeunes : un survol.....	111
1.1. <i>Les fondements du spatial mismatch</i>	111
1.2. <i>Obstacles à la mobilité</i>	113
1.3. <i>Les enseignements de l'expérimentation « 10 000 permis pour réussir »</i> 114	
1.4. <i>Quelles aides sont les plus efficaces ?</i>	117
2. Evaluer seize actions innovantes plus ou moins intenses	118
3. Les limites d'un accompagnement d'intensité trop faible	122
3.1. <i>Les deux échantillons sont équilibrés</i>	123
3.2. <i>Des effets qui paraissent a priori faibles et contrastés</i>	123
3.3. <i>L'intensité du traitement compte</i>	125
Conclusion	129
Annexes	131
<i>Annexe 1 -</i>	131
<i>Les questions posées aux jeunes lors de l'enquête de suivi</i>	131
<i>Annexe 2 -</i>	133

<i>Equilibre des échantillons tests et témoins</i>	<i>133</i>
Chapitre 4. Evaluer une action intensive pour l’insertion des jeunes : le cas du Service Militaire Volontaire.....	135
<i>Introduction.....</i>	<i>136</i>
1. Le Service Militaire Volontaire	139
2. Construction des données	144
3. Stratégie empirique	148
4. Résultats	152
4.1. Effets du SMV.....	152
4.2. Décomposition des effets spécifiques du SMV.....	157
4.3. Persistance des effets du SMV	160
5. Tests de robustesse	166
Conclusion	167
Annexes	169
<i>Annexe 1. Les tests de tendance commune avant traitement.....</i>	<i>169</i>
<i>Annexe 2. Informations complémentaires.....</i>	<i>170</i>
Conclusion générale	174
<i>Principaux résultats</i>	<i>175</i>
<i>Limites et perspectives de recherche.....</i>	<i>177</i>
Bibliographie.....	181
Liste des figures, tableaux et schémas	201
Liste des sigles.....	204

Introduction - Comment la mobilité des pauvres est devenue centrale

La mobilité est devenue centrale

En France à partir de novembre 2018, le mouvement des « gilets jaunes » a rendu visible aux carrefours des routes, dans les rues et dans les médias l'importance de la question de la mobilité pour des citoyens en situation de vulnérabilité sociale. Bien que le champ des revendications se soit considérablement élargi avec l'extension du mouvement, il était au départ focalisé sur la question des transports. Les motifs initiaux de la contestation portaient sur la taxation sur les carburants et la réduction de la vitesse maximale autorisée sur certaines routes à 80 km/h. Et certains des moyens d'actions utilisés y renvoyaient également : occupation de ronds-points, utilisation du gilet de haute visibilité, neutralisation de radars automatiques ou de stations de péages...

Ce mouvement a rendu visible le problème de la « dépendance automobile » (Dupuy, 1999) que rencontrent certains ménages résidant dans les espaces ruraux et péri-urbains et qui ont besoin d'un véhicule pour pouvoir réaliser leurs activités¹. Le mouvement long d'urbanisation de la France a entraîné des conséquences importantes en termes d'accès aux transports : d'un côté, il s'est traduit par une concentration plus importante de populations dans des espaces urbains offrant des réseaux de transport nombreux et accessibles. D'un autre, la pression foncière qui en résulta fut à l'origine d'un étalement urbain qui augmente les temps de transport et développe la périurbanisation. Aujourd'hui, en France, plus de 95% de la population vit sous l'influence d'une ville, dans des aires urbaines centrées autour d'un pôle urbain d'au moins 1 500 emplois². En 2016, 75% des habitants résident dans des aires de plus

¹ L'ouvrage de Dupuy décrit plus largement la façon dont le processus de métropolisation s'accompagne d'un développement parallèle de l'usage de l'automobile, à laquelle il est de plus en plus difficile d'échapper.

² Selon l'INSEE, une aire urbaine est composée d'un pôle et le plus souvent d'une couronne. Un pôle est une unité urbaine d'au moins 1 500 emplois. Sa couronne correspond aux communes ou unités urbaines, dont au moins 40% de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans les communes attirées par celui-ci selon un processus itératif. Une unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes présentant une zone de bâti continu (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) qui compte au moins 2 000 habitants. Toute commune n'appartenant pas à une unité urbaine est considérée comme rurale. Les communes multipolarisées des grandes aires urbaines sont les communes situées hors des aires, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans plusieurs grandes aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec

de 10 000 habitants et les deux tiers dans les 97 qui comprennent plus de 100 000 habitants. Ces aires sont également les zones les plus dynamiques au niveau démographique, d'un point de vue économique et en termes d'emploi (Brutel et Lévy, 2011 ; Vallès, 2018).

Cette situation se traduit mécaniquement par un accroissement des besoins de transport, et tout d'abord pour occuper un emploi. Orfeuillat (2010) rappelle que la distance domicile-travail moyenne n'excédait pas 3 kilomètres dans les années soixante. En 2010, les personnes en emploi mettaient en moyenne 50 minutes pour un aller-retour domicile-travail et un tiers d'entre eux plus d'une heure (DARES, 2015). Cette évolution contribue à développer à la fois l'usage de moyens de transport individuels, notamment l'automobile, et collectifs (transports en communs), voire plus récemment de systèmes mixtes (basés sur des plateformes collectives permettant l'accès à des véhicules individuels par exemple). Pour les trajets domicile-travail des personnes en emploi, près de 80% sont effectués en véhicule à moteur (automobile, scooter, vélomoteur), 10 % à pied ou à vélo et 11% en transports en commun (DARES, 2015). Le besoin de transport n'est pas uniquement lié aux activités économiques : urbanisation et métropolisation aboutissent également à concentrer un grand nombre d'équipements collectifs, de commerces, de services publics, d'activités culturelles... qui pour être accessibles nécessitent un moyen de transport.

Bref, qu'ils soient ruraux, péri-urbains ou urbains, les ménages ont de plus en plus besoin de mobilité. Les transports constituent aujourd'hui le premier poste de consommation des ménages en France, devant l'alimentation et le logement³. Pour l'ensemble des ménages, leur poids dans le budget est passé de 11% dans les années soixante à 18% en 2007 et évolue peu depuis : 18,6% en 2011, 18,1% en 2017 (Consales et al., 2009 ; Ferret et Demoly, 2019). La hausse tendancielle s'explique essentiellement par la diffusion de l'automobile dans la deuxième moitié du 20^{ème} siècle. Le poids de l'automobile et des frais annexes afférents (assurance, carburant, entretien, réparations...) représente l'essentiel de ce poste : 90% en zone rurale, 80% dans les grandes agglomérations hors Paris, la moitié pour les ménages franciliens. Ces moyennes cachent d'importantes disparités selon le type d'habitat. Plus la taille de la commune de résidence diminue et plus le poids du logement décroît⁴ tandis que le

une seule d'entre elles. Elles forment avec elles un ensemble d'un seul tenant, appelé espace des grandes aires urbaines.

³ Cette hiérarchie dépend de la définition des postes budgétaires (prise en compte des charges liées au logement par exemple).

⁴ Pour deux raisons principales : la part des ménages propriétaires augmente quand la taille de la commune se réduit et le prix des loyers diminue.

pois du budget transport augmente. Ces deux évolutions se compensent presque exactement : quelle que soit la taille de la commune de résidence, la somme des deux budgets, transport et logement représente un tiers des dépenses totales des ménages. Cette corrélation suggère une certaine substituabilité entre les deux postes : les ménages des grands centres urbains réduisent leurs frais de transport mais le paient d'un coût de logement supérieur. S'ils veulent plus facilement accéder aux emplois, aux activités et aux aménités des villes, les ménages éloignés de ces centres doivent supporter des coûts de transport supérieurs ou envisager une mobilité résidentielle. Cet arbitrage est formalisé habituellement en économie par le modèle monocentrique standard, où les ménages choisissent la distance entre leur lieu de résidence et le centre économique (CBD pour *Central Business District*) en statuant entre les coûts de transport croissants avec l'éloignement et la rente foncière qu'il doivent payer pour se rapprocher du centre. Dans ce cas, on conclut à une fongibilité⁵ entre coûts de transport et de logement. Dans la réalité, l'organisation des activités de nombreuses villes ne correspond pas à ce modèle monocentrique : dès les années 1940 aux Etats Unis, on observe que certaines activités⁶ quittent les centres-villes pour les banlieues. Plus largement, l'étalement urbain fait apparaître des villes polycentriques avec une éventuelle spécialisation fonctionnelle des centres principaux et secondaires, se développant en général en fonction des axes de transport (voir par exemple Buisson et al. 2001 pour la ville de Lyon). Les modèles théoriques ont bientôt intégré la possibilité d'équilibres multiples (Fujita, 1989 ; Fujita et Thisse, 2013). Ces villes aux structures plus complexes que celles du modèle standard ne réduisent pas forcément les temps de transport domicile-travail⁷. L'hypothèse de l'arbitrage entre coûts de transport et budget logement reste posée, tout comme celle de la fongibilité de ces deux postes.

Les tests économétriques ne confirment pas parfaitement cette hypothèse. Ainsi, Polachini et Orfeuil (1999) montrent sur données franciliennes que si le budget transport varie bien avec l'éloignement, ce n'est pas le cas du taux d'effort pour le logement. Coulombel et Leurent, (2012), toujours en Ile de France, trouvent une élasticité nulle (voire légèrement positive pour le logement social) du budget logement relativement au transport. Il reste néanmoins clair que

⁵ Celle-ci est parfaite si la taille des logements est identique quelle que soit la distance au CBD, imparfaite si la taille des logements s'accroît avec l'éloignement du centre-ville (l'élasticité du budget logement au budget transport reste négative mais est inférieure à l'unité en valeur absolue).

⁶ Notamment celles utilisant beaucoup de main d'œuvre peu qualifiée.

⁷ Aguilera et Mignot (2011) montrent ainsi sur trois aires urbaines françaises que les distances minimales et maximales s'accroissent dans les années 1990.

le choix de résidence influe sur les coûts de transport et qu'il est donc utile de prendre en compte l'ensemble de ces budgets pour appréhender les conséquences budgétaires des choix résidentiels, notamment pour ce qui est des ménages à faible revenus pour lesquels ce choix est plus contraint. Il est désormais courant d'intégrer les coûts de transport aux coûts du logement pour estimer le budget « localisation » des ménages. Aux Etats-Unis, une organisation non gouvernementale, le CNT (Center for Neighborhood Technology) propose depuis 2006 un *Housing + Transportation Affordability index* pour estimer la capacité de paiement des ménages. Cet index est largement utilisé par les pouvoirs publics dans le cadre de politiques, fédérales comme locales, notamment pour celles qui sont orientées vers les ménages pauvres. Il est aussi utilisé dans la recherche académique (voir entre autres Ganning et Tighe, 2017). Coulombel (2018) utilise la même approche pour conseiller d'ajouter les coûts de transport aux charges de logement dans le calcul des ratios de solvabilité demandés par les banques aux accédants à la propriété.

Ce constat souligne que la mobilité spatiale possède deux dimensions : la mobilité résidentielle d'une part passant par un changement de logement, voire de ville, de région ou de pays et d'autre part la mobilité géographique autour du lieu de résidence. Du point de vue de l'analyse économique, la mobilité résidentielle est elle-même analysée à travers deux aspects : l'incitation à la mobilité s'inscrit dans le champ de l'économie des migrations et le choix de la localisation relève plutôt de l'économie urbaine.

L'économie des migrations utilise des modèles explicatifs centrés sur les coûts de la mobilité entre deux zones et ses avantages. La logique est similaire quelle que soit l'étendue de la mobilité, qu'elle soit interurbaine, interrégionale ou internationale. La mobilité résidentielle est généralement expliquée par des disparités entre zone d'origine et d'arrivée, disparités de niveau de vie, d'emploi, d'opportunités, de sécurité... Les modèles fondateurs utilisent les écarts de salaires entre région d'origine et d'arrivée comme variable centrale, éventuellement pondérés par les écarts de taux de chômage, de secteur d'activité ou de niveau de qualification des emplois (Lewis (1954), Harris et Todaro (1970), Sjaastad (1962) par exemple). Les migrations sont dans ces premiers modèles un facteur d'atténuation des écarts par une répartition géographique plus efficace de la population. A la suite de l'article séminal de Krugman (1991), une littérature plus récente en économie géographique se penche sur les conséquences d'externalités positives liées à la mobilité du travail et du capital et à leur concentration, produisant des écarts durables de revenus entre régions et entretenant ainsi les motifs de migration pour les entreprises et les individus, en fonction des coûts de transport et de transfert des biens et des facteurs de production.

Pour ce qui est des individus, les coûts de la mobilité correspondent à ceux qui sont induits par le déménagement, le déplacement, l’emménagement et l’adaptation à la région d’émigration. Ces coûts augmenteront avec la distance ou lorsque la mobilité se traduit par un passage de frontière, un changement d’aire linguistique⁸... Les ménages propriétaires de leur logement connaissent eux des coûts de mobilité supérieurs par rapport aux locataires : commissions des agents immobiliers, frais d’enregistrement et de mutation, risques de moins-value⁹... Van Ommeren et van Leuvensteijn (2005) estiment aux Pays-Bas que la mobilité résidentielle des propriétaires augmente fortement quand les coûts de transaction liés au déménagement diminuent (8% de hausse pour 1% de baisse des coûts). En France, entre 2009 et 2013, seuls 8,2% des ménages permanents¹⁰ propriétaires avaient connu une mobilité résidentielle contre 20,8% pour les locataires du secteur social et 48,5% pour ceux du secteur libre (Delance et Vignolles, 2017).

Pour vérifier cette hypothèse, on a pu montrer que les personnes propriétaires de leur logement connaissent une moindre mobilité professionnelle (voir par exemple Leuvensteijn et Koning 2004; Munch et al. 2008 ; pour une synthèse, Sellem 2012) et résidentielle (entre autres : Andrews et al, 2011). En revanche, l’hypothèse d’un risque de chômage supérieur du fait de cette mobilité réduite, posée par Oswald (1996, 1999) n’a pas reçu de confirmation empirique robuste : une corrélation est bien observée à l’échelle agrégée entre la proportion de propriétaires et la durée du chômage (par exemple Blanchflower et Oswald, 2013 sur données américaines). D’autres études sont moins conclusives et contredisent l’hypothèse d’Oswald (Sari 2015). Des travaux de micro-simulations sur données individuelles (par exemple Munch et al. 2006, van Leuvensteijn et Koenig 2004, ou Brunet et al, 2012) suggèrent des effets plus complexes pouvant réduire le chômage des propriétaires, comme de moindres exigences ou un salaire de réservation plus faible du fait de leurs contraintes de remboursement ou de leur recherche de stabilité géographique. Chevalier et Lardeux (2017, 2018) montrent deux effets en sens opposé : bien que les propriétaires connaissent un risque de chômage plus faible, la densité de propriétaires peut localement entraîner des frictions sur le marché du logement et accroître le chômage en augmentant le coût d’accès aux

⁸ D’où l’expression de coûts de transfert, plus large que celle de coûts de transport.

⁹ Hypothèse renforcée si la mobilité est motivée par le faible dynamisme économique de la région de départ, qui peut avoir un impact négatif sur le marché immobilier local.

¹⁰ Pour mesurer la mobilité résidentielle, l’INSEE ne prend en compte que les ménages qui étaient occupants d’un logement (locataires ou propriétaires) à chaque date bornant l’enquête.

opportunités d'emploi. Ils concluent à un effet global allant dans le sens d'Oswald, d'ampleur modérée.

Comme nous l'avons rappelé plus haut, d'autres modèles analysent plus spécifiquement le choix de la localisation d'arrivée des ménages en tenant compte à la fois des préférences des ménages¹¹ des coûts de logement (liés à la pression foncière) et des coûts de transport pour accéder aux emplois ou à d'autres services ou aménités spécifiques. La question relève ici davantage de l'économie urbaine et de l'économie des transports.

La question de la mobilité se pose de manière particulièrement aigue pour les ménages défavorisés en difficulté d'insertion. Les personnes pauvres sont souvent confrontées à un cercle vicieux : elles sont éloignées des zones d'emploi les plus dynamiques et elles ont un moindre accès à la mobilité, ce qui réduit leur employabilité. La prise de conscience progressive de l'importance de la question de la mobilité dans l'accès à l'emploi des plus fragiles – et peut-être aussi celle de la faible efficacité d'autres types de politiques – a motivé depuis les années 90 les nombreuses politiques publiques que nous nous proposons d'étudier.

La pauvreté est concentrée loin des emplois

Une littérature très abondante étudie la concentration spatiale des populations les plus pauvres et les plus défavorisées d'un point de vue socio-économique, aboutissant à des inégalités spatiales importantes et des phénomènes de ségrégation. Cette concentration s'observe quelle que soit la focale spatiale utilisée : internationale, nationale, régionale, métropolitaine, et même à l'échelle du quartier. On observe par exemple en France que la pauvreté se concentre plus dans certaines régions (Nord, Centre, pourtour méditerranéen) alors que d'autres y sont moins exposées (Ouest, vallée du Rhône). Même dans ces régions moins exposées à la pauvreté, on trouve des inégalités territoriales fortes. Certains quartiers connaissent une ségrégation spatiale importante et concentrent une bonne part des personnes pauvres (Carcillo et al. 2017). La ségrégation ne doit pas être confondue avec la seule concentration de la pauvreté¹², bien qu'elle contribue à l'alimenter. La répartition de la pauvreté est elle-même très éclatée : à l'échelle communale en France, la pauvreté est supérieure en

¹¹ Par exemple, en fonction de la composition du ménage (la présence d'enfants notamment), la taille du logement optimal sera différente.

¹² Puisque la ségrégation peut aussi provenir de stratégies territoriales des ménages à hauts revenus recherchant un « entre-soi ». Préteceille (2006) montre ainsi que la ségrégation est plus importante dans les classes supérieures.

2015 dans les communes rurales¹³ et dans les villes-centres des grandes aires urbaines (Aerts et al. 2015).

Les explications de cette concentration spatiale des populations sont nombreuses. Il existe bien sûr des logiques économiques : les quartiers les plus recherchés (pour leurs équipements, leur proximité aux emplois, leurs aménités...) connaissent mécaniquement une forte demande qui accroît la rente foncière à payer pour pouvoir y résider. Les quartiers recherchés ne sont pas toujours les mêmes dans différentes métropoles. Dans le modèle américain tel que décrit par les sociologues de l'école de Chicago (Park et al, 1925), les populations aisées¹⁴ résident dans des banlieues éloignées du centre (et notamment du Central Business District) tandis qu'en Europe, et notamment à Paris, les plus riches sont sur-représentés dans le centre-ville. La réalité est plus variée au sein des différentes métropoles françaises. La ségrégation n'est pas toujours concentrée dans les mêmes zones, touchant parfois plus les villes-centres ou leurs banlieues (Floch, 2017). Brueckner et al. (1999) proposent d'expliquer cette différence en ajoutant les aménités spécifiques que procurent les centres villes aux deux paramètres habituellement utilisés par l'économiste urbaine (pression foncière et coût de transport). Ces aménités¹⁵ procurent des avantages spécifiques à une localisation proche du centre-ville, modifiant les arbitrages des ménages à haut revenus. Tout en conservant une logique économique standard d'arbitrage entre coûts et bénéfices de la localisation, cette approche permet de mieux appréhender la diversité des situations observées dans les différentes métropoles. Elle ne remet pas en cause le fait que la pression foncière contraint souvent les populations défavorisées à résider loin des zones économiques dynamiques en termes d'emploi ainsi que des quartiers concentrant les aménités urbaines.

¹³ Bien que ces dernières, réparties sur l'ensemble du territoire, ne représentent au total que 5% de la population.

¹⁴ Le critère du revenu pour distinguer les populations « riches » et « pauvres » peut être élargi à n'importe quelle autre variable sociologique, culturelle, ethnique...introduisant une hiérarchie et une distinction entre différents groupes de population. La littérature anglo-saxonne utilise couramment le critère racial qui reste peu étudié en France, notamment pour des raisons juridiques (les statistiques ethniques sont interdites en France). On note néanmoins un intérêt croissant pour cette dimension, étudiée à travers des particularismes locaux (comme en Nouvelle Calédonie entre kanaks et caldoches, voir Bunel et al. 2019), en partant de signaux indiquant l'origine (patronyme notamment) dans des enquêtes de testing, ou par le suivi longitudinal de cohortes d'immigrés, comme l'enquête TeO, Trajectoires et Origines (Beauchemin et al., 2016)

¹⁵ Elles correspondent à tous les éléments qui procurent à un territoire une valeur spécifique. Il peut s'agir d'aménités naturelles (la Seine à Paris par exemple), historiques (monuments, parcs...), culturelles... Certaines aménités sont exogènes et renforcées par les choix de résidence des ménages favorisés (plus forte concentration de restaurants ou de services culturels...).

D'autres explications de la ségrégation renvoient à des logiques sociologiques, voire psychologiques. Les sociologues de l'école de Chicago avaient ainsi montré que les populations immigrées tendaient à se regrouper par nationalité et à organiser l'espace sur une base ethno- raciale. Des logiques économiques peuvent favoriser cette concentration (le nouvel arrivant trouvant plus de soutien et d'assistance dans un quartier où il retrouve des compatriotes), tout comme des logiques socio-culturelles (maintien de liens communautaires, partage de pratiques linguistiques, culturelles, sociales issues du territoire d'origine...). Inversement, des logiques de distinction peuvent amener à renforcer l'homogénéité des territoires en poussant les individus à quitter des territoires où sont concentrés des populations avec lesquelles ils veulent éviter les contacts et la proximité. C'est la logique qui prévaut au sein des « gated communities » et qui contribue à la ségrégation par le haut des ménages les plus favorisés (Blakely et Snyder, 1999). Maurin (2004) cherche à montrer sur des données spatiales très fines que cette stratégie n'est pas propre aux seules catégories supérieures et traverse tout l'espace social : les individus cherchent à échapper au voisinage spatial avec les catégories qu'ils considèrent appartenir à une catégorie inférieure, tandis qu'ils servent eux-mêmes de repoussoir aux catégories immédiatement supérieures. Cette logique aboutit finalement à des espaces de vie très homogènes et ségrégués. Le fameux modèle proposé par Thomas Schelling (1971) montre que même si tous les agents sont favorables à la mixité, il suffit que personne ne souhaite se retrouver dans un groupe « trop » minoritaire pour que les interactions des stratégies résidentielles individuelles débouchent sur une ségrégation sociale ou ethno- raciale des quartiers.

Or, on sait également que la concentration spatiale de populations défavorisées produit des externalités négatives qui augmentent les difficultés de ces personnes pourtant initialement déjà désavantagées. Il s'agit d'effets de réseau spatiaux : les caractéristiques du voisinage ont un impact significatif sur les individus. Être environné de personnes aux caractéristiques socio-économiques défavorisées produit un effet négatif sur les individus et notamment sur leur capital humain, économique et social. Ces effets ont été montrés dans des domaines aussi différents que la réussite scolaire (Goux et Maurin, 2007, Issehanne et Sari, 2013 par exemple), la criminalité (Glaeser et al., 1996) ou les prix de l'immobilier (Baumont, 2009 ; Baumont et Legros, 2013, Décamps et Gaschet, 2013). En résumé, les populations les plus fragiles sont largement concentrées dans des zones spécifiques et cette concentration accroît leur fragilité et les difficultés qu'ils rencontrent.

D'autre part, ces zones où se concentrent un grand nombre de pauvres sont également éloignées des emplois qu'ils pourraient exercer, créant un effet pervers en accroissant leurs difficultés. Il s'agit de l'hypothèse du *spatial mismatch* proposée pour la première fois par Kain

(1968). Le travail de Kain est contemporain d'émeutes urbaines violentes dans des quartiers noirs américains (Los Angeles, Chicago...). En 1968, la commission Kerner, chargée de comprendre les causes de ces émeutes, met en avant la situation des noirs vivant dans ces villes, souffrant d'un taux de chômage élevé et d'un faible accès aux services publics. Kain est le premier à proposer comme explication de ce chômage élevé l'éloignement géographique entre les lieux d'habitation où sont concentrées les populations noires pauvres, proches des centres-villes et les emplois, plutôt excentrés.

L'article séminal de Kain a été confirmé par un grand nombre de travaux empiriques aux Etats-Unis et dans d'autres zones géographiques comme l'Europe, l'Asie, l'Afrique ou l'Amérique latine. De manière assez étonnante, les modèles théoriques sont venus assez tardivement, dans les années 90, apporter des éléments d'explication aux observations empiriques. Ces modèles se sont pour la plupart concentrés d'une part sur les causes de la ségrégation et donc de la concentration spatiale des ménages pauvres (incluant une forte dimension ethno-raciale dans les travaux nord-américains, notamment en termes de discrimination dans l'accès au logement dans les zones proches des emplois¹⁶) et d'autre part sur les conséquences de cette déconnexion spatiale entre les pauvres et les emplois (pour une revue de la littérature, voir Gobillon et al., 2007 ; Gobillon et Selod, 2019).

Nous reprenons à Gobillon et Selod (2019) la présentation des différents modèles expliquant pourquoi les personnes habitant loin des zones d'emploi sont plus susceptibles de connaître le chômage. Ces modèles s'appuient sur plusieurs hypothèses de comportement des individus habitant dans ces zones et des employeurs potentiels. Premièrement les coûts de transport pour se rendre sur le lieu de travail sont accrus, réduisant de fait les gains nets apportés par l'emploi ; phénomène renforcé pour les ménages pauvres qui ont moins les moyens financiers de posséder un moyen de transport individuel (ou de passer le permis de conduire). Deuxièmement, l'éloignement accroît les coûts de recherche d'emploi et rend celle-ci plus difficile, les individus ayant moins connaissance des emplois ou devant supporter des coûts supérieurs pour les chercher ; là aussi le phénomène peut être renforcé pour les emplois et les secteurs dans lesquels le recrutement local domine (par voie d'affichage par exemple). Troisièmement, vivant dans des quartiers défavorisés où les prix sont moins élevés, on peut imaginer que ces personnes peuvent supporter plus longtemps des périodes de chômage.

¹⁶ Ce qui fut d'ailleurs à l'origine de débats pour savoir si l'élément explicatif principal des difficultés d'emploi était racial plutôt que spatial (Ellwood, 1986 par exemple). Il est clair que ces éléments interagissent : la discrimination qui touche les afro-américains participe de leur enfermement dans des quartiers peu recherchés : moins grand nombre de logements proposés par les agents immobiliers (Yinger, 1986), plus difficile accès au crédit (Ross et Yinger, 2002). La dimension ethno-raciale renforce dans ce cas la ségrégation spatiale, elle ne la remplace pas.

Enfin, les employeurs peuvent être réticents à embaucher ces personnes d'une part parce que leur éloignement du lieu de travail risque d'affecter leur productivité¹⁷, où encore parce qu'ils se refusent à embaucher des personnes issues de quartiers situés au-delà d'une certaine distance (principe du *redlining*, voir par exemple Zenou, 2002) ou ayant mauvaise réputation. L'Horty et al., (2019) montrent que les deux derniers effets co-existent, confirmant à nouveau que discrimination et *spatial mismatch* ont tendance à se renforcer.

La problématique est différente en France par rapport aux Etats-Unis. La question raciale et ethnique est moins prégnante¹⁸. L'organisation urbaine est souvent différente, comme nous l'avons rappelé plus haut, avec certaines villes concentrant en leur centre des populations favorisées. Néanmoins, la ségrégation spatiale y est tout aussi effective et coûteuse quant à l'insertion sociale et économique des personnes les plus fragiles.

Le développement de politiques spécifiques vers les quartiers pauvres

Ces développements théoriques ont accompagné la mise en œuvre de politiques visant explicitement à corriger les effets du *spatial mismatch*, en termes d'accès à l'emploi et plus largement d'inclusion économique et sociale des populations touchées par ce problème. Si les politiques en faveur des plus pauvres sont très anciennes (voir notamment l'ouvrage de Castel (1995) pour une histoire longue de la prise en charge de la pauvreté, de l'Ancien Régime à nos jours), la définition de politiques prenant spécifiquement en compte la dimension spatiale de la pauvreté est assez récente et remonte aux années quatre-vingt¹⁹. On peut en distinguer deux grands types : celles qui cherchent à favoriser le développement économique et social de ces quartiers et celles qui visent à accroître la mobilité des personnes résidant dans ces quartiers, notamment par des politiques d'accès au transport orientées vers ces populations.

Le premier type de politiques a abouti à concentrer des moyens spécifiques sur les villes ou les quartiers défavorisés. On les regroupe en France sous l'appellation de politiques de la ville. Leur inscription sur l'agenda politique est parallèle à celle du problème des « banlieues » et autres « quartiers sensibles » en France, avec une visibilité accrue par des émeutes urbaines

¹⁷ Van Ommeren et Gutiérrez-i-Puigarnau (2011) estiment ainsi, sur données allemandes, que si aucun travailleur ne supportait de coûts de transport, l'absentéisme serait réduit de 15 à 20%

¹⁸ Même si elle prend de l'importance et devient plus visible. Voir supra.

¹⁹ Evidemment de nombreuses politiques publiques intégraient déjà une dimension spatiale, notamment dans le champ de l'aménagement du territoire. Les politiques de la ville ont comme particularités d'être orientées spécifiquement vers des territoires diagnostiqués comme défavorisés.

frappant certains de ces quartiers à partir des années 70 (cité des Minguettes, Vénissieux, Vaulx en Velin...). En réalité, la politique de la ville concerne tous les types d'habitats, recouvrant des quartiers situés en centre-ville, en zone péri-urbaine et rurale. Le principe est d'abord de définir les territoires cibles, à travers des critères permettant de définir les quartiers défavorisés vers lesquels vont être mis en œuvre des politiques spécifiques. Ces politiques vont mobiliser tous les échelons de l'action publique, nationale et locale, tout comme des acteurs privés (associations, entreprises...). Elles s'orientent également dans de nombreux domaines d'action : éducation²⁰, habitat²¹, développement économique²², insertion des jeunes²³, accès aux services publics, aux équipements culturels et sportifs...

Aux Zones Urbaines Sensibles (ZUS) créées en 1996 ont succédé les Contrats Urbains de Cohésion Sociale (CUCS) en 2006 puis les Quartiers Prioritaires de la politique de la Ville (QPV) à partir de 2014. Depuis cette date, le critère pour qu'un quartier soit éligible est que son revenu médian par habitant soit inférieur à 60% d'un niveau de référence, qui est une moyenne entre le niveau de vie national et celui de l'unité urbaine dans laquelle se situe le quartier²⁴. On comptait en 2016 près de 1 300 QPV en métropole (un peu plus de 1 500 pour la France entière), regroupant 4,8 millions d'habitants. Le taux de pauvreté moyen s'y

²⁰ Domaine pionnier, puisque la définition des Zones d'Education Prioritaire par l'Education nationale date de 1981. Elles bénéficient de moyens supplémentaires et d'une plus grande autonomie. Ces politiques se sont poursuivies depuis en définissant des Réseaux d'Education Prioritaire (REP) regroupant plusieurs établissements scolaires et en distinguant différents degrés d'intervention selon l'importance des handicaps repérés (Réseaux d'Education Prioritaire Renforcée, dite REP +, Réseaux Ambition Réussite...). La réduction des effectifs dans les classes constitue une des mesures favorisées dans les REP, aboutissant en 2017 à un dédoublement systématique des classes de CP dans les REP+, dédoublement élargi progressivement à tous les REP et aux classes de CE1.

²¹ A travers des politiques de rénovation urbaine, d'encouragement à la mixité sociale comme le programme national de rénovation urbaine (PNRU) lancé par la loi d'orientation et de programmation pour la ville et la rénovation urbaine du 1^{er} août 2003.

²² Par exemple par des incitations financières pour que des entreprises s'installent sur ces territoires (zones franches) ou qu'elles embauchent des personnes y résidant (comme les emplois francs expérimentés depuis avril 2018 sur un certain nombre de territoires et qui donnent droit à une aide financière pour l'embauche d'une personne résidant dans un quartier prioritaire de la politique de la ville).

²³ Le programme CréaJeunes par exemple qui offre un appui à la création d'entreprises à des jeunes issus essentiellement de quartiers prioritaires.

²⁴ Moyenne calculée différemment si la taille de l'unité urbaine est supérieure à 5 millions d'habitants. Des conditions spécifiques sont utilisées pour les départements et collectivités d'Outre-Mer ainsi que pour les zones rurales, définissant des Zones de Revitalisation Rurale (ZRR) à l'échelle de l'intercommunalité.

établissait à 42% contre 12% dans les autres communes des unités urbaines auxquelles appartiennent les QPV (INSEE, 2018).

Le budget alloué à cette politique est important : près d'un demi-milliard d'euros en 2016²⁵. Les investissements totaux du programme national de rénovation urbaine dépassent les 12 milliards d'euros²⁶. Pour autant, le bilan de la politique de la ville apparaît assez maigre (Carcillo et al., 2017 ; L'Horty et Morin, 2016). Les écarts entre les zones prioritaires et les autres se sont maintenus malgré la montée en puissance budgétaire de la politique de la ville. De plus, les politiques de rénovation urbaine ont pu avoir des effets indirects en attirant des ménages plus aisés et en éloignant les plus défavorisés (Baumont et Guillaïn, 2016). D'autre part, la plupart des évaluations montrent des effets faibles ou nuls sur différents *outcomes*. Ainsi l'effet sur l'activité, l'emploi et le chômage des zones franches urbaines (ZFU) apparaît réel bien que faible et transitoire, suggérant des effets de substitution, voire d'aubaine plus que des effets de création nets (Givordet al., 2012 ; Givord et al., 2013 ; Rathelot et Sillard, 2008 ; Briant et al., 2015). L'évaluation du dispositif CréaJeunes d'aide à la création d'entreprises a montré également des effets modestes : il a permis un meilleur accès à la formation, mais peu d'impact sur la situation économique des jeunes (Crépon et al., 2014).

Dans le domaine de l'éducation prioritaire également, les effets des moyens supplémentaires donnés aux établissements scolaires situés dans les quartiers défavorisés apparaissent faibles : non significatifs (Bénabou et al, 2009), voire négatifs, ils auraient augmenté les disparités entre les jeunes scolarisés dans ces zones et les autres (Beffy et Davezies, 2013). Ce paradoxe est d'autant plus étonnant que l'une des mesures phares des politiques éducatives en faveur des QPV – la réduction de la taille des classes – montre un effet positif tant aux Etats-Unis (Krueger, 1999) qu'en France (Piketty et Valdenaire, 2006). Dans une revue de la littérature, Bouguen et al. (2017) rappellent que plusieurs études trouvent des effets significativement positifs sur les résultats des enfants scolarisés dans des classes de plus petite taille, ainsi qu'à plus long terme sur les trajectoires scolaires, par exemple sur la probabilité d'entrer à l'Université et le niveau de salaire futur (Chetty et al. (2011), Fredriksson et al., 2013)²⁷.

²⁵ 438 millions d'euros correspondant au programme 147 de la Loi organique relative aux lois de finances.

²⁶ Sachant que ce programme cible des quartiers définis sur des bases différentes de celles des QPV.

²⁷ La décision de généraliser en 2017 le dédoublement des classes de Cours Préparatoire dans les écoles classées en REP+ fait l'objet d'une évaluation par la DEEP du Ministère de l'Education. Elle indique des effets positifs et significatifs sur les résultats en français (+8% d'écart-type) et mathématiques (+13%) par comparaison avec un groupe témoin d'enfants également scolarisés en REP+ mais n'ayant pas bénéficié de cette mesure en 2017.

Ces effets positifs sont a priori compensés dans les QPV par des effets en sens inverse. D'une part les enfants de ces quartiers, du fait de leur faible niveau scolaire, tireraient moins avantage des moyens supplémentaires accordés ; d'autre part, en désignant certains secteurs comme prioritaires, la politique de la ville peut contribuer à entretenir et à favoriser une forme de stigmatisation de ces quartiers, entraînant des stratégies d'évitement de la part des familles (Davezies et Garrouste, 2014) et des enseignants²⁸ (Bénabou et al., 2009).

Le bilan des politiques visant à corriger les handicaps que connaissent les quartiers défavorisés en termes d'insertion économique et sociale est donc finalement assez limité. Il est en conséquence utile d'explorer l'autre voie, et plutôt que d'apporter l'activité dans les quartiers, d'emmener les habitants des quartiers vers les activités. En bref, le deuxième axe possible pour lutter contre les effets de la ségrégation spatiale est celui de la mobilité des habitants afin de les sortir des quartiers défavorisés. Deux types de politiques d'aide à la mobilité sont possibles : favoriser la mobilité résidentielle ou la mobilité spatiale. Pour la mobilité résidentielle, il s'agit de favoriser l'installation des ménages pauvres dans des zones plus riches en emploi, ou simplement moins socialement ségréguées. Cette mobilité devant réduire le *spatial mismatch* ainsi que les effets de réseaux négatifs de la ségrégation spatiale et de la discrimination attachée à des quartiers ou à des communes réputées concentrer des populations à problèmes.

Plusieurs politiques allant dans ce sens ont été développées en France. Ainsi, la loi Solidarité et Renouvellement Urbain de décembre 2000, dite SRU, impose dans son article 55 aux communes grandes et moyennes un pourcentage minimal de 20% de logements sociaux, sous peine d'amendes. L'objectif est ici explicitement de favoriser la mixité sociale et de faire accéder les populations les plus fragiles aux quartiers plus favorisés et à leurs aménités. Gobillon et Vignolles (2016) ont réalisé une estimation de l'effet propre à cette loi en étudiant la discontinuité liée au seuil d'application. Les communes situées juste sous ce seuil (3 500 habitants en Province et 1 500 en Ile de France) constituent un groupe témoin auquel ils comparent des communes aux caractéristiques proches mais légèrement plus peuplées et où la loi s'applique. Ils observent une hausse de la croissance des logements sociaux dans les communes relevant de la loi, uniquement dans les communes ayant initialement un parc social peu développé. Ils notent également un effet positif sur la mixité sociale à travers une baisse de la ségrégation intra-communale, sans qu'ils ne trouvent d'effet négatif significatif sur

²⁸ Dans un système d'affectation où les professeurs expérimentés disposent par leur ancienneté de plus de points pour obtenir une mutation dans un autre établissement.

l'attractivité des communes ayant construit plus de logements sociaux²⁹. Bien que l'effet sur la ségrégation ne puisse être mesurée dans cet article en-deçà de l'échelon des parcelles cadastrales, cette politique semble favoriser la mixité sociale et donc réduire les effets pervers de la ségrégation sociale. En revanche, rien n'indique qu'elle réduise le *spatial mismatch* car elle accroît la part des personnes relativement pauvres dans des communes initialement favorisées où les emplois ne sont pas forcément adaptés aux qualifications des arrivants.

Une expérience américaine des années 1990 a également montré des effets réels quoique limités de politiques visant à favoriser la mobilité résidentielle de ménages pauvres vers des quartiers moins défavorisés. Ce programme, baptisé *Moving to opportunity* (MTO), a consisté à répartir de manière aléatoire en trois groupes dans plusieurs grandes villes américaines³⁰ 4 600 familles pauvres avec enfants résidant dans des quartiers très défavorisés : au premier groupe on proposait des conseils et une aide financière à la mobilité vers des quartiers à faible taux de pauvreté ; pour le second, l'aide n'était pas conditionnée et les familles pouvaient choisir librement leur localisation ; et un troisième groupe témoin n'était pas traité. Des résultats positifs ont été trouvés pour les groupes ayant connu une mobilité résidentielle (libre ou orientée), notamment sur le bien-être ressenti, la santé et la criminalité (Katz et al., 2001 et 2011). En revanche, les effets sur l'éducation, l'emploi et le revenu n'apparaissent pas significatifs, tant à court qu'à long terme. Un effet positif sur l'éducation des enfants est néanmoins mesuré pour les enfants ayant quitté en bas âge³¹ les quartiers défavorisés (Chetty et al., 2016).

D'autres mesures existent qui visent à réduire le coût du logement pour les ménages pauvres, comme l'encadrement des loyers ou les aides au logement. D'une part, elles ne sont pas spécifiquement destinées à encourager la mobilité résidentielle ; d'autre part elles semblent générer un certain nombre d'effets pervers sur l'investissement immobilier et les prix des loyers (Fack, 2005 et 2006). Un autre type de politiques publiques a cherché à donner aux ménages pauvres un accès facilité à la propriété, comme les prêts à taux zéro (PTZ). Il s'agit d'une mesure initiée en France en 1995, accordant des prêts à taux nuls pour l'accession à la propriété à des ménages à faibles revenus. L'idée étant que la propriété immobilière constitue pour les catégories populaires un moyen d'acquérir un capital protecteur face aux vicissitudes de l'emploi et de la vie. Ces politiques ne sont pas spatialisées et n'encouragent pas toutes la

²⁹ Observée par l'évolution des prix des logements dans ces communes par rapport à celles du groupe témoin.

³⁰ Baltimore, Boston, Chicago, Los Angeles et New York.

³¹ Avant 13 ans.

mobilité résidentielle³². En France pourtant, le PTZ vise également à soutenir la construction de logements neufs et favorise donc la péri-urbanisation, notamment la construction pavillonnaire. Malheureusement, ces politiques ne semblent pas non plus supprimer les effets négatifs du *spatial mismatch*, ni même de la ségrégation spatiale. Certes, les prêts à taux zéro ont permis d'augmenter le nombre de propriétaires à faibles revenus, dans un contexte de hausse générale des prix de l'immobilier qui freine l'accession à la propriété des plus pauvres. Pour autant, ces logements sont davantage localisés dans des quartiers éloignés des emplois qualifiés, des services publics et des aménités collectives, et participent parfois à concentrer géographiquement ces populations au sein de « lotissements PTZ » (Gobillon et al., 2019). De plus, si l'on se réfère à l'hypothèse d'Oswald (cf supra), l'accession à la propriété peut être corrélée à une durée de chômage plus importante, générant un effet de *lock in* et réduisant la capacité de mobilité résidentielle future.

Finalement, un dernier type de politiques publiques est mobilisable pour lutter contre la ségrégation économique et sociale dont souffrent les plus pauvres. Il s'agit d'accroître la mobilité géographique des personnes défavorisées afin de leur donner un meilleur accès à l'emploi, aux services publics et collectifs, aux diverses aménités urbaines... Du fait de leur concentration plus forte dans des zones et des quartiers éloignés de l'emploi et des services publics, ce sont des ménages qui ont à la fois le plus besoin d'accéder à un moyen de transport et qui subissent le plus de coûts et de difficultés pour être mobile. C'est vrai en termes relatifs du fait des revenus plus faibles et en termes absolus pour des ménages qui sont éloignés des centres économiques et urbains, et qui rencontrent davantage de difficultés à supporter le coût financier d'une automobile. Cela ne se traduit pas forcément dans les coefficients budgétaires³³, notamment parce que ces ménages limitent leurs déplacements. En revanche, cela ne peut que renforcer la ségrégation spatiale et sociale que subissent ces populations. Une illustration éclairante est fournie par Bouzouina et al. (2016) qui étudient la mobilité quotidienne des actifs selon qu'ils résident en ZUS ou non. Les auteurs montrent que par rapport aux habitants hors-ZUS, résider en dans une zone urbaine sensible diminue le nombre, la durée et la distance parcourue pour les déplacements ; en revanche, cela accroît les distances parcourues pour se rendre au travail (et donc les coûts direct et d'opportunité liés à la mobilité). En résumé, habiter en ZUS réduit la mobilité et accroît pour les actifs la distance

³² Des programmes existent dans certains pays, comme la France et le Royaume-Uni, consistant à vendre des ménages à faibles revenus les logements sociaux qu'ils occupent ; en France, ces ménages peuvent bénéficier du prêt à taux zéro (PTZ).

³³ Au début des années 2000, le 1^{er} décile consacrait 11% de son budget aux transports, 13 % pour le 2^{ème} alors que les déciles supérieurs dépensaient entre 15 et 20% pour ce poste (Anguis, 2006)

à parcourir vers le lieu de travail, illustrant à la fois le *spatial mismatch* et le déficit de mobilité dans ces quartiers.

La problématique est évidemment très différente selon le type d'habitat (rural, urbain, périurbain) et l'accès ou non à un réseau de transports en commun. Toutefois les résultats empiriques convergent pour indiquer qu'un meilleur accès aux transports est positif pour les ménages pauvres, qu'il s'agisse d'un moyen de transport individuel (automobile, deux-roues...) ou de l'accès à un réseau de transports en commun. L'utilisation d'une voiture augmente à la fois les chances d'être employé, la qualité du travail mesurée par le nombre d'heures travaillées ou le niveau de salaire (Raphael et Rice, 2002). Cet effet est particulièrement marqué pour les personnes les plus éloignées de l'emploi, en particulier les bénéficiaires d'un revenu minimum. Gurley et Bruce (2005) montrent que l'accès à une automobile augmente la probabilité pour des bénéficiaires de l'aide sociale d'être employés et de quitter le programme d'aides sociales.

Symétriquement, le manque d'accès aux transports publics et aux véhicules privés détériore la situation sur le marché du travail, en particulier pour ceux qui vivent dans les quartiers les plus démunis (Kawabata, 2003 ; Ong et Miller, 2005). Le problème de *spatial mismatch* débouche sur celui du *transportation mismatch* qui oriente les politiques publiques dans de nouvelles directions. Il s'agit tout d'abord, dans une logique de désenclavement, de développer ou d'améliorer les infrastructures de transport (individuels ou collectifs) desservant les quartiers défavorisés. Plusieurs études ont ainsi montré que l'amélioration du réseau de transport augmentait l'accès à l'emploi des personnes qui en bénéficiaient. Par exemple, Holzer et al. (2002) observent les conséquences de l'ouverture d'une nouvelle ligne de train dans la baie de San Francisco, reliant un quartier défavorisé à une zone riche en emplois. Ils montrent un effet positif sur le taux d'emplois des minorités³⁴ qui y résidaient. De même, Ihlanfeldt et Young (1996) estiment que plus du tiers des différences d'accès à l'emploi des populations noires des banlieues d'Atlanta est dû au fait que les entreprises présentes dans ces banlieues sont moins bien desservies par les transports publics³⁵. En France, Wenglenski (2004) sur l'Île de France calcule que les catégories aisées ont un bien meilleur accès aux emplois que les ouvriers³⁶. Le Gallo et al. (2017) montrent que la possession d'un permis de

³⁴ Surtout latino-américaines pour cet article ; l'effet sur la minorité noire est moins significatif.

³⁵ L'étude porte sur le secteur de la restauration rapide. Les autres variables significatives trouvées pour expliquer le plus faible emploi des noirs sont la couleur de peau des clients et des dirigeants.

³⁶ En une heure de trajet, les cadres ont accès à 69% de l'emploi régional contre 46% pour les ouvriers.

conduire augmente pour des jeunes décrocheurs la probabilité d'avoir un emploi³⁷. Caubel (2006), à partir d'une approche centrée sur l'accessibilité à un ensemble de biens et services, trouve sur la région lyonnaise de très fortes inégalités d'accès pour les transports en commun selon les quartiers, inégalités par ailleurs en augmentation durant les années quatre-vingt-dix : sur cette période les quartiers pauvres perdent du temps pour accéder à ces biens quand les quartiers riches en gagnent.

En réponse à ce problème d'accès à l'emploi, aux services et aux aménités, et dans le cadre de l'inscription sur l'agenda politique du droit au transport dans les années quatre-vingt, des politiques visant à améliorer l'accessibilité des populations et des quartiers défavorisés ont été mises en place. Elles sont délicates à évaluer puisqu'elles ne sont que rarement développées dans ce seul objectif et s'intègrent à des politiques plus larges dans le cadre des Plans de Développement Urbains (PDU)³⁸. De plus, elles sont extrêmement variables selon les villes et les régions. On trouve néanmoins des évaluations fondées sur des expériences naturelles, comme celle que réalisent Holzer et al. (2003, voir supra) à l'occasion de l'ouverture d'une ligne de train. Bouzouina et al. (2014) ont quant à eux estimé dans l'agglomération lyonnaise, sur une durée de vingt ans, l'évolution des inégalités d'accès à l'emploi par transport en commun selon la localisation. Ils tiennent compte à la fois de l'évolution de la localisation des emplois offerts et des transformations du réseau de transports publics. Leurs estimations, fondées sur un modèle gravitaire intégrant le nombre d'emplois par zone en fonction de la distance à la zone d'emplois, montrent une amélioration générale de l'accessibilité et une baisse des inégalités entre les quartiers, profitant donc aux quartiers pauvres, même s'ils observent également de l'hétérogénéité entre quartiers pauvres. Cela indique bien un axe possible pour les acteurs publics soucieux de lutter contre la ségrégation spatiale dans leurs régions et de garantir réellement un droit au logement pour tous.

La faiblesse ou l'éloignement du réseau de transport n'est qu'un des facteurs susceptibles de freiner la mobilité des plus démunis. Un autre facteur repose sur leur capacité propre à être mobile. Celle-ci dépend d'éléments matériels comme le coût des transports individuels (acquisition, entretien et usage d'un véhicule...) et collectifs (coût d'accès selon la distance

³⁷ Après une période où l'investissement lié à la préparation du permis de conduire impacte négativement l'emploi ; de plus, l'effet final n'est net que pour les emplois temporaires.

³⁸ Les PDU ont été créés par la loi LOTI (loi d'orientation sur les transports intérieurs) de 1982 ; à partir de 1996 et la loi LAURE (loi sur l'air et l'utilisation de l'énergie), ils sont devenus obligatoires pour les communes de grande taille. Ils correspondent à un programme global d'organisation des transports urbains coordonnant l'ensemble des acteurs concernés par l'aménagement du territoire et la mobilité. L'objectif est de réduire l'emprise de la circulation automobile dans l'espace urbain.

entre le logement et la station, fréquence des liaisons, prix du billet ou de l'abonnement...) ; elle repose également sur un certain nombre de capacités individuelles : possession du permis de conduire par exemple, capacité de repérage dans l'espace, à lire des plans... Kaufmann (2002) a transposé dans le domaine des transports la notion de motilité utilisée initialement en biologie. L'objectif était de rappeler que la capacité à se déplacer n'est pas uniquement technique ou financière, et qu'elle repose également sur des capacités, voire des *capabilities*³⁹ pour utiliser le vocabulaire de Sen (1993 pour une présentation). Ces capacités sont assimilables à un capital, inégalement réparti ; les personnes les plus démunies étant les moins bien dotées (Kaufmann et al., 2015).

Favoriser la mobilité et la motilité des plus pauvres est devenu depuis les années 1980 un objectif fort des politiques publiques, dans le but de garantir un droit à la mobilité et de faciliter l'insertion économique et sociale. En 1982, c'est la loi LOTI (Loi d'Orientation sur les Transports Intérieures) qui inscrit le droit à la mobilité comme un objectif national. Cette orientation sera confirmée au cours des années 1990 et 2000, prévoyant la mise en place de tarifs spécifiques dans les transports en commun pour les personnes en difficultés d'insertion (chômeurs notamment). Des aides sont également développées pour permettre l'accès à un moyen de transport individuel : aide au permis de conduire, à l'achat d'un véhicule... Du fait de la décentralisation et parce que la mobilité quotidienne est essentiellement une mobilité de proximité, ces aides sont généralement impulsées au niveau local. Il en résulte une variété importante à l'échelle du territoire qui peut constituer une richesse pour l'évaluation économique de ces politiques publiques.

Cette orientation des politiques sociales vers la question de la mobilité dépasse largement les frontières de la France. Blumenberg et Hess (2002) rappellent la généralisation de programmes visant explicitement à s'attaquer au problème de la pauvreté par le biais de politiques de mobilité. Ils concluent d'ailleurs à partir de l'étude de trois comtés californiens à une forte diversité des situations⁴⁰ et à la nécessité d'adapter les politiques de transport aux spécificités locales.

³⁹ Sen les définit ainsi : « la liberté de mener différentes sortes de vies correspond exactement à l'ensemble formé par différentes combinaisons de fonctionnements humains, ensemble en lequel une personne est à même de choisir sa vie » (Sen 1991). Sen considère que l'équité nécessite l'accès à une liberté positive (être son propre maître) et pas seulement formelle (n'être l'esclave de personne). Appliqué à notre champ, elle renvoie à la capacité réelle à être mobile, qui ne dépend pas uniquement de l'accès à un moyen de transport, mais également de la maîtrise d'un certain nombre de compétences pour y accéder, les utiliser et percevoir les enjeux de la mobilité.

⁴⁰ Montrant notamment que l'hypothèse du *spatial mismatch* n'est pas la seule pertinente.

Pour un certain nombre d'auteurs, cette évolution est problématique. Considérer que la mobilité est la condition indispensable à une insertion réussie risque de faire de la mobilité plus une injonction qu'un encouragement (Fol, 2010). Elles seraient un des nombreux avatars illustrant le développement d'une nouvelle norme globale, une nouvelle « cité » pour reprendre l'expression de Boltanski et Chiapello (1999), voire d'une idéologie néo-libérale. Cette norme serait celle de la performance individuelle et de l'insertion active de l'individu au sein de la société⁴¹. Elle traverserait tous les champs de l'activité humaine (rapport au corps, à la famille, à la spiritualité, à l'activité économique...) et se traduirait également par un changement profond dans la perception de l'action sociale de l'Etat. On passerait ainsi d'une logique de *welfare state* (les pouvoirs publics cherchant à garantir à tous des conditions d'existence décentes) à une logique de *welfare-to-work* (ou de *workfare*) dans laquelle serait attendu des plus démunis qu'ils s'inscrivent dans un projet actif d'insertion. C'est une des critiques que Gomel et Eydoux (2014) par exemple ou Duvoux (2013) ont adressé au Revenu de Solidarité Active et plus largement aux mesures d'activation des dépenses d'aides aux chômeurs. Dans le domaine du transport qui nous intéresse ici, Féré (2013) considère que depuis les années 2000, les politiques publiques sont passées d'une approche territoriale (visant à améliorer le niveau global des réseaux) à une approche individualisée centrée sur des aides aux personnes. Selon elle, un certain nombre de travaux académiques (entre autres, ceux d'Orfeuil (2004, 2010) ou Le Breton (2005)) ont permis de justifier cette évolution d'un système universel vers un système ciblé sur des publics défavorisés auxquels sont proposés des dispositifs individuels dans une logique de contractualisation et de responsabilisation. Fol (2010) pense que ces politiques imposent la mobilité comme une nécessité pour l'insertion sociale, économique et professionnelle des ménages pauvres. Le droit à la mobilité devient une injonction à celle-ci, et les non mobiles risquent d'être renvoyés à leur incompetence et même à leur mauvaise volonté. Or, selon Fol, ces politiques sous-estiment les stratégies que mettent en œuvre les ménages pauvres pour faire face aux difficultés d'accès aux transports qu'ils subissent. En effet, ils peuvent développer des stratégies alternatives et mobiliser au maximum les ressources locales de proximité, tant en termes d'emploi que de services et de réseaux, dans une logique d'ancrage qui peut neutraliser le besoin de mobilité (Jouffe et al.,

⁴¹ Boltanski et Chiapello écrivent ainsi « Dans une cité par projets, l'équivalent général, ce à quoi se mesure la grandeur des personnes et des choses, est l'activité. (...) L'activité vise à générer des projets ou à s'intéresser à des projets initiés par d'autres. Mais le projet n'ayant pas d'existence hors de la rencontre (puisque, n'étant pas inscrit une fois pour toutes dans une institution ou un environnement, il se présente en action, à faire, et non sous la forme de ce qui serait déjà là), l'activité par excellence consiste à s'insérer dans des réseaux et à les explorer, pour rompre son isolement et avoir des chances de rencontrer des personnes ou de frayer avec des choses dont le rapprochement est susceptible d'engendrer un projet » (*Le nouvel esprit du capitalisme*, p. 165).

2015). Ce n'est pas la mobilité effective qui compte, mais la mobilité potentielle, les opportunités de mobilité, d'où l'intérêt de la notion d'accessibilité (Fol et Gallez, 2013) et de motilité.

Pour conclure cette partie, nous avons montré que la question de la mobilité des populations vulnérables est devenue centrale depuis peu, tant dans le champ de la recherche que dans celui des politiques publiques s'intéressant à la pauvreté. En ce domaine comme dans d'autres, recherche et action publique s'entraînent mutuellement, la première éclairant la seconde et la seconde orientant la première. Les principales causes de la ségrégation spatiale sont aujourd'hui bien connues (même si les interactions sont nombreuses et les causalités complexes) ; ses effets également. Un certain nombre de politiques ont été mises en œuvre. Cette thèse se propose d'étudier un certain nombre de ces politiques, en mobilisant l'ensemble des outils avec lesquels l'économie permet l'évaluation des politiques publiques.

L'évaluation des politiques publiques

L'évaluation des politiques publiques est un domaine qui s'est développé assez tardivement en France. Néanmoins, depuis les années 1990, il existe une demande très forte visant à questionner l'efficacité des politiques publiques dans un contexte de contrainte budgétaire qui incite à utiliser les deniers publics de manière efficiente. Même si on trouve dès les années 1960 des initiatives visant à évaluer les politiques publiques, les rapports Deleau et al. (1986) et Viveret (1989) marquent réellement le début en France de cette « culture de l'évaluation », en posant les bases et les principes de celle-ci (méthodologie propre, transparence des critères d'évaluation, indépendance vis-à-vis des organisateurs de la politique). En 1990, la création du Comité interministériel et d'un conseil scientifique pour l'évaluation vient officialiser cette orientation qui ne se démentira plus, d'autant qu'elle est encouragée par les institutions européennes (Gregoir, 2014).

Cette demande sociale a été favorisée par certaines avancées méthodologiques importantes en économie. Cette convergence a contribué à renforcer la place des économistes dans la cité, et notamment des économistes évoluant dans le champ académique (Benassy-Quéré et al., 2017).

Pourtant, l'évaluation scientifique d'une politique publique soulève des difficultés importantes. Les sciences humaines rencontrent un problème quasi-ontologique dans leur prétention à la

scientificité, et l'économie n'y échappe pas⁴². La multiplicité des facteurs, leur intrication, la complexité des causalités font qu'il est proprement illusoire d'espérer pouvoir isoler l'influence d'une variable sur une autre *ceteris paribus*. C'est d'autant plus vrai lorsqu'on se tient à l'échelle macroscopique et dans le monde réel⁴³ où se situent la plupart des politiques publiques. Or, une politique publique vise à agir sur un problème en utilisant un ou plusieurs outils. D'un point de vue purement technique et quantitatif, l'économie dispose de plusieurs outils d'évaluations qui se sont enrichis depuis plusieurs années grâce à la micro-simulation et aux méthodes expérimentales. Ces techniques sont particulièrement adaptées à l'évaluation des politiques publiques. A partir de données individuelles, la micro-simulation permet d'évaluer à la fois les droits à une aide et ses conséquences budgétaires potentielles, à la fois pour les bénéficiaires et pour les budgets publics. Ses outils sont particulièrement adaptés aux politiques fiscales et sociales et donc à notre objet (pour une présentation, Legendre, 2013 ; Blanchet et al. 2015). Les méthodes expérimentales quant à elles cherchent à obtenir des données non biaisées sur les résultats d'un programme en constituant des groupes test et témoin (pour une présentation rapide, CAE, 2013). Là aussi, notre objet d'étude est particulièrement adapté à ces méthodes. En effet, une mesure de politique publique peut être assimilée à un choc dont on va pouvoir évaluer les effets à condition d'être capable d'isoler les publics cibles et de les comparer à des groupes équivalents non traités.

Nous utilisons dans notre thèse plusieurs de ces outils : sans aller jusqu'à une réelle micro-simulation⁴⁴, nous utilisons une méthode de cas-types pour estimer les gains associés à certains programmes d'aide ; nous réalisons des estimations économétriques de l'influence de certaines variables en contrôlant par un certain nombre d'autres variables, notamment spatiales ; enfin nous mobilisons des méthodes expérimentales par comparaison de groupes tests et témoins.

Les politiques publiques évaluées dans notre thèse relèvent toutes du domaine que nous avons présenté en dernier, celui qui vise à faciliter la mobilité spatiale de personnes en difficultés. Nous nous intéressons à l'ensemble de ces aides, qu'elles soient monétaires ou non monétaires ; certaines visent à améliorer l'accès aux transports en commun et d'autres à

⁴² On pense bien sûr à la querelle des méthodes qui opposa au 19^{ème} siècle les tenants d'une approche historicisée de l'économie aux défenseurs d'une approche hypothético-déductive formalisée pour sortir de cette complexité du social.

⁴³ Par opposition au champ expérimental qui peut permettre des analyses *in vitro* contrôlant les variables.

⁴⁴ Faute de données sur les populations exigibles à différentes aides au transport.

un moyen de transport individuel⁴⁵. Nous étudions également l'ensemble des formes d'insertion recherchées par ces aides : insertion professionnelle bien sûr, mais également intégration sociale (sociabilité familiale et amicale, mobilité géographique et résidentielle, activités associatives...) et individuelle (estime de soi, motilité ressentie...).

Plan de la thèse

La thèse comporte quatre chapitres. Deux d'entre eux présentent des évaluations non expérimentales des politiques d'aides au transport tandis que les deux derniers proposent une évaluation expérimentale de plusieurs programmes tournés spécifiquement sur la mobilité des jeunes en difficulté d'insertion.

Dans un premier chapitre, nous allons analyser le développement en France des aides au transport en faveur des publics défavorisés à partir des années 1990. C'est à cette époque que sous l'impulsion de l'Etat, l'objectif d'un droit à la mobilité progresse et que la mobilité est de plus en plus perçue comme une des clés pour favoriser l'emploi et l'insertion des personnes pauvres. Les déplacements que l'on cherche à favoriser est une mobilité de proximité, locale, à l'échelle de l'aire urbaine ou du département, voire de la région. Dans un contexte de décentralisation croissante, ces aides se sont essentiellement développées à l'échelle locale par des acteurs locaux : communes, communautés de communes, départements, régions. La dimension locale de ces aides se traduit également par une diversité importante : tant la définition des publics que les formes d'aides, les conditions d'attribution ou les montants sont variables selon la localisation des personnes. Cette diversité permet une étude comparative potentiellement riche d'enseignements sur les conséquences du « design » d'une aide aux transports.

Par ailleurs, ces aides ne sont pas isolées et s'inscrivent dans un vaste continuum d'aides sociales, nationales bien sûr, mais également locales. Des interactions sont possibles entre ces différentes aides et nous montrerons dans le premier chapitre qu'il est nécessaire d'étudier l'ensemble des aides locales pour analyser les conséquences de la montée en puissance des aides au transport depuis les années 1990. Nous montrerons que leur importance et leur développement a contribué à amplifier les difficultés rencontrées par les mécanismes assistanciers mis en place dans les années 1980 envers les ménages pauvres, et notamment le RMI. Le RMI posait un problème potentiel en limitant les gains du retour à l'emploi des

⁴⁵ Le chapitre 2 de notre thèse est consacré à une aide accordant la gratuité dans les transports collectifs d'Île de France ; le chapitre 4 évalue une aide au transport individuel (une formation au permis de conduire) ; les chapitres 1 et 3 étudient un ensemble d'aides au transport, tant individuelles que collectives.

ménages à faibles revenus. Les aides locales, et parmi elles les aides au transport, pouvaient amplifier cet effet et rendre encore plus coûteuse (ou moins rémunératrice) la reprise d'un emploi. De ce fait, elles ont été en partie responsables du changement de perspective qui aboutira à la réforme du RSA en France.

Cette partie du chapitre s'appuiera sur un travail original de recension de l'ensemble des aides sociales accessibles aux ménages à bas revenus dans un certain nombre de communes françaises ; travail au long cours réalisé des années 1990 jusqu'aux années 2010. A partir de cette collecte de données, on a utilisé la méthode des cas-types pour évaluer les droits potentiels ouverts aux ménages – en tenant compte de la configuration et de la taille du ménage – et leur évolution en fonction des changements dans la situation des bénéficiaires potentiels, particulièrement vis-à-vis de l'emploi. Cette collecte de données a permis de montrer l'importance de la prise en compte des aides sociales locales – et spécifiquement des aides au transport – pour évaluer les programmes nationaux de soutien aux plus pauvres.

Les interactions ne sont pas à sens unique. Nous montrons que les aides au transport et au-delà les aides sociales locales ont pu contribuer à renforcer les effets pervers du RMI. Ces effets pervers ont été à l'origine de l'instauration du RSA, réforme majeure dans le système social français. En retour, le remplacement du RMI par le RSA a également impacté les aides au transport. Nous étudions pour terminer cet effet ainsi que les réformes des aides sociales locales induites, particulièrement des aides au transport. Finalement, ce premier chapitre soulignera deux choses : l'importance et l'utilité des aides au transport (et au-delà des aides sociales locales) pour les ménages les plus pauvres, mais également l'attention qui doit être portée aux barèmes de ces aides : tous ne sont pas équivalents en termes d'accès à l'emploi et de ressources. Or leur grande variété à l'échelle nationale suggère que tous les territoires ne sont pas égaux, non seulement en termes de générosité, mais également en termes d'efficacité de l'aide sociale au transport. Le diable est dans les détails... des barèmes.

Le choix d'une méthode par cas-types pour ce premier chapitre revient à étudier les aides au transport uniquement du côté « offre », en étudiant les droits potentiels ouverts dans différentes régions à des ménages pauvres. Or, il y a parfois très loin du droit virtuel à l'obtention d'une aide, du droit à la mobilité à l'exercice de celle-ci. Le deuxième chapitre de notre thèse se penche sur cette question, en évaluant l'utilisation d'une aide au transport spécifique par le public auquel elle est destinée, et en essayant de comprendre pourquoi certains ménages ne perçoivent pas une aide dont ils ont a priori besoin et à laquelle ils ont droit.

Le non recours est une question particulièrement importante dans le domaine de l'évaluation d'une politique publique. Il ne suffit pas de mettre en œuvre une politique pour qu'elle soit

réellement appliquée. Il existe une littérature abondante consacrée au problème du non recours, qui va trouver un écho particulier après la mise en œuvre du RSA. De manière un peu schématique, on peut considérer que si le défaut principal du RMI était celui des gains du retour à l'emploi, le problème majeur du RSA fut le non recours⁴⁶ (Domingo et Pucci, 2014). Notre objectif dans ce chapitre est d'évaluer les différentes explications habituellement avancées par les économistes pour expliquer le non recours : manque d'information sur l'aide ou sur l'éligibilité (Saez 2009 ; Chareyron et al. 2018), arbitrage entre le coût d'obtention (effet de stigmatisme par exemple, Moffitt 1983) et les avantages retirés du dispositif (Anderson et Mayer, 1997), sélection erronée par les offreurs d'aide (Okbani, 2013).

Nous nous intéressons à une aide au transport spécifique. Il s'agit du Forfait Gratuité Transport (FGT) qui existe en Ile de France depuis la fin des années 2000, et qui accorde la gratuité totale des transports à des ménages à faibles ressources bénéficiaires de certains minima sociaux. C'est cette aide que nous avons particulièrement étudiée dans le 1^{er} chapitre car le Syndicat des Transports d'Ile de France avait été un des premiers à en faire évoluer les critères lors de la mise en œuvre du RSA. Nous nous appuyons sur une enquête originale réalisée dans un département francilien, la Seine-et-Marne, auprès de l'ensemble des nouveaux bénéficiaires du RSA sur les 9 premiers mois de 2014.

Grâce aux données obtenues par cette enquête, nous connaissons les ménages éligibles. Nous savons également s'ils ont demandé et s'ils ont obtenu cette aide, ce qui nous permet de mesurer le non recours et d'avoir une première estimation de l'importance du manque d'information pour l'expliquer.

L'originalité de notre étude est liée à la dimension spatiale que nous introduisons de deux manières. S'agissant d'une aide à la mobilité, nous mesurons la distance entre le lieu de résidence et le plus proche accès aux transports en commun. Ceci nous permet d'observer si un domicile éloigné du réseau public réduit l'utilité de l'aide et explique le non recours, ce qui s'apparenterait à une forme de *spatial mismatch* ; d'autres variables sont introduites pour vérifier l'hypothèse d'un arbitrage coût-avantage de la part des bénéficiaires potentiels non demandeurs, comme l'accès à un mode de transport individuel. Nous réalisons également une analyse spatiale pour vérifier si la non connaissance et le non recours sont affectés par le voisinage. L'hypothèse est que des effets de réseaux peuvent influencer par diffusion locale le non recours : la présence dans le voisinage de personnes bénéficiant de l'aide peut le réduire, d'une part en améliorant l'information locale sur le Forfait Gratuité Transport, d'autres part en « normalisant » le recours à cette aide et en réduisant l'éventuel effet de stigmatisme

⁴⁶ C'est d'ailleurs en partie pour tenter de le résoudre que la Prime d'Activité a été mise en place en 2016.

attaché à une aide sociale. Nos résultats confirment en partie ces hypothèses. Les ménages connaissent et demandent moins le FGT lorsqu'ils disposent d'un moyen de transport personnel. L'éloignement d'un point d'accès au réseau réduit le recours. Nous trouvons également un effet de diffusion : la connaissance de l'aide est affectée par le nombre de bénéficiaires dans l'environnement géographique. Ce chapitre est intéressant pour notre problématique de recherche puisqu'il amène à une conclusion ambiguë quant à l'efficacité concrète des politiques de lutte contre la ségrégation spatiale subies par les ménages pauvres. D'un côté, le fait qu'ils résident dans des quartiers souvent moins bien desservis par les transports en commun tend à accroître la distance qu'ils doivent parcourir pour accéder au réseau. Cela risque de réduire leur utilisation d'aides au transport pourtant créées pour eux. D'un autre côté, leur concentration spatiale peut à l'inverse favoriser la diffusion d'information sur l'existence de ces aides, tout en accroissant également leur propension à les demander du fait d'effets de diffusion en réseau de normes. Cela suggère qu'en améliorant la desserte de ces quartiers, on pourrait réduire le non recours et donc le *spatial mismatch*.

Les deux derniers chapitres de notre thèse présentent des évaluations expérimentales de plusieurs aides au transport proposées à des jeunes en difficulté d'insertion. Les publics cibles de ces aides sont les NEET⁴⁷, des jeunes décrocheurs qui ont quitté le système scolaire et ne sont ni en emploi, ni en formation professionnelle. Dans un premier temps, nous étudions un ensemble de seize actions innovantes sélectionnées par le Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse (FEJ) sur l'ensemble du territoire métropolitain. Ces actions sont réalisées dans des territoires très variés (zones urbaines, péri-urbaines, rurales...), à des échelles différentes (ensemble du territoire, région, département, communes et communautés de communes) ; elles sont portées par des acteurs divers (associations nationales ou locales, professionnelles ou d'insertion, auto-écoles sociales...). Les types d'aides sont tout aussi variés : du simple diagnostic à des ateliers consacrés à la mobilité, des formations au permis de conduire ou des prêts de véhicules par exemple.

La méthode utilisée pour l'évaluation est une méthode classique de l'évaluation expérimentale. Les jeunes contactant chaque structure pour obtenir une aide ont été répartis de manière aléatoire en deux groupes. Un de ces groupes devient le groupe test et les jeunes sont intégrés au dispositif ; l'autre groupe ne l'obtient pas immédiatement et constitue le groupe témoin. Le tirage au sort fut réalisé à l'issue d'un questionnaire portant sur la situation du jeune. Il renseignait le niveau de diplôme, la situation professionnelle, les formations suivies, les difficultés pour trouver un emploi ; y étaient intégrées des questions portant spécifiquement

⁴⁷ Pour *Neither in Employment, in Education nor in Training*

sur la mobilité (moyens de transport accessibles, difficultés rencontrées...) ainsi que sur les loisirs, la sociabilité et l'estime de soi. Six mois après, un second questionnaire était envoyé au jeune pour connaître l'évolution de sa situation dans ces différents domaines et évaluer si les jeunes étant entrés dans le dispositif en avaient retiré un bénéfice. Nous trouvons un impact positif du traitement sur la reprise d'études et l'obtention d'un diplôme, l'occupation et la durée de recherche d'un emploi, ainsi que sur l'obtention du permis AM (nécessaire pour conduire des deux-roues de petite cylindrée). Du fait de la grande hétérogénéité des aides proposées, nous les avons regroupées selon leur intensité : faible ou intermédiaire. Les aides d'intensité faibles sont des aides ponctuelles de faible durée (comme une diagnostic mobilité) ; celles d'intensité intermédiaire proposent par exemple d'aider à la préparation du permis de conduire, ou de prêter un véhicule. Cette distinction permet de montrer que l'intensité des aides compte. Les effets positifs observés sur les deux groupes sont plus importants quand l'intensité est plus forte (effet sur le diplôme notamment). Et certains effets positifs n'apparaissent que pour ces aides plus soutenues : emploi en CDI, mais aussi les variables liées à la mobilité résidentielle. La conclusion de ce troisième chapitre est donc que les aides à la mobilité ont bien un impact positif sur l'insertion des jeunes en difficulté, mais que cet impact est d'autant plus fort que l'aide est importante.

Nous allons chercher à vérifier cette conclusion dans le chapitre 4 en étudiant une aide de forte intensité. La distinction entre les différents degrés d'intensité est forcément arbitraire, mais on trouve en France quelques aides à la mobilité qui sortent du lot du fait des moyens apportés aux bénéficiaires. En France, le FEJ a ainsi financé une expérimentation baptisée « 10 000 permis pour réussir » qui a permis de montrer l'effet ambivalent d'une aide intense au permis de conduire⁴⁸ (Le Gallo et al., 2017). Depuis quelques années, un certain nombre de dispositifs orientés vers les jeunes décrocheurs proposent un accompagnement global et intense vers l'emploi (Garantie jeune, Epide) qui peut comporter un volet mobilité. En 2015 a démarré l'expérimentation du Service Militaire Volontaire (SMV) qui propose en métropole une transposition du Service Militaire Adapté existant depuis 1961 dans les Départements d'Outre-Mer. D'une durée variant de 6 à 12 mois, Il s'agit d'un programme original qui cherche à traiter l'ensemble des facteurs bloquant l'insertion des jeunes. Le SMV comporte quatre volets distincts : une remise à niveau scolaire, une formation professionnelle, une formation

⁴⁸ Le volet financier comportait une aide de l'ordre de 1 000 euros, soit les deux tiers du coût moyen du permis en France. Un second volet non financier comportait un accompagnement personnalisé. L'étude montre un effet positif sur l'obtention du permis, mais également un effet initialement négatif sur l'emploi des jeunes aidés la première année. Celui-ci est interprété comme la conséquence de l'importance de l'investissement pour obtenir le permis. La tendance s'inverse au bout de 24 mois mais l'effet final sur l'emploi reste modéré.

citoyenne (reprenant au cadre militaire un certain nombre de codes et d'activités) et enfin une formation au permis de conduire. Du fait du caractère global de la formation, il n'est pas possible d'isoler les effets spécifiques de cette aide. Néanmoins, du point de vue de la mobilité, elle mérite d'être étudiée. En effet, l'armée a la capacité d'assurer la formation théorique et pratique au permis de conduire, et de délivrer un brevet de conduite militaire aisément convertible en permis de conduire. Il s'agit donc d'une formation complète, gratuite et intensive au permis de conduire, s'intégrant à une formation large, immersive⁴⁹ et intensive d'insertion professionnelle et sociale.

Nous avons pu réaliser une évaluation quasi-expérimentale du SMV, sur un protocole assez proche de celui utilisé pour évaluer les 16 actions innovantes choisies par le SMV. Le groupe test comprend les jeunes qui sont entrés dans le SMV et qui remplissent dans les différents centres militaires un questionnaire initial⁵⁰. Le groupe témoin est constitué des jeunes volontaires n'ayant pas été retenus par les SMV et qui se voient proposer un questionnaire équivalent. Des enquêtes de suivi sont réalisées à 6 mois et à 12 mois. Ces deux groupes ne sont pas directement comparables du fait que les volontaires non sélectionnés peuvent avoir des caractéristiques différentes de ceux qui ont été retenus. Pour tenir compte de ce biais, nous réalisons une évaluation par double différence. Le premier questionnaire comportant également des questions sur le parcours antérieur (remontant sur 12 mois), nous pouvons vérifier que les tendances de taux d'emploi pour le groupe test et le groupe témoin évoluent de manière similaire en l'absence de traitement.

Bien que nous ne puissions différencier l'effet de chaque composante du SMV, nous distinguons des variables ciblées sur chacune d'entre elles : insertion professionnelle, mobilité et valeurs. Quelle que soit la méthode économétrique utilisée, nous ne trouvons pas d'effet significatif du SMV sur ces dernières. En revanche, l'effet sur l'emploi est positif et important (entre 29 et 35 points de pourcentage selon la méthode)⁵¹. Nous trouvons également un effet positif sur le diplôme, l'estime de soi, la sociabilité et les difficultés ressenties pour trouver un emploi. Mais l'effet le plus massif du SMV porte sur le permis de conduire : les jeunes volontaires ont une probabilité de détenir le permis de conduire supérieure de 55 points de pourcentage. Et cet effet du SMV, tant sur l'emploi que sur le permis de conduire à un caractère durable puisqu'on le retrouve dans l'enquête de suivi à 12 mois.

⁴⁹ Les jeunes sont hébergés dans les centres militaires du SMV et soumis à un cadre militaire.

⁵⁰ Par rapport à celui utilisé dans le chapitre 3, celui-ci comporte des questions plus détaillées sur les valeurs et l'estime de soi ; l'objectif étant de pouvoir observer un effet éventuel lié à dimension militaire du programme.

⁵¹ Bien supérieur à celui d'un programme « civil » également intense comme la Garantie jeune (Gautié, 2018)

Première partie

Evaluations non expérimentales

Chapitre 1.

Les offres locales d'aides monétaires à la mobilité

Ce chapitre s'appuie sur les données de l'étude des aides sociales locales réalisée avec Yannick L'Horty dans les années 2000 et ayant donné lieu à trois publications dans les revues *Economie et Statistique* et *Revue Economique* sous le titre « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi » (*Economie et Statistique*, 2002, n°357-358, pp. 49-78), « Aides sociales locales, Revenu de Solidarité Active et gains du retour à l'emploi » (*Economie et Statistique*, 2009, n° 429-430, pp. 129-157) et « Les effets du revenu de Solidarité active sur les gains du retour à l'emploi », (*Revue économique*, 2009/3, Vol. 60, pp 767-776). Dans ce chapitre, nous avons repris des données tirées de ces études, actualisé et recentré sur les aides aux transports qui constituent le sujet de notre thèse.

Introduction

Dans ce chapitre, nous nous intéressons aux aides tarifaires pour l'accès aux transports en commun accordées aux personnes appartenant à des ménages défavorisés. Nous cherchons à mesurer leur importance dans le revenu de ces ménages. L'objectif est de vérifier si ces aides, créées pour encourager l'insertion professionnelle et sociale des bénéficiaires, peuvent avoir un impact négatif sur les gains du retour à l'emploi de ceux-ci, du fait de leurs barèmes et de leurs interactions avec d'autres revenus (d'activité ou sociaux). Il existe pour l'instant très peu de travaux qui intègrent les aides locales, alors que de nombreux économistes considèrent déjà que le système d'aide aux bas revenus en France devrait être simplifié pour gagner en efficacité (Bargain et al. 2017). L'originalité de notre travail est donc d'étudier les aides au transport dans l'ensemble d'une nébuleuse constituée des aides nationales et locales. Nous montrons que, comme souvent, « le diable est dans les détails » des barèmes sociaux.

1. Les spécificités des aides au transport

1.1. Les aides aux transports collectifs : une volonté nationale pour une mise en œuvre locale

Un des moyens pour favoriser la mobilité des populations en difficulté d'insertion est de leur donner un accès privilégié aux transports en commun. Posséder un moyen de transport individuel représente généralement un investissement financier important auquel s'ajoute pour beaucoup d'entre eux la nécessité d'obtenir un permis de conduire lui aussi coûteux en temps et en argent. A l'inverse, les moyens de transport collectifs peuvent aisément être ouverts à des catégories de population dont les pouvoirs publics souhaitent favoriser la mobilité. Il suffit de leur accorder un tarif réduit ou même la gratuité pour emprunter ce réseau. Les réseaux de transport en commun sont bien sûr plus denses en ville et ce type de politiques cible plutôt des publics urbains. Mais d'une part plus de 75% de la population française réside en milieu urbain et d'autre part les zones rurales sont pour beaucoup desservies par les transports en commun, généralement routiers (autocars) ; leurs habitants sont donc susceptibles de bénéficier de telles aides.

Les tarifs réduits dans les transports en commun ont longtemps été réservés à des catégories de population spécifiques : personnes âgées ou handicapées, familles nombreuses, enfants scolarisés... Les personnes en difficulté d'insertion (chômeurs, précaires, bénéficiaires de minima sociaux) sont devenues une population cible de ces politiques depuis les années quatre-vingt mais surtout à partir de la fin des années quatre-vingt-dix. Il s'est passé à cette époque dans le domaine des transports une évolution comparable à celle observée pour les

minima sociaux français. Ceux-ci étaient jusque-là réservés aux personnes à faibles ressources présentant de surcroît une caractéristique physique, familiale ou sociale légitimant l'attribution d'une aide sociale : enfant ou parent isolé, personne âgée, handicapée, familles nombreuses... Ces personnes relevaient de « l'handicapologie » pour reprendre l'expression de Castel (1995). A partir des années quatre-vingt, l'installation durable d'un chômage de masse va amener à inscrire sur l'agenda politique le traitement de ceux qu'on appelait alors les « nouveaux pauvres ». L'aide sociale va s'orienter vers de nouveaux publics : demandeurs d'emploi et plus largement personnes à faibles ressources. L'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS⁵²) est créée en 1984 à destination des chômeurs en fin de droit. Le Revenu Minimum d'Insertion (RMI) est instauré en 1988, remplacé par le Revenu de Solidarité Active (RSA) en 2009. Pour la première fois, un mécanisme national garantit une aide sur la seule condition de ressources pour toutes les personnes âgées de plus de 25 ans. La création de la Couverture Maladie Universelle de base (CMU⁵³) et complémentaire (CMUc) en 1999 s'inscrit dans la même logique.

On observe une évolution comparable dans le domaine des aides au transport. Le principe d'un droit au transport est reconnu en 1982 par la loi d'orientation sur les transports intérieurs (LOTI). Son article 1 précise que « le système de transports intérieurs doit satisfaire les besoins des usagers dans des conditions économiques et sociales les plus avantageuses pour la collectivité » tandis que l'article 2 stipule que « la mise en œuvre d'un droit au transport permet aux usagers de se déplacer dans des conditions raisonnables d'accès, de qualité et de prix ainsi que de coût pour la collectivité, notamment par l'utilisation d'un moyen de transport ouvert au public ».

A la fin des années 1990, la volonté de développer en France une politique spécifique d'accès aux transports à destination des personnes en difficulté d'insertion devient claire. La loi d'orientation relative à la lutte contre les exclusions de juillet 1998 précise les publics qui doivent bénéficier de tarifs préférentiels et prévoit l'organisation d'une concertation entre les différents acteurs (pouvoirs publics, associations, entreprises de transport...) devant aboutir à « la mise en œuvre de mécanismes d'aide aux chômeurs en fin de droits et aux demandeurs d'emploi de moins de vingt-six ans en leur permettant l'accès aux transports collectifs » (article 123). Cette concertation générale n'a pas eu lieu, néanmoins cela confirme l'inscription sur l'agenda politique de l'accès aux transports collectifs à destination des publics fragilisés du point de vue de l'emploi.

⁵² Les sigles utilisés et certaines définitions sont repris dans un glossaire en fin de chapitre.

⁵³ Remplacée par la Protection Universelle Maladie (PUMA) au 1^{er} janvier 2016.

La loi Solidarité et renouvellement urbain (SRU) du 13 décembre 2000 va cibler plus largement les personnes à faibles ressources en exigeant que les différentes autorités organisatrices de transport urbains (AOTU) proposent un tarif réduit aux ménages à bas revenus. Elle définit même des montants : le seuil de ressources est basé sur celui permettant l'accès à la Couverture Maladie Universelle complémentaire et le montant de la réduction tarifaire doit être au minimum de 50% du plein tarif. L'injonction à mettre en place une tarification sociale passe donc d'une logique de statut (demandeurs d'emploi en fin de droits, jeunes en insertion) à une logique de revenu. Dans la réalité, les deux logiques coexistent souvent.

La volonté d'aider à la mobilité des personnes défavorisées est nationale, mais son application est d'abord locale, accompagnant la décentralisation progressive entamée en France à partir de 1982. L'organisation des transports en commun relève aujourd'hui en France essentiellement des collectivités territoriales. Si l'Etat est en charge de l'organisation des transports collectifs d'intérêt national (chemins de fer pour l'essentiel), il ne propose pas de tarif social (sauf pour les demandeurs d'emploi se rendant par le train à un entretien d'embauche). Les communes et communautés de communes, les départements et les régions sont chacun responsables de l'organisation des transports en commun dans leur champ de compétences propre⁵⁴ et donc de l'application de la volonté politique nationale. La multiplication des tarifs sociaux à partir des années 1990 et la prise de conscience par les différents acteurs locaux (bénéficiaires et professionnels de l'aide sociale) de l'importance de cette thématique dans la lutte contre la pauvreté est confirmée par le rapport « Mobilité et grande pauvreté » dirigé par Mignot (2001).

Ce caractère local se traduit par une grande diversité des aides au transport. Certes, la loi donne un objectif et définit des conditions minimales, mais toutes les autorités organisatrices de transport n'ont pas suivi – ou pas immédiatement – l'obligation qui leur était faite. Et celles qui ont mis en place une tarification sociale l'ont fait de manière très variable quant aux montants, barèmes et conditions d'attribution. Les conséquences pour les bénéficiaires de la mise en œuvre de ces aides ont donc été très différentes selon les lieux où elles ont été appliquées.

L'objectif de ce chapitre est d'étudier l'impact de ces aides aux transports en commun sur les ménages pauvres, en suivant deux indicateurs : le montant de ces aides et leur variation en fonction de la situation financière ou d'emploi des personnes. On cherche à mesurer les

⁵⁴ Suite à la loi du 7 août 2015 portant Nouvelle Organisation Territoriale de la République (loi NOTRe), les Régions ont récupéré au 1^{er} janvier 2017 la quasi-totalité des compétences relevant jusque-là des départements en matière de transports collectifs.

conséquences financières de l'obtention de ces aides pour les bénéficiaires, mais aussi de leur perte si leur statut évolue ou que leurs ressources augmentent, notamment en cas de reprise d'emploi. L'objectif est de vérifier si ces aides peuvent avoir un impact sur les gains monétaires de la reprise d'emploi.

Dans cette optique, nous ne pouvons pas nous limiter aux seules aides au transport. En effet, il est nécessaire de prendre en considération l'ensemble du système d'aides aux ménages en difficulté, en intégrant à la fois les aides nationales, mais également les aides locales – dont les aides au transport – et les « droits connexes », ces aides dont l'attribution est conditionnée à une autre aide (comme un tarif préférentiel sur les transports pour les bénéficiaires du RSA par exemple).

1.2. Les aides au transport au sein des autres aides sociales

Les aides au transport que nous étudions ici s'intègrent à un ensemble complexe d'aides sociales qui complètent les aides nationales. Le premier étage du système français de soutien aux bas revenus regroupe les minima sociaux, tels le RSA ou l'allocation de solidarité spécifique (ASS), des prestations familiales telles que la prestation d'accueil du jeune enfant ou l'allocation de rentrée scolaire, et des aides au logement telle que l'aide personnalisée au logement (APL). Le second étage est composé des « droits connexes » nationaux, aides conditionnées à l'obtention d'une aide primaire. L'expression « droits connexes » est relativement impropre : ces aides sont connexes en ce qu'elles renvoient à un deuxième cercle d'aides sociales mais elles ne sont pas toutes conditionnées à l'obtention d'une aide primaire ou d'un statut spécifique. Au sein de ce deuxième étage on trouve par exemple la prime de Noël pour les allocataires du RMI/RSA (renouvelée par décret chaque année depuis 1998), les exonérations de la contribution à l'audiovisuel public (la « redevance télévision »), la réduction sociale téléphonique, le chèque énergie (qui remplace depuis le 1^{er} janvier 2018 les tarifs sociaux pour le gaz et l'électricité), la CMU complémentaire...

Au-delà, un grand nombre d'aides sociales locales s'ajoutent également (de façon connexe ou non) au système national et légal. Leur principale caractéristique est leur extrême diversité, tant du point de vue des acteurs qui les accordent que des domaines visés mais aussi de la forme des aides elles-mêmes. S'y ajoute évidemment une grande diversité territoriale.

Les principaux offreurs publics d'aides locales sont les départements, les communes et communautés de communes, les régions, mais également les caisses locales d'allocations familiales (CAF) qui disposent d'une autonomie budgétaire sur certaines aides. Les domaines visés sont très variés : restauration scolaire, centres de loisir, aides aux vacances, prise en

charge d'impayés (loyer ou autres), accès ou maintien dans le logement, équipement de celui-ci, aides au transport et à la mobilité, tarifs sociaux des équipements collectifs (piscine, musée...) pour citer les principaux.

La nature et la forme des aides sont également multiples : on rencontre des aides monétaires, d'autres tarifaires ou en nature, des aides affectées à un usage précis ou non, des dons et des prêts, des aides à caractère durable et d'autres exceptionnelles, des aides sur barème et d'autres reposant sur une évaluation sociale... Certaines de ces aides sont accordées sous conditions de statut réservées à certains types de population (demandeurs d'emploi, familles nombreuses, allocataires du RSA, handicapés...), d'autres sous conditions de ressources dont le montant dépend des revenus des ménages. Pour ces dernières les conditions d'extinction de l'aide sont encore très diverses : baisse dégressive ou par plateaux, avec un nombre de seuil également variable. Lors d'une première recension de ces aides locales parmi un certain nombre de communes françaises, nous avons déjà remarqué qu'aucune aide n'avait le même profil dans deux villes différentes (Anne et L'Horty, 2002).

Dans cette galaxie d'aides locales, les aides au transport représentent un poids important et croissant, à la suite notamment d'impulsions données à l'échelle nationale, comme nous l'avons rappelé supra. Un premier type d'aides concerne la mobilité individuelle (permis de conduire, location ou achat d'un moyen de transport) ; il peut s'agir d'aides monétaires offertes par exemple par le Conseil Départemental dans le cadre de son action sociale, d'aides en nature (prêt d'un véhicule), de formation (aide à la mobilité, permis de conduire...) accordées par des collectivités ou des associations locales. Nous nous concentrerons dans ce chapitre sur l'autre grand type d'aides au transport qui consiste à faciliter l'accès aux réseaux de transport en commun. Ces aides relèvent essentiellement des collectivités locales (communes ou communautés de communes, département et région). Elles visent des publics spécifiques : jeunes scolarisés, personnes âgées, familles nombreuses, handicapés, demandeurs d'emploi, personnes pauvres ou en difficulté d'insertion... Elles prennent généralement la forme d'aides affectées, sous forme de réduction – voire de gratuité – du coût d'accès au réseau de transport en commun (autocars, tramway, métro...). Même si la multiplicité des formules d'accès (ticket unitaire ou carnet, abonnement hebdomadaire ou mensuel...) peut rendre délicate la mesure du coût des transports en commun dans une ville, la valeur de la subvention accordée aux bénéficiaires de l'aide sous forme de réduction tarifaire permet d'estimer le montant de l'aide reçue, en posant éventuellement des hypothèses sur la fréquence d'utilisation du service. On peut donc assimiler ces aides à des aides monétaires affectées à un usage spécifique.

Les interactions entre ces aides au transport et les autres aides sociales monétaires ou à équivalent monétaire sont nombreuses, d'autant que plusieurs niveaux d'acteurs locaux

interviennent, ce qui peut générer une concurrence entre eux. On parle de concurrence fiscale lorsque coexistent plusieurs agents publics offrant des services ou des aides en les finançant par des prélèvements sur la population relevant de leur autorité. Le cas le plus étudié par la littérature est celui de la concurrence horizontale, notamment fiscale, situation dans laquelle les différents agents publics sont en concurrence pour attirer ou conserver sur leur territoire les personnes ou les entreprises qui constituent leur assiette fiscale. La littérature montre que plus l'assiette fiscale est mobile, plus la concurrence est forte entre acteurs publics, faisant baisser les taux d'imposition et le niveau de services publics offerts. C'est une stratégie de course vers le bas aboutissant à un moins-disant fiscal et à un équilibre sous-optimal où les différents pouvoirs publics produisent en conséquence trop peu de biens et services publics. La variable centrale pour qu'apparaissent de telles situations sous-optimales est la mobilité de la base imposable (voir par exemple Cremer et Pestiau, 2004). La transposition au champ des aides sociales qui nous intéresse ici pose un problème supplémentaire : les aides sociales locales que nous étudions bénéficient par construction aux ménages pauvres, qui contribuent peu au financement des offreurs de ces aides. Verser des aides sociales généreuses aux personnes en difficulté peut avoir des conséquences fiscales négatives sur les ménages imposables. Emond (2016) confirme la dimension stratégique des politiques sociales en montrant dans la région lyonnaise que la générosité des transferts sociaux des communes est supérieure quand la mobilité résidentielle est plus faible, et donc la base fiscale moins susceptible de fuir la pression fiscale qui en est le corollaire. Elle confirme l'existence d'une concurrence horizontale pour les aides sociales en montrant que lorsque la mobilité résidentielle est élevée, les communes transfèrent plus souvent des compétences sociales à l'échelon supérieur des établissements publics de coopération intercommunale.

Mais la coexistence de plusieurs niveaux de compétence publique peut créer une autre forme de concurrence, verticale cette fois. C'est potentiellement le cas pour les aides sociales locales dont nous avons montré qu'elles se caractérisent par la multiplicité des niveaux d'intervention : national, régional, départemental, intercommunal, communal, voire infra-communal à travers les politiques de la ville ciblées sur certains quartiers prioritaires. Ici également, la majeure partie de la littérature s'intéresse à la concurrence fiscale. En cas de concurrence fiscale verticale, les modèles montrent que les différents acteurs publics peuvent ne pas prendre en compte dans leur choix de taux d'imposition celui des autres niveaux d'action publique. Finalement les contribuables sont soumis à un taux d'imposition d'équilibre supérieur au taux optimal car les différents niveaux d'intervention publique s'additionnent sans forcément être complémentaires (pour un survol de cette littérature, voir Madiès et al., 2005). La multiplicité des acteurs institutionnels favorise de plus la prolifération d'outils et d'instruments qui risquent de se superposer sans cohérence. Cela risque également de rendre moins lisible aux

bénéficiaires⁵⁵ potentiels l'offre disponible d'aide sociale et d'accroître le non recours (voir le chapitre suivant). Lehmann⁵⁶ (2016) montre ainsi sur que la simple superposition des barèmes aboutit à des profils d'imposition erratiques, y compris pour des cas-types très simples et sans prendre en compte les aides locales. L'inflation des dispositifs est aggravée d'une incohérence d'ensemble. A l'échelle locale, Leprince et Guengant (2002) montrent que le développement du budget des intercommunalités ne s'est pas accompagné d'une réduction comparable des budgets communaux et en a même augmenté certains.

Appliqué aux aides sociales au transport qui nous intéressent ici, cela pourrait aboutir à deux types de problèmes : la non prise en compte des autres aides au transport pouvant exister à d'autres échelons d'action publique d'une part ; la non prise en compte des autres types d'aides sociales offertes dans d'autres domaines mais qui impactent également le niveau de ressources. Le risque est alors que les montants ou les critères d'attribution des différentes aides créent des effets pervers, par exemple en amplifiant les conséquences financières pour des ménages pauvres de certains effets de seuil pour lesquels plusieurs aides locales s'éteindraient en même temps. Ou encore selon qu'ils prennent ou pas en compte les effets sur les ressources des ménages des autres aides locales. C'est ce que nous allons tenter de mesurer en étudiant les interactions entre les différents offreurs d'aides sociales nationales et locales, ainsi que leur effet sur les ressources mais également sur les gains du retour à l'emploi des bénéficiaires potentiels.

1.3. Une approche par cas-types

Nous proposons dans ce chapitre de recenser les aides accessibles aux personnes en difficultés d'insertion en fonction de leur situation d'activité et familiale. Notre objectif est de mesurer le poids des aides au transport dans cet ensemble et leur impact. En effet, comme nous le rappelions en première partie, les aides au transport se sont de plus en plus orientées vers les publics en difficulté d'insertion, avec l'objectif affirmé de favoriser la mobilité de ces personnes dans un objectif d'inclusion économique et sociale.

Ne pouvant prétendre à l'exhaustivité des aides locales offertes sur l'ensemble du territoire français, nous avons choisi d'être exhaustif sur les aides offertes dans un certain nombre de communes françaises, incluant les trois plus grandes : Paris, Lyon et Marseille. Deux collectes ont été réalisées, l'une en 2001, l'autre en 2008, chaque fois sur une dizaine de communes.

⁵⁵ D'autant qu'il s'agit de publics en difficulté.

⁵⁶ Ce qui l'amène à proposer une simplification du système fiscal français et la fusion de l'impôt sur le revenu, la CSG, la Prime d'activité et les cotisations sociales.

Les trois plus grandes métropoles, Paris, Lyon et Marseille sont présentes dans les deux études, mais les autres villes sont différentes aux deux dates. A la première enquête, les communes ont été choisies pour refléter la variété géographique et démographique⁵⁷ ; la seconde s'appuie et complète un inventaire réalisé par AMEDIS pour le compte l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion (Baillon et al., 2006) sur une dizaine de villes moyennes⁵⁸. Dans chacune des villes et à chaque date, nous avons recensé l'ensemble des aides accordées aux habitants en fonction de leur revenu d'activité et de la situation familiale. Six cas-types familiaux sont constitués : personne seule et couple sans ou avec enfant. Le tableau I.1 indique les hypothèses choisies pour la constitution de ces ménages. Le fait d'être isolé, d'avoir un enfant en bas âge ou trois enfants peut ouvrir des droits différents selon la commune de résidence.

Tableau I.1. Les cas-types

Situation familiale	Âge				Type de logement (parc privé)
	Personne de référence	Premier enfant	Deuxième enfant	Troisième enfant	
Personne isolée	Entre 25 et 60 ans				F1
Famille monoparentale avec un enfant (API puis RSA majoré)	Entre 25 et 60 ans	Moins de 3 ans, non scolarisé			F2

⁵⁷ Les communes choisies étaient Amiens (Somme), Arras (Pas de Calais), Belley (Ain), Evry (Essonne), Le Mans (Sarthe), Lyon (Rhône), Marseille (Bouches du Rhône), Paris XV^{ème} et XIX^{ème}, Pecquencourt (Nord).

⁵⁸ En plus de Paris, Lyon et Marseille, deux villes différentes étaient choisies dans cinq départements différents : Nord (Tourcoing et Villeneuve d'Ascq), Hérault (Béziers et Sète), Bouches-du-Rhône (Arles et Martigues), Seine-Saint-Denis (Drancy et Montreuil), Val-de-Marne (Fontenay-sous-Bois et Ivry-sur-Seine).

Famille monoparentale avec un enfant (RMI puis RSA)	Entre 25 et 60 ans	Plus de 3 ans, scolarisé			F2
Couple sans enfant	Entre 25 et 60 ans				F2
Couple avec un enfant	Entre 25 et 60 ans	Moins de 3 ans, non scolarisé			F3
Couple avec deux enfants	Entre 25 et 60 ans	Entre 6 et 10 ans, scolarisé en primaire	Moins de 3 ans, non scolarisé		F3
Couple avec trois enfants	Entre 25 et 60 ans	Entre 6 et 10 ans, scolarisé en primaire	Entre 3 et 5 ans, scolarisé en maternelle	Moins de 3 ans, non scolarisé	F4

Toutes les aides nationales et légales sont intégrées, ainsi que les droits connexes nationaux (CMU complémentaire, prime de Noël...). Une recension de toutes les aides locales accessibles dans la commune a été réalisée. Certaines aides sont néanmoins exclues car elles constituent des secours exceptionnels ou sont accordées après une évaluation sociale. L'objectif était de ne prendre en compte que des aides sur barème (ce qui exclut les aides donnant lieu à une évaluation sociale), à caractère durable (hors aides exceptionnelles ou d'urgence, et en ignorant les prêts et crédits). Dans ce cas, on peut considérer les aides étudiées comme un droit potentiel accordé aux bénéficiaires sous condition de ressources et/ou de statut.

La présente étude ne prend pas en considération les aides à la garde des enfants, bien que de telles aides soient susceptibles d'avoir un effet important sur le retour à l'emploi des femmes. En effet, elles sont localement très variables selon le mode de garde (existence d'une crèche, nature de la crèche, taux de prise en charge). Les familles sont donc supposées n'utiliser aucun mode de garde pour les enfants de moins de trois ans, ce qui revient à ne pas

distinguer le cas de la mono- ou de la bi-activité pour les couples. L'hypothèse implicite est celle d'une garde gratuite, par exemple par un proche parent. Cette hypothèse minore le coût de l'accès à l'emploi pour les mères.

Les gains accordés aux couples bi-actifs ne sont pas non plus intégrés. Certaines communes peuvent par exemple réserver l'accès à certains services à ces ménages (même si ce n'était le cas dans aucune commune de notre échantillon pour les aides que nous étudions, cette condition est assez générale pour les aides à la garde d'enfants). Certaines entreprises peuvent accorder des avantages à leurs salariés selon le type de ménage auquel ils appartiennent⁵⁹ (crèches d'entreprise, aides sociales d'entreprise sous condition de statut familial...). Cette hypothèse joue dans le sens inverse de la précédente, elle contribue à minorer les gains de l'accès à l'emploi.

Une autre difficulté posée par l'étude des aides sociales locales renvoie à l'évaluation du montant des aides proposées. Le problème ne se pose pas pour les aides d'un montant forfaitaire comme la prime de Noël ou un abonnement de transport à tarif réduit (type « Pass Navigo » en Ile de France) où l'on connaît l'économie réalisée grâce à l'aide. Mais pour beaucoup d'autres, cela nécessite de poser des hypothèses sur la consommation des ménages : combien de repas à la cantine de l'école primaire seront pris à tarif réduit par les enfants ? Combien de jours de vacances ou dans un centre de loisirs bénéficiant d'une aide de la CAF locale ? Combien de spectacles ou d'entrées à la piscine municipale à tarif réduit ? Quelle fréquence d'utilisation des transports en commun lorsqu'il n'existe pas de formule d'abonnement... La solution retenue a été de poser des hypothèses quant à la consommation ouvrant droit aux différentes aides accessibles. Ces hypothèses sont présentées à l'annexe 1. On peut dès lors estimer les droits potentiels de ces différents ménages en fonction de leur composition et de l'ensemble de leurs revenus (d'activité, d'aide sociale nationale-légale, de droits connexes et d'aides sociales locales). Soulignons dès à présent que ce calcul ne dira rien de la consommation réelle ni des montants effectivement perçus par les ménages des communes étudiées. On se place délibérément côté « offre » et non côté « demande » d'aide sociale. La question du recours réel sera abordée au chapitre suivant. Au sein de ces aides, on pourra observer la part des aides au transport et leur impact sur les gains du retour à l'emploi.

⁵⁹. De façon plus générale, nous n'intégrons pas dans cette étude les aides sociales versées par les entreprises. Il n'existe pas de données nationales ni a fortiori de données locales sur ces aides dont la prise en compte revient à augmenter le revenu d'activité.

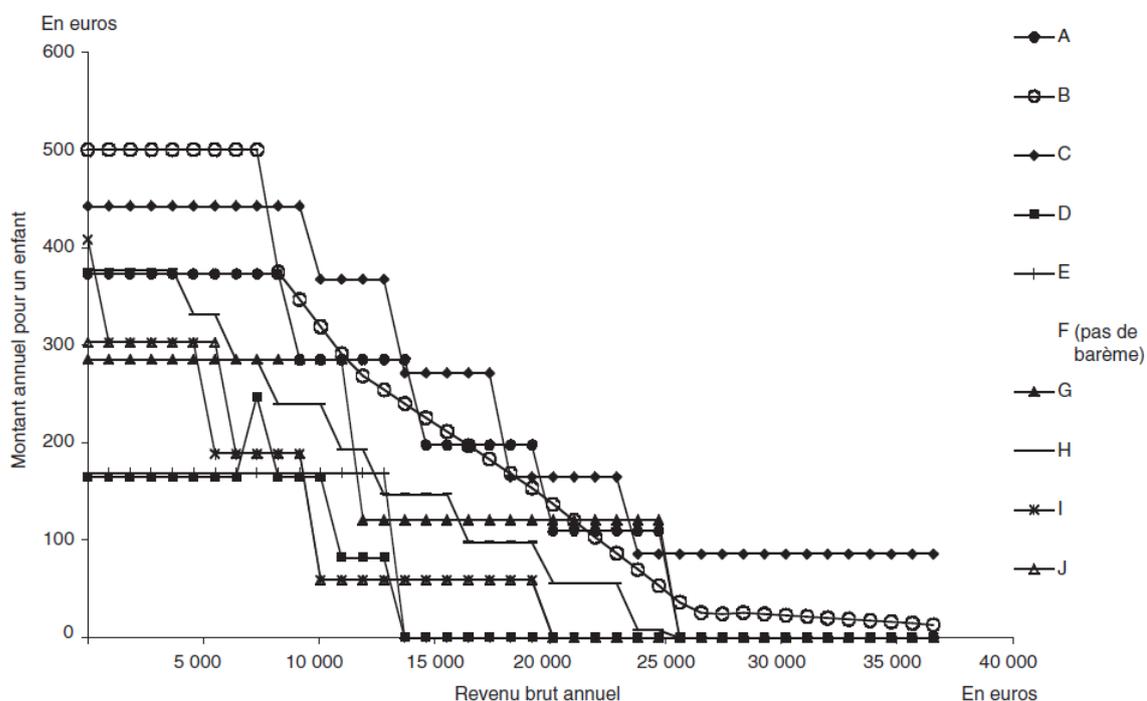
2. Les problèmes posés par les aides au transport

2.1. Les aides au transport représentent un poids important et croissant au sein des aides sociales locales

Bien que les communes sélectionnées aient été différentes dans nos deux études, dont les données ont été collectées en 2001 et en 2007, un même constat peut être réalisé pour ce qui est des aides sociales locales et des droits connexes au sein du système global d'aides sociales.

Tout d'abord, les barèmes des aides locales sont très variés : dans une même ville, les différentes prestations offertes le sont généralement sur des barèmes différents ; pour une même prestation, les tarifs sont différents entre les communes étudiées. Prenons en exemple une aide communale, celle pour la restauration des enfants scolarisés dans l'enseignement primaire. En 2001 comme en 2007, chaque commune a son propre barème. Les profils des aides sont très variés : absence de barème social (cas de Pecquencourt en 2001) ou gratuité pour tous (Drancy en 2007) ; si la plupart des villes proposent un tarif dégressif par palier en fonction du revenu, le nombre de paliers est variable et certaines ont adopté un barème linéairement dégressif (graphique I.1)

Graphique I.1. Montant de l'aide monétaire pour la restauration scolaire en fonction des revenus (couple avec 2 enfants) en 2001

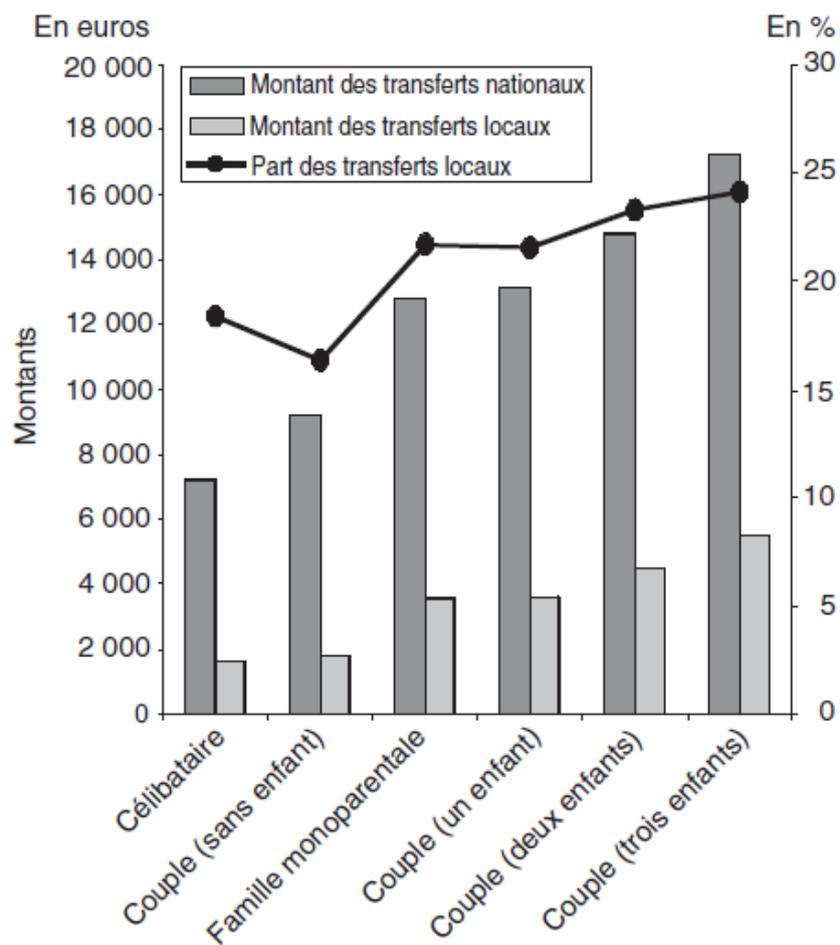


Note : chaque lettre correspond à une commune de l'échantillon.

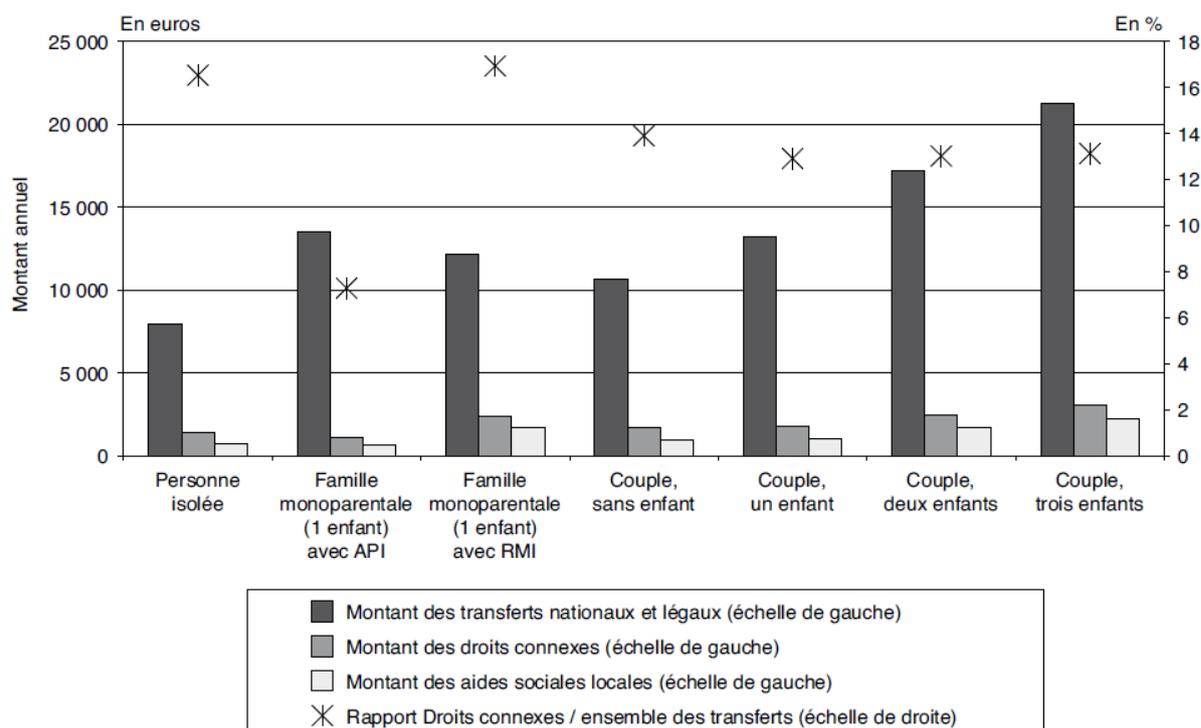
Deuxièmement, si les montants des différentes aides sont généralement assez faibles, de l'ordre de quelques dizaines d'euros mensuels, leur agrégation constitue un complément de ressources important pour des ménages disposant de faibles revenus d'activité. Rappelons que l'on ne parle ici que de droits potentiels et pas de recours réel. Néanmoins, en additionnant les différentes aides auxquelles ont théoriquement droit les différents cas-types construits, on montre que les aides locales et les transferts extra-légaux augmentent sensiblement les ressources des bénéficiaires ne percevant aucun revenu d'activité (graphique I.2).

Graphique I.2. Montant des transferts locaux selon la configuration familiale pour un ménage sans revenu d'activité

Echantillon de communes en 2001



Echantillon de communes en 2007



En moyenne, dans les communes considérées, les aides locales et droits connexes représentaient selon la configuration familiale entre 15 et 25% du revenu global, à l'exception du ménage percevant l'API (Allocation Parent Isolé accordée jusqu'au 3^{ème} anniversaire de l'enfant, équivalent à partir de 2009 au RSA majoré⁶⁰). Les chiffres de 2007 sont plus faibles que ceux de 2002, y compris dans les trois grandes métropoles présentes dans les deux enquêtes. Cela s'explique par des hypothèses plus restrictives, notamment sur les conditions de cumul des aides⁶¹. Le faible montant calculé pour les bénéficiaires de l'API peut s'expliquer d'une part par le montant plus élevé des aides nationales pour les personnes isolées avec enfant en bas âge et d'autre part du montant plus faible des aides locales. En effet, un certain

⁶⁰ La majoration du RSA est obtenue quel que soit l'âge de l'enfant l'année où le bénéficiaire se retrouve isolé (séparation, veuvage) ; au-delà, la majoration n'est accordée que si l'enfant a moins de 3 ans, rejoignant ici les conditions d'attribution qui étaient celles de l'API.

⁶¹ En 2009, nous avons considéré que des aides différentes mais proches offertes par un même offreur d'aide n'étaient pas cumulables, par exemple une aide à l'achat d'un véhicule et une aide pour passer le permis de conduire, ou encore, une aide à l'entrée et une aide au maintien dans les lieux. Une seule aide a alors été prise en compte, la plus favorable. L'hypothèse implicite étant que les offreurs d'aide étaient attentifs à ne pas accorder des aides proches aux mêmes ménages. En revanche, une aide au départ en vacances offerte par la CAF est supposée cumulable avec une aide financière pour l'accès à un centre de loisirs sans hébergement pour les enfants.

nombre de ces aides sont réservées à des enfants plus âgés : restauration scolaire pour les jeunes scolarisés, centre de loisirs... De plus, en 2007, ces ménages ne percevaient pas la prime de Noël, ni la réduction sociale du téléphone... Cet état de fait a été modifié du fait de l'intégration de l'API dans le RSA en 2009.

Ces constats sont établis pour des ménages sans revenus d'activité. Si l'on suppose un revenu d'activité égal à un demi-Smic, le montant des droits connexes relativement à l'ensemble des transferts nationaux et légaux se situe à un niveau qui peut être très différent. Il peut alors atteindre près de 40 % de ces transferts (tableau I.2).

Tableau I.2. Montant et poids des transferts selon la configuration familiale

A - Ménage sans revenu d'activité

	Personne isolée	Couple (sans enfant)	Famille monoparentale avec API (1 enfant)	Famille monoparentale avec RMI (1 enfant)	Couple (1 enfant)	Couple (2 enfants)	Couple (3 enfants)
Montant des transferts nationaux et légaux (€)	7 916	10 640	13 578	12 209	13 224	17 291	21 287
Montant des droits connexes (€)	1 563	1 712	1 059	2 475	1 955	2 600	3 204
Montant des aides sociales locales (€)	918	948	777	1 728	1 134	1 755	2 310

Rapport Droits connexes / ensemble des transferts (€)	16	14	7	17	13	13	13
Rapport Droits connexes / Transferts nationaux légaux (%)	20	16	8	20	15	15	15
Rapport aides sociales locales / Droits connexes totaux (%)	59	55	73	70	58	68	72

B - Ménage avec un revenu d'activité égal à 50 % du Smic

	Personne isolée	Couple (sans enfant)	Famille Monoparentale avec API (1 enfant)	Famille Monoparentale avec RMI (1 enfant)	Couple (1 enfant)	Couple (2 enfants)	Couple (3 enfants)
Montant des transferts nationaux et légaux (€)	1 700	4 340	8 290	6 506	7 741	11 722	15 823
Montant des droits connexes (€)	505	1 712	800	2 489	904	2 599	3 216

Montant des aides sociales locales (€)	464	948	635	1 741	710	1 754	2 321
Rapport Droits connexes / ensemble des transferts (%)	23	28	9	28	10	18	17
Rapport Droits connexes / Transferts nationaux légaux (%)	30	39	10	38	12	22	20
Rapport aides sociales locales / Droits connexes totaux (%)	92	55	79	70	79	67	72

Lecture : en 2007, sur l'échantillon de communes considéré, un couple sans enfant ne percevant aucun revenu d'activité avait droit en moyenne à 10 640 euros annuels de transferts nationaux et légaux auxquels s'ajoutaient 1 712 euros de droits connexes dont 948 euros d'aides sociales locales ; l'ensemble des droits connexes représentait alors 14 % des revenus du ménage et 16 % des transferts nationaux légaux. Les aides sociales locales représentaient 55 % de l'ensemble des droits connexes.

Champ : le tableau intègre les transferts nationaux et légaux ainsi que les aides sociales locales et les autres droits connexes accessibles dans les 13 communes de l'échantillon sous les hypothèses retenues pour les cas-types et la consommation du ménage.

Au sein des aides sociales, les aides au transport représentent une part importante et croissante. Comme nous l'avons rappelé plus haut, c'est très souvent entre nos deux enquêtes que les collectivités locales ont mis en place ou généralisé des aides aux transport collectifs destinés spécifiquement aux ménages à faible ressources. En 2001, seules trois communes

de notre échantillon proposaient de telles aides⁶², et pour deux d'entre elles pour des montants faibles vis-à-vis des autres aides locales, 4 à 6% du total. Seule la ville de Lyon offrait aux bénéficiaires du RMI et de l'ASS un tarif social équivalent à une aide d'un montant assez élevé par rapport au tarif plein, de l'ordre de 400€ annuel pour une personne isolée, soit 13% des aides sociales extra-légales sur ce territoire et pour cette configuration familiale.

En 2007, toutes les communes observées proposaient des aides individuelles pour l'accès aux transports en commun en faveur des personnes en difficulté d'insertion⁶³, le plus souvent aux bénéficiaires du RMI et/ou aux demandeurs d'emploi (percevant ou non l'ASS). Il s'agissait essentiellement d'aides régionales ou municipales (voire de la communauté urbaine). Cette évolution est la conséquence de l'application locale des politiques impulsées à l'échelle nationale allant dans ce sens. En se limitant aux communes offrant des aides au transport aux bénéficiaires du RMI à l'époque⁶⁴, et en estimant le montant de l'aide par l'écart de tarif vis-à-vis des abonnements à plein tarif, leur montant variait entre 250 et 650 euros annuels pour une personne isolée, représentant 32% en moyenne des aides locales et droits connexes accessibles. Dans la plupart des cas, ces aides sont accordées au bénéficiaire et à ses ayants-droits, augmentant d'autant le montant théorique de l'aide pour les cas-types non isolés.

2.2. Le rôle des aides au transport dans l'ensemble des aides sociales locales

Le caractère différentiel du Revenu Minimum d'Insertion générait un effet pervers bien connu. Le RMI complétait les ressources d'activité éventuelles des bénéficiaires percevant moins d'un certain seuil. Le montant de l'allocation correspondait à la différence entre les ressources et ce seuil. Le montant perçu diminuait donc en cas de reprise d'activité, jusqu'à ce que le RMI s'éteigne lorsque le salaire dépassait le montant initial du RMI. Du fait du niveau modéré de l'allocation, la reprise d'un emploi au SMIC à temps plein devait normalement apporter un gain monétaire à l'individu. Mais ce n'était pas forcément le cas s'il ne vivait pas seul (en couple et/ou avec enfants) puisque le montant du RMI tenait compte de la composition du foyer. Et ce n'était pas non plus vrai en cas de reprise partielle d'activité en deçà du point de sortie du

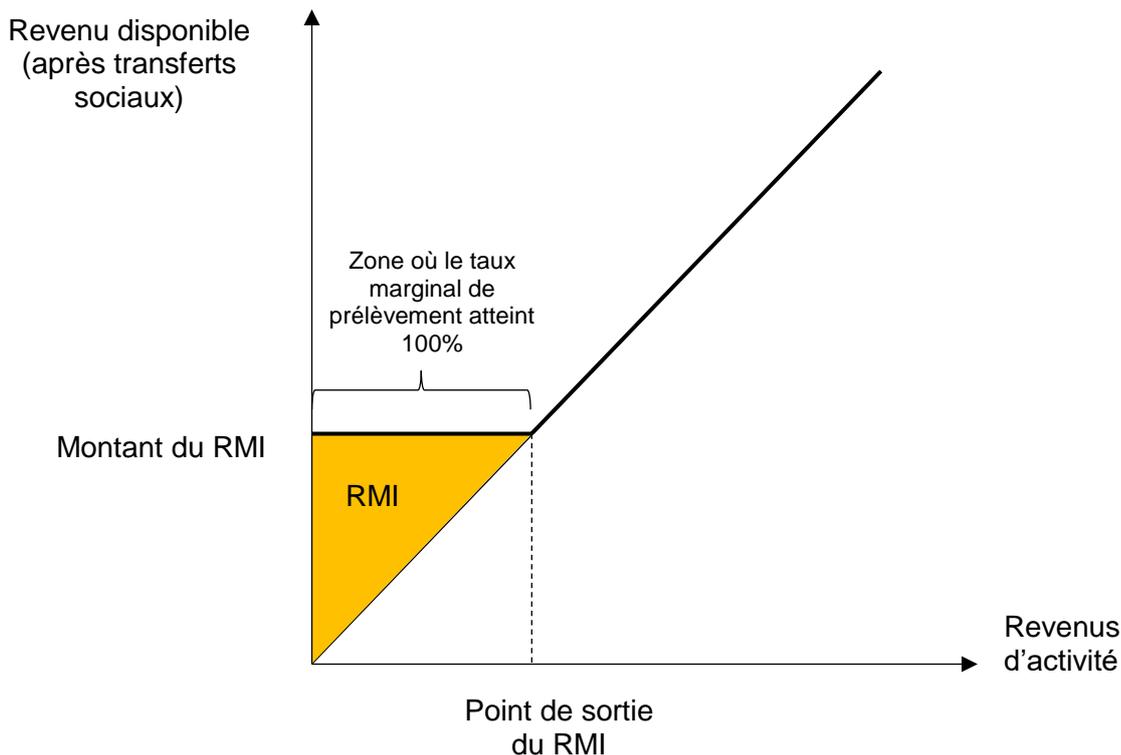
⁶² Dans une quatrième commune, des aides assez importantes étaient accordées par le département pour l'accès à des moyens de transport individuels (permis de conduire, aide à l'achat d'un véhicule...).

⁶³ Rappelons néanmoins qu'en 2007, notre échantillon ne comportait plus de communes rurales.

⁶⁴ Les aides réservées aux chômeurs n'ont pas été intégrées faute d'hypothèse sur le niveau d'activité au-delà duquel un individu cesserait d'être demandeur d'emploi. Les montants théoriques étaient comparables à ceux offerts aux bénéficiaires du RMI.

RMI (schéma I.1). Les gains salariaux du retour à l'emploi risquaient alors d'être intégralement compensés par la baisse de l'allocation, se traduisant pour le bénéficiaire par un taux marginal de prélèvement de 100%, un comble pour une aide destinée aux plus démunis.

Schéma I.1. Evolution du revenu disponible en fonction du revenu d'activité dans le cas d'une allocation différentielle comme le RMI.



Lecture : tant que le point de sortie du RMI n'est pas atteint, une hausse des revenus d'activité s'accompagne d'une diminution équivalente de l'allocation versée. Le revenu disponible reste identique à celui obtenu sans activité, correspondant à un taux marginal de prélèvement de 100%.

Deux mécanismes avaient été mis en œuvre pour limiter cet effet pervers. Le premier était l'intéressement. Élargi par la loi contre les exclusions de 1998, il permettait de manière temporaire le cumul du revenu d'activité et du revenu de transfert. En cas de reprise d'emploi, le système permettait de conserver pendant trois mois la totalité du RMI puis 50 % pendant les neuf mois suivants. Au-delà, l'intéressement disparaissait. Le second mécanisme, la Prime pour l'emploi (PPE) fut mis en place en 2001. Il s'agissait d'un impôt négatif offert aux bas

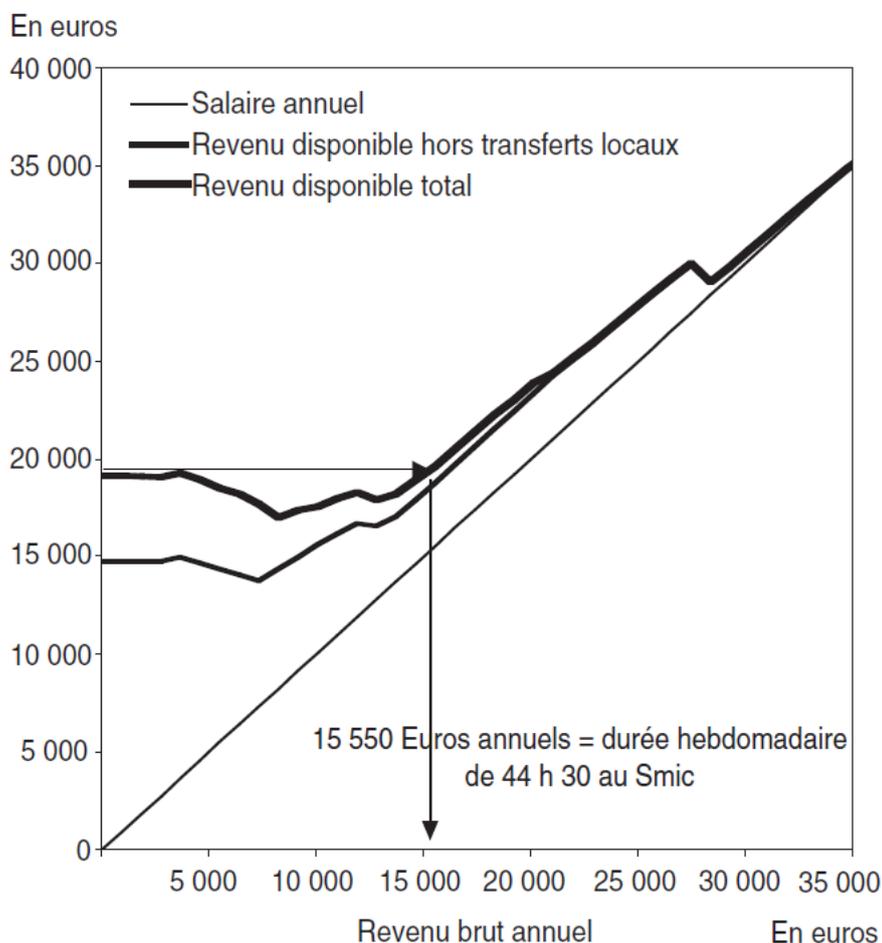
salaires (à compter de 0,3 Smic). Son montant était croissant jusqu'à 1 Smic, décroissant ensuite jusqu'à s'annuler à 1,3 Smic. La PPE faisait par ailleurs l'objet de majorations familiales forfaitaires⁶⁵. Calculée grâce à la déclaration de revenus pour l'impôt sur le revenu, elle était donc versée plusieurs mois après la reprise d'activité⁶⁶.

L'originalité de notre travail de 2001 fut de montrer que les aides sociales locales et les droits connexes pouvaient renforcer l'effet « trappe à pauvreté » du RMI alors que leur impact était ignoré puisque ce deuxième cercle d'aides sociales était mal connu. Or ces prestations locales sont très ciblées sur les ménages les plus défavorisés et peuvent donc réduire fortement les gains du retour à l'emploi, même si leur montant est faible. Pour le vérifier, nous avons utilisé une notion synthétique : la « durée de réservation ». Il s'agit de la durée hebdomadaire minimale pendant laquelle il faut travailler pour qu'un emploi rémunéré au Smic rapporte durablement un supplément de revenus relativement à la situation de non emploi. Le graphique I.3 en donne une illustration sur les données de 2001 pour un couple avec deux enfants. En tenant compte de l'ensemble des aides nationales légales et en l'absence de revenus d'activité, les ressources annuelles de ce ménage seraient d'un peu moins de 15 000 euros. Grâce aux aides locales et extra-légales, le même ménage sans activité pourrait espérer en moyenne un peu plus de 19 000 euros de revenus par an, soit un gain de 30%. Il s'agit ici de la moyenne des résultats obtenus dans les dix villes de l'échantillon de l'époque. En tenant compte de l'ensemble de ces ressources et des barèmes des différentes aides, on peut estimer l'évolution des ressources globales de ce ménage type en fonction des revenus d'activité éventuels. C'est ce que donne le graphique 3 pour ce cas type particulier du couple avec deux enfants, sous les hypothèses retenues. On observe bien une zone « plate » où les taux marginaux de prélèvements sont proches et même parfois supérieurs à 100%. On remarque un pic lié à l'éligibilité à la Prime pour l'emploi qui fournit bien un gain net de pouvoir d'achat au ménage à partir de 0,3 SMIC de revenu d'activité. Mais celui-ci n'est que temporaire du fait de la disparition de certaines aides au fur et à mesure que les revenus d'activité augmentent (APL notamment).

⁶⁵ C'est-à-dire que la PPE du foyer fiscal est augmentée d'un montant donné par personne à charge.

⁶⁶ Maintenu initialement après la mise en place du RSA, la PPE a été fusionnée avec le RSA activité pour donner la prime d'activité en 2016

Graphique I.3. La durée de réservation. Illustration pour un couple avec deux enfants en 2001

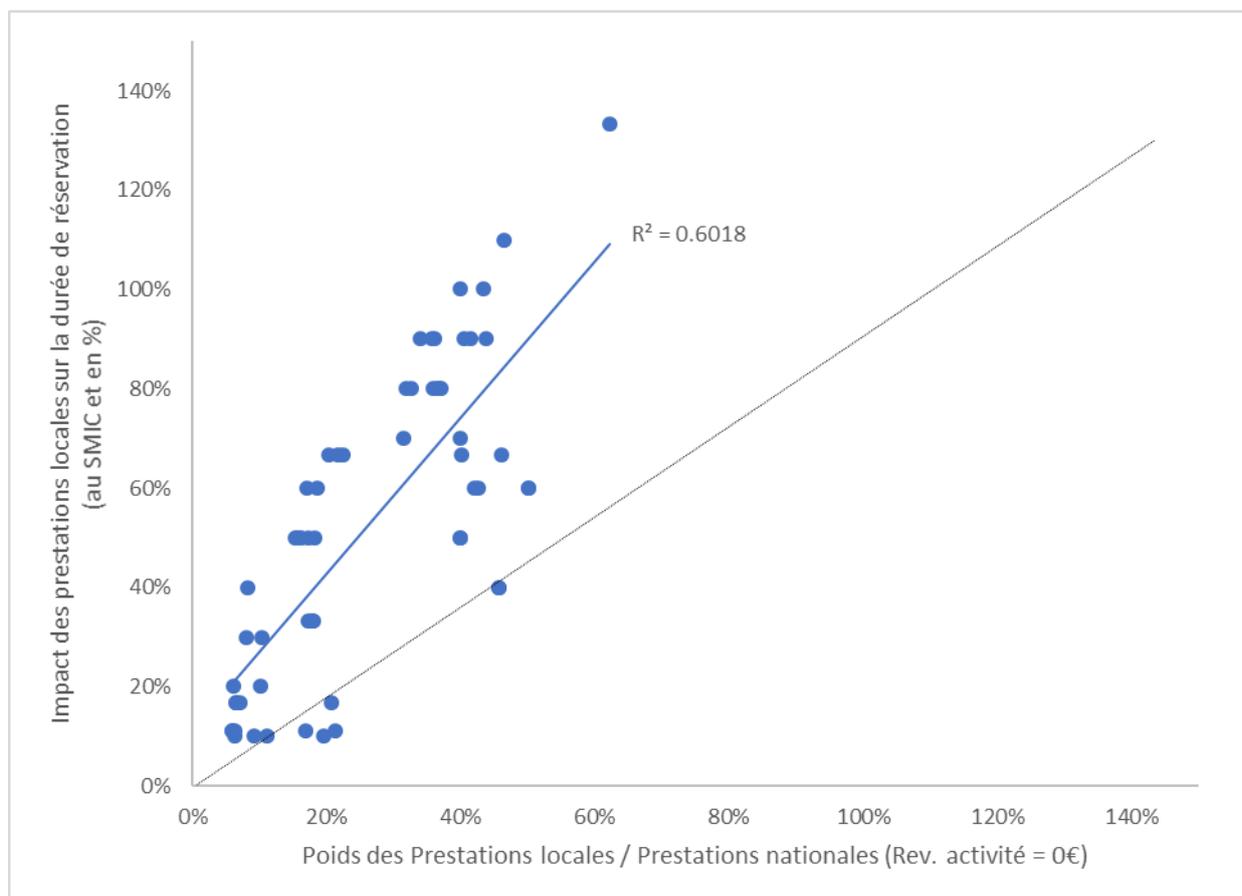


Lecture : en moyenne sur les dix localités, les revenus de transferts d'un couple avec deux enfants sont proches de 20 000 euros par an lorsque l'on prend en compte les transferts locaux et/ou extra légaux. Pour bénéficier d'un revenu équivalent en occupant un emploi, il faut que le couple cumule 15 550 euros de revenus d'activité, correspondant à une durée hebdomadaire de 44 h 30 au Smic sur l'année.

Champ : couple avec deux enfants, en moyenne sur les dix villes.

Enfin, pour que le « travail paie » définitivement, en moyenne dans les dix villes étudiées, ce couple théorique avec deux enfants devrait travailler suffisamment pour gagner un revenu d'activité de 15 550 euros annuels. Traduits en durée du travail hebdomadaire, cela correspondait à l'époque à 44,5 heures de travail au SMIC. En ne prenant en compte que les transferts nationaux, il fallait 26,2 heures de travail au SMIC aux membres de ce ménage type pour être définitivement gagnants par rapport à la non activité. Les aides sociales locales augmentaient donc potentiellement de 30% les revenus de ce ménage sans activité mais de 70% sa « durée de réservation ». En d'autres termes, même des aides peu généreuses peuvent produire un effet important sur les gains du retour à l'emploi. Le graphique I.4 permet de le confirmer en reprenant ces données pour chaque configuration familiale envisagée et dans les 13 communes considérées en 2001. Chaque point indique le supplément de revenus que procure les aides locales à un ménage sans activité comparé à l'impact des aides locales sur le salaire de réservation. Un grand nombre de points sont au-dessus de la bissectrice. Pour une générosité donnée des aides sociales locales, l'impact sur les gains du retour à l'emploi peut être très différent selon la commune ou la configuration familiale. Nous montrerons dans la prochaine section que cela est dû aux différences locales de barème des aides sociales.

Graphique I.4. Générosité des aides sociales locales et gains monétaires du retour à l'emploi (ménages sans revenu d'activité).

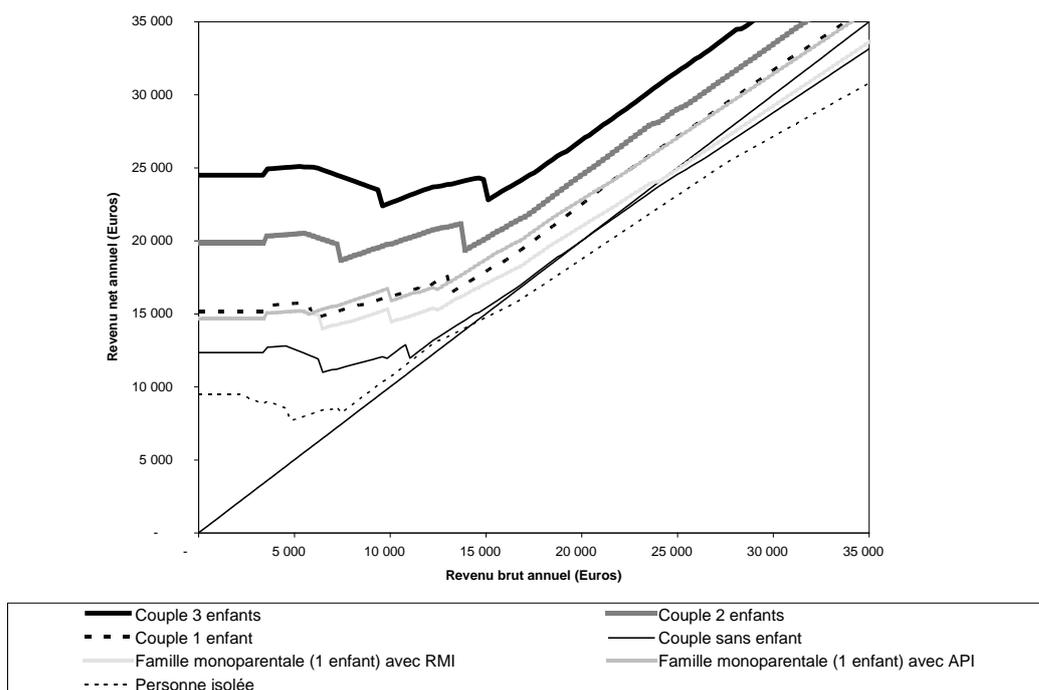


Lecture : dans une des villes étudiées et pour une des configurations familiales, les prestations sociales locales et droits connexes augmentaient potentiellement de 62% les aides nationales d'un ménage sans revenu d'activité alors qu'ils augmentaient de 133% le nombre d'heures de travail nécessaires pour que le travail paie.

La mise en place de la Prime pour l'emploi en 2001 aurait dû permettre de corriger cet effet puisqu'il s'agissait d'un impôt négatif destiné aux actifs faiblement rémunérés, les « *working poor* ». Elle visait explicitement à donner un complément de revenus aux bas salaires. Déjà intégrée à notre étude de 2002, son montant fut majoré à tous les niveaux de salaires au cours des années 2000, mais plus particulièrement autour du demi-Smic. Force est de constater que si l'accès à la PPE accroît les ressources des bénéficiaires à partir de 0,3 SMIC, elle n'est pas suffisante pour compenser les baisses de revenus nets causées par la dégressivité des transferts nationaux et qu'elle avait maintenu avant la mise en place du RSA des zones où le travail « ne paie pas », notamment quand on intègre les droits connexes (cf graphique I.5).

On a vérifié en 2007 que les durées de réservation (c'est-à-dire la durée de travail rémunéré au SMIC qui garantit en droit un revenu définitivement supérieur à celui auquel ont droit les ménages sans activité) restaient majorées lorsque l'on prenait en compte les aides locales et les droits connexes (graphique I.6).

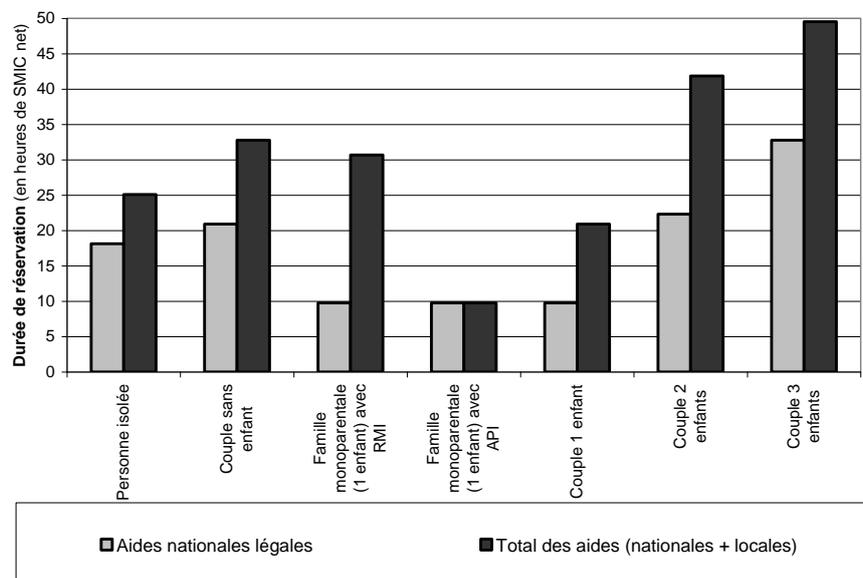
Graphique I.5. Revenu net (tous transferts) en fonction du revenu brut (Moyenne non pondérée des communes de l'échantillon)



Lecture : En 2007, sur l'échantillon de communes considéré et selon les hypothèses de consommation retenues, un couple avec trois enfants sans aucun revenu d'activité avait droit à 24 492 euros de transferts nationaux et de droits connexes. Pour que le revenu disponible de ce couple avec trois enfants retrouve puis dépasse le niveau correspondant à l'absence de revenu d'activité, il fallait qu'il atteigne 15 840 euros nets annuels, soit une « durée de réservation » de presque 50h de travail au Smic. On appelle durée de réservation le nombre hebdomadaire d'heures de Smic net nécessaire pour que le revenu disponible devienne définitivement supérieur à celui qu'il était sans aucun revenu d'activité.

Champ : le graphique intègre les transferts nationaux et légaux ainsi que les aides sociales locales et les autres droits connexes accessibles dans les 13 communes de l'échantillon.

**Graphique I.6. Durées de réservation avec et sans droits connexes
(Moyenne non pondérée des communes de l'échantillon)**



Lecture : en 2007, en prenant en compte les transferts nationaux légaux, une personne isolée devait travailler un peu plus de 18 heures par semaine en étant rémunérée au Smic pour obtenir un revenu disponible définitivement supérieur à celui qu'elle obtenait sans revenu d'activité. Cette durée de réservation passait à un peu plus de 25 heures de Smic net si l'on prend également en compte la moyenne des droits connexes nationaux et locaux accessibles à une personne isolée dans l'échantillon.

Champ : le graphique intègre les transferts nationaux et légaux ainsi que les aides sociales locales et les autres droits connexes accessibles dans les 13 communes de l'échantillon.

Le deuxième instrument visant à corriger l'effet négatif du caractère différentiel du RMI était l'intéressement. Dès l'entrée en vigueur du RMI, l'intéressement permettait à un bénéficiaire reprenant un emploi rémunéré de ne pas voir diminuer d'autant son allocation. Durant une année, il obtenait un abattement de 50%. Il fut élargi en 1999 aux bénéficiaires de l'Allocation parent isolé. Celui-ci s'accompagnait d'un abattement intégral durant le premier trimestre (l'allocataire conservant la totalité de l'allocation perçue avant la reprise d'emploi) et de 50% ensuite, principe qui fut étendu aux bénéficiaires du RMI en 2001. L'intéressement réduit fortement les zones où le travail ne paie pas mais de manière temporaire. D'autre part, en intégrant les aides locales, notamment les aides aux transports collectifs, des durées de réservation non négligeables persistaient avec un intéressement de 50% dans certaines communes pour certaines configurations familiales (tableau I.3).

Tableau I.3. Durées de réservation pour différents minima sociaux : minimum, maximum et moyenne de l'échantillon des communes étudiées en 2007

En heures hebdomadaires de Smic net

		Couple 3 enfants	Couple 2 enfants	Couple 1 enfant	Couple sans enfant	Personne isolée	FMP au RMI (1 enfant) (1)	FMP avec API (1 enfant) (1)
RMI sans PPE	Min	47	31	22	32	24	29	17
	Moy	50	43	30	35	27	36	22
	Max	57	50	40	38	31	43	34
RMI avec PPE	Min	46	26	18	28	22	21	0
	Moy	50	39	21	32	25	30	10
	Max	57	48	25	36	29	41	18
RMI + Intéressement (50%) + PPE	Min	0	0	0	0	0	0	0
	Moy	4	18	0	0	9	12	0
	Max	57	48	0	0	29	41	0

2.3. Aides au transport et réforme du RSA

L'explication de cette relative inefficacité des instruments visant à corriger l'effet pervers potentiel du RMI est à chercher dans les barèmes de certaines de ces aides sociales. Pour les aides sous conditions de ressources et selon le revenu pris en compte dans le barème de l'aide, une augmentation du revenu d'activité peut faire dépasser le seuil de ressources où l'aide diminue voire s'annule. Cet effet de seuil est d'autant plus fort que l'aide est peu dégressive. Plus le nombre de paliers est faible et plus l'effet de seuil sera brutal lorsque les ressources le dépasseront. Le taux marginal de prélèvement est alors localement très élevé (un euro de salaire supplémentaire peut faire baisser de manière importante les aides accessibles).

Dans le cas des aides sous condition de statut (typiquement les droits connexes), c'est la perte du statut suite à la reprise d'activité qui entraîne une suppression du droit à l'aide et donc du revenu disponible. Dans ce cas, l'effet est d'autant plus fort que le nombre d'aides conditionnées à un même statut est important : la perte du statut (par exemple le fait d'être bénéficiaire du RMI/RSA) entraîne la perte de toutes les aides supplémentaires qui étaient

adossées à ce statut. On est dans une situation comparable à celle que décrit la littérature sur la concurrence fiscale verticale : chaque aide est offerte sans prendre en compte les autres aides similaires, ce qui entraîne un effet de seuil massif lorsque toutes les aides sous même condition de statut s'éteignent. Or, nous l'avons noté, la plupart des aides au transport accordées par les collectivités locales en faveur des publics en difficulté d'insertion étaient conditionnées au statut de bénéficiaire du RMI ou de demandeur d'emploi⁶⁷. Elles augmentaient mécaniquement les ressources de leurs bénéficiaires tant qu'ils conservaient ce statut, mais s'éteignaient brutalement lorsqu'il était perdu, créant un effet de seuil brutal. C'est également le cas pour les aides au transport accordées aux demandeurs d'emploi. Or ces aides se sont développées largement dans les années 2000, augmentant d'autant l'effet de seuil lors de la perte du bénéfice du RMI. C'est le cas par exemple dans toute la région Ile de France puisque la gratuité des transports en commun était accordée à tous les bénéficiaires du RMI et à leur famille. Une réduction de 75% était également accordée si la personne avait droit à la CMU complémentaire, aux chômeurs en fin de droit touchant l'ASS ainsi qu'aux familles monoparentales percevant l'API. Par rapport au tarif plein d'un tel abonnement aux transports en commun, cela représentait en 2007 une aide non négligeable, comprise entre 650 et 850 euros par adulte et par an selon le nombre de zones concernées.

Parmi l'échantillon de communes étudiées en 2001, on observait dans l'une d'entre elles un impact particulièrement important des aides locales sur le salaire de réservation relativement à leur générosité (cf graphique I.4). Cela s'expliquait par le fait que le Conseil Départemental (Conseil Général à l'époque) accordait plusieurs aides spécifiques réservées aux bénéficiaires du RMI, notamment dans le domaine du transport : gratuité des transports interurbains, aide à l'acquisition d'un moyen de transport à deux roues, formation au permis de conduire... Cet exemple illustre également la façon dont des aides connexes peuvent conduire à renforcer les effets de seuil et à réduire les gains du retour à l'emploi.

Impulsées par une volonté nationale, mais développées localement, les aides aux transports en commun ont clairement contribué – en interaction avec bien d'autres aides sociales, nationales et locales – à rendre peu, voire pas rémunérateur le retour à l'emploi. C'est cet état de fait qui a amené à une réforme majeure de la solidarité en France, avec la mise en œuvre du RSA. Les aides au transport n'ont bien entendu pas été à l'origine de cette réforme majeure, mais elles ont contribué à renforcer un effet pervers du RMI lié à son caractère différentiel.

⁶⁷ Bien que nous n'ayons pas pu dans ce dernier cas mesurer leur impact sur le revenu disponible faute de pouvoir définir un niveau de revenu d'activité aboutissant à la perte du statut de demandeur d'emploi. L'effet sur les gains du retour à l'emploi sont néanmoins similaires à ceux des aides aux bénéficiaires du RMI.

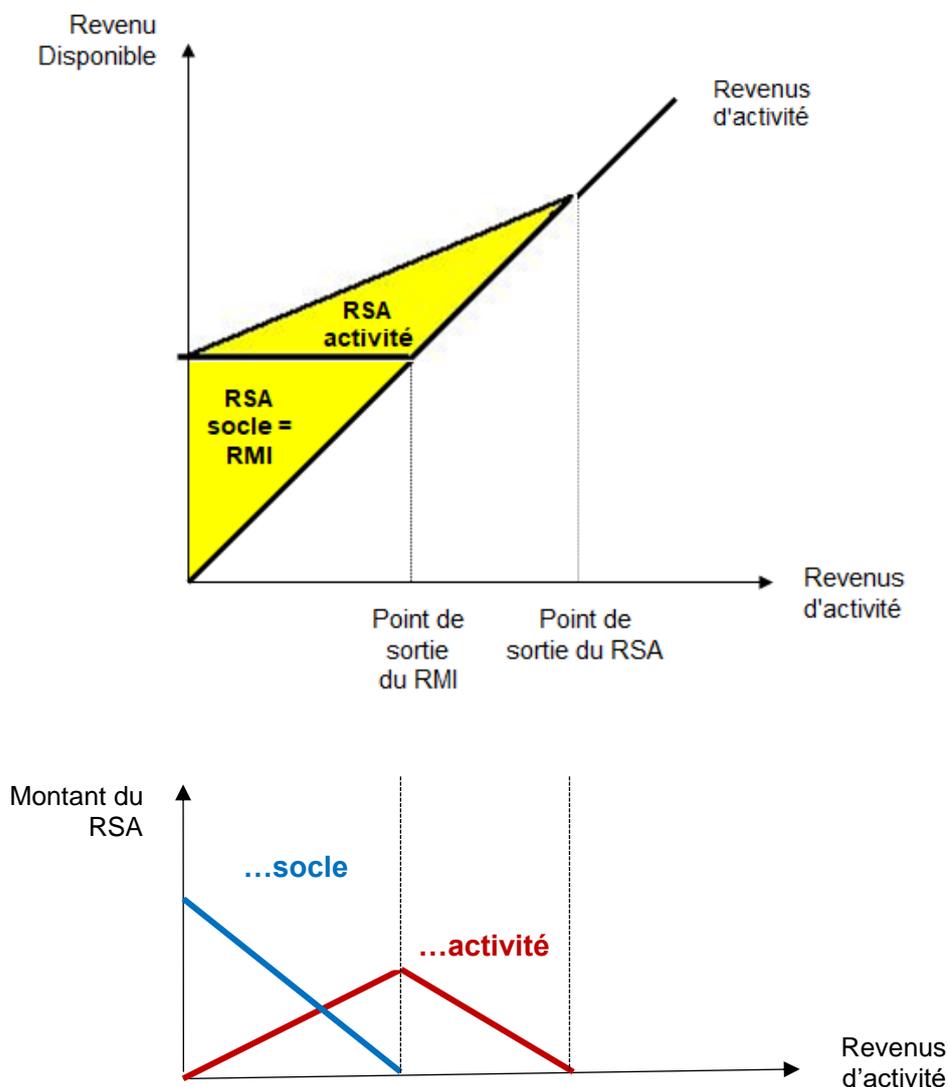
En février 1999, une note de la fondation Saint-Simon (Godino, 1999) préconisait une réforme du RMI supprimant son caractère purement différentiel pour proposer une diminution progressive avec la reprise d'activité, jusqu'à une extinction au voisinage du SMIC pour un célibataire sans enfant. Entre 2000 et 2004, plusieurs articles et rapports sont consacrés à la question spécifique des travailleurs pauvres (par exemple, Lagarenne et Legendre, 2000 ; CERC, 2004...). En décembre 2004, le Ministre des solidarités de la santé et de la famille commande à Martin Hirsch, alors Président d'Emmaüs France, un rapport sur le thème « Familles, vulnérabilité, pauvreté » (Hirsch et al., 2004) dont une des préconisations majeures est la transformation du RMI en Revenu de Solidarité Active (RSA). C'est cette réforme que le même Martin Hirsch mettra en œuvre en tant que haut-commissaire aux solidarités actives et qui aboutit à la création du RSA en 2009, remplaçant à la fois le RMI et l'API⁶⁸.

L'ancien RMI (ou API) devenait le RSA socle (et continuait d'être versé par les départements, en charge de l'action sociale) ; l'Etat ajoutait un étage de RSA activité. La situation d'une personne ou d'un ménage sans activité professionnelle était inchangée après la réforme. En revanche, en cas de reprise d'activité, le montant global de l'allocation versée (RSA socle + activité) n'était plus réduite de 100% du salaire comme pour le RMI⁶⁹, mais seulement de 38% : pour 100 euros de salaire supplémentaire gagnés par un bénéficiaire, 62 euros d'allocation étaient conservés. Mécaniquement, le point de sortie du RSA était supérieur à celui du RMI, un certain nombre de ménages devenaient donc éligibles au RSA activité alors qu'ils ne l'étaient pas au RMI (schéma I.2).

⁶⁸ Le RSA étant majoré pendant un an pour les personnes avec enfant qui se retrouvent isolées (séparation, veuvage) et au-delà si l'enfant a moins de 3 ans.

⁶⁹ Ni même de 50% pendant 9 mois au-delà du premier trimestre de maintien des droits comme pour l'intéressement.

Schéma I.2 : Montants du RSA et du revenu disponible selon le revenu d'activité



La mise en place du RSA reste la réforme majeure qu'ont connue les aides sociales aux bas revenus depuis les années 2000. Nous avons rappelé ci-dessus que cette réforme avait été largement motivée par la volonté de corriger un effet pervers du RMI vis à vis des gains monétaires du retour à l'emploi. Nous avons également montré que les aides sociales locales, et particulièrement les aides au transport avaient contribué à aggraver ces effets pervers et ainsi contribué à motiver cette réforme.

Dans la partie suivante, nous allons montrer que les interactions entre aides nationales et locales sont à double sens. La mise en place du RSA (puis de la Prime d'Activité) a eu un

impact important sur un grand nombre d'aides locales et de droits connexes. Celui-ci a amené les offreurs d'aide locales à réagir et à modifier certaines de leurs aides, et particulièrement les aides au transport.

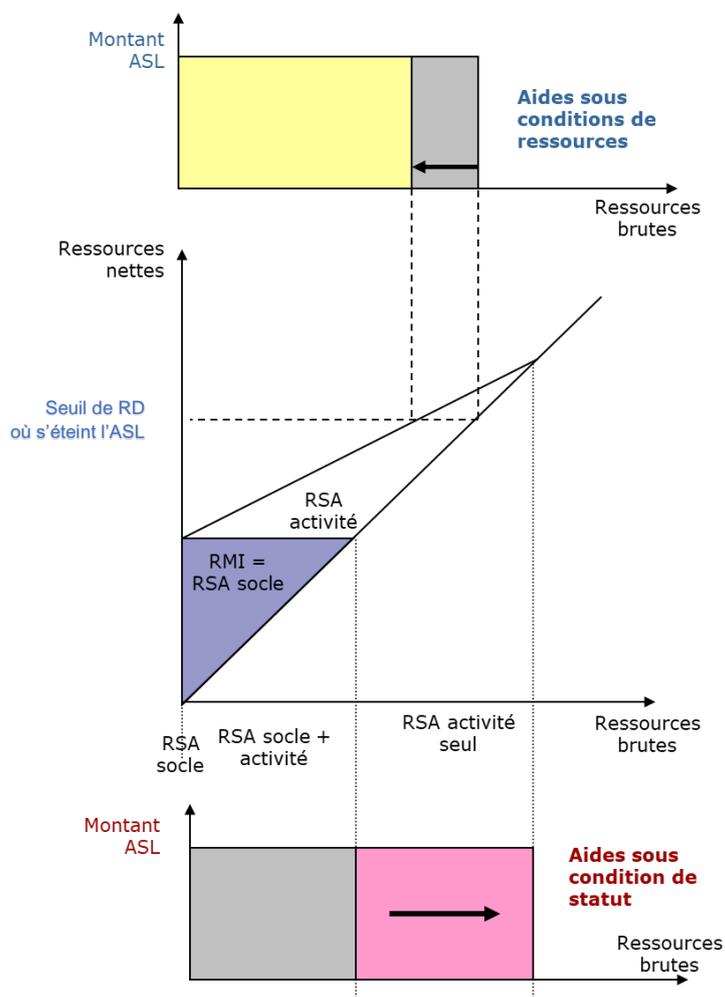
3. Impact de la réforme du RSA sur les aides au transport

3.1. L'impact du RSA sur les aides locales et les scénarios

La transformation du RMI en RSA avait potentiellement deux conséquences opposées sur les droits connexes et les aides sociales locales. D'un côté, elle était susceptible d'augmenter le nombre potentiel de bénéficiaires (et donc les budgets sociaux afférents) des aides locales sous condition de statut « RMI » si celles-ci étaient étendues aux nouveaux bénéficiaires éligibles au RSA activité⁷⁰. A l'inverse, les montants de RSA perçus étant toujours supérieurs ou égaux à ceux du RMI (pour un même montant de revenus d'activité), ce supplément de ressources réduisait mécaniquement les droits aux aides sous condition de ressources si le RSA était intégré à la base ressources comme l'était le RMI (schéma I.3).

⁷⁰ La création de la Prime d'activité en 2016 sépare clairement les deux composantes (anciennement RSA socle et activité), mais lors de l'instauration du RSA, en 2009, les acteurs locaux ne pouvaient l'anticiper.

Schéma I.3 : L'impact mécanique du RSA sur les aides sociales locales (ASL) et droits connexes



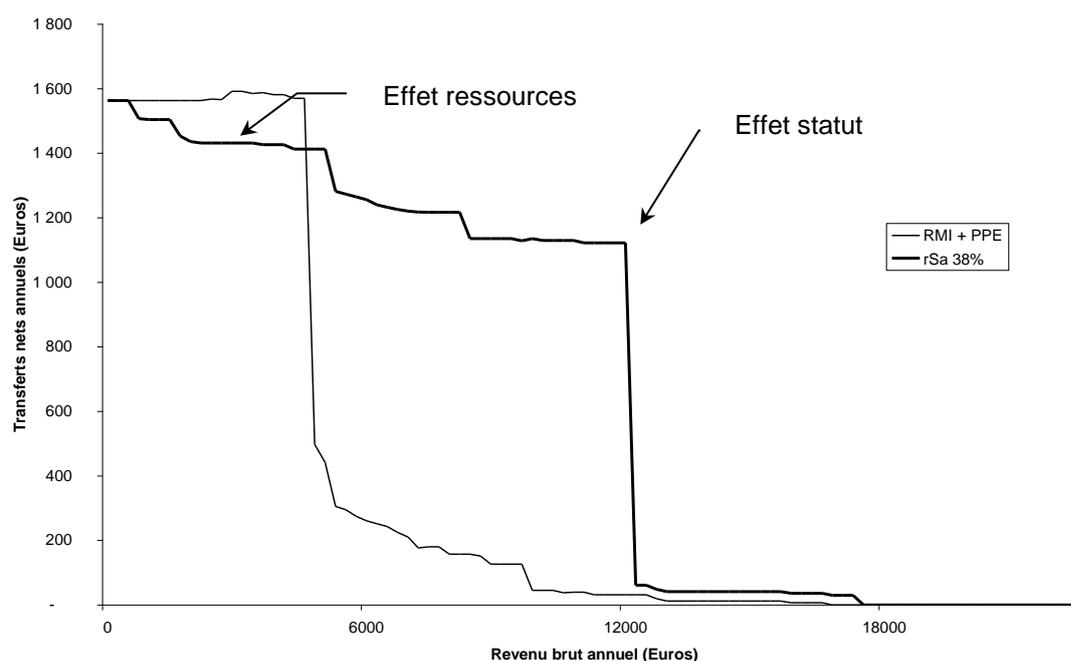
Nous avons testé dans notre étude publiée en 2009 (sur les barèmes de 2007) les conséquences qu'auraient eu sur les aides sociales locales un tel scénario de stabilité des barèmes. Les barèmes et conditions d'attribution restent les mêmes : les aides qui étaient auparavant accordées aux allocataires du RMI sont désormais accordées aux allocataires du RSA. Nous retenons la même hypothèse pour les allocataires de l'API ⁽⁷¹⁾.

On vérifie qu'au lieu de s'effondrer de manière brutale lors de la sortie du RMI, les droits connexes et les aides sociales diminuent de façon progressive lorsque les revenus d'activité s'accroissent (cf. graphique I.7). Cette baisse en pente douce est liée à l'effet ressources : le

⁷¹. Nous n'avons pas supposé une fusion des droits connexes entre RMI et API : les différences d'accès ont été supposées maintenues.

RSA est intégré dans la base ressources de certaines aides (*i.e.* les différentes ressources prises en compte dans les barèmes pour calculer les droits et le montant des aides) ce qui diminue progressivement le nombre d'éligibles à mesure que les revenus d'activité augmentent sans que le RSA ne diminue autant. La baisse brutale du montant des aides au sortir du RMI, qui était quant à elle liée à l'effet des conditions de statut, est reportée beaucoup plus haut dans la distribution des revenus, au point de sortie du RSA qui se situe à un niveau où le revenu d'activité est suffisamment élevé pour amortir la baisse des revenus de transferts. Les effets de seuil ayant été déplacés, il y a bien une nette augmentation du revenu disponible par rapport à la situation de non-emploi. Rappelons que ces calculs supposent que les conditions d'attribution des aides et des droits connexes en lien avec le RMI ou l'API sont transférés à l'identique au RSA.

Graphique I.7. Montant moyen des droits connexes et aides locales pour une personne isolée (moyenne non pondérée des communes de l'échantillon)



Lecture : En 2007, sur l'échantillon de communes considéré, avec 4 000 euros annuels de revenus d'activité, une personne isolée au RMI avait droit à 1 580 euros de droits connexes et à 32 euros seulement avec 12 000 euros de salaire annuel net. En l'absence de réformes des droits connexes, à la suite du passage au RSA, la même personne n'aurait plus droit qu'à 1 420 euros de droits connexes pour 4 000 euros de salaires, le RSA étant plus généreux ; en

revanche, à 12 000 euros de salaire annuel, elle aurait encore droit à 1 120 euros de droits connexes en moyenne grâce à son statut de bénéficiaire du RSA.

Champ : le graphique intègre les transferts nationaux et légaux ainsi que les aides sociales locales et les autres droits connexes accessibles dans les 13 communes de l'échantillon.

L'hypothèse de stabilité des barèmes des aides sociales locales à la suite de la mise en œuvre du RSA soulève un premier problème. L'augmentation du revenu disponible des travailleurs pauvres permis par le RSA est partiellement compensée par la baisse des aides sociales locales et facultatives sous conditions de ressources. Ceci contredit l'objectif premier du RSA. Le second problème est budgétaire : le point de sortie du RSA étant largement supérieur à celui du RMI (1,04 Smic pour une personne isolée), les aides sous condition de statut réservées aux bénéficiaires du RMI sont versées à un bien plus grand nombre de ménages avec le RSA qu'avec le RMI (entre 2 et 4 fois plus). Compte tenu des fortes contraintes budgétaires qui pèsent sur les collectivités locales, il est probable qu'elles seront amenées à réformer leurs aides sociales, dès lors qu'elles subiront les conséquences budgétaires du passage au RSA. Or la plupart des aides aux transports proposées par les villes étudiées étaient sous condition de statut. Si les aides offertes aux demandeurs d'emploi n'étaient pas impactées par la réforme, celle réservées aux bénéficiaires du RMI ou de l'API voyaient leur public cible potentiellement élargi par la mise en œuvre du RSA.

Plusieurs possibilités d'ajustement étaient envisageables pour les aides sociales locales et les droits connexes. Pour les décrire, nous allons supposer que l'ensemble des aides dans une même localité sont ajustées dans la même direction, comme s'il y avait eu une réaction coordonnée et cohérente de la part des offreurs d'aide. Cette hypothèse n'est évidemment pas réaliste compte tenu du degré effectif de coordination entre les offreurs d'aides locales qui est très faible du fait de la concurrence verticale entre eux. Mais elle nous permet de balayer dans un premier temps les différentes options possibles : les scénarios présentés constituent ainsi des cas extrêmes et donc les bornes entre lesquelles se situeront des politiques qui combineront deux types de réactions. Pour mesurer les effets budgétaires des réformes, nous allons supposer en outre que les bénéficiaires des aides sociales locales se répartissent uniformément selon leur niveau de revenu d'activité ⁽⁷²⁾. Cette hypothèse est compatible avec

⁷². Par exemple, pour une aide accessible dans une localité donnée à tous les ménages dont les ressources mensuelles ne dépassent pas 1 000 euros, nous supposons que la moitié des ménages gagnent moins de 500 euros et l'autre moitié plus de 500 euros.

ce que nous savons des distributions des activités réduites au sein des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi (Duguet, et al., 2008) et nous ne disposons d'aucune source statistique assez fine localement pour donner les distributions de revenus des ménages pauvres qui travaillent, nécessaires pour étayer une hypothèse alternative.

Nous avons construit un petit nombre de scénarios nous permettant d'encadrer l'ensemble des réactions possibles des offreurs d'aide. Comme nous l'avons vu, le scénario initial de stabilité des barèmes (nommé par la suite scénario zéro, S0) entraîne un surcoût important pour les fournisseurs d'aide sociale locale et risque de faire des perdants parmi les ménages les plus pauvres. Les offreurs seront donc incités à réformer les conditions d'attribution des aides sociales. Pour analyser les voies possibles, il est utile de raisonner à coût constant c'est-à-dire en maintenant inchangés les budgets d'aides sociales.

Les offreurs d'aides peuvent tout d'abord chercher à maintenir inchangés les montants des aides données à chaque bénéficiaire. La réforme consiste alors à modifier les barèmes des aides de façon à fournir des montants d'aides sociales inchangés avant et après la mise en œuvre du RSA. Ce premier scénario (S1) peut servir de référence pour comparer les effets des différentes réformes envisagées.

Un deuxième scénario (S2) consiste à envisager un resserrement des barèmes sur des publics prioritaires, ce qui revient à donner plus à moins de bénéficiaires. Ce scénario peut paraître justifié pour des collectivités locales cherchant à rationaliser leurs aides sociales dans un contexte de forte contrainte budgétaire et constatant une meilleure prise en charge des travailleurs pauvres avec le RSA. Nous avons simulé ce scénario en supposant que les aides sous conditions de statut étaient réservées aux allocataires dont le revenu se situait en deçà des deux tiers du RMI (seuil purement conventionnel). Pour les aides sous conditions de ressources, nous avons systématiquement exclu des bases ressources le supplément de revenu lié au RSA (le « RSA activité » distingué du « RSA socle » correspondant à l'ancien RMI). Les montants des aides ont été calculés pour rester à budget constant avec une population supposée uniformément répartie sur l'échelle des revenus d'activité.

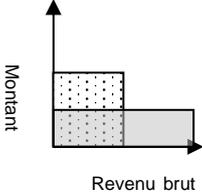
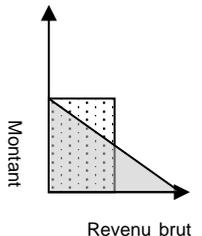
Les offreurs d'aide peuvent au contraire privilégier les réformes qui vont dans le sens d'un étalement des aides (S3). À budget constant, il s'agit de donner des aides moins généreuses à davantage de bénéficiaires. On suppose que les aides sous condition de statut sont élargies aux bénéficiaires du RSA, les montants étant ajustés en conséquence pour rester à budget constant ; les aides sous condition de ressources n'intègrent pas le RSA activité et restent donc inchangées. On a testé des variantes de ce scénario avec une augmentation des budgets d'aides locales de 5 et de 10 % (respectivement S3B et S3C).

Finalement, on peut transformer les aides sous statut en aides sous condition de ressource en réformant leurs barèmes (S4). On a pris l'hypothèse simple d'une aide linéairement dégressive à partir du même montant qu'initialement pour un ménage sans revenu d'activité ; la condition de stabilité des budgets amène à doubler le point de sortie de l'aide par rapport à la situation initiale de sortie du statut. Les aides qui étaient déjà sous conditions de ressources sont traitées comme dans les scénarios 1 et 3 par un réaménagement des barèmes de manière à laisser inchangés les montants et les budgets.

Nous avons simulé la mise en œuvre de ces scénarios (cf. tableau I.4) dans les 13 localités de l'échantillon et pour les 7 configurations familiales. Pour présenter les résultats, le plus illustratif est de se placer dans une commune donnée qui a valeur de référence du point de vue des modalités d'attribution des aides et de l'ampleur des effets de seuil avant réforme.

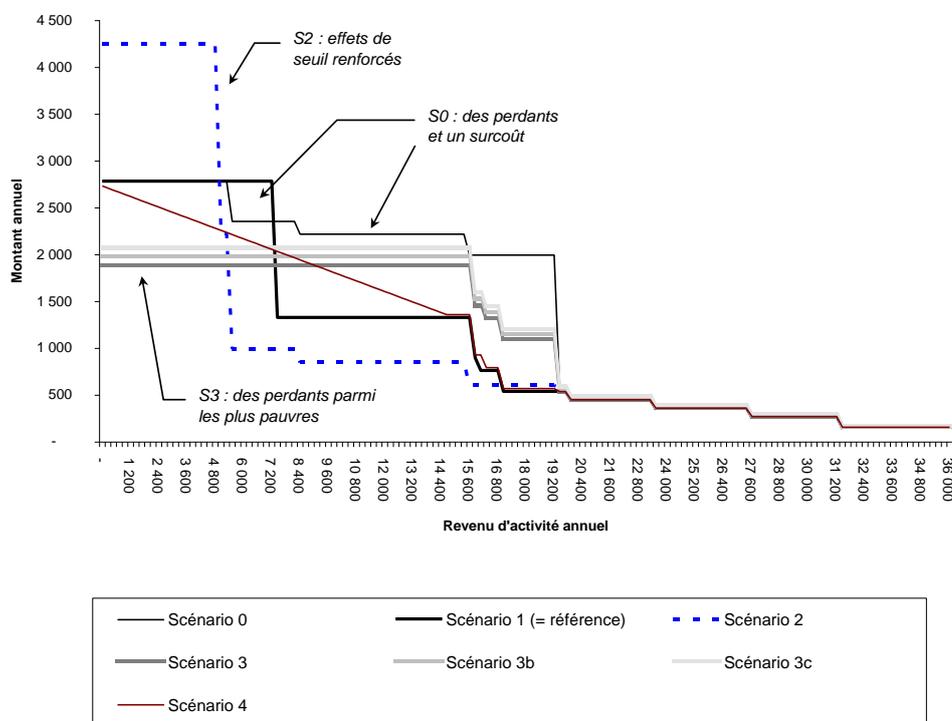
Tableau I.4. Les différents scénarios

Voies de réforme		Aides sous condition de statut	Aides sous condition de ressources	Schéma illustratif <div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="border: 1px solid black; width: 20px; height: 10px; background: repeating-linear-gradient(45deg, transparent, transparent 2px, black 2px, black 4px);"></div> <div style="border: 1px solid black; width: 20px; height: 10px; background-color: #cccccc;"></div> </div>
0	Stabilité des barèmes	Étendues aux bénéficiaires du RSA : les aides s'éteignent plus tardivement	RSA intégré dans la base ressources (en remplacement du RMI) : les aides s'éteignent plus rapidement	
1	Stabilité des montants	Montants inchangés (id. RMI), pas d'extension à de nouveaux bénéficiaires	Montants inchangés (le surcroît de revenu apporté au RMI par le RSA est exclu des bases ressources où le RMI/API était présent)	
2	Resserrement des transferts à budget identique (hausse des montants)	Réservées aux personnes <i>gagnant moins des deux tiers</i> du montant initial du RMI	Le surcroît de revenu apporté au RMI par le RSA est intégré dans toutes les bases ressources	

3	3-a : Étalement des transferts à budget identique (baisse des montants) 3-b et 3-c : hausse des budgets de 5 et 10 %	Étendues aux bénéficiaires du RSA (<i>idem scénario 0</i>) ; mais les montants sont réduits pour que les budgets restent constants.	Le surcroît de revenu apporté au RMI par le RSA est exclu des bases ressources où le RMI/API était présent (<i>idem scénario 1</i>)	
4	Transformation des conditions de statut en conditions de ressource à budget identique	Adoption d'un barème « en biseau » : mêmes montants pour les ménages sans revenu d'activité ; mêmes bénéficiaires que dans le scénario 3	<i>Idem scénario 1 et 3</i>	

Le graphique 1.8 donne les montants des aides sociales locales pour un couple avec deux enfants dans la localité de référence. Le scénario S1 constitue un *statu quo* qui laisse inchangés les montants et les barèmes des aides sociales locales après la mise en place du RSA. Il apparaît comme plausible du fait du mode de financement du RSA qui amène à distinguer le RSA socle relevant des départements et le RSA activité financé par l'État. Les offreurs d'aides locales peuvent donc s'ils le désirent les réserver aux seuls bénéficiaires du RSA socle. Trois types de bénéficiaires peuvent ainsi être distingués selon qu'ils bénéficient du RSA socle sans et avec revenus d'activité ou du RSA activité seul.

Graphique I.8. Montant des aides sociales locales selon différents scénarios dans la localité parangon pour un couple avec deux enfants



Lecture : En 2007, dans une des communes de l'échantillon, avec 12 000 euros annuels de revenus d'activité, un couple avec deux enfants avait droit à 1 329 euros d'aides sociales locales par an à l'époque du RMI. Si les droits locaux ouverts aux bénéficiaires du RMI étaient étendus au RSA, ce chiffre serait de 2 220 euros ; il tomberait à 850 en cas de resserrement des aides locales sur les bas revenus tel que nous l'avons scénarisé, remonterait à 1 880 euros en cas d'étalement de ces barèmes sociaux locaux et à 1 600 euros dans l'hypothèse du remplacement des barèmes sous conditions de statut en barèmes sous condition de ressources intégrant le RSA.

Champ : le graphique intègre les transferts nationaux et légaux ainsi que les aides sociales locales et les autres droits connexes accessibles dans une des communes de l'échantillon utilisée comme parangon pour élaborer différents scénarios de réforme.

Un recentrage des aides sociales sur les ménages les plus démunis (S2) augmenterait leur revenu disponible mais produirait des effets dommageables sur les gains du retour à l'emploi. La durée de réservation augmente pour deux raisons : d'une part les transferts sont plus ciblés donc plus fortement dégressifs, d'autre part leur montant est plus élevé. Ce scénario est dès

lors le plus défavorable du point de vue des objectifs suivis par le RSA. Il peut même annuler les effets favorables du RSA sur les gains du retour à l'emploi dans certaines villes et pour certains publics.

Le scénario inverse d'étalement d'aides locales moins généreuses sur un plus grand nombre de bénéficiaires (S3) permet d'éviter de recreuser localement les pièges à pauvreté que le RSA a supprimés. Mais ce type de réforme peut faire des perdants : il s'agit des ménages les plus défavorisés et qui travaillent. Une hausse substantielle des aides sous condition de statut, de l'ordre de 5 ou 10 % (S3B et S3C), ne permet de limiter que de façon marginale le nombre de perdants à la réforme.

Finalement, il ne paraît pas possible de raisonner à la fois à budget constant, sans faire de perdants et en ayant des effets favorables sur les gains du retour à l'emploi. Une issue est de ne pas se contenter de changer les paramètres des aides (montant du transfert, niveau du plafond) mais aussi de modifier leurs conditions d'attribution. Une possibilité consiste alors à supprimer les aides sous condition de statut puisque, dans tous les scénarios, ces aides sont celles qui causent le plus de difficultés, et de les transformer en aides sous condition de ressources avec des barèmes qui satisfont aux différentes contraintes. Un profil très simple est obtenu en partant du même montant d'aide pour un ménage sans revenu d'activité, ce montant pourrait linéairement décroître jusqu'à s'éteindre au-delà d'un certain seuil. Pour saturer la contrainte budgétaire et sous l'hypothèse de distribution uniforme des ménages selon le revenu d'activité, il suffit que le seuil d'extinction de l'aide soit doublé par rapport à son niveau initial. Ce quatrième scénario (S4) illustre *a priori* une réforme cohérente avec la réforme nationale du RSA, au sens où elle ne transforme pas des trappes à inactivité en trappes à bas salaires. Ce scénario supprime pratiquement tous les effets de seuil et ne présente aucun effet négatif en termes de gains du retour à l'emploi (cf. graphique 8). De plus, ce résultat est obtenu sans perdants *in fine*. Plus précisément, il y a des baisses de revenus de transferts pour les travailleurs les plus pauvres, mais ces baisses sont plus que compensées par le supplément de revenu lié au RSA de telle sorte qu'au total, il n'y a pas de perdant.

3.2. Aides sociales locales et RSA : quelques réactions concrètes

La plupart des acteurs locaux ont attendu la mise en place de la réforme pour réagir... ou pas. A partir d'une enquête réalisée en 2012 auprès des communes et communautés de communes de plus de 10 000 habitants, nous avons pu observer qu'un grand nombre de ces collectivités territoriales n'avaient pas anticipé les conséquences de la réforme du RSA sur leurs politiques locales (Anne et al., 2011). A la suite de la mise en place du RSA, les offreurs d'aides sociales

locales et de droits connexes ont souvent été amenés à adapter les conditions d'attribution de ces aides.

Partant des communes intégrées à l'étude réalisée en 2009, nous avons recensé l'ensemble des barèmes offerts par les acteurs locaux en 2013, quatre ans après l'adoption du RSA. En réalisant une présentation descriptive des modifications observées, nous montrons que celles-ci peuvent s'interpréter à l'aide d'une analyse coût-avantage des conséquences du passage au RSA sur leur offre d'aide sociale. Les différents acteurs arbitrent entre les contraintes budgétaires et leurs objectifs d'aide aux catégories de population fragiles qui constituent la cible des politiques sociales locales.

Lorsque les collectivités locales ne subissaient pas d'impact budgétaire négatif suite à la transformation du RMI (ou de l'API) en RSA, elles n'ont généralement pas réagi à la réforme. C'est le cas de la plupart des aides sous condition de ressources. Quand le RMI était intégré dans la base ressources de calcul de l'éligibilité, il fut remplacé par le RSA. C'est le cas par exemple du quotient familial de la CNAF utilisé pour le calcul des droits aux aides sociales facultatives des caisses locales. De même, les fonds départementaux de solidarité pour le logement (FSL) visant à favoriser l'accès ou le maintien dans les lieux des ménages à faibles ressources ont également intégré les ressources supplémentaires apportées par le RSA activité. Certaines aides sociales locales s'appuyant sur le quotient familial de la CAF pour définir leurs conditions d'éligibilité ont donc réduit les montants des aides accessibles aux ménages. C'est par exemple le cas pour l'aide à la restauration scolaire à Paris. Le RSA étant plus généreux que le RMI, cela conduit généralement à réduire le nombre de bénéficiaires éligibles.

Certains acteurs ont cherché à compenser cet effet du RSA en modifiant les seuils d'éligibilité. C'est le cas de la CAF du Rhône par exemple pour laquelle l'obtention d'une aide aux vacances est possible en 2013 jusque 700 euros de quotient familial contre 650 en 2007 ; il ne s'agit pas ici d'une indexation sur les prix ou les revenus puisque les seuils des autres tranches de quotient familial offrant des aides plus généreuses sont identiques aux deux dates. Un autre exemple est donné dans les Bouches du Rhône où l'aide tarifaire pour les centres de loisirs est obtenue en 2013 si le quotient familial est inférieur à 600 euros contre 490 en 2007, tandis que l'aide maximale n'est plus accessible que pour les familles percevant un quotient familial inférieur à 300 euros, contre 350 en 2007. Ces offreurs d'aide ont réagi comme dans le scénario n°2 présenté supra.

Pour les aides sous condition de statut, les proposer aux bénéficiaires du RSA en lieu et place du RMI revenait à élargir le public potentiel et donc potentiellement le coût budgétaire de ces aides. Le plus souvent, les offreurs d'aides ont cherché à limiter ces conséquences

budgétaires. Lorsque l'aide a été étendue à l'ensemble des bénéficiaires du RSA, ce fut généralement parce que les conséquences budgétaires étaient faibles.

Dans toutes les communes étudiées, lorsqu'un tarif réduit « RMI » était accordé pour l'accès à des équipements sportifs (piscines) ou culturels (théâtre, musée), il a également été élargi aux personnes percevant le RSA. S'agissant de services collectifs faiblement rivaux pour lesquels le coût marginal d'un utilisateur supplémentaire est très faible, les conséquences budgétaires de cet élargissement étaient limitées pour les offreurs d'aides locales (exception faite du manque à gagner par rapport au tarif plein). Dans le domaine des transports, ce fut également le cas pour les aides accordées par certaines régions sur le réseau ferré régional (PACA, Nord-Pas de Calais⁷³ par exemple). En revanche, la disparition du RSA activité et son remplacement par la Prime d'activité n'a pas été pris en compte par les offreurs de ces aides dans les communes observées : seuls les bénéficiaires du RSA y ont droit, soit l'ancien RSA socle qui correspond au profil qu'avait le RMI.

Dès 2009, certains offreurs ont cherché à conserver le bénéfice de ces aides ciblées sur le RMI aux seuls bénéficiaires antérieurs. Avant la transformation du RSA activité en Prime d'Activité, cette stratégie était déjà possible grâce au double financement du RSA qui a maintenu la séparation entre le RSA socle (équivalent au RMI antérieur, financé par les départements) et le RSA activité. Les offreurs d'aides locales et de droits connexes ont ainsi pu stériliser l'impact du RSA sur leurs aides à condition de statut. Il leur a suffi de les réserver aux bénéficiaires du RSA socle, voire du RSA socle non majoré (excluant les personnes isolées avec enfant qui percevaient l'API) pour conserver le même public cible qu'antérieurement.

La transformation du RSA activité en prime d'activité a renforcé cette stratégie. Au 1^{er} janvier 2016, le RSA activité et la Prime pour l'emploi ont été fusionnés au sein d'un nouveau dispositif, la Prime d'activité (PA). Bien qu'il s'agisse d'une prestation légale et non d'un minimum social (à la différence du RSA), son principe et son calcul restent proche de celui du RSA activité. Outre l'intégration d'une bonification supplémentaire au-delà d'un demi-Smic (proche de la PPE)⁷⁴, la principale nouveauté est qu'elle est accessible aux jeunes actifs de 18 à 25 ans, y compris les apprentis et étudiants salariés (sous condition d'un minimum d'activité). L'autre nouveauté apparemment mineure est le changement de dénomination : le terme RSA est désormais réservé à l'équivalent du RMI antérieur. Dans ce cas, les aides

⁷³ Devenus Hauts de France depuis la réforme territoriale de 2016.

⁷⁴ Cette bonification a été augmentée et étendue au 1^{er} janvier 2019 pour atteindre son niveau maximal au niveau du SMIC à plein temps.

accordées aux bénéficiaires du RSA ne sont plus accessibles aux personnes ne percevant que la Prime d'Activité⁷⁵.

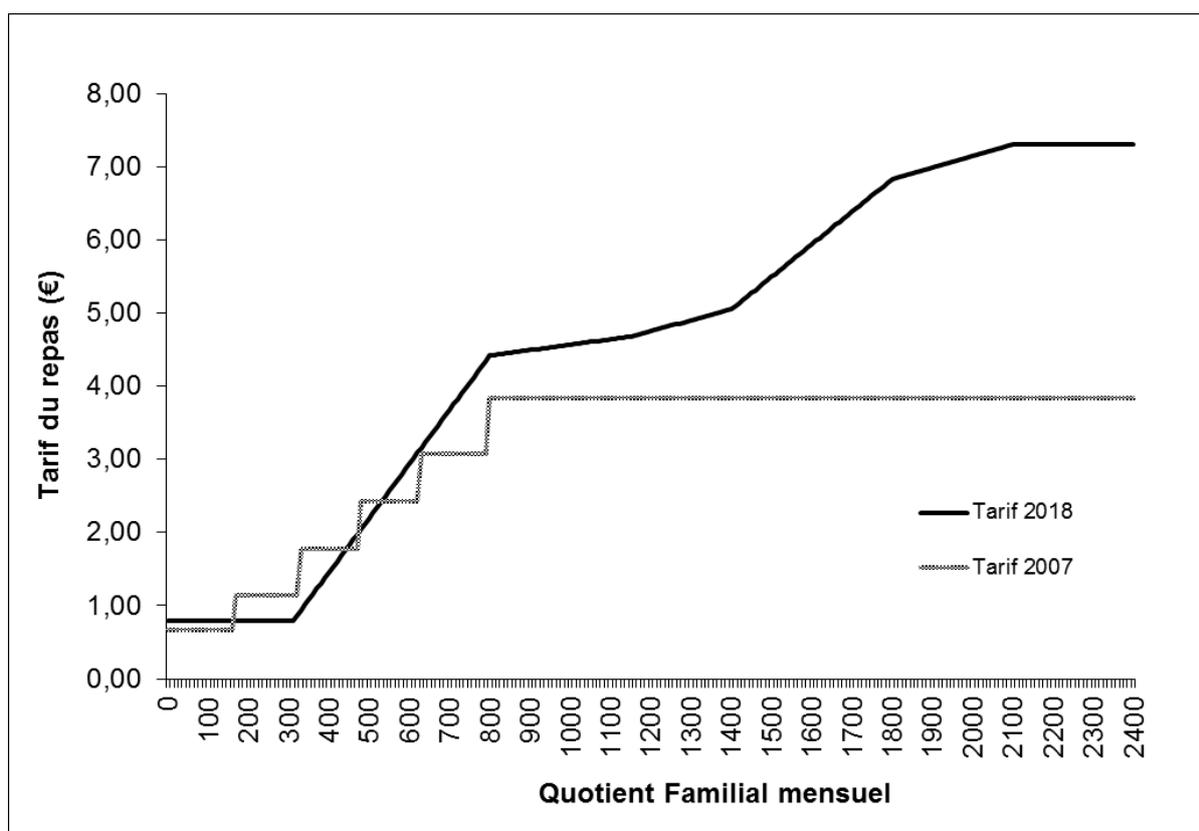
On observe également des comportements opportunistes de la part de certains offreurs d'aides. On entend par là des acteurs qui utilisent la réforme du RSA pour réduire, voire supprimer certaines aides sociales, ce qui va contre l'objectif de la réforme et réduit les gains effectifs permis par le RSA. On l'observe sur certains droits connexes nationaux. C'est par exemple le cas pour le dégrèvement de la taxe d'habitation accordée aux bénéficiaires du RMI et par contrecoup l'exonération du paiement de la contribution à l'audiovisuel public (la « redevance télévision ») qui est automatiquement accordée aux premiers (article 1605 bis du Code Général des Impôts). La loi du 1^{er} décembre 2008 instaurant le RSA a supprimé le titre III de l'article 1414 du CGI correspondant à cette exonération.

Un dernier type d'acteurs a profité de la fenêtre politique ouverte par la mise en place du RSA pour initier une réforme d'ampleur des conditions d'attribution de leurs aides sociales. Globalement, bien que tous différents, les cas observés accompagnent la réforme du RSA. C'était la préconisation faite aux acteurs locaux dans un « guide à destination des décideurs publics » envoyé dans toutes les communes de plus de 10 000 habitants suite au rapport parlementaire de 2009 consacré aux droits connexes locaux (Desmarescaux et Hesse, 2009). Ce guide préconisait une réforme sur la base du scénario 4 présenté supra, c'est à dire d'éviter les effets de seuil en limitant les conditions de statut et en privilégiant des aides dégressives en fonction des ressources.

Il s'agit par exemple de la réforme des barèmes municipaux impulsée par la ville de Lyon pour l'accès aux tarifs réduits de la restauration scolaire et des activités périscolaires (« divertisport »). Dans une délibération cadre du 19 septembre 2011, le conseil municipal affiche son ambition de lutter contre les effets de seuil en calculant des tarifs dégressifs selon les ressources du ménage. Le graphique I.9 donne l'exemple des tarifs de la restauration scolaire selon les ressources du ménage en 2007 et en 2018. On passe d'un barème en marches d'escalier (avec six « marches », ce qui réduisait déjà les effets de seuil) à un barème dégressif à partir d'un certain seuil, avec des pentes différentes mais sans effet de seuil brutal.

⁷⁵ Un autre effet potentiel du changement de nom est de réduire le non recours à la Prime d'Activité en distinguant clairement la prime et le minimum social, apparaissant ainsi moins stigmatisante aux bénéficiaires potentiels. Couplé à la dématérialisation du dossier de demande, on a observé un non recours de l'ordre de 30%, nettement plus faible que celui observé pour le RSA activité (68% en 2011 selon Domingo et Pucci (2014)).

Graphique I.9 : les tarifs de la restauration scolaire à Lyon



Lecture : En 2018, un ménage lyonnais disposant d'un quotient familial de 800 euros par part payait 4,42€ par repas contre 80 centimes s'il percevait moins de 300 euros de quotient familial.

Dans le domaine des transports, on retrouve la même diversité des réactions des offreurs d'aide. Certains offreurs avaient étendu en 2013 les aides RMI aux bénéficiaires du RSA, élargissant a priori le nombre potentiel de bénéficiaires⁷⁶ (Martigues par exemple), d'autres le limitant aux seuls bénéficiaires du RSA socle (la communauté urbaine de Lille). La transformation du RSA activité en Prime d'Activité en 2016 a mécaniquement conduit à exclure leurs bénéficiaires de ces aides.

Dans un certain nombre de cas, des réformes non paramétriques ont été menées ultérieurement, comme à Lille en 2016 avec l'introduction d'un barème sous conditions de ressources (avec quatre tranches de quotient familial) au lieu des aides sous conditions de

⁷⁶ Même si l'on sait que le taux de non recours aux RSA activité seul était très important, estimé à 68% par Domingo et Pucci (2014)

statut accordées jusque-là aux demandeurs d'emploi⁷⁷. Mais il n'est pas possible dans ce cas particulier de lier cette évolution à la mise en place du RSA. En revanche, dans un cas spécifique, celui de la région parisienne, c'est bien à cause de la réforme nationale que la première région de France par sa population a elle-même modifié sa politique d'aide au transport en faveur des personnes pauvres.

3.3. Aides au transport et RSA : l'exemple du Forfait Gratuité Transport en Ile de France

Dès avril 2009⁷⁸, le Syndicat des Transports d'Ile de France (STIF) a modifié profondément les conditions d'attribution du Forfait Gratuité Transport (FGT) qui accordait depuis 2007 la gratuité totale des transports publics sur le réseau du STIF aux bénéficiaires du RMI, de l'API (à partir de 2008) et à leur famille.

La région Ile de France s'était assez rapidement conformée à l'article 123 de la loi SRU en créant dès 2001 une carte solidarité transport (CST) offrant progressivement aux bénéficiaires de la CMU complémentaire, de l'ASS puis de l'API une réduction de 75% sur le prix de l'abonnement aux transports en commun de la région (la carte orange devenue le Pass Navigo). En 2007, c'est la gratuité totale qui était offerte aux personnes touchant le RMI et aux membres de leur famille, puis étendue en 2008 aux bénéficiaires de l'API et de l'ASS. A la veille de la création du RSA, en janvier 2009, 197 000 personnes profitaient de cette mesure de gratuité (pour 335 000 titulaires de la CST). Le STIF estimait à l'époque que le basculement vers le RSA pourrait faire tripler le nombre de bénéficiaires potentiels (STIF, 2009), tout en observant qu'il permettrait à ceux qui exerçaient une activité professionnelle une hausse de leurs ressources. En conséquence, il fut décidé d'introduire une condition supplémentaire de ressources : la gratuité totale serait accordée aux bénéficiaires du RSA percevant un revenu inférieur à 135% du montant forfaitaire, c'est-à-dire du RSA socle perçu par les personnes sans activité professionnelle. Le montant de cette aide est loin d'être négligeable : en 2009, un abonnement annuel coûtait selon les zones entre 650 et 850 euros annuels par personne.

A partir des barèmes d'aide sociale recueillis dans trois communes de la région parisienne issues de notre échantillon (Paris, Ivry et Montreuil), nous avons simulé les conséquences du passage au RSA sous deux hypothèses : l'extension à tous les bénéficiaires du RSA de la gratuité offerte jusque-là avec le RMI (« STIF RSA ») et la réforme mettant sous conditions de

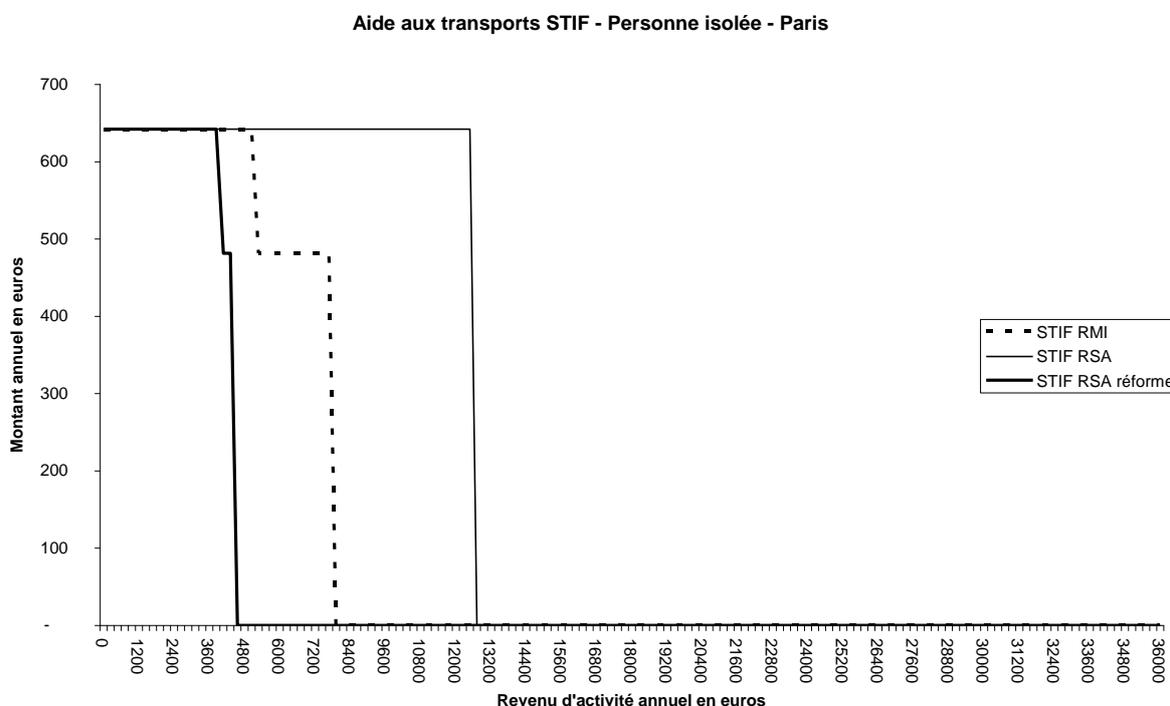
⁷⁷ Un tarif spécifique reste accordé aux bénéficiaires du RSA pour des trajets occasionnels (tarif réduit sur des carnets de 10 tickets).

⁷⁸ La loi du 1^{er} janvier 2018 prévoyait la généralisation du RSA sur le territoire à partir du 1^{er} juin 2019.

ressources l'éligibilité au Forfait Gratuité Transport (« STIF RSA réforme »). Le point de comparaison étant donné par la situation antérieure avec le RMI (« STIF RMI »). Le graphique I.10 indique pour une personne isolée les conséquences en termes de montant de l'aide aux transports du passage du RMI au RSA. Les constats qu'on peut en retirer sont comparables quelle que soit la configuration familiale, seuls les montants de l'aide varient en fonction du nombre de personnes du ménage.

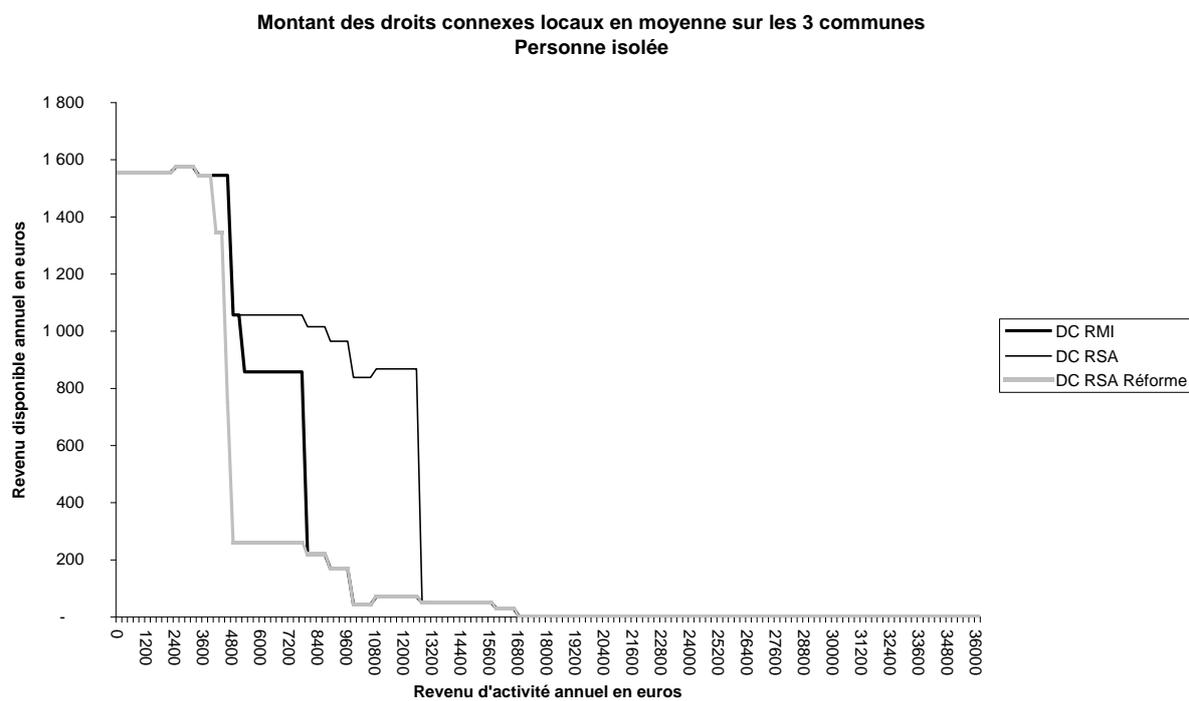
Graphique I.10 : la réforme du Forfait Gratuité Transport en Ile de France à la suite de la mise en œuvre du RSA

A. Valeur du FGT pour un parisien célibataire (par rapport à un abonnement « Paris »)



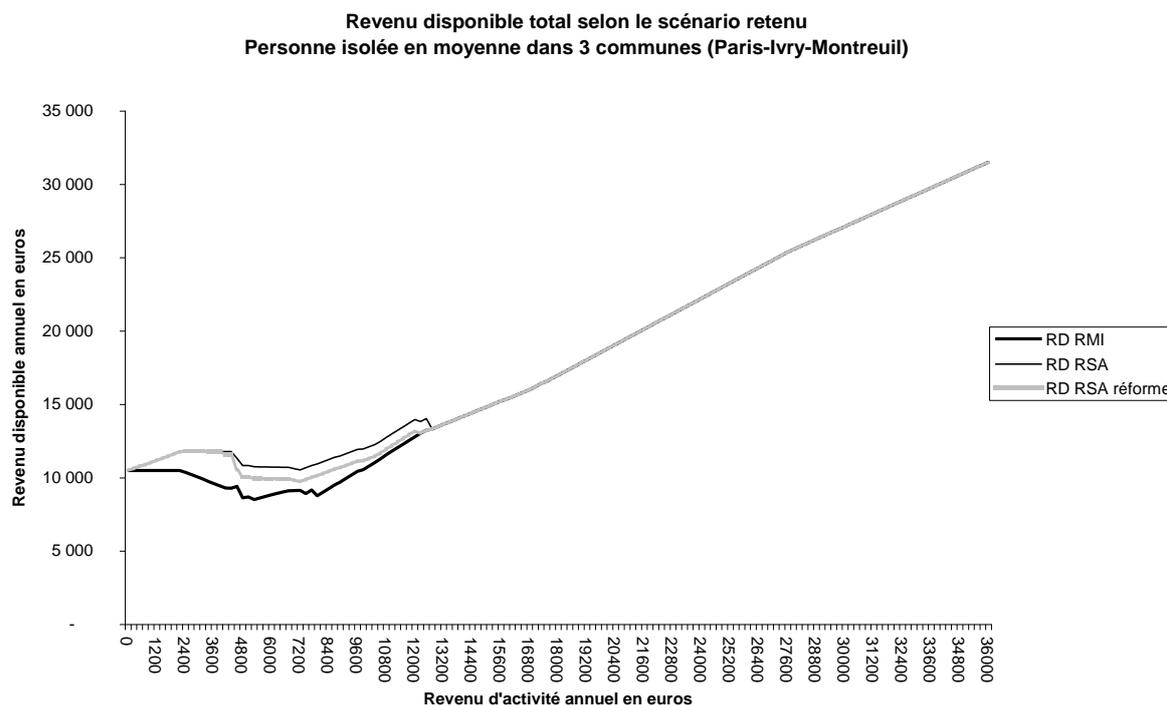
Lecture : le gain pour une personne isolée sans revenu d'activité bénéficiant du Forfait Gratuité Transport s'élevait en 2009 à 642 euros par rapport au prix d'un abonnement.

B. Impact de la réforme sur le montant total des droits connexes et aides sociales locales perçues par un célibataire



Lecture : l'ensemble des droits connexes et aides locales accessibles à une personne isolée sans revenu d'activité représentait en moyenne sur Paris, Ivry et Montreuil 1 554 euros annuels en 2009.

C. Impact de la réforme sur le revenu disponible total pour un célibataire



Lecture : Une personne isolée sans revenu d'activité avait droit en moyenne sur les trois communes de Paris, Ivry et Montreuil à un ensemble d'aides sociales, droits connexes et aides locales de 9 965 euros annuels.

Le coût de l'absence de réforme est visible quelle que soit la configuration familiale : l'attribution de la gratuité des transports aux bénéficiaires du RSA suite au remplacement du RMI et de l'API par la RSA aurait élargi considérablement la population susceptible de bénéficier de cette gratuité. On ne connaissait pas à l'époque l'ampleur du non recours au RSA activité des nouveaux bénéficiaires potentiels ; on sait désormais qu'il atteint plus des deux tiers des bénéficiaires potentiels pour le RSA activité seul (Domingo et Pucci, 2014).

Dans la plupart des cas, la réforme se traduit par un recentrage des bénéficiaires sur les ménages à faibles revenus d'activité. En moyenne dans les 3 villes étudiées, la réforme conduit à renforcer les effets de seuil observés pour les droits connexes locaux (graphique 9-B). Enfin, la réforme réduit mais n'annule pas les effets positifs du RSA sur les gains du retour à l'emploi (graphique I.9-C).

On peut noter que la région Rhône-Alpes a également réformé ses tarifs sociaux pour les transports régionaux suite à la mise en œuvre du RSA. Depuis 2003, toute personne percevant

le RMI⁷⁹ bénéficiait d'une réduction de 75% pour ses transports sur le réseau ferré régional. En 2009, la région a décidé d'ajouter une condition de ressources en sus de la condition de statut pour les bénéficiaires du RSA⁸⁰. Cette condition de ressources vise à limiter l'extension du droit envers les personnes percevant le RSA activité mais va au-delà du seuil d'extension du RSA socle (ex RMI). Ainsi, pour un célibataire, le seuil choisi est de 705 euros quand le RSA socle est à 499 euros et que le RSA activité s'éteint autour de 1300 euros mensuels. En revanche, le montant de l'aide est passé en 2014 à 90% du prix du billet. La région Rhône-Alpes offre donc une aide plus généreuse en limitant l'extension du nombre de bénéficiaires potentiels liée au passage du RMI au RSA.

Conclusion

Dans ce premier chapitre, nous avons montré que les aides aux transports en commun s'intégraient dans un ensemble complexe d'aides sociales nationales et locales, légales et connexes orientées vers les ménages à bas revenus et en difficulté d'insertion. Leur importance est croissante au sein de ces aides depuis les années 80 et surtout 90. Associées à l'ensemble des aides sociales destinées à ces ménages pauvres, elles constituent à la fois un complément de ressources précieux mais peuvent également créer des effets pervers, renforçant des effets de seuil et réduisant les gains du retour à l'emploi du fait de l'extinction de ces aides. De ce point de vue, elles ont participé à justifier une réforme majeure de l'aide sociale : le remplacement du Revenu Minimum d'Insertion par le Revenu de Solidarité Active.

Réciproquement, cette réforme majeure a impacté les offreurs d'aides locales et a contribué à des évolutions variées des aides sociales locales et des droits connexes. Dans le domaine des aides locales aux transports notamment, on a observé des réformes qui allaient soit dans le sens de la réforme du RSA et cherchant à limiter les effets de seuil, soit à des réformes visant à stériliser l'impact du RSA sur les offreurs d'aides locales. La question centrale est bien celle des barèmes afin d'éviter que des mesures visant à soutenir les ménages à bas revenus ne constituent au contraire des obstacles à l'amélioration de leur situation et à leur retour à l'emploi.

⁷⁹ Ainsi que d'autres catégories de personnes : demandeurs d'emploi indemnisés en-dessous du SMIC, chômeurs de longue durée, jeunes de moins de 26 ans en parcours d'insertion...

⁸⁰ L'accès à cette carte de réduction, dite « illico-solidaire » a été par la même occasion élargi aux bénéficiaires de l'Allocation Adulte Handicapé

Annexe 1 Hypothèses de recours selon la nature des aides

Nature de l'aide	Recours	Hypothèse relative au recours / à la consommation
Consommation téléphonique	Oui (tarif social)	10 heures / mois
Restauration scolaire	Oui, pour les enfants scolarisés	144 jours / an et par enfant scolarisé
Garde d'enfants périscolaire	Non	
Garde d'enfants non scolarisés	Non	
Centre de Loisirs Sans Hébergement (CLSH)	Oui	20 jours / an par enfant de plus de 6 ans.
Vacances	Oui	1 semaine (7 jours) / an
Activité sportive	Oui	1 par semaine (piscine)
Activité culturelle	Oui	1 par mois (musée ou théâtre)
Transports	Oui	Abonnement de type « carte orange » si existant. Sinon, hypothèses de 150 aller-retours SNCF annuels pour les communes proches d'un centre urbain (moins de 30 km) et de 75 aller-retours si la commune est plus éloignée.
Fonds Social Logement	Oui	Tous les 10 ans
Équipement du logement	Oui	Tous les 5 ans

Chapitre 2

Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux

Ce chapitre est tiré d'un travail réalisé avec Sylvain Chareyron et qui a donné lieu à une publication dans la *Revue d'Economie Politique* sous le titre « Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux » (*Revue d'économie politique* 2017/2, Vol. 127, pp 227 -253).

Nous remercions les deux rapporteurs anonymes de la *Revue d'Economie Politique* pour la pertinence de leurs commentaires. Une version antérieure a également bénéficié des remarques des participants de la 13^{ème} conférence interdisciplinaire TEPP (Travail Emploi et Politiques Publiques) ainsi que du séminaire du département "Marché du travail, ressources humaines et politiques sociales" du Centre for European Economic Research (ZEW) de l'Université de Mannheim. Nous restons seuls responsables des erreurs et omissions qui pourraient subsister.

Introduction

Qu'une personne qui en a besoin ne perçoive pas une aide à laquelle elle a droit et qui a été créée pour elle, c'est un paradoxe et peut-être une aporie, tant pour le savant qui veut comprendre que pour le politique qui veut agir. C'est pour tenter de les résoudre que les travaux sur le non-recours se sont multipliés ces dernières années. L'originalité de notre approche est de mesurer en quoi le non-recours peut renvoyer à des effets de territoire, qu'ils soient liés à l'environnement des bénéficiaires potentiels ou à des facteurs d'offre.

La littérature sur le non-recours vise pour l'essentiel à expliquer ses causes ainsi que ses conséquences sur les revenus des bénéficiaires potentiels ou encore sur les budgets des offreurs d'aide. On distingue habituellement le non-recours primaire – un individu éligible à une aide n'en fait pas la demande – et le non-recours secondaire lié à la non obtention d'une aide pourtant accessible et demandée (Math et van Oorschot, 1996). Le non-recours primaire est généralement analysé comme le résultat d'un arbitrage entre le coût du recours (coûts de transaction liés aux démarches, stigmates éventuels attachés à la perception d'une aide sociale ; Moffitt, 1983) et ses avantages (adéquation de l'aide au public cible, montant de l'aide perçue... cf Anderson et Meyer, 1997 par exemple) dans un environnement où la qualité d'information des éligibles peut être imparfaite. Le non-recours secondaire est lui abordé à partir du comportement de l'offreur d'aide (erreurs de procédure ou sélectivité des administrations elles-mêmes).

Du fait des contraintes imposées par les données disponibles, la plupart des études économiques ont modélisé l'ensemble du non-recours comme provenant d'un choix des bénéficiaires potentiels (Duclos, 1995, 1997 ; McGarry, 1996 ; Pudney, Hernandez et Hancock, 2007). Ils ont supposé à cette occasion que le non-recours secondaire était d'importance négligeable. Ils ont également modélisé comme un seul comportement le fait de ne pas connaître l'existence du programme et le fait de ne pas le demander. Or, si la décision de solliciter l'aide peut être considérée comme un choix et à ce titre inclure des considérations de coûts d'accès à l'information (Hernandez et Pudney, 2007), ne pas avoir connaissance du dispositif ne relève pas d'une logique de choix. De plus, les déterminants de l'accès à l'information initiale ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux conduisant à la décision de demander ou non l'aide. Il semble donc utile de différencier non seulement le non-recours primaire du non-recours secondaire, mais également la non-connaissance d'un dispositif du fait de ne pas le réclamer.

Le fait que des ménages ne connaissent pas une aide pourtant ciblée sur eux peut s'expliquer par des caractéristiques individuelles qui réduisent leurs chances d'accéder à l'information ou par un effet de réseau lié à un problème de diffusion de cette information dans leur environnement. De même, l'absence de demande de l'aide peut provenir de facteurs qui réduisent l'intérêt d'un ménage pour une prestation mais également d'une plus grande difficulté à la demander due, entre autres, à la peur d'être déconsidéré par son entourage (stigmatisme social). Il s'agit dans ce dernier cas de la diffusion de normes de comportement. Depuis Akerlof (1997) et Akerlof et Kranton (2000, 2005), l'analyse économique des normes sociales a montré, par des travaux théoriques et appliqués, que des gains d'utilité issus de la conformation à une norme sociale peuvent compenser la désutilité issue de comportements apparemment sous-optimaux⁸¹ comme le non recours, et qu'il est donc rationnel pour les agents économiques de suivre des stratégies qui les desservent à première vue.

La diffusion de telles normes de comportement peut s'observer à travers la propagation spatiale de leurs effets. L'existence d'effets spatiaux a été montrée dans des domaines aussi variés que la réussite scolaire (Goux et Maurin, 2007), l'acquisition du capital humain (Borjas, 1995), la criminalité (Glaeser, Sacerdote et Scheinkman, 1996), ou les prix de l'immobilier (Baumont, 2009; Baumont et Legros, 2013, Décamps et Gaschet, 2013). Peu de travaux se sont, en revanche, intéressés à identifier l'influence de ces effets sur le recours à un programme d'aide. Cette lacune peut sans doute s'expliquer par la difficulté d'obtenir des données permettant à la fois de déterminer l'éligibilité des individus au dispositif d'aide et de modéliser la dimension spatiale du non-recours. Pour faire face à cette difficulté, certains travaux ont tenté d'introduire des variables permettant de contrôler des caractéristiques locales (Tempelman et Houkes-Hommes, 2015) ou d'approximer les effets de réseau (Terracol, 2002). Ce dernier a ainsi montré que le pourcentage d'allocataires du Revenu Minimum d'Insertion (RMI) dans le département, en approxinant le niveau de stigmatisme social, a un effet positif sur le recours au RMI. Ce type de résultat semble indiquer la présence d'effets de réseau dans le recours aux aides sociales. Le risque existe néanmoins de mal interpréter un écart territorial. En effet, il peut certes illustrer un effet du réseau, mais il est également possible qu'une variable masquée, non prise en compte explique ces écarts territoriaux : différences dans l'offre de politique sociale locale, dans son orientation, caractéristique inobservée (ethnique, sociale...) spécifique à la population d'un territoire (Jencks et Mayer, 1989). Peuvent également s'ajouter des effets de *spatial mismatch* (Brueckner et Zenou, 2003 ; Kain, 1968) en cas d'éloignement géographique entre les personnes et certaines

⁸¹ Par exemple, dans des communautés où le faible capital scolaire est la règle, la désutilité causée par l'arrêt des études peut être compensée par l'utilité obtenue en se conformant à la norme sociale du groupe. Pour, une revue de la littérature, voir Costa-Font et Cowell (2015).

ressources (emplois, formations, services sociaux, transports publics...). Pour tenter de distinguer plus clairement les mécanismes à l'œuvre certains travaux ont mis au second plan la question de l'éligibilité pour adopter un point de vue spatial plus général. Par exemple, Bertrand, Luttmer et Mullainathan (2000) choisissent la langue utilisée pour communiquer comme indicateur du réseau mobilisé à l'intérieur d'un territoire. En mesurant par ailleurs l'utilisation des aides locales selon les groupes ethniques, ils évitent une partie importante des biais induits par la présence de variables omises et suggèrent un effet de réseau spécifique. Le même type de résultats a également été obtenu pour l'utilisation de services de soin (Deri, 2005) ou de services prénataux (Aizer et Currie, 2004). Il n'existe en revanche pas de consensus sur le canal par lequel l'effet de réseau se produit : diffusion d'information pour Aizer et Currie (2004), d'information et de normes pour Deri (2005) ou absence d'identification précise du canal pour Rege, et al. (2012) ; Shang (2013).

Nous nous proposons ici de mobiliser les outils de l'économie spatiale pour vérifier s'il existe un effet spécifique du territoire capable d'expliquer une partie du non-recours à une aide sociale locale spécifique dans le domaine du transport, domaine particulièrement adapté pour étudier les variables spatiales. Nous différencions également parmi les différents effets spatiaux les effets de *spatial mismatch* des effets de diffusion de normes et d'informations. L'aide choisie est le Forfait Gratuité Transport (FGT) ; offert à certains ménages en Île-de-France, il leur permet d'utiliser gratuitement les transports publics. Un des intérêts principaux de ce dispositif est donc de permettre un meilleur accès au transport en commun ce qui peut notamment avoir des retombées positives sur l'emploi (Duguet et al., 2009 ; L'Horty et Sari, 2013).

L'étude s'appuie sur une enquête de terrain réalisée en Seine-et-Marne auprès de bénéficiaires du RSA. L'originalité de cette enquête est qu'elle permet de décomposer les trois dimensions du non-recours : la connaissance, la demande et l'obtention d'une aide à laquelle on est éligible. Si ces trois éléments sont bien connus (Okbani, 2013), il est rare que l'on soit capable de les décomposer et de les étudier séparément. L'enquête de terrain permet de connaître l'éligibilité à l'aide étudiée, de mesurer sa connaissance par les personnes, puis la demande et enfin l'obtention de celle-ci. La générosité est également prise en compte puisque le montant de l'aide étudiée varie selon la composition du ménage. Sachant si le bénéficiaire potentiel a accès à un moyen de transport personnel, connaissant sa localisation, celle de son référent⁸² et celle du point d'accès au réseau de transports en commun, on peut intégrer la

⁸² Les ménages éligibles sont bénéficiaires du RSA et à ce titre se voient attribuer un référent chargé de leur accompagnement professionnel et social.

distance par les différents coûts de transport supportés pour bénéficier de cette aide. L'économétrie permet *in fine* d'expliquer le non-recours par ses déterminants habituels tout en vérifiant l'existence d'un effet « territoire » propre qu'on pourra lui-même décomposer en effet distance et effets de diffusion d'informations ou de normes. En revanche, si le non-recours secondaire est quantifié, l'enquête ne permet pas d'étudier ses déterminants et leur significativité.

Dans la section suivante nous proposons une présentation du dispositif et des hypothèses d'explication de sa non-connaissance et de sa non-demande. Nous présentons ensuite en détail, l'enquête et les données utilisées. La section 3 détaille la stratégie empirique et la section 4 les résultats de l'estimation pour la non-connaissance et la non-demande du programme ainsi que les tests de robustesse.

1. Le dispositif et les effets théoriques attendus

1.1. Le Forfait Gratuité Transport (FGT) en Île-de-France

Depuis la fin des années quatre-vingt-dix, et plus particulièrement depuis la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) de décembre 2000, les collectivités locales sont tenues de proposer un tarif réduit pour l'accès aux services de transport urbain des personnes à faibles ressources et en difficulté sociale. L'Île-de-France offre dans ce cadre depuis 2002 des tarifs « Solidarité Transport » aux personnes bénéficiaires de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-c) ou de l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS). Actuellement, le Forfait Solidarité Transport (FST) permet aux bénéficiaires d'obtenir une réduction de 75% sur un abonnement hebdomadaire ou mensuel au réseau francilien de transports en commun. En 2007, la Région est allée plus loin et a proposé un Forfait Gratuité Transport (FGT) aux bénéficiaires du RMI ainsi qu'à tous les membres de leur foyer, leur accordant la gratuité totale sur l'ensemble du réseau francilien ; cette gratuité était également offerte aux bénéficiaires de l'Allocation Parent Isolé (API) et aux personnes percevant à la fois l'ASS et la CMU complémentaire. A l'occasion du passage au RSA, une condition de ressources a été ajoutée : la gratuité totale est désormais réservée aux bénéficiaires du RSA dont le revenu garanti est inférieur à 135% du montant forfaitaire – c'est à dire du montant du seul RSA socle perçu par les personnes sans revenu d'activité.

Pour les bénéficiaires du RSA, l'éligibilité au FGT ne dépend finalement que des revenus d'activité du ménage. En effet, le revenu garanti est égal au montant forfaitaire du RSA « socle seul » (qui varie lui-même selon la configuration familiale) auquel s'ajoutent 62% des revenus d'activité. Le FGT étant accessible quand le revenu garanti est inférieur à 1,35 fois le montant

forfaitaire, il l'est donc si les revenus d'activité sont inférieurs à $(0,35/0,62) = 0,56$ fois le montant forfaitaire. En mai 2015, la gratuité représentait une économie de 116,50€ par mois et par bénéficiaire par rapport au prix de l'abonnement mensuel au « Pass Navigo » pour les cinq zones d'Île-de-France⁸³.

1.2. Effets théoriques attendus

Avant d'intégrer la dimension spatiale, nous cherchons dans un premier temps, à vérifier l'influence des facteurs habituels du non-recours en distinguant leur effet sur la non-connaissance et sur la décision de ne pas demander l'aide. En mesurant le non-recours des personnes informées de l'existence de l'aide, il est possible de tester sur l'aide étudiée le modèle théorique de décision optimale (Blundell, Fry et Walker, 1988). En application du raisonnement économique habituel, nous considérons le non-recours comme le résultat d'un arbitrage où l'individu demandera à bénéficier du programme si l'utilité qu'il y gagne est supérieure à celle qu'il retire de l'absence de demande. Ainsi, pour un dispositif d'aide aux transports en commun, l'accès ou la possession d'un moyen de déplacement individuel devrait réduire la demande de l'aide en fournissant une alternative aux transports publics. La connaissance du dispositif n'est pas considérée comme provenant d'un choix, il paraît en effet impossible d'opérer une décision sur quelque chose d'inconnu. Il est cependant possible que des facteurs comme l'éducation accroissent les chances pour le ménage d'entrer en contact avec l'information. La décision d'accéder à une connaissance plus approfondie du dispositif pour en connaître les conditions d'éligibilité ou d'accès relève elle d'un arbitrage qui influence la demande de l'aide.

L'intégration de variables spatiales permet de préciser les déterminants de la non-connaissance et du non-recours. Premièrement, la distance aux transports en commun peut influencer l'utilisation de l'aide en augmentant l'utilité du FGT pour les personnes se trouvant à proximité d'un transport public. Le département de la Seine-et-Marne est particulièrement étendu mais également très varié pour ce qui est de la densité des transports en commun. Deuxièmement, l'accès à l'information peut être facilité par la proximité avec le référent, ce qui peut augmenter la probabilité d'être informé de l'existence de l'aide. Dans ce cas les ménages les plus éloignés du référent vont posséder une probabilité plus faible de connaître le dispositif. Troisièmement, des disparités spatiales dans la propension au recours peuvent s'expliquer par une concentration plus importante dans une partie du territoire d'une variable explicative

⁸³ La tarification par zones a été supprimée en septembre 2015. A cette date, un forfait mensuel de 70 euros permettait de voyager sur l'ensemble du réseau d'Île-de-France.

ayant une influence sur la connaissance ou la demande. Le niveau d'éducation moyen par exemple n'est pas identique dans tous les quartiers d'une ville ou les différentes zones d'une région. Finalement, des phénomènes de concentration spatiale peuvent provenir d'effets de diffusion d'informations ou de normes qui peuvent accroître la connaissance de l'aide ou réduire la stigmatisation liée à la demande dans certaines parties du département. Il semble intuitif de considérer qu'un individu aura plus de chances de connaître une aide s'il vit au milieu de personnes qui la connaissent ; et qu'il aura plus de chances de trouver normal de demander une aide que ses voisins demandent souvent. A l'inverse, le faible recours sur un territoire risque de réduire les probabilités de connaître une aide et même si elle est connue, de singulariser l'individu qui la demande.

2. Présentation des données

2.1. L'enquête auprès des bénéficiaires du RSA en Seine et Marne

Les données sont issues d'une enquête par téléphone réalisée en Seine-et-Marne auprès d'un échantillon représentatif de 1 020 bénéficiaires du RSA. Ces 1 020 bénéficiaires sont issus du fichier exhaustif des personnes inscrites au RSA en Seine-et-Marne entre décembre 2013 et septembre 2014. La totalité des 2 455 personnes de ce fichier a été contactée. Les non réponses correspondent presque exclusivement à des erreurs de numéros de téléphone ou à des absences / non réponses. Bien que les refus de participer à l'enquête ne constituent que 4% de l'ensemble, il est possible que certaines non-réponses introduisent un biais. En effet, en dehors des erreurs et changements de numéros (21% des échecs de contact) ou des indisponibilités matérielles, certaines personnes ont pu être réticentes à répondre à un appel ne provenant pas de leur réseau de proches (aux numéros enregistrés dans leur téléphone) ou du fait d'une fragilité psychologique ou sociale.

L'enquête visait à connaître et à mesurer les besoins, la connaissance, le recours et l'obtention de plusieurs aides sociales locales offertes en Seine-et-Marne. Une aide départementale était choisie dans chaque domaine de la politique d'action en faveur des personnes touchant le RSA : dans le champ de l'insertion par l'emploi, les stages et formations incluses dans le « pack insertion » proposé par le département ; pour le logement le Fonds de Solidarité Logement ; pour l'insertion sociale le système de microcrédit personnel permettant de financer les projets de personnes n'ayant pas accès au crédit classique du fait de leurs revenus ou de leur situation professionnelle ou familiale. Et enfin le Forfait Gratuité Transport pour la mobilité. C'est à l'accès à cette aide que nous nous intéressons.

Le calcul de l'éligibilité au Forfait Gratuité Transport s'appuie sur les déclarations des personnes lors de l'enquête. Une question sur les ressources du ménage et sur les revenus d'activité était posée⁸⁴. A partir de ces réponses, il a été possible d'estimer le nombre de bénéficiaires potentiels : parmi les 1 020 ménages enquêtés, 826 avaient a priori droit à cette aide. La précision des réponses à ces questions est crédibilisée par l'obligation de déclaration des ressources pour obtenir ou renouveler les droits au RSA⁸⁵. De plus, la distribution des revenus des bénéficiaires indique que le risque d'erreur dans le calcul de l'éligibilité est faible : comme le montre le graphique II.1, les ménages éligibles disposent pour la plupart de revenus d'activité très inférieurs au seuil ouvrant droit au FGT.

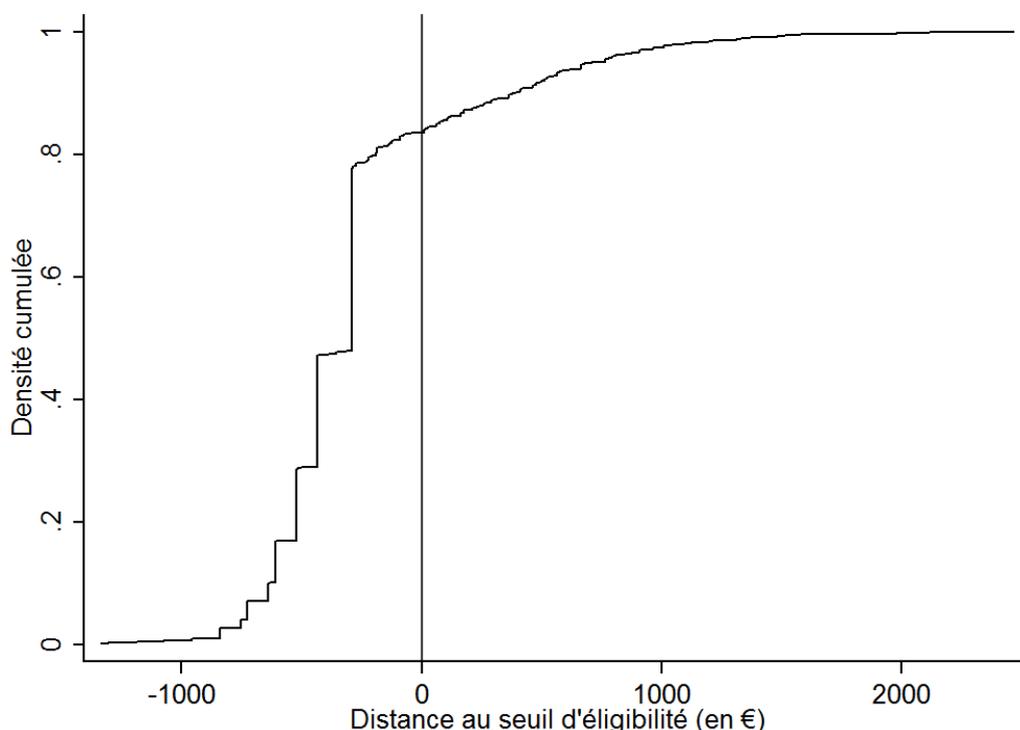
Pour étudier le non-recours, il a été également demandé aux enquêtés s'ils connaissaient, avaient déjà demandé et éventuellement obtenu le FGT⁸⁶. Sur l'ensemble des éligibles 23% déclarent ne pas connaître son existence, 42% ne l'ont pas demandé et 50% ne l'ont pas reçu. Il apparaît donc que 8% des éligibles ayant demandé l'aide ne l'obtiennent pas. Cela peut s'expliquer par une mauvaise estimation de leurs revenus d'activité par les enquêtés ou par un changement récent dans la situation ou les ressources de ces personnes. Le fait que 95% d'entre elles soient à plus de 300 € du seuil d'éligibilité plaide néanmoins pour l'hypothèse d'un non-recours secondaire.

⁸⁴ L'éligibilité de 32 ménages n'a pu être déterminée en raison du non-renseignement de leurs revenus d'activité. Pour d'autres, seuls les revenus d'activité sont connus. Grâce à cette information, l'éligibilité de ces ménages peut être connue (voir son calcul ci-dessus). En revanche, dans l'échantillon des ménages éligibles, la variable de revenu comporte ainsi 26 valeurs manquantes.

⁸⁵ Pour obtenir ou renouveler leur droit au RSA les ménages ont dû faire un état des lieux précis de leurs ressources peu de temps avant de répondre à l'enquête. La déclaration de ressources remplie lors de la demande du RSA peut être soumise à vérification et le ménage est amené à payer les sommes indues en cas de mauvaises déclarations, ce qui permet de penser que les ménages s'informent précisément sur leurs ressources pour cette démarche.

⁸⁶ Il est donc possible que certains ménages ayant déjà obtenu l'aide ne soient plus éligibles ; ou soient actuellement éligibles non recourants mais n'apparaissent pas comme tels car recourants antérieurs, amenant une éventuelle sous-estimation du non-recours.

Graphique II.1 : Fonction de répartition des ménages de l'enquête selon leur éloignement au seuil d'éligibilité :



Note: Les ménages pour lesquels la distance au seuil d'éligibilité est négative possèdent des revenus d'activité suffisamment bas pour être éligibles au FGT.

Lecture: Près de 80% des ménages sont éligibles avec une distance de plus de 290€ au seuil d'éligibilité.

Finalement, la décision de ne pas demander le programme semble concerner moins de la moitié des non-recourants. Il est alors possible de quantifier l'importance des différentes composantes du non-recours. Le point de vue du ménage est adopté et seuls les déterminants du non-recours primaires seront estimés, mais de façon distincte entre la non-connaissance du dispositif et sa non-demande. L'échantillon des 826 ménages éligibles est donc utilisé pour estimer les déterminants de la non-connaissance de l'existence du Forfait Gratuité Transport. Un échantillon de 636 ménages éligibles connaissant l'existence du programme est construit pour estimer les déterminants de la non-demande.

La prise en compte du Forfait Gratuité Transport dans cette enquête constitue un bon moyen d'intégrer la dimension spatiale à la problématique du non-recours. L'enquête permettait de connaître la commune de résidence des ménages enquêtés. Le département de la Seine-et-

Marne étant composé d'un nombre important de communes de dimensions réduites, cette unité permet de disposer d'une variabilité spatiale suffisante pour estimer des effets de réseau⁸⁷. Par ailleurs, l'échantillonnage est assez dense pour capter des phénomènes de concentration spatiale. Il est également possible de tester les explications les plus couramment avancées pour expliquer le non-recours. En effet, les déterminants de la connaissance et de la demande du dispositif peuvent être distingués. Le fait que l'obtention de l'aide suppose une action spécifique permet d'intégrer le coût de ces démarches, même s'il est modéré (puisque la carte peut être obtenue sur le site « Solidarité-Transport » du STIF, le syndicat des transports d'Île-de-France). L'équivalent monétaire de l'aide peut quant à lui s'avérer assez élevé suivant la composition familiale puisque tous les membres du foyer ont droit à la gratuité sur l'ensemble des zones d'Île-de-France. Le poids du – ou plutôt la sensibilité au – stigmatisme « d'assistanat » lié à la perception d'une aide sociale sont a priori plus faibles sur ce type d'aide puisque les bénéficiaires potentiels ont déjà fait la démarche pour obtenir le RSA.

2.2. Matrice de poids et statistiques descriptives

Le tableau II.1 présente, dans les deux premières colonnes (1), les moyennes de différentes variables pour les ménages éligibles connaissant et ne connaissant pas l'existence du FGT. Les deux dernières colonnes (2) présentent les moyennes de ces variables pour les demandeurs et les non-demandeurs sur la population des ménages éligibles et connaissant l'existence du dispositif.

Les ménages qui disposent d'un véhicule ou dont le répondant possède le permis B ont moins souvent connaissance du dispositif et le demandent moins. Les ménages ne connaissant pas le dispositif déclarent significativement vivre plus souvent dans un logement insalubre, être propriétaire ou sans-domicile⁸⁸. Par ailleurs, les ménages qui n'ont pas connaissance du dispositif comme ceux qui ne le demandent pas habitent en moyenne significativement plus loin de leur référent et d'une station de transport en commun. Ces statistiques descriptives montrent la diversité des variables influençant la non-connaissance et le non-recours. Il est maintenant nécessaire d'élaborer un modèle économétrique complet permettant de repérer le rôle joué par chacune de ces variables en contrôlant leurs interactions potentielles. Notre

⁸⁷ Dans notre enquête 32 communes sur 194 comptent plus de six ménages bénéficiaires du RSA dont 13 communes qui en comptent plus de vingt. Pour ces communes des informations sur la localisation géographique des ménages à l'IRIS auraient permis une plus grande précision de l'estimation. Les simulations de Monte Carlo effectuées par Lee (2009) ont cependant montré que dans un modèle SAR lorsque l'unité de voisinage choisie est plus grande que la vraie unité le biais est moins important que lorsqu'elle est plus petite.

⁸⁸ Les résultats des tests de Student effectués sont présentés dans le tableau 1.

objectif est également de tester l'influence spécifique de la distance et du voisinage dans la non-connaissance et la non-demande du programme.

Tableau II.1 : Statistiques descriptives sur les ménages éligibles au FGT :

	Ménages éligibles				Ménages éligibles ayant connaissance de l'existence du programme			
	Non-connaissance		Connaissance		Non-demande		Demande	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Caractéristiques du répondant :								
Homme ^d	0,45	0,50	0,41	0,49	0,53	0,50	0,37	0,48
Age	38,02	12,49	36,88	11,66	37,69	11,86	36,61	11,59
Diplôme	2,49	1,42	2,68	1,48	2,73	1,34	2,66	1,53
En emploi	0,12	0,33	0,11	0,32	0,13	0,34	0,10	0,31
Caractéristiques du ménage :								
Nombre de personne dans le ménage	2,32	1,54	2,45	1,57	2,32	1,65	2,50	1,54
Soutien familial ^c	0,77	0,42	0,67	0,47	0,70	0,46	0,66	0,48
Revenu par unité de consommation (en €)	501,31	236,11	481,17	205,39	461,41	169,43	487,95	216,12
Possède un véhicule ^{cd}	0,45	0,50	0,28	0,45	0,53	0,50	0,20	0,40
Possède le permis ^{b cd}	0,56	0,50	0,40	0,49	0,65	0,48	0,32	0,47
Situation familiale :								
Veuf, divorcé ou séparé	0,21	0,40	0,21	0,40	0,21	0,40	0,21	0,40
En couple	0,36	0,48	0,35	0,48	0,35	0,48	0,35	0,48
Logement :								
Logement insalubre ^c	0,05	0,22	0,02	0,14	0,01	0,11	0,02	0,15
Problèmes financiers liés au logement	0,16	0,37	0,18	0,38	0,14	0,35	0,19	0,39
Propriétaire ^{cd}	0,09	0,29	0,05	0,22	0,09	0,28	0,04	0,19
Sans-domicile ^{cd}	0,13	0,34	0,05	0,23	0,09	0,29	0,04	0,20
Difficultés :								
Capacité à comprendre les questions ^d	9,17	2,31	9,18	2,24	9,64	1,59	9,03	2,41

Problème de santé ou handicap	0,15	0,36	0,11	0,32	0,12	0,33	0,11	0,32
Accompagnements :								
Emploi/Formation ^d	0,07	0,25	0,08	0,27	0,02	0,14	0,10	0,30
Santé	0,09	0,29	0,12	0,32	0,11	0,32	0,12	0,32
Caractéristiques géographiques :								
Densité de population (hab./km ²) ^d	2002	1672	2220	1608	1804	1637	2358	1576
Distance au référent (en km) ^{cd}	6,24	7,62	4,86	6,32	6,83	7,08	4,21	5,91
Distance au transport collectif le plus proche (en km) ^{cd}	1,08	2,51	0,64	1,88	1,28	2,93	0,43	1,31
Observations	190		636		159		477	

Notes : La variable « revenu par unité de consommation » contient 26 valeurs manquantes sur la population des ménages éligibles. La variable « diplôme » est codée de 0 (jamais scolarisé) à 6 (enseignement supérieur). La variable « capacité à comprendre les questions » est évaluée de 0 à 10. 10 indiquant la meilleure capacité de compréhension. Cette évaluation a été réalisée par l'enquêteur.

c : La moyenne de cette variable est significativement différente entre les connaissants et les non-connaissants au seuil de risque de 5% (test de Student).

d : La moyenne de cette variable est significativement différente entre les demandeurs et les non-demandeurs au seuil de risque de 5% (test de Student).

Lecture : Les ménages éligibles qui n'ont pas connaissance de l'existence du FGT se situent en moyenne à 1,08km du transport collectif le plus proche contre 640 mètres pour les ménages éligibles qui connaissent l'existence du programme. La distance moyenne au transport collectif le plus proche est significativement différente entre les deux catégories au seuil de risque de 5% (test de Student).

L'analyse de la présence de corrélations spatiales nécessite la définition d'une matrice de poids spatiale W . La matrice de poids a pour but de spécifier les liens par lesquels peuvent se produire les mécanismes de diffusion entre les différents individus. La nature de l'unité étudiée ainsi que la présence de ménages isolés ne permettent pas l'utilisation d'une simple matrice de contiguïté. Dans ce cas la matrice de poids contiendrait des lignes et des colonnes avec uniquement des zéros pour les unités isolées, ce qui fausserait l'interprétation des inférences en retirant les observations du résultat global (Dall'erba et Le Gallo, 2008). La distance est

utilisée pour sélectionner les k plus proches voisins de chaque unité. Les ménages étant assez dispersés sur le territoire, cette construction est plus appropriée que de réaliser la sélection sur une distance fixe (Baumont, 2009), auquel cas le nombre de voisins varierait de façon importante entre les observations. De plus, des variables de distance étant incluses dans le modèle, utiliser une matrice basée sur la distance pourrait entraîner des problèmes de multicollinéarité (Wilhelmsson, 2002). Les tests de sensibilité des résultats réalisés avec des matrices de poids fondées sur différentes distances fixes confirment la meilleure prise en compte de l'autocorrélation spatiale par l'utilisation de la méthode des k plus proches voisins. La forme générale de matrice des poids des k plus proches voisins $W(k)$ est définie comme :

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 \text{ si } i = j, \forall k \\ w_{ij}^* = 1 \text{ si } d_{ij} < d_i(k) \text{ et } w_{ij}(k) = w_{ij}^*(k) / \sum_j w_{ij}^*(k) \\ w_{ij}^* = 0 \text{ si } d_{ij} > d_i(k) \end{cases}$$

Où $w_{ij}(k)$ est un élément de la matrice des poids standardisée et $d_i(k)$ est un point de coupure définie pour chaque unité i . Plus précisément, $d_i(k)$ est la $k^{\text{ième}}$ plus petite distance entre l'individu i et toutes les autres unités de manière à ce que chaque unité i ait exactement k voisins.

Il est nécessaire de choisir le nombre de plus proches voisins à considérer. Dans notre cas, l'autocorrélation spatiale semble mieux captée par une matrice de poids fondée sur les 6 plus proches voisins, c'est donc cette matrice qui sera utilisée dans la suite de l'analyse. Il n'existe pas de méthode universellement admise pour choisir le type de matrice de voisinage et le nombre de plus proches voisins à considérer. Ces choix peuvent pourtant avoir une influence sur la mesure de la corrélation spatiale et donc sur la spécification du modèle (Harris et Kravtsova, 2009). Des tests de sensibilité des modèles à la spécification de la matrice de voisinage seront donc réalisés.

3. Stratégie empirique

La présence d'autocorrélation spatiale dans la demande du FGT nécessite d'être prise en compte de façon spécifique dans la modélisation. Il est possible que la diffusion d'informations ou de normes ait une influence sur le comportement des ménages en matière d'utilisation des aides. Or si l'autocorrélation spatiale provient d'un autre phénomène que la distance au référent, au transport en commun le plus proche ou d'une autre variable explicative, l'estimation d'un modèle probit ou logit entraînerait des résultats inefficients ou biaisés selon la configuration de l'autocorrélation spatiale (Anselin, 1988).

Les développements en économétrie spatiale ont permis d'élaborer différents modèles tenant compte de l'autocorrélation spatiale comme le modèle à erreurs spatialement autocorrélées (SEM) et le modèle à variable endogène spatialement décalée (SAR). Dans le modèle SEM un processus spatial autorégressif est introduit dans les erreurs. Ce type de modèle permet de détecter des problèmes de spécification et d'améliorer les estimateurs en leur présence. Dans le modèle SAR, que nous utiliserons, l'autocorrélation spatiale des observations est prise en compte par une variable endogène spatialement décalée et reflète le fait que la demande d'un ménage est influencée par la demande du dispositif des autres ménages. Il semble ici plus pertinent d'utiliser ce modèle dans la mesure où l'on cherche à modéliser de tels effets de voisinage sur la demande et la connaissance du FGT par les ménages⁸⁹ (Le Gallo, 2002, 2004). Le modèle s'écrit :

$$Y = \rho WY + \beta X + \varepsilon \quad \text{et } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

Où le paramètre estimé ρ mesure la dépendance spatiale des observations.

Il est possible de donner à ce modèle un soubassement théorique pour ce qui a trait à la demande de l'aide. Dans ce cas la décision de demander ou non le dispositif dépend de la différence d'utilité, entre les deux états, obtenus par un individu i : $Y_i^* = U_{1i} - U_{0i}$, $i = 1, \dots, n$. La variable latente Y_i^* n'est pas observée mais seulement le choix effectué :

$$\begin{cases} Y_i = 1, & \text{si } Y_i^* \geq 0 \\ Y_i = 0 & \text{si } Y_i^* < 0 \end{cases}$$

Les modèles spatiaux autorégressifs, initialement adaptés à des variables dépendantes continues, ont été récemment étendus aux variables dichotomiques. Les travaux menés dans cet objectif ont conduit à l'élaboration de différentes méthodes d'estimation. Après les premières tentatives d'estimation par maximisation de la vraisemblance (Case, 1992 ; McMillen, 1992), une approche bayésienne a été proposée par LeSage (2000). Il suggère d'utiliser la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCMC) pour surmonter la complication introduite par la multidimensionalité de la fonction de répartition de la loi normale dans la vraisemblance du modèle probit spatial. L'estimation MCMC consiste à échantillonner de façon séquentielle les paramètres depuis leur distribution conditionnelle. Un nombre important d'échantillonnage permet de faire converger les paramètres vers la distribution jointe

⁸⁹ Le choix du modèle est donc avant tout dicté par des considérations théoriques et par l'expérience de la littérature. Il ne semble pas exister à l'heure actuelle de méthode de choix empirique du modèle spatial à utiliser dans le cas dichotomique comme c'est le cas en présence d'une variable dépendante continue. L'estimation de modèle SEM en lieu et place de modèles SAR a très peu d'influence sur les coefficients dans notre cas mais l'interprétation des coefficients devra être réalisée avec prudence.

postérieure⁹⁰. Cette méthode a ensuite été étendue par Smith et LeSage (2004). Le principal inconvénient de ces méthodes est la durée importante de temps de calcul qu'elles requièrent. Un autre type d'approche possible est l'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM). La première estimation par GMM a été proposée par Pinkse et Slade (1998) pour le probit à erreur spatiale. Cette approche a ensuite été suivie par Klier et McMillen (2008) pour le probit à variable endogène spatialement décalée. Klier et McMillen (2008) réalisent une approximation linéaire aux alentours de l'absence d'interdépendance. Cette méthode a l'avantage d'être d'exécution rapide et fonctionne bien sur de grands échantillons et pour des niveaux d'autocorrélation spatiale faibles (Franzese, Hays et Schaffer, 2010), mais les propriétés asymptotiques du GMM ne sont plus applicables (Smirnov, 2010). Wang, Iglesias et Wooldridge (2013) ont également essayé d'établir une estimation d'exécution rapide en proposant une estimation par quasi-maximum de vraisemblance, plus efficiente que celle par GMM. Dans notre cas la taille des échantillons reste modeste et le temps de calcul n'est pas problématique. Pour l'estimation, nous utiliserons la méthode bayésienne proposée par LeSage (2000). Les méthodes d'estimation n'ont pas les mêmes propriétés et présentent parfois des résultats sensiblement différents pour un même échantillon. Des tests de robustesse seront donc effectués à l'aide d'une estimation par maximum de vraisemblance (Case, 1992 ; McMillen, 1992) et par GMM (Klier et McMillen, 2008).

La stratégie empirique consiste donc à tenir compte du maximum de facteurs qui peuvent influencer la distribution spatiale pour pouvoir différencier les différents déterminants spatiaux et pour que le coefficient de corrélation spatiale capte uniquement les effets de réseau (diffusion d'information ou de normes)⁹¹. Il est cependant plus prudent d'interpréter ce coefficient de corrélation comme un effet de voisinage. Il n'est en effet, pas possible de déterminer si la corrélation provient d'un effet contextuel dû au fait que des ménages vivant dans le même voisinage peuvent être exposés à des déterminants similaires ou si la corrélation provient uniquement d'un effet de réseau. De manière générale il n'est pas possible d'exclure la présence d'endogénéité dans l'estimation de certaines variables comme le coefficient de corrélation spatiale et la distance au service de transport en commun. Le lieu d'habitation n'est pas nécessairement décidé de manière entièrement aléatoire, même après prise en compte des facteurs observables⁹².

⁹⁰ Voir Lesage et Pace (2009) pour une présentation d'ensemble.

⁹¹ Les effets de réseau correspondent aux interactions endogènes de la classification établie par Manski (2000).

⁹² Il est possible que certaines caractéristiques inobservables, comme la volonté de vivre en milieu rural, déterminent la localisation de certains ménages à l'est du département ou dans des lieux éloignés des transports

Nous introduisons dans la spécification les variables d'explication du non-recours généralement utilisées dans la littérature comme le sexe, l'âge, le niveau de diplôme, le nombre de personnes dans le ménage, la situation matrimoniale, le revenu, la situation vis-à-vis du logement et vis à vis de l'emploi (Domingo et Pucci, 2014 ; Hernanz, Malherbet et Pellizzari, 2004). La possession d'un véhicule ou du permis B peut réduire l'utilité à bénéficier des transports en commun et sont donc également introduits dans les modèles. La capacité à comprendre les questions posées lors de l'enquête est utilisée dans l'estimation comme un indicateur de la capacité de compréhension générale du répondant. Deux variables liées aux difficultés rencontrées par le ménage pour son logement, sont introduites. Bien que le Forfait Gratuité Transport n'apporte pas directement d'aide au logement, le logement est une problématique à part entière pour les ménages pauvres et peut donc influencer sur la connaissance et sur la nécessité d'une aide à l'utilisation des transports en commun. Deux variables d'accompagnement, familial et public, sont introduites dans l'estimation car l'accompagnement est supposé avoir un effet sur la connaissance et l'accessibilité du dispositif. Par ailleurs, certains travaux ont montré des différences de propension au non-recours en fonction du milieu de vie, urbain ou rural (Bramley, Lancaster et Gordon, 2000). Une variable indiquant la densité de population dans la localité est donc introduite. Pour tester les hypothèses sur la distribution spatiale de la non-connaissance et de la non-demande de l'aide, des variables de distance au référent et de distance aux stations de RER, de cars départementaux et de trains les plus proches sont également construites. Les trois variables de distance aux différents moyens de transport collectif sont finalement regroupées dans une variable de distance à la station de transport en commun la plus proche.

4. Résultats et robustesse

4.1. Résultats

Le tableau II.2 présente les résultats de la modélisation de la non-connaissance du dispositif sur l'échantillon des éligibles et le tableau II.3 les résultats de l'estimation de la non-demande du dispositif sur l'échantillon des éligibles ayant connaissance de l'existence du dispositif. Les résultats de quatre spécifications différentes sont affichés de la colonne (1) à (5) dans les deux tableaux. La colonne (1) n'inclut pas les variables de distance au référent et au transport en commun le plus proche. Celles-ci sont ajoutées dans la colonne (2) et (3). La colonne (4)

en commun. L'effet estimé de la distance au transport en commun et la corrélation spatiale pourraient alors traduire en partie le fait que ces ménages ont une moindre propension à utiliser les transports en commun et donc à demander le FGT.

présente les résultats du modèle probit comportant à la fois les variables de distance au référent et aux transports en commun⁹³. Les résultats du SAR probit⁹⁴ incluant ces variables sont présentés dans la colonne (5)⁹⁵.

Nos résultats confirment partiellement les causes du non-recours habituellement étayées par la littérature. Comme dans l'étude de Riphahn (2001), il n'existe pas de différence significative de comportement entre hommes et femmes. En revanche, d'autres variables régulièrement utilisées dans les études sur le non-recours, comme l'âge, le niveau de diplôme, la situation familiale ou la présence d'enfants dans le ménage n'ont pas d'effet significatif sur la connaissance ou la demande du dispositif. Cela peut s'expliquer par la particularité du dispositif : il est en effet probable que les coûts de stigmatisation soient, de façon générale, plus faible dans ce dispositif. La carte peut être demandée sur internet et ne demande donc pas de contact direct avec une autre personne⁹⁶. De plus si une partie de la stigmatisation prend la forme d'un coût fixe, le coût a déjà été payé lors de la demande du RSA. Or l'effet négatif parfois obtenu pour l'âge peut en partie s'expliquer par l'augmentation de la stigmatisation qui lui est liée. On trouve également un résultat contre-intuitif : le non-recours augmente lorsque les enquêtés ont moins de difficultés de compréhension des questions. Si les difficultés de compréhension peuvent renvoyer à des bénéficiaires non francophones, ce résultat reste difficile à interpréter.

⁹³ Les deux variables possèdent un coefficient de corrélation de 45%. Le test VIF n'indique pas de présence de mutlicolinéarité entre les deux variables.

⁹⁴ L'estimation est réalisée à l'aide du package « spatialprobit » (de Matos et Wilhelm, 2015) de R.

⁹⁵ Les 26 ménages pour lesquels le revenu par unité de consommation n'est pas connu ont été considérés comme ayant un revenu inférieur à la médiane. La raison pour laquelle l'information n'est pas connue est généralement que la situation du ménage paraissait trop difficile et que l'enquêteur n'a pas posé cette question. Il est donc très probable que les revenus soient inférieurs à la médiane du revenu des ménages. Cette hypothèse n'a, par ailleurs, pas de conséquence sur les résultats de l'estimation.

⁹⁶ D'autant que le forfait gratuit est chargé sur une carte de transport « Navigo » standard. Au quotidien, lors du passage aux bornes d'accès, l'utilisation du FGT ne comporte donc pas d'éléments stigmatisants. Seul le rechargement trimestriel des droits à un guichet peut potentiellement poser problème au bénéficiaire, mais il peut également se faire sur une borne automatique, sans vis-à-vis.

Tableau II.2 : Coefficients estimés de la non-connaissance du FGT

VARIABLES	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) Probit	(5) SAR Probit
Homme	-0,048 (0,113)	-0,050 (0,113)	-0,050 (0,114)	-0,051 (0,113)	-0,051 (0,112)
Age	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)
Diplôme	-0,055 (0,036)	-0,055 (0,036)	-0,054 (0,036)	-0,054 (0,036)	-0,053 (0,037)
En emploi	-0,002 (0,163)	-0,012 (0,164)	-0,008 (0,163)	-0,014 (0,164)	-0,044 (0,151)
Nombre de personne dans le ménage	-0,040 (0,043)	-0,040 (0,043)	-0,036 (0,043)	-0,037 (0,043)	-0,033 (0,043)
Soutien familial	0,312*** (0,113)	0,306*** (0,113)	0,315*** (0,114)	0,310*** (0,114)	0,325*** (0,112)
Possède un véhicule	0,311** (0,130)	0,313** (0,130)	0,301** (0,130)	0,304** (0,131)	0,324** (0,139)
Possède le permis B	0,220* (0,127)	0,214* (0,128)	0,226* (0,127)	0,221* (0,128)	0,235* (0,132)
Veuf, séparé ou divorcé (Réf : Célibataire)	-0,088 (0,153)	-0,091 (0,153)	-0,086 (0,154)	-0,088 (0,154)	-0,094 (0,157)
En couple (Réf : Célibataire)	0,003 (0,139)	0,005 (0,139)	0,014 (0,139)	0,014 (0,139)	-0,003 (0,139)
RUC supérieur à la médiane	0,064 (0,103)	0,062 (0,103)	0,059 (0,103)	0,058 (0,103)	0,066 (0,106)
Logement insalubre	0,723*** (0,270)	0,701*** (0,269)	0,704*** (0,269)	0,693*** (0,268)	0,758** (0,297)
Problèmes financiers liés au logement	-0,093 (0,140)	-0,095 (0,140)	-0,103 (0,141)	-0,103 (0,141)	-0,113 (0,147)
Propriétaire	0,348* (0,200)	0,326 (0,199)	0,325 (0,202)	0,314 (0,201)	0,309 (0,213)
Sans-domicile	0,548*** (0,181)	0,550*** (0,182)	0,560*** (0,181)	0,560*** (0,181)	0,544*** (0,183)
Capacité à comprendre les questions	-0,011 (0,023)	-0,013 (0,023)	-0,013 (0,023)	-0,014 (0,023)	-0,017 (0,023)
Formation ou accompagnement vers l'emploi	0,100 (0,189)	0,101 (0,189)	0,112 (0,189)	0,111 (0,189)	0,123 (0,201)

Densité de population dans la commune (hab./km ²)	-0,000	-0,000	-0,000	0,000	-0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Distance au référent (en km)		0,011		0,008	0,008
		(0,009)		(0,010)	(0,010)
Distance au transport collectif le plus proche (en km)			0,041	0,034	0,031
			(0,026)	(0,027)	(0,025)
Constante	-1,460***	-1,533***	-1,517***	-1,557***	-1,507***
	(0,400)	(0,408)	(0,404)	(0,410)	(0,410)
ρ					0,132*
					(0,071)
Observations	826	826	826	826	826
Log-vraisemblance	-417,6	-416,8	-416,2	-415,9	-417,9

Notes : *** : Significatif au seuil de risque de 1%; ** : Significatif au seuil de risque de 5%; * : Significatif au seuil de risque de 10%. Ecart-type robuste entre parenthèses. Les variables significatives sont en gras.

Tableau II.3 : Coefficients estimés de la non-demande du FGT

VARIABLES	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) Probit	(5) SAR Probit
Homme	0,174	0,185	0,183	0,190	0,173
	(0,129)	(0,129)	(0,130)	(0,129)	(0,135)
Age	0,001	0,001	0,000	0,001	0,001
	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)
Diplôme	-0,059	-0,062	-0,057	-0,060	-0,063
	(0,044)	(0,044)	(0,044)	(0,044)	(0,044)
En emploi	0,038	-0,002	0,024	-0,004	0,008
	(0,178)	(0,177)	(0,178)	(0,177)	(0,204)
Nombre de personne dans le ménage	-0,033	-0,031	-0,024	-0,024	-0,030
	(0,053)	(0,052)	(0,052)	(0,052)	(0,048)
Soutien familial	-0,003	-0,016	-0,003	-0,011	-0,012
	(0,128)	(0,129)	(0,130)	(0,130)	(0,133)
Possède un véhicule	0,655***	0,680***	0,641***	0,662***	0,691***
	(0,142)	(0,143)	(0,142)	(0,142)	(0,158)
Possède le permis B	0,384***	0,349**	0,385***	0,359**	0,360**
	(0,141)	(0,142)	(0,141)	(0,141)	(0,146)

Veuf, séparé ou divorcé (Réf : Célibataire)	-0,063 (0,177)	-0,073 (0,181)	-0,049 (0,180)	-0,058 (0,182)	-0,061 (0,185)
En couple (Réf : Célibataire)	-0,050 (0,178)	-0,046 (0,178)	-0,023 (0,177)	-0,026 (0,177)	-0,029 (0,164)
RUC supérieur à la médiane	-0,376*** (0,124)	-0,374*** (0,125)	-0,370*** (0,125)	-0,370*** (0,125)	-0,366*** (0,126)
Logement insalubre	-0,087 (0,467)	-0,109 (0,460)	-0,059 (0,471)	-0,079 (0,465)	-0,103 (0,451)
Problèmes financiers liés au logement	-0,380** (0,167)	-0,398** (0,170)	-0,410** (0,169)	-0,420** (0,171)	-0,434** (0,183)
Propriétaire	0,418* (0,247)	0,404 (0,249)	0,406 (0,252)	0,398 (0,252)	0,411 (0,274)
Sans-domicile	0,452* (0,231)	0,452** (0,230)	0,484** (0,229)	0,477** (0,228)	0,509** (0,246)
Capacité à comprendre les questions	0,091** (0,036)	0,088** (0,036)	0,085** (0,036)	0,084** (0,036)	0,087*** (0,033)
Formation ou accompagnement vers l'emploi	-0,870*** (0,326)	-0,862*** (0,324)	-0,827** (0,327)	-0,827** (0,324)	-0,867*** (0,320)
Densité de population dans la commune (hab./km ²)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Distance au référent (en km)		0,025** (0,011)		0,018 (0,012)	0,015 (0,020)
Distance au transport collectif le plus proche (en km)			0,091*** (0,031)	0,076** (0,032)	0,076** (0,036)
Constante	-1,751*** (0,506)	-1,931*** (0,507)	-1,870*** (0,514)	-1,983*** (0,513)	-1,877*** (0,514)
ρ					0,113 (0,112)
Observations	636	636	636	636	636
Log-vraisemblance	-295,6	-293,2	-292,1	-290,9	-291,4

Notes : *** : Significatif au seuil de risque de 1%; ** : Significatif au seuil de risque de 5%; * : Significatif au seuil de risque de 10%. Ecart-type robuste entre parenthèses. Les variables significatives sont en gras.

Les conditions de logement influent nettement sur le non-recours. Le fait d'être sans-domicile augmente fortement la probabilité de ne pas connaître et de ne pas demander le dispositif, ce qui confirme les résultats de Chareyron et Domingues (2018). Les sans-domicile sont moins souvent informés de l'existence du dispositif, et quand ils le sont, il leur est plus difficile de le demander. Être sans-domicile augmente en moyenne de 16% la probabilité de ne pas connaître l'existence de l'aide aux transports et augmente de 14% la probabilité de ne pas la demander⁹⁷. L'importance des conditions de logement dans l'explication du non-recours, apparaît également par l'effet négatif, sur la connaissance du dispositif, d'habiter dans un logement insalubre. Assez logiquement, avoir des difficultés financières, notamment des problèmes pour payer son logement augmente la probabilité de demander l'aide aux transports lorsqu'on en a connaissance. En revanche, le fait de posséder un revenu par unité de consommation supérieur à la médiane réduit la probabilité de ne pas demander l'aide, ce qui suggère que ces ménages ont plus de facilités à accéder au dispositif. Ce résultat peut sembler contre-intuitif : le bénéfice retiré du FGT étant d'autant plus important que le ménage est pauvre. Mais un effet localement positif du revenu sur le recours a déjà été observé dans certaines études (Tempelman et Houkes-Hommes, 2015). Le fait de posséder de faibles revenus peut entraîner des difficultés particulières pour demander le programme. Il est également possible que certaines caractéristiques affectent la propension à avoir de faibles revenus et à ne pas demander l'aide. Dans notre cas il est aussi possible que les ménages les plus pauvres aient moins besoin d'utiliser les transports en commun par exemple en raison d'un plus faible nombre d'activités de loisirs.

Certains autres résultats semblent confirmer une interprétation du recours en termes de besoin et de coûts. Ainsi, bénéficiaire de soutien familial augmente la probabilité de ne pas avoir connaissance de l'existence du dispositif. Cela pourrait indiquer que les ménages qui bénéficient d'un soutien familial s'appuient sur ce soutien et s'informent moins des dispositifs collectifs d'aide. Le fait de disposer d'un moyen de transport alternatif aux transports en commun (détention du permis de conduire, possession d'un véhicule) augmente à la fois le risque de ne pas connaître et de ne pas demander le Forfait Gratuité Transport quand on y a droit. Si l'effet de l'utilisation d'un véhicule privé sur la demande de la carte « Solidarité Transport » était attendu, son effet sur la connaissance même du dispositif est plus surprenant. Il est cependant possible que les ménages utilisant un véhicule privé soient moins enclins à consulter les informations sur les transports en commun et soient donc moins susceptibles de

⁹⁷ Les effets marginaux présentés sont des effets totaux moyens. Ils tiennent donc compte des effets de diffusion induits par la présence d'effets de voisinage.

rencontrer les informations concernant l'existence du dispositif⁹⁸ ou d'y être attentifs. On peut proposer le même type d'interprétation pour expliquer que les personnes qui suivent une formation aient plus souvent besoin de se déplacer et demandent plus souvent le FGT.

Nos résultats confirment que le calcul coût-avantage intègre une dimension spatiale ce qui permet de vérifier que le non-recours peut résulter d'un *spatial mismatch* entre la localisation des bénéficiaires potentiels et l'accès aux transports en commun. Conformément à l'intuition, cette dimension spatiale joue sur la demande plus que sur la connaissance du dispositif : une plus grande distance au point d'accès au réseau de transport collectif réduit la demande du Forfait Gratuité Transport. S'éloigner d'un kilomètre du transport en commun le plus proche réduit en moyenne de 2,1% la probabilité de demander le dispositif. Il s'agit donc d'un effet spatial parfaitement cohérent avec l'analyse habituelle du non-recours à partir d'une comparaison des coûts et des avantages de l'aide. La distance au référent, dont on aurait pu penser qu'elle jouerait sur la probabilité de connaître l'aide n'apparaît significative que pour la demande à l'aide. De plus, l'effet de cette variable disparaît lorsqu'on intègre en même temps la distance au transport au commun, qui reste significative pour ce qui est de la demande du FGT. C'est donc bien d'abord le coût de déplacement pour bénéficier du service qui influence le non-recours à cette aide plus que le coût d'accès à l'information ou à une personne ressource.

En plus du paramètre « distance », nous suggérons un effet spécifique de diffusion d'information, qui apparaît confirmer pour nos données les résultats des travaux sur les effets de réseau. Dans la table détaillant les déterminants de la non-connaissance de l'aide au transport, la significativité du coefficient ρ indique que la probabilité de connaître le dispositif augmente avec le nombre de personnes connaissant eux-mêmes le FGT dans le voisinage, ce qui semble confirmer l'hypothèse de mécanismes de réseau dans la diffusion de l'information. Bien que d'une magnitude assez faible, la dépendance spatiale reste ainsi présente lorsque les distances au transport en commun et au référent sont prises en compte. La significativité du coefficient, alors que les variables de distance sont introduites, suggère qu'un effet de réseau influence la probabilité de connaître le dispositif. Ce résultat semble confirmer que les effets de diffusion suggérés par Chareyron (2014) et Okbani (2013) affectent la connaissance de la gratuité des transports en commun. Cependant, malgré le nombre important de variables de contrôle, il n'est pas possible d'exclure la possibilité que la corrélation spatiale capte la présence d'une variable omise. L'effet pourrait provenir de politiques sociales différentes entre les territoires (par exemple dans la diffusion de

⁹⁸ L'existence de la carte « Solidarité Transport » est par exemple indiquée sur le site de la RATP.

l'information) mais également de différences de conditions macroéconomiques ou du marché du travail entre les zones (Riphahn, 2001)⁹⁹. Enfin, on n'observe pas de concentration spatiale significative pour la non-demande une fois les variables de distance prises en compte ; parmi les effets spatiaux, seule la distance joue ici. La demande du dispositif ne semble donc pas influencée par des effets de diffusion de normes au sein d'une localité. La dimension spatiale du non-recours est confirmée dans ses différents aspects : par l'impact géographique d'une part et par les effets de diffusion d'information d'autre part. Contrairement aux résultats de Aizer et Currie (2004) pour l'utilisation de service pré-nataux aux Etats-Unis, les effets de réseau apparaissent ici provenir de phénomène de diffusion d'information et non de norme.

4.2. Robustesse

Trois composantes de la modélisation peuvent avoir une influence sur les résultats sans qu'il existe de procédure faisant consensus pour déterminer leur valeur exacte : la forme de la matrice de voisinage, le paramètre de sélection du voisinage et la méthode d'estimation du probit spatial.

La création d'une matrice de voisinage par plus proches voisins a été choisie pour son adéquation à la situation rencontrée et les résultats obtenus avec des matrices alternatives confirment ce choix. Le nombre de voisins à sélectionner a été fixé à 6 car la corrélation spatiale est bien captée pour la non-connaissance du dispositif avec ce paramétrage. L'estimation est quant à elle réalisée par la méthode bayésienne proposée par Lesage (2000), par maximum de vraisemblance et par GMM. Les tableaux de l'annexe présentent l'influence du paramétrage de la matrice de voisinage et de la technique d'estimation sur l'estimation du coefficient de corrélation spatiale pour la non-connaissance et la non-demande du dispositif¹⁰⁰. L'estimation du coefficient de corrélation spatiale de la non-demande de l'aide varie peu entre les différentes estimations. Le coefficient est parfois significatif quand les variables de distance ne sont pas introduites mais ne l'est pas quand elles sont présentes dans l'estimation. En revanche l'estimation du coefficient pour la non-connaissance de l'aide est moins robuste. Les résultats sont sensibles à la technique d'estimation. Lorsque l'estimation par maximum de vraisemblance ou par GMM est utilisée, le coefficient est significatif pour presque tous les différents k , que les variables de distance soient présentes ou non. Avec la méthode

⁹⁹ Des différences de taux d'accès à l'emploi peuvent, par exemple, exister à l'intérieur d'un département (L'Horty, Duguet et Sari, 2015) et avoir un effet sur la connaissance ou la demande du dispositif.

¹⁰⁰ Les résultats sont obtenus à partir des packages « spatialprobit » (de Matos et Wilhelm, 2015) et « Mcspatial » (McMillen, 2013) de R.

d'estimation par chaîne de Markov, en revanche, le coefficient est significatif seulement pour certains choix de nombre de voisins. Les résultats retenus dans la partie 5.1 sont donc conservatifs quant à la présence d'autocorrélation spatiale dans la non-connaissance du programme.

Conclusion

Ce chapitre analyse les déterminants du non-recours primaire à une aide sociale locale – le Forfait Gratuité Transport en Île de France - en décomposant la non-connaissance et la non-demande. Il intègre une dimension spatiale, en recherchant d'une part l'existence d'un *spatial mismatch* dans le non-recours et d'autre part des effets de diffusion d'informations et de normes grâce à des techniques récentes permettant d'estimer les modèles spatiaux à variable endogène discrète.

La modélisation séparée de la non-connaissance et de la non-demande du dispositif permet de différencier clairement les déterminants de ces deux facteurs du non-recours. S'ils sont souvent similaires, les variables liées directement à des questions financières comme les difficultés de paiement du logement n'ont d'influence que sur la demande du dispositif. En revanche les conditions de vie comme la situation de logement ont principalement un effet sur la connaissance de l'existence du Forfait Gratuité Transport. Ces résultats indiquent que les personnes les plus en marge de la société ou vivant dans les situations les plus précaires ont un accès plus difficile à l'information. La demande du dispositif est, quant à elle, positivement affectée par le revenu du ménage. Le recours à l'aide est donc plus difficile pour les ménages connaissant de mauvaises conditions de logement et pour les ménages ayant les revenus les plus faibles.

La pertinence de la décomposition de l'effet spatial en *spatial mismatch* et effets de réseau est confirmée par les résultats. Nous observons des effets de voisinage significatifs dans la connaissance du dispositif, suggérant la présence de mécanismes de diffusion d'information. La demande du dispositif garantissant la gratuité des transports en commun d'Île-de-France est quant à elle influencée par l'éloignement entre le lieu de vie et les transports collectifs, confirmant la validité de l'approche en matière de choix rationnel dans la modélisation de la demande de l'aide aux transports : un coût d'accès supérieur au service réduit la demande d'aide. Il n'apparaît pas en revanche d'effets de voisinage dans la demande de l'aide. Ce résultat ne rejette cependant pas la possibilité de diffusion de normes qui réduirait ou augmenterait la stigmatisation liée à la demande. Le résultat est obtenu pour un dispositif probablement peu stigmatisant à demander (en partie car il est réservé à des ménages déjà bénéficiaires de l'aide sociale) et où les effets liés au stigmate sont donc plus difficiles à capter.

La diffusion peut également s'effectuer par d'autres canaux, comme la proximité culturelle, ethnique ou sociale ou à une échelle spatiale différente de celle utilisée dans ce chapitre.

Finalement, nos résultats suggèrent qu'il est important de lutter à la fois contre les facteurs responsables de la non-connaissance et du non-recours. La moindre connaissance des ménages les plus fragiles et l'existence d'effets de voisinage amènent à recommander des politiques publiques de diffusion de l'information, par exemple en mobilisant les référents locaux des bénéficiaires du RSA dans les Maisons Départementales des Solidarités. Le lien entre demande de l'aide et éloignement aux transports en commun ne peut que militer pour une couverture plus dense du territoire par le réseau des transports en commun. De ce point de vue, le développement dans de nombreuses régions de systèmes de navettes ou d'arrêts facultatifs sur le principe des Transports à la Demande (l'arrêt est desservi sur réservation préalable) est à encourager... à condition que ces systèmes permettent bien d'augmenter le nombre de points d'accès au réseau et non de transformer des arrêts permanents en arrêts facultatifs.

Annexes :

Tableau II.4 : Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la connaissance du "Forfait Gratuité Transport".

Matrice de voisinage	MCMC		ML		GMM	
	Sans variable distance	Avec variables de distance	Sans variable distance	Avec variables de distance	Sans variable distance	Avec variables de distance
2	*	*	***	***	***	**
3	**	**	***	***	***	***
4	**	*	***	***	***	**
5	NS	NS	***	***	**	NS
6	*	*	***	***	***	***
7	NS	NS	***	***	***	*
8	NS	NS	***	***	***	***
9	NS	NS	***	***	***	***
10	NS	NS	***	***	***	NS
11	NS	NS	***	***	NS	NS
12	NS	NS	***	***	***	**
13	NS	NS	***	***	***	NS
14	NS	NS	***	**	**	NS

Notes : NS : Non significatif; *** : Significatif au seuil de risque de 1%; ** : Significatif au seuil de risque de 5%; * : Significatif au seuil de risque de 10%.

Tableau II.5 : Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la non-demande du "Forfait Gratuité Transport".

Matrice de voisinage	MCMC		ML		GMM	
	Sans variable distance	Avec variables de distance	Sans variable distance	Avec variables de distance	Sans variable distance	Avec variables de distance
2	NS	NS	NS	NS	NS	*
3	*	NS	NS	NS	*	NS
4	*	NS	NS	NS	NS	NS
5	**	NS	NS	NS	**	NS
6	NS	NS	NS	NS	***	NS
7	*	NS	**	NS	***	NS
8	**	NS	**	NS	***	NS
9	**	NS	**	NS	***	NS
10	**	NS	***	NS	***	NS
11	**	NS	**	NS	***	NS
12	NS	NS	NS	NS	NS	NS
13	NS	NS	NS	NS	NS	NS
14	*	NS	NS	NS	NS	NS

Notes : NS : Non significatif; *** : Significatif au seuil de risque de 1%; ** : Significatif au seuil de risque de 5%; * : Significatif au seuil de risque de 10%.

Deuxième partie

Evaluations expérimentales

Chapitre 3.

Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi : une évaluation expérimentale

Ce chapitre est tiré d'un travail de recherche mené avec Yannick L'Horty et Julie Le Gallo, financé par le Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse dans le cadre de l'appel à projets AP5 lancé en 2014 par le Ministère chargé de la jeunesse (projet ESSAIMAJE). Il a été accepté pour publication par la *Revue d'Economie Politique*, à paraître. Nous remercions les rapporteurs anonymes de la *Revue d'Economie Politique* pour leurs remarques très pertinentes. Nous remercions également pour leurs remarques les participants de la 14^{ème} conférence de la fédération de recherche CNRS Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP). Nous restons seuls responsables des erreurs et omissions qui pourraient subsister.

Introduction

Il existe une littérature économique très abondante sur le chômage des jeunes et leurs difficultés d'insertion sur le marché du travail. Il existe également une littérature très fournie sur le rôle de la mobilité géographique dans l'accès à l'emploi. En revanche, peu de travaux croisent ces deux problématiques pour étudier spécifiquement les problèmes de mobilité rencontrés par les jeunes lors de leur entrée sur le marché du travail. L'originalité de notre recherche est d'évaluer l'impact des problèmes de mobilité sur la capacité d'insertion des jeunes à l'aide d'une expérience contrôlée. L'amélioration de l'accès à la mobilité quotidienne pour les jeunes favorise-t-elle leur insertion économique et sociale ? Quels seraient les effets d'une plus grande mobilité sur l'emploi des jeunes ? Est-il pertinent d'aider les jeunes à passer le permis de conduire ou à accéder aux transports publics ? Si c'est le cas, comment faire ? Il ne s'agit pas de questions faciles. Les jeunes n'ont-ils pas d'emploi parce qu'ils n'ont pas accès à un moyen de transport, ou n'ont-ils pas accès à un moyen de transport en raison de contraintes financières¹⁰¹ ou de manque de motivation liés à leur statut de chômage ? L'identification précise des effets de la capacité de mobilité sur l'emploi bute sur un problème de causalité inverse aboutissant à un biais d'endogénéité.

Dans ce chapitre, nous présentons les résultats d'une évaluation d'impact de seize dispositifs innovants d'aide à la mobilité ciblés sur le public des jeunes en difficulté d'insertion, éloignés à la fois de l'école, de la formation et de l'emploi. Portés par des associations locales ou nationales, ces dispositifs d'accompagnement des jeunes ont des contenus variés : diagnostic en matière de mobilité, formation à la mobilité dans le cadre d'ateliers, apprentissage concret de modes de transport alternatifs, mise à disposition de deux-roues, aides financières et accompagnement pour le passage du permis de conduire et pour l'acquisition d'un véhicule. On s'appuie sur une évaluation expérimentale de ces actions, qui consiste à comparer la situation d'un groupe de jeunes aidés avec celle d'un groupe de jeunes non aidés, constitués par assignation aléatoire à partir d'une liste de jeunes volontaires. Cette évaluation nous permet de mesurer l'effet spécifique des aides à la mobilité sur plusieurs variables de résultat : accès à la formation et à l'emploi, mais aussi mobilité résidentielle et routière des jeunes. La base de données expérimentale couvre 275 jeunes suivis entre octobre 2015 et décembre 2016.

¹⁰¹ Pochet et al. (2010) montrent par exemple sur l'agglomération lyonnaise que le revenu est le principal facteur qui réduit l'accès au permis de conduire des jeunes.

La méta-analyse récente de Mawn *et al.* (2017), qui couvre l'ensemble des études expérimentales consacrées aux aides à l'insertion sociale et professionnelle des jeunes éloignés de l'emploi et de la formation, conclut que les programmes les plus efficaces sont les actions les plus intensives. L'originalité de notre étude est d'étudier ce lien entre intensité et efficacité des aides dans le domaine particulier de l'aptitude des jeunes à la mobilité, en comparant des aides faiblement intensives avec des aides d'un niveau d'intensité intermédiaire.

La première section présente un rapide survol de la littérature sur les liens entre mobilité et accès à l'emploi et sur les enjeux de cette thématique. La section suivante décrit les programmes évalués et le protocole expérimental mis en place. La troisième section donne les principaux résultats de l'évaluation.

1. Mobilité et accès à l'emploi des jeunes : un survol

La capacité à être mobile de façon autonome dans l'espace conditionne à plus d'un titre l'accès à l'emploi. D'une part, elle délimite le périmètre physique d'une recherche d'emploi qui nécessite des déplacements pour participer à des entretiens d'embauche. D'autre part, elle peut constituer un prérequis pour l'accès à des postes de travail qui sollicitent cette capacité dans l'exercice même de la profession, ou, plus fréquemment encore, pour commuter entre le lieu de travail et le domicile. Une distance excessive entre le lieu de résidence et la localisation des emplois constitue ainsi un facteur de surexposition au chômage. Ce phénomène est connu dans la littérature internationale sous le nom de *spatial mismatch*, depuis le travail fondateur de John Kain publié en 1968 dans le *Quarterly Journal of Economics*.

1.1. Les fondements du *spatial mismatch*

Depuis ce travail fondateur, de nombreuses études ont montré la pertinence empirique de l'hypothèse du *spatial mismatch* et ont proposé différents modèles théoriques pour l'expliquer (voir par exemple Gobillon *et al.*, 2007 pour une synthèse de la littérature à ce sujet). Il a été ainsi montré qu'une faible mobilité réduit le niveau d'information des travailleurs potentiels et qu'elle augmente les coûts et la durée de la recherche d'emploi (Rogers, 1997; Immergluk 1998; Wasmer et Zenou, 2006). Elle réduit également la probabilité d'obtenir un emploi. Les coûts de déplacement pour les travailleurs s'en trouvent accrus (Zax et Kain, 1996) et du point de vue de l'employeur, le fait qu'un candidat vienne de loin augmente les risques que celui-ci connaisse des retards et des difficultés de transport pour se rendre sur son lieu de travail ou soit moins souple quant à l'organisation de son planning. Van Ommeren et Gutiérrez-i-

Puigarnau (2011) estiment ainsi, sur données allemandes, que si aucun travailleur ne supportait de coûts de transport, l'absentéisme serait réduit de 15 à 20%. Il suffit d'ailleurs que les employeurs craignent un tel effet pour qu'apparaisse à l'encontre des travailleurs éloignés une discrimination statistique « à la Arrow »¹⁰².

Plusieurs études empiriques ont souligné que les groupes les plus vulnérables sont les plus pénalisés par le coût élevé des transports publics et privés. L'utilisation d'une voiture peut augmenter à la fois les chances d'être employé(e), la qualité du travail mesurée par le nombre d'heures travaillées ou le niveau de salaire (Raphael et Rice, 2002) et les salaires (Gurley et Bruce, 2005). Cet effet est particulièrement marqué pour les personnes les plus éloignées de l'emploi, en particulier les bénéficiaires du revenu minimum (Ong, 2002; Blumenberg et Hess, 2003). À l'inverse, le manque d'accès aux transports publics et aux véhicules privés détériore la situation sur le marché du travail, en particulier pour ceux qui vivent dans les quartiers les plus démunis (Kawabata, 2003 ; Ong et Miller, 2005).

Le *spatial mismatch* concerne donc tous les publics et toutes les professions, mais il prend une acuité particulière dans le cas des jeunes en difficulté d'insertion. Pour ces jeunes peu diplômés et qui ont peu d'expérience professionnelle, l'aptitude à la mobilité joue un rôle amplifié. D'un côté, le coût des transports collectifs et du passage du permis de conduire représente une charge relative plus forte pour les personnes sans ressources. Au-delà de cet obstacle financier, la difficulté intrinsèque de l'épreuve théorique du permis de conduire pénalise particulièrement les jeunes en difficulté d'apprentissage. D'un autre côté, les emplois qui requièrent des personnes autonomes dans leur mobilité sont sur-représentés dans les professions accessibles aux travailleurs les moins qualifiés. C'est le cas des métiers du transport, des professions du bâtiment ou encore des métiers du nettoyage et des services à la personne où le salarié partage son temps quotidien entre plusieurs lieux de travail dispersés dans l'espace. Améliorer son employabilité suppose d'accéder à une formation ce qui pose à nouveau la question de l'aptitude à la mobilité spatiale. Lorsque, de surcroît, ces jeunes habitent dans des zones rurales ou péri-urbaines éloignées des centres d'emploi et de formation, la distance physique forme alors un obstacle infranchissable dans un parcours d'insertion. Pour les jeunes en difficultés d'insertion, *a fortiori* lorsque qu'ils résident dans des territoires enclavés, la mobilité spatiale est une condition pour la mobilité sociale.

¹⁰² Arrow (1973) explique la discrimination opérée par des employeurs vis-à-vis de certaines catégories de population auxquelles ils attribuent – à tort ou à raison – une caractéristique coûteuse en moyenne. Il est alors rationnel de discriminer des individus dont on ne connaît pas la productivité individuelle à partir de la caractéristique moyenne du groupe auquel ils appartiennent.

1.2. Obstacles à la mobilité

Pourquoi les personnes confrontées à ce *spatial mismatch* ne se rapprochent-elles pas des opportunités d'emploi ? La littérature est également riche d'explications sur les causes du maintien de l'éloignement géographique : pression foncière sur les loyers dans les zones plus proches des bassins d'emploi (depuis le travail fondateur d'Alonso, 1964), insuffisance ou mauvaise qualité des infrastructures de transports individuels ou collectifs (voir par exemple L'Horty et Sari, 2013), discriminations dans l'accès au logement dans certains quartiers (Brueckner et Zenou, 2003)... Ces différents facteurs tendent à concentrer dans certains quartiers ou certaines zones géographiquement éloignées de l'emploi, les populations qui en sont par ailleurs les plus éloignées du point de vue de la formation, de la qualification, des caractéristiques socio-culturelles, voire ethno- raciales... De nombreux travaux ont ainsi pointé l'existence d'une ségrégation géographique (Galster 2012), elle-même amplifiée et renforcée par des effets de voisinage, de pairs et de réseaux. La concentration dans certains quartiers de familles en difficulté réduit les performances scolaires des enfants de ces familles (Goux et Morin, 2007) et l'acquisition de capital humain (Borjas, 1995). La connaissance et le recours à des aides sociales destinées à ces populations défavorisées sont également influencés par ces effets de réseau (Terracol, 2002), y compris dans le domaine des transports (Anne et Chareyron, 2017).

Pour lutter contre ces inégalités spatiales dans l'accès à l'emploi, deux grands types d'actions publiques peuvent être envisagées. On peut tout d'abord rapprocher les emplois des personnes en subventionnant la création d'emplois dans les quartiers en difficulté. On peut aussi rapprocher les personnes des emplois, en encourageant leur mobilité. En France, depuis les années quatre-vingt, c'est la première voie qui est suivie dans le cadre de la politique de la ville, dont de nombreuses actions ont cherché à repérer les quartiers ou communes en difficultés et à y adapter des mesures spécifiques de soutien à la création d'emploi local : politiques d'éducation prioritaire, d'accès aux services publics, de développement économique et de l'emploi (pour une synthèse, L'Horty et Morin, 2016)... L'action publique a consisté à favoriser l'implantation d'entreprises dans ces quartiers prioritaires grâce à des exonérations fiscales au sein de zones franches urbaines (ZFU) ou à des aides à l'emploi et à l'investissement au sein de zones d'aide à finalité régionale (AFR). Une clause sociale est également mobilisable sur les marchés publics, imposant un certain nombre d'emplois locaux ou sociaux. Cependant, le bilan de ces politiques est décevant : l'effet sur l'emploi des ZFU est faible et peu durable, si l'on suit Givord *et al.* (2012) ou encore Gobillon *et al.* (2012). Il génère également d'importants effets de déplacement de l'emploi (Mayer *et al.*, 2013). Le nombre élevé des quartiers prioritaires bénéficiant d'aides spécifiques amène à une certaine

dilution des montants distribués : finalement, le montant par habitant du budget de la politique de la ville n'est que de 91€ selon Carcillo *et al.* (2017). En outre, la définition même de quartiers prioritaires risque d'entraîner un effet de stigmatisation défavorable à l'emploi des personnes qui y résident. Bunel *et al.* (2016) montrent ainsi grâce à un testing que le fait de résider dans un quartier défavorisé réduit la probabilité d'embauche, indépendamment de la distance à l'emploi.

1.3. Les enseignements de l'expérimentation « 10 000 permis pour réussir »

Face à ce bilan mitigé, il est souhaitable d'explorer l'autre option qui est de favoriser l'accès à l'emploi en améliorant la mobilité des personnes. L'effet positif d'un supplément de mobilité sur l'emploi et le salaire est bien documenté par la littérature, que ce soit pour l'usage d'un moyen de transport individuel comme l'automobile (Raphael et Rice, 2002, Gurley et Bruce, 2005) ou le meilleur accès au réseau de transport en commun (Kawabata, 2003). On peut de surcroît espérer une efficacité particulière de ce type de politique vis-à-vis des NEET (*Not in Education, Employment or Training*), puisque les études convergent pour indiquer que les personnes les plus défavorisées sont celles qui profitent le plus de cet effet positif (Ong 2002 ; Blumenberg et Hess, 2003 ; Ong et Miller 2005).

La solution serait donc de faciliter l'accès des jeunes à un moyen de transport. Cependant, il est difficile en France pour des jeunes qui ne travaillent pas de financer l'acquisition d'un véhicule et le coût du passage d'un permis de conduire. Au-delà de l'obstacle financier, la difficulté du passage du permis de conduire est un obstacle réel pour ces jeunes. C'est l'un des résultats de l'évaluation des « 10 000 permis pour réussir » (Le Gallo *et al.*, 2017). Cette expérimentation, lancée en 2009 par le Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse, a consisté à proposer une subvention d'un montant de 1000 €¹⁰³ et un dispositif d'accompagnement à des jeunes en difficulté d'insertion pour les aider à passer le permis de conduire. Les expérimentateurs étaient des missions locales, des collectivités territoriales et des auto-écoles associatives. L'évaluation a montré que l'aide accordée aux jeunes produit un effet assez net sur leurs chances de réussite au permis de conduire. Le taux d'obtention du permis de conduire est de 25,2 % à 12 mois pour les jeunes bénéficiaires de l'aide et de 44,8 % à 24 mois, contre 13,6 % et 29,8 % dans le groupe témoin (tableau III.1). Il varie ainsi du simple au double entre les jeunes aidés et les autres au bout d'un an. Cette différence significative peut

¹⁰³ Représentant les deux tiers du coût moyen d'obtention du permis de conduire.

être attribuée à l'impact causal de l'aide au permis qui produit effectivement un effet très net sur les chances de réussir le permis de conduire. La subvention et l'accompagnement produisent également des effets importants sur les chances de réussir le code et sur celles de disposer finalement d'un véhicule. On peut cependant noter que, dans l'absolu, ces chances restent faibles, surtout si l'on considère le fait que tous ces jeunes souhaitent passer le permis de conduire et se sont portés volontaires pour participer à une expérimentation visant à les aider à l'obtenir. Deux ans après l'entrée dans le dispositif, alors qu'ils ont tous le projet de réussir le permis de conduire et qu'ils bénéficient d'une aide financière et d'un accompagnement, un jeune sur trois n'a pas réussi le code, plus d'un jeune sur deux n'a pas réussi à obtenir le permis de conduire et près de deux jeunes sur trois n'ont pas encore de véhicule. Ces ordres de grandeur illustrent la grande difficulté que représente pour les jeunes en difficulté d'insertion l'accès à la mobilité routière en France.

Tableau III.1. Les effets de l'aide aux jeunes dans l'accès à l'autonomie routière

<i>Effets à un an</i>				
	Jeunes aidés	Jeunes non aidés	Différence	Student
A obtenu le code	53 %	34,2 %	18,8**	8.2
A obtenu le permis	25,2 %	13,6 %	11,6**	6.35
Dispose d'une voiture	16,3 %	9,9 %	6,4**	4.09

<i>Effets à deux ans</i>				
	Jeunes aidés	Jeunes non aidés	Différence	Student
A obtenu le code	66 %	47,2 %	18,8**	8.01
A obtenu le permis	44.8 %	29,8 %	15**	6.5
Dispose d'une voiture	34.5 %	21.6 %	12.95**	6.11

Source : Expérimentation « 10 000 permis pour réussir », (Le Gallo et al., 2017)

Lecture : 12 mois après leur entrée dans le dispositif, 53 % des jeunes bénéficiaires de l'aide avaient obtenu leur code, contre 34,2 % pour les non bénéficiaires. La différence est de 18,8 points de pourcentages et est significative au seuil de 1 % compte tenu de la valeur du T de Student.

*: significatif au seuil de 10 % ; **: significatif au seuil de 5 %

Parallèlement, l'évaluation indique que l'acquisition du permis de conduire exerce bien, *in fine*, un impact positif sur les trajectoires d'insertion des jeunes, à la fois sur leur situation d'emploi et sur leur autonomie de logement (Le Gallo *et al.*, 2017). Elle conclut cependant à un effet initialement négatif sur la recherche d'emploi, la première année. Cet effet initial peut s'expliquer par le temps et l'énergie nécessaires pour préparer l'examen du permis de conduire. Le fait de passer le permis de conduire s'apparente à un investissement en capital humain, dans une formation à la fois longue et coûteuse, qui entraîne un coût d'opportunité pour le jeune, réduisant la disponibilité nécessaire pour rechercher un emploi ou une autre formation. Ce n'est qu'une fois cet investissement réalisé que les jeunes bénéficiaires de l'aide voient leurs chances d'insertion professionnelle s'améliorer. On retrouve un effet de *lock-in* à court terme déjà observé en étudiant le lien entre formation et accès à l'emploi (Crépon *et al.*, 2012 entre autres)

Ces résultats vont dans le même sens que ceux de l'étude d'Avrillier *et al.* (2010) qui utilisait la suppression du service militaire obligatoire en 1997 pour évaluer les effets du permis de conduire sur l'accès à l'emploi. Alors que beaucoup de jeunes hommes passaient leur permis de conduire dans le cadre de leur service militaire, cette possibilité disparaît avec la réforme de 1997 ce qui entraîne un choc d'offre négatif du côté des jeunes travailleurs dont les capacités à la mobilité sont moindres après la réforme et un choc de demande positif pour les auto-écoles. Côté offre, les estimations, sans être complètement conclusives, suggèrent que la possession du permis de conduire a bien un effet positif sur l'emploi et que de ce point de vue la réforme de 1997, en supprimant le service national, a bien eu des effets négatifs sur l'accès à l'emploi des jeunes hommes qui ne pouvaient plus bénéficier d'une formation gratuite au permis de conduire¹⁰⁴.

Pour limiter les effets négatifs du passage d'un permis automobile, une solution est l'apprentissage d'une mobilité routière plus légère, à deux roues au lieu de quatre, en utilisant un vélo ou avec le passage dès 14 ans d'un permis AM (correspondant à l'ancien BSR, autorisant la conduite d'un deux roues d'une cylindrée strictement inférieure à 50 cm³), puis d'un permis A1 à partir de 16 ans (permettant de conduire une moto légère d'une puissance de moins de 125 cm³) et A2 après 18 ans. Cependant, si la solution du deux-roues présente des avantages certains en milieu urbain dense, elle ne garantit pas toujours une autonomie routière suffisante en zone rurale ou périurbaine et, surtout, elle implique pour les jeunes une

¹⁰⁴ L'étude ne peut être totalement conclusive du fait d'une part, de la double causalité entre permis et emploi et d'autre part, parce que la suppression de l'année de service militaire obligatoire peut avoir d'autres effets sur l'insertion sans relation avec le permis de conduire mais que les auteurs ne peuvent isoler.

surexposition aux risques d'accidents de la route. Selon la prévention routière, la route constitue la première cause de mortalité des jeunes adultes qui y risquent deux fois plus leur vie que le reste de la population : en 2013, les jeunes de 18 à 24 ans représentent 9 % de la population mais 19,5% des tués et près de 19% des blessés hospitalisés.

1.4. Quelles aides sont les plus efficaces ?

Le coût et l'investissement nécessaires pour obtenir le permis de conduire ne sont pas les seuls obstacles à la mobilité des jeunes. De nombreux travaux (par exemple, Church *et al.*, 2000) montrent qu'au-delà de la pauvreté, l'exclusion sociale provient de la perte de la capacité à se connecter aux emplois, services, équipements, infrastructures..., c'est-à-dire à participer à la vie sociale. Cet éloignement est bien sûr géographique (mobilité) mais aussi économique (contrainte monétaire), social (en termes de sociabilité notamment), et cognitif (repérage dans l'espace entre autres).

En conséquence, on peut utiliser plusieurs leviers pour améliorer la mobilité. Il ne s'agit pas uniquement d'aider au passage du permis de conduire, de lever des obstacles matériels dans l'accès à la mobilité ou de sensibiliser aux dangers de la route. Il s'agit aussi de lever les multiples obstacles immatériels à la mobilité qui peuvent être cognitifs ou non. Les jeunes peuvent ne pas connaître l'existence de territoires et d'opportunités éloignés de leur domicile, selon une logique de carte mentale parcellaire, et/ou l'existence de moyens de transport permettant de s'y rendre. L'accompagnement consiste alors à apporter des ressources permettant d'améliorer la connaissance des possibilités de mobilité. Il s'agit de compenser le déficit de connaissances et/ou de compétences qui fait obstacle à la mobilité au niveau individuel, si l'on suit les travaux des sociologues experts de la mobilité (Le Breton, 2005 ; Orfeuil et Ripoll, 2015). Les jeunes peuvent aussi ne pas percevoir l'intérêt même de la mobilité ou ne pas être ouverts à celle-ci : l'accompagnement suppose alors un travail plus approfondi avec les jeunes. L'apprentissage d'une mobilité autonome peut en outre constituer un ressort puissant de motivation du jeune dans son parcours d'insertion. Insertion appréhendée non seulement dans sa dimension spatiale (mobilité) et professionnelle, mais également sociale (sociabilité, participation à des associations...).

Si plusieurs types d'actions peuvent être menées pour améliorer la mobilité des jeunes, il semble intéressant de savoir lesquelles sont les plus efficaces au vu des objectifs recherchés. Vaut-il mieux un investissement massif dans une direction particulière ou des programmes s'attaquant à tous les obstacles rencontrés par les personnes ? En s'intéressant à l'insertion sociale et professionnelle et non à la mobilité, Mawn *et al.* (2017) ont ainsi réalisé une méta-

analyse de 18 études étudiant des politiques en faveur de jeunes *NEETs*. Ils concluent que les programmes multi-composants et intenses en termes de durée sont les plus efficaces du point de vue de l'accès à l'emploi.

Ce résultat confirme l'intuition selon laquelle une politique plus intense a plus de chance d'être plus efficace. Les outils économétriques pour étudier l'effet « dose-réponse » d'une politique se sont enrichis depuis plusieurs années (voir par exemple Angrist et Imbens, 1995). Des confirmations ont été obtenues dans différents domaines. Duflo (2001) montre à partir d'une expérience naturelle sur données indonésiennes que chaque école supplémentaire construite dans une région augmente le niveau d'éducation et le revenu futur : plus le nombre d'écoles supplémentaires est élevé et plus l'effet est important. Kluve *et al.* (2012) étudient en Allemagne l'effet de la durée d'une formation sur l'accès à l'emploi. Ils montrent que la probabilité d'emploi croît quand la durée de la formation s'allonge jusqu'au cent-vingtième jour pour stagner à partir du cinquième mois et même diminuer pour les durées très longues (au-delà de 300 jours).

Dans ce contexte, l'originalité de notre étude est d'étudier le lien entre intensité et efficacité des aides dans le domaine de la mobilité des jeunes. Nous nous appuyons sur une évaluation expérimentale portant sur seize programmes différents d'aide à la mobilité des jeunes. Ces programmes ont été sélectionnés par le Fonds d'expérimentation pour la jeunesse dans le cadre de l'appel à projet « Mobilité et Accès des Jeunes à l'Emploi » (MAJE) lancé en 2015.

2. Evaluer seize actions innovantes plus ou moins intenses

La distinction selon l'intensité du traitement est complexe car les actions sélectionnées sont très diverses sur plusieurs aspects. Tout d'abord, elles sont déployées sur des territoires variés. Les périmètres d'intervention sont de tailles différentes: la France entière, une région (Aquitaine, Rhône-Alpes), un département (Hérault, Hautes-Pyrénées, Seine-Saint-Denis), un groupement de communes (l'Avesnois), une ville (Besançon, Brest, Chambéry, Limoges, Montauban, Reims, Strasbourg, Tours). Le contexte économique local est également très varié. Si l'on prend le taux de chômage départemental comme indicateur, celui-ci varie presque du simple au double (entre 6,4 et 12,5% au 4^{ème} trimestre 2018). La problématique de la mobilité se pose de manière très différente dans ces différents territoires : zones urbaines denses, péri-urbain mal desservi par les transports collectifs, zone rurale, montagne... Ensuite, ces actions sont portées par des structures d'ancienneté et d'organisation différentes : réseau de missions locales, fédérations d'associations, auto-école sociale, régie de quartier, ...

Les types d'aides proposés sont également diversifiés. L'aide minimale consiste à établir un diagnostic mobilité, c'est-à-dire un bilan individuel de compétences en matière d'aptitude à la mobilité. Au-delà, les structures proposent de développer ces compétences dans le cadre d'ateliers-mobilité qui prennent la forme de sessions de formation. Celles-ci visent à améliorer la connaissance et la capacité à utiliser les réseaux de transport collectifs (lecture de plans, usage des transports en commun...). D'autres ouvrent l'accès à des moyens de transport alternatifs, avec la location ou la mise à disposition de véhicules, du vélo à la voiture, en passant par les scooters. Certaines structures proposent des formations au code et des heures de conduite supervisées. Les aides prennent aussi la forme d'aides à l'achat de véhicules ou d'aides financières à la mobilité. On peut réunir tous ces dispositifs dans trois grandes rubriques : les actions d'information ou de sensibilisation à la problématique des transports (diagnostics mobilité, informations sur la mobilité...); les actions de formation spécifiques (permis de conduire des deux-roues ou des voitures); enfin, les aides matérielles et financières qui financent l'achat d'un moyen de transport individuel, un soutien aux frais d'entretien et de réparation et/ou la mise à disposition de moyens de transport individuels ou collectifs.

A partir d'une étude qualitative des aides proposées, nous avons regroupé les structures expérimentatrices selon deux niveaux d'intensité de traitement : faible ou intermédiaire. Les diagnostics mobilité ou les ateliers collectifs de sensibilisation sur une ou deux demi-journées constituent les actions d'intensité faible, tandis que les formations au permis de conduire ou les aides matérielles fournissant l'accès à un moyen de transport individuel pour une durée dépassant plusieurs jours sont d'intensité moyenne. Dans les seize actions, nous n'avons pas d'exemple d'actions de forte intensité, à l'image des aides au permis de conduire proposées dans l'expérimentation « 10 000 permis pour réussir » (qui prenaient en charge les deux tiers du coût moyen de l'obtention du permis de conduire), ou encore de l'accompagnement intensif au passage du permis de conduire qui est proposé dans le cadre du Service Militaire Volontaire, tel qu'il est expérimenté en France métropolitaine depuis 2015 (Anne *et al.*, 2017a).

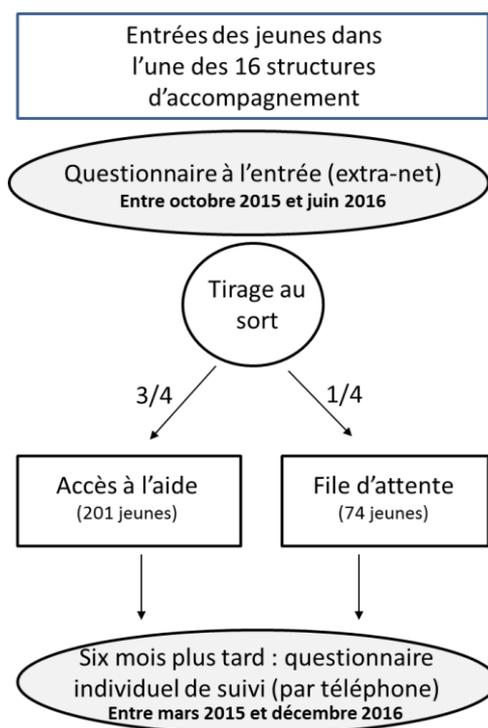
L'objectif de l'évaluation quantitative est de mesurer l'effet causal de ces expérimentations sur les bénéficiaires. Le protocole s'inscrit dans le champ des évaluations d'impact avec assignation aléatoire des tests et témoins, tel qu'il est par exemple décrit par L'Horty et Petit (2011) et il reprend en grande partie celui des « 10 000 permis pour réussir » (Le Gallo *et al.*, 2017). Cependant, nous ne pouvons pas éliminer un biais potentiel de sélection initiale : les jeunes répartis dans le groupe témoin et le groupe test sont ceux qui se sont tournés ou ont été orientés vers les différentes structures. Nous ne disposons pas d'information sur les « *never-taker* » et l'évaluation porte sur des jeunes conscients de leurs problèmes de mobilité

et soucieux de les réduire. Pour autant, cela n'empêche pas l'expérimentation de remplir l'objectif de l'évaluation, à savoir de mesurer l'efficacité de ces mesures d'aide à la mobilité.

Une période d'évaluation d'une durée de neuf mois a été proposée aux porteurs de projet, d'octobre 2015 à juin 2016, pendant laquelle des contraintes spécifiques ont été supportées par les expérimentateurs. Durant cette période, les jeunes n'ont pas eu un accès automatique aux dispositifs. Une partie d'entre eux a été orientée sur une file d'attente après un tirage au sort¹⁰⁵ (avec une probabilité de $\frac{1}{4}$ d'être en file d'attente, c'est-à-dire dans le groupe témoin, comme dans le protocole des « 10 000 permis »). Les groupes test et témoin ainsi constitués ont été enquêtés dans les mêmes termes à leur entrée dans le dispositif et six mois après, afin de connaître l'évolution de leur situation, tant vis-à-vis de l'emploi, de la formation, que de la mobilité, de la sociabilité et des activités sociales. La première enquête a lieu sur site, par l'intermédiaire d'un extranet qui a été conçu pour l'expérimentation. La deuxième enquête a eu lieu six mois plus tard par téléphone. Le schéma III.1 décrit de façon synthétique ce protocole d'évaluation.

¹⁰⁵ Le tirage au sort a été réalisé au niveau de chaque structure. Pendant neuf mois, pour chaque groupe de quatre jeunes proposé localement par un porteur de projet, nous avons déterminé dans un délai de moins d'une semaine l'identité de trois jeunes aidés et celle d'un jeune non aidé. Ce dernier a été orienté sur une file d'attente et n'a pas eu accès au programme avant six mois. Les jeunes non aidés constituent le groupe témoin de notre expérimentation.

Schéma III.1. Le protocole de l'évaluation



Les flux de jeunes passés par les différentes structures ont été inférieurs aux prévisions. De même, 58 % des jeunes enquêtés à l'entrée dans un dispositif n'ont pas répondu à l'enquête de suivi à six mois réalisée par téléphone. Dans plus de 80% des cas, les non réponses sont liées à l'absence du jeune lors de la relance. 16% des échecs s'expliquent par un refus de répondre ou un manque de disponibilité du jeune contacté. Nous avons vérifié qu'il n'y avait pas d'attrition sélective en termes d'âge, de sexe ou de nationalité en comparant les caractéristiques des jeunes à l'entrée dans le dispositif et lors de l'enquête de suivi à 6 mois.

Finalement, il n'a été possible de suivre que 275 jeunes répartis entre 74 témoins (27%) et 201 tests (73%). Ces effectifs sont relativement faibles et ne permettent de détecter que de fortes différences entre tests et témoins. En se donnant une puissance de test de 80 %, si une statistique est de 50 % dans le groupe test, elle devra être supérieure à 63,5 % ou inférieure à 36,5 % dans le groupe témoin pour pouvoir être considérée comme statistiquement différente dans les deux groupes, avec un seuil de risque d'erreur de 10 %. Pour l'interprétation des résultats, il faudra donc garder à l'esprit que certains effets réels pourraient être masqués et apparaître comme non significatifs du fait du petit nombre d'observations. En revanche, si malgré ce faible effectif des résultats significatifs ressortent, cela suggèrera des effets

importants sur les trajectoires des jeunes. De plus, le suivi à six mois ne permet pas de mesurer les effets à long terme de ces dispositifs.

Le tableau III.2 présente la répartition géographique des jeunes évalués, en fonction de l'intensité de l'accompagnement et du taux de chômage départemental mesuré par l'INSEE à la fin de l'année 2018.

Tableau III.2 : répartition géographique des jeunes (groupe test ou témoin)

	Départements	Région	Nombre de jeunes	Intensité de l'aide	Taux de chômage départemental 2018 (T4 en %)
25	Doubs	Bourgogne Franche-Comté	77	Moyenne	7,7
37	Indre et Loire	Centre Val de Loire	10	Moyenne	8,0
51	Marne	Grand Est	16	Faible	8,2
59	Nord	Hauts de France	72	Faible	11,6
75, 77, 91, 93, 94, 95	Paris, Seine et Marne, Essonne, Seine saint Denis, Val de Marne, Val d'Oise	Ile de France	52	Moyenne	6,7 à 11,3
87	Haute Vienne	Nouvelle Aquitaine	15	Moyenne	8,0
34	Hérault	Occitanie	24	Faible	12,5
83	Var	Provence Alpes Côte d'Azur	3	Moyenne	9,9

Lecture : 3 jeunes habitant le département du Var ont candidaté à une des structures d'aide à la mobilité, offrant un accompagnement d'intensité moyenne. Le Var est par ailleurs un département qui connaît fin 2018 selon l'INSEE un taux de chômage de 9,9% de la population active.

Note : le total n'est pas de 275 jeunes car certains n'ont pas renseigné leur commune de résidence.

3. Les limites d'un accompagnement d'intensité trop faible

Nous évaluons dans cette section l'effet causal du passage par l'une des structures d'accompagnement. Dans un premier temps, nous vérifions que les deux échantillons sont équilibrés avant traitement à l'aide de tests de comparaison de moyenne. Dans un second temps, nous mettons en œuvre des méthodes de régression pour l'évaluation de l'effet du traitement.

3.1. Les deux échantillons sont équilibrés

La première étape consiste à vérifier que les deux échantillons, échantillons de test (3 sur 4) et de témoins (1 sur 4) sont bien équilibrés avant traitement. Cette étape est importante s'agissant d'échantillons de petite taille. Pour cela, nous effectuons systématiquement des tests *t* de Welch (adaptation du test *t* de Student utilisé pour tester statistiquement l'hypothèse d'égalité de deux moyennes avec deux échantillons de variances inégales) dont une sélection de résultats ¹⁰⁶ est reportée dans le tableau en annexe. Les différences statistiquement significatives correspondent aux variables dont la probabilité critique est inférieure à 0,10 dans la dernière colonne. Ce n'est le cas d'aucune des variables. Il n'y a pas de différence significative dans la composition des deux échantillons selon l'âge, le sexe, la nationalité ou le niveau de diplôme. Il n'y a pas non plus de différences significatives du point de vue des revenus et de la situation d'emploi ou de chômage. De même, on ne distingue pas d'écart significatif au seuil de 10 % du point de vue de la situation de logement et selon différents indicateurs renseignant la capacité de mobilité des jeunes. Ces résultats indiquent que le tirage au sort a permis de constituer deux échantillons équilibrés de jeunes parfaitement comparables avant le démarrage de l'expérimentation, ce qui est satisfaisant.

Les jeunes bénéficiaires de l'accompagnement ont en moyenne 22 ans, ils ont de faibles revenus, ils sont majoritairement au chômage ou en inactivité, ne sont pas ou peu diplômés et peu (30%) sont dans un logement indépendant.

3.2. Des effets qui paraissent *a priori* faibles et contrastés

Une fois confortés sur la qualité du groupe témoin, nous pouvons utiliser l'enquête de suivi à six mois afin de rechercher des différences entre les jeunes selon qu'ils ont ou non bénéficié de l'accompagnement. L'enquête de suivi couvre l'insertion professionnelle, la recherche d'emploi, la formation et la mobilité (résidentielle ou non). Il s'agit de passer en revue tous ces domaines de façon à rechercher des différences significatives entre tests et témoins.

A cette fin, nous avons estimé des modèles linéaires par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) en considérant comme variable expliquée chacune des variables de résultats de l'enquête à 6 mois listées dans l'annexe 1. Les variables explicatives sont

¹⁰⁶ Les résultats complets figurent dans notre rapport d'évaluation (Anne *et al.*, 2017b).

constituées d'une part, de trois contrôles individuels (âge, sexe, nationalité ¹⁰⁷) et d'effets fixes au niveau des structures expérimentatrices permettant de capter l'ensemble des caractéristiques inobservables spécifiques au contexte spécifique à chaque expérimentation telles que l'état du marché du travail ou la situation économique locale. En outre, nous avons mis en œuvre une méthode d'inférence statistique robuste avec des écarts-types clusterisés au niveau de chacune des structures porteuses de projet. Le tableau III.3 donne les résultats d'estimation pour les variables de résultat pour lesquelles nous trouvons un effet de traitement significatif, parmi toutes les variables de résultats testées.

Nous trouvons globalement assez peu de différences selon cette méthode, ce qui ne veut pas dire que l'accompagnement des jeunes produit globalement peu d'effets mais plutôt que nous ne sommes pas en mesure de détecter ces effets dans le cadre de notre évaluation, faute d'avoir pu observer un nombre suffisant de jeunes (rappelons que nous exploitons les réponses de 201 jeunes dans le groupe test et de 74 jeunes dans le groupe témoin). Pour autant nous trouvons effectivement quelques effets intéressants.

Tout d'abord, nous constatons un impact positif de l'accompagnement sur la reprise d'études des jeunes (tableau III.3, col 1). Un seul témoin annonce avoir obtenu un nouveau diplôme sur 6 mois, contre 9 jeunes au sein du groupe test. La différence en pourcentage est statistiquement significative au seuil de 10 %. On trouve également une différence significative pour l'obtention d'un diplôme inférieur au baccalauréat, au seuil de 1% (col 2). On observe donc bien un effet positif de l'accompagnement sur la formation et la reprise d'études des jeunes. Ensuite, nous trouvons une différence dans la situation d'emploi, avec un impact significatif, au seuil de 10 % sur la probabilité d'occuper un emploi à temps complet (col 4). Nous constatons aussi un effet positif sur la durée de recherche d'emploi, qui s'avère plus longue, de plus de 5 mois, pour les jeunes qui ont bénéficié de l'accompagnement (col 4). Enfin, s'agissant de la mobilité résidentielle ou routière, qui est la finalité de l'accompagnement, nous constatons un effet positif de l'accompagnement sur l'obtention du permis AM (col 5) qui permet de conduire un cyclomoteur ou une voiturette d'une puissance inférieure à 50 cm³. L'allongement de la durée de recherche d'emploi peut suggérer une plus grande difficulté à trouver un emploi ou une recherche plus exigeante. Elle peut aussi refléter le fait que les jeunes vont consacrer davantage de temps au passage des permis de conduire ce qui réduit leur disponibilité immédiate pour rechercher un emploi et allonge leur temps de recherche.

¹⁰⁷ Nous avons également inclus d'autres variables individuelles de contrôle, telles que le niveau initial de diplôme ou le statut initial mais les coefficients associés ne sont jamais significatifs.

Tableau III.3. Effets significatifs dans la comparaison tests-témoins à six mois

	1- A obtenu un nouveau diplôme dans les 6 derniers mois	2- Obtention d'un diplôme inférieur au bac	3- Travail à temps complet	4- Durée de recherche de l'emploi	5- A obtenu le permis AM
Test	0.051* (0.027)	0.088*** (0.036)	0.045* (0.026)	5.562*** (2.107)	0.057* (0.029)
Homme	0.002 (0.015)	0.084** (0.043)	-0.012 (0.044)	6.229** (2.869)	0.242*** (0.065)
Age	-0.0005 (0.001)	-0.012*** (0.003)	0.001 (0.002)	0.069 (0.093)	0.006** (0.002)
Français	-0.054 (0.062)	0.053 (0.081)	0.096** (0.420)	-3.012 (2.344)	0.023 (0.053)
Constante	0.020 (0.057)	0.614*** (0.099)	-0.135*** (0.081)	14.514*** (3.845)	0.128* (0.067)
Effets fixes structure	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	256	256	256	137	137
R ²	0.110	0.074	0.052	0.184	0.184

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. Les écarts-types sont clusterisés par structure.

3.3. L'intensité du traitement compte

Ces résultats sont intéressants mais limités. Une difficulté est que nous ne savons pas *a priori* si le faible nombre de résultats significatifs est lié à l'absence réelle d'impact de l'accompagnement ou à notre incapacité à le mettre en évidence compte tenu du faible nombre d'observations et du manque de puissance statistique qui en découle. C'est pourquoi nous avons construit une variable binaire « intensité du traitement », en distinguant les accompagnements de faible intensité et ceux d'intensité intermédiaire pour tenter d'affiner nos conclusions. Rappelons que les diagnostics mobilité ou les ateliers collectifs de sensibilisation sur une ou deux demi-journées sont classés comme de faible intensité tandis que les formations au permis de conduire ou les aides matérielles fournissant l'accès à un moyen de transport individuel pour une durée dépassant plusieurs jours sont considérées comme d'intensité moyenne. Aucun des programmes étudiés ne propose un accompagnement d'intensité forte, à l'image de la formation intensive au permis de conduire que propose le

Service Militaire Volontaire ¹⁰⁸ depuis 2015 ou de certaines formations dispensées dans le programme « 10 000 permis pour réussir », déjà présenté.

Nous disposons dorénavant de données sur trois groupes : deux groupes tests, l'un offrant un accompagnement de faible intensité (83 jeunes) et un autre d'intensité intermédiaire (118 jeunes), et le groupe témoin initial (74 jeunes). Nous avons vérifié au préalable que les échantillons demeurent équilibrés, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de différences initiales significatives dans la composition des trois groupes.

Pour analyser les différences tests-témoins, nous avons à nouveau estimé des modèles linéaires par les MCO pour chacune des variables de résultat de l'enquête à 6 mois mais en distinguant les effets selon l'intensité de traitement. Comme précédemment, nous avons introduit trois contrôles individuels (âge, sexe, nationalité) et des effets fixes au niveau des structures expérimentatrices. Nous reportons dans le tableau III.4 uniquement les résultats pour les variables pour lesquels le coefficient associé au traitement interagi avec une intensité faible ou avec une intensité moyenne est significatif. Les régressions sont mises en œuvre avec une méthode d'inférence statistique robuste avec des écarts-types clusterisés au niveau de chacun des porteurs de projet.

Tout d'abord, l'effet de l'aide sur l'obtention d'un nouveau diplôme, qui était l'un de nos résultats précédents, demeure pour les deux groupes de jeunes, qu'ils soient suivis par des structures proposant un accompagnement peu ou moyennement intensif avec un effet plus fort pour les jeunes ayant suivi une intensité moyenne (tableau III.4-a, colonne 1). Il en va de même pour l'effet positif sur la durée de recherche d'emploi, aux deux niveaux d'intensité de traitement (col 5). Ensuite, l'effet positif de l'aide sur l'accès à un emploi à temps complet n'est significatif que pour les jeunes bénéficiant d'un accompagnement assez intensif (col 3). De façon cohérente, l'aide a un effet négatif sur le fait de déclarer chercher un emploi actuellement, mais uniquement pour les jeunes bénéficiant du niveau d'accompagnement d'intensité intermédiaire (col 4). Pour le niveau d'intensité faible, nous trouvons même en effet un impact négatif de l'aide sur le montant des revenus d'activité déclarés par les jeunes (col 2).

Ces différentes variables influencées par les programmes d'aide à la mobilité peuvent bien sûr interagir, notamment pour ce qui est de la formation et de l'emploi et les revenus d'activité. Depuis les travaux pionniers de Gary Becker (1967), une littérature particulièrement abondante a illustré les effets de l'éducation sur l'accès à l'emploi et le salaire. Cependant,

¹⁰⁸ Sur les premiers résultats de l'évaluation du Service Militaire Volontaire, cf Anne *et al.* (2017a).

comme nous avons intégré chaque variable séparément dans nos régressions, l'effet spécifique des aides les plus intenses est bien réel, même s'il peut être amplifié par des effets supplémentaires liés aux rendements de l'éducation. De plus, comme le groupe témoin est constitué de jeunes ayant également fait une démarche pour obtenir une aide, il ne peut pas non plus s'agir d'un problème de motivation.

Tableau III.4a. Effets significatifs à six mois en distinguant deux niveaux d'intensité de traitement, partie 1

	1- Obtention d'un diplôme inférieur au bac	2- Montant total du revenu le mois dernier	3- Travail à temps complet	4- Actuellement, cherchez- vous un emploi ?	5- Durée de recherche de l'emploi
Test*Intensité faible	0.075*** (0.009)	-12.657*** (1.770)	0.029 (0.045)	0.009 (0.051)	4.409*** (1.333)
Test*Intensité moyenne	0.097* (0.053)	0.666 (9.264)	0.056*** (0.016)	-0.084** (0.041)	6.681* (3.781)
Homme	0.086** (0.042)	-0.692 (3.384)	-0.011 (0.043)	0.102*** (0.031)	6.455** (2.980)
Age	-0.012*** (0.003)	0.126 (0.274)	0.001 (0.002)	0.005* (0.003)	0.0700 (0.097)
Français	0.052 (0.080)	-5.012 (5.234)	0.095** (0.042)	0.023 (0.047)	-3.229 (2.270)
Constante	0.607*** (0.010)	43.988*** (9.148)	-0.143* (0.083)	0.625*** (0.113)	14.079*** (4.472)
Effets fixes structure	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	256	256	256	256	137
R ²	0.074	0.148	0.082	0.077	0.185

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. Les écarts-types sont clusterisés par structure

Tableau III.4b. Effets significatifs à six mois en distinguant deux niveaux d'intensité de traitement, partie 2

	6- Changement de logement	7- Changement de ville	8- Logement indépendant	9- Trajet max hebdo	10- Facilité déplacement
Test*Intensité faible	-0.052 (0.091)	-0.043*** (0.026)	-0.052 (0.091)	17.241*** (2.010)	-0.180*** (0.051)
Test*Intensité moyenne	0.056* (0.031)	0.014 (0.010)	0.056* (0.031)	6.576 (8.410)	0.109 (0.091)
Homme	0.058** (0.026)	0.075** (0.032)	0.058** (0.026)	3.730 (3.237)	0.051 (0.042)
Age	0.004 (0.005)	-0.0008 (0.009)	0.0045 (0.005)	0.284 (0.270)	-0.001 (0.003)
Français	-0.111** (0.053)	-0.054 (0.038)	-0.111** (0.053)	1.525 (6.072)	0.041 (0.089)
Constante	0.018 (0.122)	0.196 (0.595)	0.018 (0.122)	50.125*** (9.043)	0.317*** (0.112)
Effets fixes structure	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	256	256	256	233	256
R ²	0.094	0.043	0.094	0.051	0.090

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. Les écarts-types sont clusterisés par structure.

Le tableau III.4-b complète ces résultats sur les variables renseignant la situation de logement et la mobilité résidentielle ou routière. L'aide produit un effet positif sur la mobilité résidentielle (col 6) et l'accès à un logement indépendant (col 8) mais uniquement lorsqu'elle est suffisamment intensive. Pour une aide d'intensité faible, l'effet est non significatif sur le fait de changer de logement (col 6) et il est négatif sur le fait de changer de commune de résidence (col 7). En d'autres termes, les jeunes de ce groupe changent aussi souvent de logement que ceux n'ayant pas bénéficié de l'aide, mais lorsqu'ils le font, ils demeurent plus fréquemment dans la même ville. En outre, pour ces jeunes qui ont bénéficié d'un accompagnement faiblement intensif, nous trouvons un effet positif sur la longueur des trajets quotidiens (col 9) et un impact négatif sur la facilité de déplacement ressentie par les jeunes (col 10). Une interprétation est que les programmes peu intensifs ont seulement sensibilisé les jeunes à la question de la mobilité sans leur apporter de réponse viable leur permettant de surmonter leurs difficultés, qui sont dès lors plus durement ressenties.

Conclusion

Nous avons comparé l'évolution de la situation de jeunes en difficulté d'insertion ayant ou non bénéficié de mesures d'aide à la mobilité. Seize offreurs d'aides différents ont participé à une expérience contrôlée où les jeunes ont été répartis par tirage au sort entre un groupe test accédant au programme d'accompagnement et un groupe témoin n'y participant pas.

Finalement, 275 jeunes ont été interrogés au moment de leur candidature et six mois plus tard, tant sur leur situation professionnelle que sur leurs comportements de mobilité quotidienne. Cet effectif réduit ne permet pas de détecter statistiquement des effets positifs lorsqu'ils sont faibles mais il nous permet de détecter des effets suffisamment forts, s'ils se produisent à court terme.

Lorsque nous traitons l'ensemble des jeunes sans distinguer selon le type d'aide dont ils ont bénéficié, nous trouvons un effet positif des aides à la mobilité sur la probabilité d'obtenir un nouveau diplôme et sur l'accès à un emploi à temps complet. Nous trouvons aussi un effet positif sur l'obtention du permis AM. Enfin, nous mettons en évidence un effet positif sur la durée de recherche d'emploi qui peut traduire soit un niveau d'exigence plus élevée dans la recherche d'emploi des jeunes, soit les effets du passage du permis de conduire qui réduit la disponibilité nécessaire pour rechercher un emploi ou une autre formation. Ces résultats suggèrent que les programmes sont globalement efficaces pour améliorer la capacité de mobilité des jeunes et que cet effet est associé à une amélioration de leur situation d'emploi.

D'autres résultats complémentaires apparaissent lorsque l'on distingue les programmes selon le niveau d'intensité de l'accompagnement qu'ils proposent aux jeunes. Nous distinguons deux niveaux d'intensité, faible et intermédiaire. L'effet sur l'amélioration du niveau de diplôme et celui sur la durée de recherche d'emploi demeurent significatifs et positifs pour les deux niveaux d'intensité de traitement. Cependant, l'effet positif sur l'accès à l'emploi à temps complet n'est significatif que pour le traitement d'intensité intermédiaire. Les jeunes qui ont bénéficié de ce niveau d'intensité de traitement sont plus fréquemment en emploi et sont moins souvent en recherche d'emploi. Pour les jeunes qui ont suivi un programme d'intensité faible, en revanche, l'effet sur le revenu total est négatif. Une faible intensité de programme a pour effet de réduire la mobilité résidentielle des jeunes alors qu'une intensité moyenne a un impact positif sur le fait de changer de logement et d'accéder à un logement indépendant. Les jeunes qui ont suivi des programmes peu intensifs éprouvent par ailleurs plus de difficultés à se déplacer quotidiennement et couvrent des trajets plus lointains. Leurs problèmes de mobilité sont donc finalement renforcés alors que le programme qu'ils ont suivi poursuivait des objectifs exactement inverses. L'interprétation que nous privilégions est que les programmes d'intensité

trop faibles peuvent au mieux sensibiliser les jeunes aux problèmes de mobilité sans les aider véritablement à surmonter ces problèmes.

Ces résultats suggèrent que l'efficacité des aides à la mobilité des jeunes éloignés de l'emploi dépend fortement de leur intensité. Une aide d'intensité moyenne, qui prend par exemple la forme d'une préparation à un permis de conduire ou d'une aide matérielle ouvrant l'accès à un moyen de transport individuel pour une durée dépassant plusieurs jours, peut améliorer l'aptitude à la mobilité résidentielle et routière des jeunes éloignés de l'emploi *et in fine* leur niveau d'études et leur situation d'emploi. Au contraire, une aide trop peu intensive, qui consiste en un simple diagnostic mobilité ou en un atelier collectif de sensibilisation sur une ou deux demi-journées, est au mieux inefficace et peut même produire des effets négatifs sur l'insertion sociale et professionnelle des jeunes. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus dans l'évaluation de dispositifs d'aide à la mobilité plus intensifs ciblés sur les jeunes en difficulté d'insertion, l'expérimentation « 10 000 permis pour réussir » (Le Gallo *et al.*, 2017) et celle du service militaire volontaire (Anne *et al.*, 2017-a), pour lesquelles nous trouvons un impact encore plus marqué sur l'intensité du retour à l'emploi.

Pour autant, l'intensité des actions n'est aujourd'hui guère considérée par les acteurs des aides à la mobilité à destination des jeunes. Le rapport de synthèse d'Amara *et al.* (2016) souligne que la quasi-totalité des missions locales proposent des aides à la mobilité, directement ou dans le cadre de partenariats. Elles orientent les jeunes vers des dispositifs très divers, qui vont des tarifications préférentielles de transports collectifs aux nombreuses aides au permis de conduire. Cette orientation ne repose pas sur une évaluation des effets des dispositifs et peut conduire, si l'on suit nos conclusions, à des effets indésirables.

Pour prolonger ces résultats, il nous semblerait utile de conduire de nouvelles expérimentations et/ou de nouveaux traitements de données permettant d'étudier les effets des dispositifs d'accompagnement à des horizons plus lointains et avec une gamme élargie d'intensité, comprenant des niveaux d'intensité plus élevés. Dans le cadre de l'expérimentation « 10 000 permis pour réussir », nous avons pu étudier un dispositif d'aide à la mobilité de forte intensité sur un horizon de deux années, et nous avons ainsi pu mettre en évidence des effets positifs à la fois sur l'aptitude à la mobilité et sur l'insertion des jeunes, mais seulement à long terme. Dans la présente étude, nous avons évalué les effets de dispositifs d'intensité variée mais uniquement sur un horizon de six mois. Une piste de recherche complémentaire serait de se donner les moyens d'évaluer dans la durée des dispositifs d'intensités variables.

Annexes

Annexe 1 - Les questions posées aux jeunes lors de l'enquête de suivi

1. Identification

- Date de naissance, sexe, nationalité, commune de résidence
- « Avez-vous obtenu un nouveau diplôme depuis le premier questionnaire que vous avez passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** »

- « Quel diplôme ? »

Réponses possibles : **Aucun** (« Aucun diplôme ») / **Inférieur au bac** (« CEP », « BEPC seul, brevet des collèges », « CAP, BEP seul », « CAP, BEP avec BEPC », « Diplôme technique inférieur au baccalauréat (BEI, BEC, BEA) ») / **Niveau bac** (« Baccalauréat technologique et professionnel, brevet professionnel », « Baccalauréat général seul », « Baccalauréat et diplôme technique secondaire ») / **Supérieur au bac** (« Diplôme des professions de la santé et des professions sociales niveau post-baccalauréat », « BTS, DUT », « 1^{er} cycle universitaire », « 2^{ème} cycle universitaire (licence, maîtrise) », « 3^{ème} cycle universitaire (au-delà de la maîtrise) », « Grande école, diplôme d'ingénieur »)

2. Situation vis-à-vis de l'emploi

- « Le mois dernier, quel a été votre revenu ? (Revenu total : salaire, allocations, aide financière de votre famille...) »

- « Et le montant de vos revenus d'activités ? (salaires...) ? »

- « Quelle est votre situation actuelle ? »

Réponses possibles : « **Occupe un emploi** » / « **En études ou stage non rémunéré** » / « **Sans emploi, suivant une formation** » / « **Au chômage** » / « **Autre** »

- « Type de contrat de travail ? »

Réponses possibles : « **CDI** » / « **CDD** » / **Autre** (« Intérim, vacations, saisonniers (extra) », « Un contrat d'alternance », « Une convention de stage », « Indépendant, libéral, création d'entreprise (auto-entrepreneur) », « Pas de contrat, travail rémunéré non déclaré »)

- « Etes-vous ? »

Réponses possibles : « **A temps complet** » / « **A temps partiel** » / « **Ne sait pas** »

- « Actuellement, cherchez-vous un emploi (ou un autre emploi) ? passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** »

- « Depuis combien de temps recherchez-vous cet emploi ? »

- « Depuis 6 mois, avez-vous suivi une formation d'au moins une semaine ? » passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** »

3. Logement et mobilité

- « Depuis la première enquête il y a 6 mois avez-vous changé de logement ? » passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** »

- « Avez-vous changé de ville/de commune ? » passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** »

- « Habitez-vous maintenant dans un logement indépendant ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / **Non** (« Non, j'habite chez mes parents (ou autres membres de ma famille) », « Non, j'habite chez des amis »)

- « Avez-vous (ou êtes-vous en train de passer) un permis de conduire : mobylette ou scooter (- de 50 cm³), moto légère (permis A1 : 50 à 125 cm³), moto (permis A+ de 125 cm³), auto (permis B), camion/autocar (permis C et D) ? »

Réponses possibles : **Oui** (« Oui, je l'ai », « Non mais je suis en train de le passer et j'ai le code ») / **Non** (« Non mais je suis en train de le passer (pas encore ou pas de code) », « Non et je ne suis pas en train de le passer »)

- « Envisagez-vous de passer le permis A (moto) ou B (auto) dans les 12 mois qui viennent ? » passé il y a 6 mois ? »

Réponses possibles : « **Oui** » / « **Non** » / « **Nsp** »

- « Avez-vous un véhicule motorisé à votre disposition personnelle lorsque vous avez besoin de vous déplacer : une mobylette/un scooter ou une voiture sans permis (<50cm³), une moto (permis 1 > 50 cm³), une voiture (permis B) ? »

Réponses possibles : **Oui** (« Oui, dès que j'en ai besoin », « Oui, parfois ») / « **Non** »

- « La semaine dernière, vous avez effectué plusieurs déplacements (quel que soit le moyen de transport). Le plus éloigné de chez vous se situe à quelle distance de votre domicile ? »

- « Pensez-vous que vous réussissez à vous déplacer facilement ? »

Réponses possibles : **Oui** (« Oui, très facilement », « Oui, assez facilement ») / **Non** (« Non, difficilement », « Non, très difficilement »)

Annexe 2 - Equilibre des échantillons tests et témoins

Tableau A2. Comparaisons initiales tests-témoins

	Moyenne groupe témoin	Moyenne groupe test	Statistique <i>t</i>	Probabilité critique
Âge	21,2083	21,1650	0,0765	0,9391
Homme	0,5135	0,5025	0,1613	0,8721
Nationalité française	0,8378	0,8209	0,3325	0,7400
Aucun diplôme *	0,2838	0,2687	0,2465	0,8057
Diplôme inférieur au baccalauréat	0,3784	0,4279	-0,7421	0,4593
Diplôme équivalent baccalauréat	0,2432	0,2289	0,2466	0,8056
Diplôme supérieur au baccalauréat	0,0405	0,0348	0,2159	0,8295
Niveau de Revenu (€)	362,25	380,73	-0.3058	0,7604
Au chômage*	0,4324	0,4082	0,3578	0,7211
En études	0,0676	0,0408	0,8202	0,4139
Occupe un emploi	0,2973	0,3214	-0,3825	0,7027
En formation	0,1486	0,1684	-0,3982	0,6911
Logement indépendant	0,3649	0,2935	1,0992	0,2738
A un permis A1	0,1622	0,1940	-0,6199	0,5364
A un permis B	0,1622	0,1343	0,5632	0,5744
A le projet de passer le permis A ou B	0,7432	0,6816	1,0136	0,3125
Facilité de déplacement**	0,6486	0,6965	-0,7405	0,4604

*Lecture : La troisième colonne donne le résultat d'un test *t* de Welch de comparaison des statistiques dans l'échantillon témoin (première colonne) et dans l'échantillon test (deuxième colonne). Les différences statistiquement significatives correspondent aux variables dont la probabilité critique est inférieure à 0,10 dans la quatrième colonne.*

Remarque : des non réponses expliquent que certains totaux n'atteignent pas 100%, comme pour le niveau de diplôme.

*Notes : * Situation actuelle, pendant le mois de l'enquête ; ** La variable « Facilité de déplacement » est égale à 1 pour les réponses 1 et 2 pour la question « Pensez-vous que vous réussissez à vous déplacer facilement ? »*

Chapitre 4.

Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes : le cas du Service Militaire Volontaire

Ce chapitre est tiré d'une étude en cours réalisée avec Sylvain Chareyron et Yannick L'Horty. Celle-ci a été réalisée dans le cadre d'un contrat avec le Secrétariat Général pour l'Administration du Ministère des Armées. Elle a bénéficié d'un travail d'assistance de recherche de Jessy Pajot que nous remercions. Nous remercions également les participants de la XIV^{ème} conférence TEPP (Travail, Emploi et Politiques Publiques), qui s'est tenue à Angers en octobre 2017, où une première version de cette étude a été présentée. Une version en anglais intitulée « *In the army now... Evaluating an intensive training program for youth* » est en cours de soumission. Nous restons seuls responsables des erreurs et omissions qui pourraient subsister.

Introduction

Les jeunes qui ne sont ni en emploi, ni en formation, ni en études sont aujourd'hui estimés à 14 millions en Europe. Cette population de *NEET*¹⁰⁹ rencontre d'importantes difficultés pour entrer sur le marché du travail et risque de rester durablement enfermée dans le chômage et la pauvreté. Au-delà des difficultés individuelles et sociales que cela entraîne pour ces jeunes, cela se traduit à l'échelle macro-économique par un gaspillage de capital humain qui est susceptible de réduire le niveau de croissance à long terme de ces pays. C'est la raison pour laquelle les NEETs sont devenus depuis la fin des années 1990 une cible des politiques publiques (voir Bynner and Parsons, 2002; Eurofound, 2012), se traduisant par un nombre important de mesures et de programmes qui leur sont explicitement consacrés en Europe et dans les autres pays de l'OCDE (Japon, Etats-Unis, Canada).

La France ne fait pas exception : en 2015, plus d'un jeune sur deux de 15 à 29 ans participe au marché du travail et plus d'un sur dix est au chômage. Le taux de chômage des jeunes dépasse ainsi 20 % de la population active. Les NEET représentent 15 % de l'ensemble, soit une proportion proche de la moyenne des pays de l'OCDE, mais la France est l'un des rares pays où cette part augmente : 16,6 % des jeunes sont sans emploi ni formation en 2015, contre 14 % en 2008, alors même que le taux d'emploi s'est stabilisé (DARES, 2017). On dénombre ainsi 1,8 million de jeunes sans emploi et sortis du système éducatif en France en 2015, soit près de 270 000 de plus qu'en 2008. Parmi ces jeunes, les deux tiers ne cherchent pas de travail.

La spécificité du chômage des jeunes a donné lieu à de nombreux travaux de recherche. Ceux-ci mettent en avant le rôle des institutions, tant du marché du travail (Banerji et al. 2014, Cahuc et al. 2013; Carcillo et al. 2015) que des systèmes de formation (Zimmermann, 2013) tout autant que les caractéristiques personnelles des jeunes : les jeunes ont moins d'expérience tant professionnelle que dans la recherche d'emploi, ils ont moins bénéficié des formations internes en entreprise... (Martin 2009) Parmi les jeunes, les moins diplômés sont les plus fragilisés sur le marché du travail. La persistance d'un nombre élevé de jeunes sans emploi est associée à l'ampleur du décrochage scolaire, c'est-à-dire à la part de jeunes qui ne parviennent pas à terminer

¹⁰⁹ Pour *Neither in Employment, in Education nor in Training*

le second cycle de l'enseignement secondaire. Cette part est en France de 14,5 %, ce qui est à peine en dessous de la moyenne des pays de l'OCDE, et beaucoup plus élevé que la Corée du sud (2%), les États-Unis et la Suisse (9%), ou l'Autriche (10%) (OCDE 2016). De nombreux travaux suggèrent de développer des politiques ciblées sur les jeunes, avec un changement dans les contenus et les pratiques éducatives, au travers d'actions de tutorat et dans le cadre de formations professionnelles ciblées sur les besoins des jeunes (pour une synthèse voir, par exemple, Eichhorst et al. 2015).

Une littérature abondante montre que les programmes les plus intenses semblent les plus efficaces, que ce soit pour l'éducation ou l'accès à l'emploi. Duflo (2001) montre ainsi sur données indonésiennes que le niveau d'éducation comme le revenu futur augmentent en proportion du nombre supplémentaire d'écoles construites. Kluve et al. (2012) calculent sur données allemandes que la probabilité d'emploi augmente quand la durée de formation s'allonge (jusqu'au cent-vingtième jour) pour stagner ensuite. A partir d'une méta-analyse de dix-huit études consacrées aux NEET, Mawn et al. (2017) montrent que les programmes multi-composants et intenses sur la durée sont plus efficaces pour augmenter le taux d'emploi des jeunes.

En France un certain nombre de programmes intensifs d'accès à l'emploi des jeunes ont été mis en place depuis plusieurs années. Par exemple l'accompagnement intensif de jeunes demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi, l'agence publique de l'emploi. Ou encore la création en 2005 des EPIDE (établissement pour l'insertion dans l'emploi) proposant à des jeunes volontaires un accompagnement vers l'emploi (formation, préparation au permis de conduire...) de plusieurs mois. Plus récemment la Garantie jeune a été expérimentée à partir de 2013 et généralisée en 2017. Il s'agit d'un programme d'accompagnement intensif vers l'emploi doté d'une allocation¹¹⁰.

Par rapport à ces dispositifs, le Service Militaire Volontaire (SMV) occupe une position originale. C'est sans doute l'un des programmes d'accompagnement et de formation les plus intensifs. Sur une période initialement de six mois (portée à neuf mois en 2017), il combine une remise à niveau scolaire, une formation militaire initiale, la

¹¹⁰ Le rapport final du Comité scientifique en charge de l'évaluation de la Garantie Jeunes datant de février 2018 montre des effets positifs significatifs sur l'emploi (et notamment sur l'emploi durable) de la première cohorte de jeunes passés par ce dispositif, mais pas pour la seconde.

préparation et la validation du permis de conduire ainsi qu'un enseignement professionnel ciblé sur un petit nombre de métiers à fort débouchés professionnels locaux. Les participants reçoivent par ailleurs une rémunération, de 313 € nets par mois. Le dispositif est également original par son encadrement militaire : tous les jeunes sont hébergés dans un centre militaire durant la semaine et y mènent une vie de casernement (uniforme, salut aux couleurs...).

L'expérimentation du Service Militaire Volontaire a été instituée par les articles 22 et 23 de la loi de programmation militaire du 28 juillet 2015. Cette expérimentation évoque celle des *Job Corps* aux Etats-Unis, qui ont fait l'objet d'une évaluation d'impact de grande taille (Schochet et al., 2008). Ce dispositif est proche du SMV par son caractère intensif mais ne comporte pas d'encadrement militaire. L'effet des *Job Corps* apparaît positif sur l'emploi et les revenus et réduit également la probabilité d'arrestation et la durée d'incarcération (Long et al., 1981). L'étude de Schochet et al. (2008) confirme ces effets positifs à partir de données expérimentales mais indique que, hormis pour les participants les plus âgés, les coûts sont supérieurs aux bénéfices estimés. En revanche les dispositifs moins intensifs apparaissent peu efficaces aux Etats-Unis (LaLonde 1995). Les études sur le *Supported Work Demonstration* (Hollister et al. 1984), le *National Job Training Partnership Act* (Orr et al. 1996) et le *JobStart Demonstration* (Cave et al. 1993) n'obtiennent pas d'effet significatif de ces dispositifs sur le revenu des jeunes.

Plus largement ce chapitre est relié à l'ensemble des études portant sur l'évaluation des dispositifs de formation à destination des jeunes sans emploi comme celles de Bonnal, Fougere, et Serandon (1997) et de Brodaty et al. (2001) en France, de Carling et Larsson (2005) en Suède ou de Dorsett (2006) au Royaume-Uni¹¹¹.

Dans cette étude, nous présentons les résultats d'une évaluation d'impact du Service Militaire Volontaire. Nous nous appuyons sur un système original d'enquêtes, qui nous permet de comparer la cohorte des jeunes entrés au SMV avec une cohorte de jeunes volontaires mais non incorporés. L'évaluation porte sur la troisième année de mise en œuvre du SMV avec un suivi de près de 800 jeunes incorporés. Elle consiste à comparer ces jeunes incorporés avec des jeunes volontaires non incorporés,

¹¹¹ Voir l'article de Caliendo and Schmidl (2016) pour une revue d'ensemble.

interrogés à l'entrée puis un mois après leur sortie du dispositif. A notre connaissance, aucune étude n'a encore été produite permettant d'évaluer de la sorte l'effet causal d'un accompagnement intensif avec encadrement militaire sur le devenir des jeunes qui en ont bénéficié ; prenant en compte un spectre large d'indicateurs de vie. Notre étude étudie de surcroît une spécificité de l'Armée, sa capacité à préparer et à délivrer le permis de conduire, permis dont l'importance pour l'insertion sociale et professionnelle n'est plus à démontrer. On s'intéresse à l'effet du SMV sur l'emploi mais également à son effet sur la citoyenneté, la confiance en soi, la santé, les difficultés et la vie sociale des jeunes.

Malgré le faible recul temporel le SMV semble avoir un effet positif important sur l'emploi à court terme. Cet effet peut être expliqué par l'effet concomitant du dispositif sur la vie sociale et citoyenne des jeunes mais surtout par l'obtention d'un diplôme, du permis de conduire et la réduction des difficultés qu'ils rencontrent dans leur recherche d'emploi. Les difficultés qui sont particulièrement évitées par le SMV sont les difficultés de mobilités ce qui s'explique par l'effet massif du SMV sur l'obtention du permis de conduire. Ces résultats sont confirmés par la comparaison des jeunes ayant ou non été incorporés à partir d'un score de propension.

La première section présente le dispositif du service militaire volontaire et sa spécificité par rapport à d'autres programmes ciblés sur les jeunes. La deuxième section décrit la méthodologie de recueil des données. Nous présentons la stratégie empirique dans la section 3 et les résultats de l'évaluation en section 4 avant de conclure.

1. Le Service Militaire Volontaire

Près de vingt ans après la professionnalisation des armées et la suppression du service militaire obligatoire, l'expérimentation du Service Militaire Volontaire (SMV) a été instituée par les articles 22 et 23 de la loi de programmation militaire du 28 juillet 2015. Elle transpose en métropole le Service Militaire Adapté, développé depuis 1961 dans les départements d'outre-mer et qui concerne aujourd'hui près de 6 000 jeunes par an. Ciblée sur des jeunes identifiés comme décrocheurs, qui ne sont ni en formation initiale, ni en formation professionnelle, ni en emploi, l'expérimentation du Service Militaire Volontaire a pour objectif d'apporter une réponse globale aux

problèmes d'insertion des jeunes, en fédérant tous les acteurs publics et privés en complémentarité avec l'ensemble des dispositifs existants, notamment la Garantie jeunes ou l'Epide. Il s'agit en particulier de donner au jeune accès à une formation professionnelle ciblée sur un petit nombre de métiers. Les cibles sont variées et s'adaptent aux besoins de chaque territoire selon la liste des professions localement en tension. Ces professions sont aussi des « métiers duaux »¹¹², qui existent à la fois dans le civil et dans les armées. Il s'agit par exemple d'agents multi-techniques des métiers du bâtiment (avec un appui des centres de formation de l'Armée de Terre), d'agents de prévention de sécurité, d'agents d'entretien d'espaces verts, de serveurs ou de cuisiniers de la restauration. L'Armée de Terre n'est pas un organisme de formation, mais elle peut contribuer à valider des Unités de Valeur (UV)¹¹³ pour des certificats professionnels reconnus au Répertoire National des Compétences.

Le premier centre du SMV a été inauguré en octobre 2015 à Montigny les Metz. Ont ouvert ensuite les centres de Bretigny sur Orge en novembre 2015, de La Rochelle en janvier 2016, de Châlons-en-Champagne en janvier 2017. Deux autres centres ont ouvert courant 2017, à Ambérieu en Bugey et à Brest, trop tard pour pouvoir être intégrés à l'évaluation.

L'expérimentation du SMV se décline avec des variantes au niveau de chacun des centres. Le centre Lorraine, basé à Montigny-lès-Metz (Moselle) expérimente un modèle décentralisé, autour des métiers de bouche, du BTP, de l'entretien d'espaces verts, de l'automobile. Il comprend également le centre de Châlons-en-Champagne. Le Centre d'Ile-de-France, à Bretigny sur Orge (Essonne), expérimente un modèle partenarial de coopération avec des grandes entreprises (SNCF, Euro-Disney...). Le centre de Poitou-Charentes, à La Rochelle, expérimente des coopérations avec des filières professionnelles nationales.

Répertoriés par les missions locales et par le service national grâce à la journée défense et citoyenneté (JDC), les jeunes volontaires sont sélectionnés par les centres

¹¹² Selon les termes de Bertrand Clément-Bollée, chef de l'équipe du projet d'expérimentation du SMV (audition AN du 16 juin 2015).

¹¹³ Un UV correspond à la quantité de travail nécessaire pour atteindre en un semestre un objectif donné. A chaque UV validée correspond un nombre de crédits European Credit Transfer System (ECTS) attribué.

avant d'être incorporés. La sélection s'effectue sur la base de certains critères comme l'âge (le jeune doit avoir entre 18 et 25 ans), la situation en emploi (les jeunes occupant un emploi pérenne au moment de la demande sont refusés), la localisation, le projet personnel et professionnel du jeune, sa motivation et aussi sur la base d'un ensemble de tests médicaux qui reprennent les tests d'incorporation de l'ancien service national obligatoire.

La durée du SMV était initialement de six mois renouvelables par période de deux mois avec un maximum de douze mois. Ce renouvellement étant le plus souvent motivé par la durée de la formation professionnelle et dans certains cas particuliers par la situation du jeune. A l'été 2017, les centres SMV ont généralisé un contrat initial de neuf mois, renouvelable dans les mêmes conditions jusqu'à douze mois.

Les jeunes sont immergés dans un cadre militaire selon un régime d'internat. Ils portent des tenues militaires et sont tenus de respecter une discipline stricte. Des tests de détection du cannabis sont également effectués (notamment avant de passer l'examen du permis de conduire). Après un premier mois d'acclimatation, l'accompagnement consiste à développer la formation civique et citoyenne (tenue, ponctualité, respect des règles de vie en collectivité...), avec une remise à niveau scolaire (lire-écrire-compter), un entraînement physique, une formation militaire initiale (à l'exclusion de toute manipulation d'armement) et la préparation au permis de conduire. Par la suite, les jeunes reçoivent une formation professionnelle élémentaire dans le cadre d'enseignements de base. Ils connaissent ensuite une immersion professionnelle selon leur spécialité, avec un opérateur externe de formation professionnelle ou dans des chantiers internes. Ils peuvent aussi participer à des missions d'intérêt public, éventuellement qualifiantes.

Les jeunes qui suivent ce cycle sur la base du volontariat bénéficient d'une aide monétaire. Les volontaires stagiaires sont dotés d'une solde forfaitaire fixée à 313 € net tandis que les volontaires techniques, qui participent à leur encadrement en qualité de répétiteur, sont rémunérés à hauteur de 675 €.

Nous pensons que le SMV a trois caractéristiques principales qui sont susceptibles d'avoir un effet sur la probabilité d'accéder à l'emploi. Premièrement, c'est un programme intensif qui combine formation scolaire, formation professionnelle et stages en entreprise. Caliendo et Schmidt (2016) dans leur recension des études

européennes relatives aux politiques publiques tournées vers l'emploi des jeunes trouvent un effet positif de l'expérience professionnelle sur l'emploi et, dans une moindre mesure de la formation professionnelle. Bonnal et al. (1997) montre que les programmes couplant formation et stages en entreprises sont plus bénéfiques aux jeunes avec de faibles niveaux d'éducation initiale. Nous pouvons donc espérer un effet positif de cette combinaison de formation scolaire, professionnelle et de stages de terrain, avec de potentielles interactions favorables entre ces trois composantes.

Deuxièmement, la dimension militaire du SMV peut également avoir un effet à terme sur le marché du travail. En intégrant les jeunes dans un cadre très strict (internat, uniforme, règlement strict, salut au drapeau...), l'objectif affiché du SMV est de transmettre des « savoir être » et de modifier les comportements, les normes et les valeurs des jeunes, ce qui peut donc influencer leur comportement à l'issue du SMV et leurs chances de trouver un emploi¹¹⁴. On a pu montrer que les valeurs des personnes, en affectant les comportements individuels (Meglino et Ravlin, 1998) influencent l'accès à l'emploi et les carrières (voir par exemple Sortheix et al. 2015). Angrist (1998) trouve ainsi des taux d'emploi supérieurs chez les vétérans du service militaire américain par rapport aux civils, même si les effets à long terme sur les revenus sont plus ambigus.

Troisièmement, et c'est par rapport à notre thèse un élément particulièrement intéressant, les jeunes participant au programme ont la possibilité d'obtenir le permis de conduire. Un grand nombre d'études ont souligné à quel point l'absence de mobilité était un obstacle important à la recherche d'emploi et réduisait les chances de trouver un emploi. La faible mobilité augmente le temps de transport entre le lieu de résidence et de travail, augmentant le *spatial mismatch* sur le marché du travail (Kain, 1968). Du point de vue du jeune demandeur d'emploi, les obstacles à la mobilité augmentent le temps et le coût de la recherche d'emploi (Immergluck 1998; Rogers 1997; Wasmer and Zenou 2006). Du point de vue des employeurs, des salariés mobiles sont potentiellement plus productifs (Zenou, 2002). Ces analyses théoriques ont été confirmées par de nombreuses études empiriques qui confirment que les groupes les

¹¹⁴ Les EPIDE poursuivent la même logique en fournissant un encadrement « militarisant » (uniforme, internat, pratiques collectives...) à de jeunes décrocheurs.

plus vulnérables sont les plus pénalisés par un coût élevé de transport (public ou privé). Posséder le permis de conduire est un élément clé de la mobilité des jeunes et donc de leur probabilité d'emploi, particulièrement dans les pays où l'habitat est géographiquement très dispersé. La difficulté d'obtention du permis de conduire, principalement du fait de son coût est aujourd'hui un sujet de débat public en France. Plusieurs études soulignent le lien entre emploi et possession du permis de conduire. Avrillier et al. (2010) montrent ainsi l'effet négatif sur l'emploi des jeunes hommes de la fin du service militaire obligatoire et de la possibilité qu'il offrait de passer dans ce cadre le permis de conduire. Le Gallo et al. (2017) trouvent également un lien entre les aides au permis de conduire pour les jeunes et leur taux d'emploi à long terme¹¹⁵.

Le SMV est doublement original dans sa préparation au permis de conduire. D'une part la préparation du permis est assurée par les centres SMV. Dans la plupart des cas, les programmes d'aide à l'obtention du permis de conduire proposent une aide pour suivre une formation dans des auto-écoles (traditionnelles ou associatives). Le caractère intensif de la préparation proposée par les centres SMV n'est lui pas spécifique puisque les auto-écoles proposent également des préparations intensives sur temps réduit. En revanche, l'armée dispose également de la capacité à valider l'obtention du permis de conduire. En réalité, elle délivre un Brevet de conduite militaire qui ne permet que la conduite de véhicules de l'armée. Comme pour le permis civil, son obtention nécessite de valider une épreuve théorique et une autre pratique, épreuves organisées et validées par les militaires du centre SMV. Ce brevet de conduite peut ensuite être transformé en permis de conduire civil. Dans la suite de notre étude, nous mesurons l'obtention du brevet de conduite militaire, pas sa conversion en permis civil, mais celle-ci est gratuite et ne demande qu'une simple démarche administrative sur internet, sans déplacement.

Nous allons nous intéresser doublement à la préparation du permis de conduire au sein du SMV. Comme *outcome* d'une part ; nous allons tout d'abord pouvoir étudier l'efficacité du SMV dans la réussite à un examen habituellement onéreux et difficile. Nous allons également mesurer l'impact du SMV (incluant cette préparation) sur d'autres *outcomes*, et notamment sur l'accès à l'emploi, mais sans pouvoir isoler la

¹¹⁵ Tout en montrant un effet initial de *lock in* durant la période de préparation du permis.

responsabilité particulière du permis de conduire par rapport aux autres spécificités du programme du SMV (remise à niveau, formation professionnelle, « militarité »).

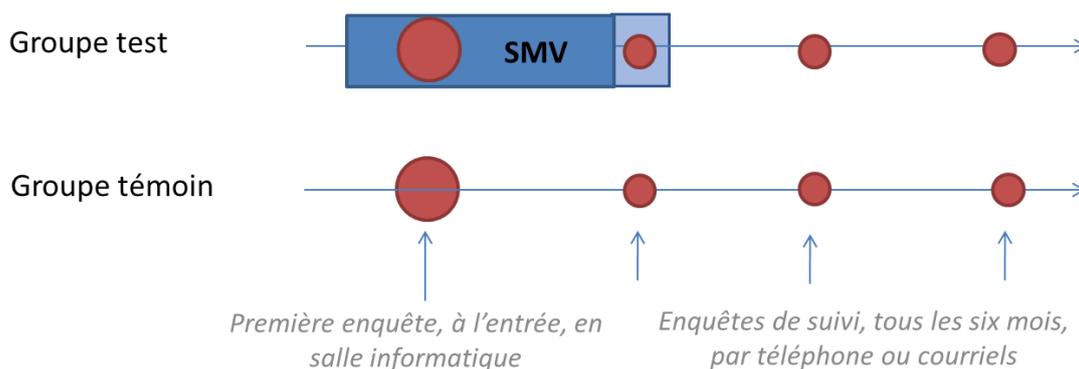
2. Construction des données

L'évaluation du programme repose sur l'exploitation d'un dispositif d'enquêtes auprès des jeunes baptisé DESTINIE (Dispositif d'Enquête de Suivi des Trajectoires d'INsertion, d'Inactivité et d'Emploi). Ce système d'enquêtes renseigne les caractéristiques socio-démographiques des jeunes, leur parcours d'emploi et de formation avant l'entrée en SMV, leur situation de logement, leurs capacités de mobilité et d'autres indicateurs d'insertion économique et sociale. Pour apprécier l'effet de l'encadrement militaire, des questions sur les valeurs et le civisme ont été intégrées. On insère également des questions permettant de mesurer l'estime de soi en utilisant l'échelle la plus utilisée en psychologie dite de Rosenberg (1965).

Deux vagues de jeunes volontaires ont été interrogées, l'une entrée au SMV en 2016-2017, l'autre en 2017-2018. Un premier questionnaire individuel est passé à l'entrée dans le SMV, entre le premier et le troisième mois d'incorporation. Un deuxième questionnaire est passé six mois plus tard (neuf mois pour la deuxième vague d'enquête suite à l'allongement de la durée du SMV), c'est-à-dire dans les trois mois qui suivent la sortie théorique du SMV. Les répondants de la première vague d'enquête (tests et témoins) ont été recontactés lors de la seconde vague pour permettre un suivi à plus long terme de leur parcours.

Les questionnaires sont posés en même temps et dans les mêmes termes à des jeunes non incorporés, qui étaient volontaires pour intégrer le dispositif mais qui ne l'ont pas été (cf schéma IV.1 ci-dessous). Ils constituent le groupe témoin de notre évaluation.

Schéma IV.1. Le dispositif d'enquête



Note : le SMV peut être prolongé pour certains jeunes qui seront encore au SMV lors de la première enquête de suivi.

La passation effective des questionnaires auprès des jeunes incorporés a eu lieu dans les quatre centres SMV en salle informatique. Elle a aussi été l'occasion d'une présentation du dispositif d'enquête auprès de l'encadrement du SMV, dans chacun des quatre centres. Les jeunes étaient interrogés par section (soit des groupes de 10 à 25 jeunes) sur une durée de 10 à 30 minutes environ. Au total pour la vague 1, 480 questionnaires ont été effectivement renseignés, sur un total de 490 jeunes interrogés, soit un taux d'acceptation de 98 %. Ils ont été recontactés six mois plus tard par courriel ou SMS pour répondre à la deuxième enquête. De façon parallèle, nous avons recueilli auprès de chaque commandement de centre le fichier nominatif des candidats non incorporés, incluant les adresses électroniques et les numéros de téléphone. Le nombre total d'adresses uniques et valides ainsi collectées est de plus de 1200¹¹⁶. Ce fichier constituait le groupe des témoins potentiels. Ils ont été contactés par e-mail ou par SMS pour leur demander de répondre à la première enquête puis à la deuxième. Des relances téléphoniques ont été réalisées envers les répondants de la première enquête pour réduire l'attrition lors de la seconde. Malgré les relances, seuls 244 questionnaires remplis lors de la première interrogation sont exploitables et 100 lors

¹¹⁶ 46 candidats sur 1276 ont candidaté dans plusieurs centres à la fois et il convient de ne pas les compter deux fois. En outre, il existe une trentaine d'identités sans coordonnées téléphoniques et sans courrier électronique.

de la deuxième interrogation¹¹⁷. Par ailleurs, certains jeunes tirés du fichier des non incorporés ont en fait participé au dispositif, soit dans un autre centre SMV, soit dans une cohorte ultérieure (les coordonnées des non incorporés ayant été récupérées au moment du passage du questionnaire dans les centres SMV). On dispose ainsi de 495 questionnaires valides pour la première interrogation du groupe test des incorporés au SMV et 189 pour la deuxième interrogation de ce groupe. En 2018, pour la seconde vague, avec la même méthodologie, nous avons obtenu 309 réponses dans le groupe test (au SMV) et 133 dans le groupe témoin.

Le tableau IV.1 compare les caractéristiques du groupe témoin avec celles du groupe de jeunes incorporés au SMV (en intégrant les deux vagues d'enquête). Les jeunes incorporés sont en majorité de jeunes hommes (77%) âgés d'un peu moins de 21 ans en moyenne. Ils ont été incorporés entre septembre 2016 et janvier 2019 dans les quatre centres de formation pour une durée de 6 mois (vague 1) ou 9 mois (vague 2) avec une possible prolongation de 2 mois reconductible deux fois au maximum. Un jeune sur trois n'a aucun diplôme et un autre tiers n'a que le Brevet des collèges, 24 % ont le CAP et 16 % le baccalauréat. On constate qu'un certain nombre de caractéristiques diffèrent de manière significative pour le groupe témoin. Ceux-ci sont plus diplômés, un peu plus âgés, ont plus souvent le permis B et ont un taux d'emploi supérieur de plus de 10 points à celui des jeunes incorporés ce qui confirme que l'absence d'emploi, le niveau de diplôme et l'âge ont été des critères de sélection des candidats. Les jeunes du groupe témoin vivent également plus souvent sous le même toit que leur conjoint et ont une consommation moins forte d'alcool. Ils ont en revanche en moyenne une moindre estime d'eux-mêmes.

¹¹⁷ Au vu des réponses données par les jeunes, des corrections ont été apportées à la base de données. Un certain nombre de questionnaires étaient incomplets et n'ont pu être utilisés pour le traitement car le jeune avait rapidement cessé de répondre.

Tableau IV.1 : Différences de caractéristique entre les individus du groupe traité et les individus du groupe témoin

	Jeunes non incorporés		Jeunes incorporés	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
En emploi au moment de l'enquête	0.31***	0.46	0.18***	0.38
En couple sous le même toit que son conjoint	0.42	0.49	0.43	0.50
Age	21.62***	2.13	20.89***	1.98
Homme	0.71*	0.46	0.77*	0.42
<u>Niveau de diplôme :</u>				
Brevet des collèges ou équivalent	0.18***	0.38	0.28***	0.45
CAP, BEP ou équivalent	0.29*	0.45	0.24*	0.42
Baccalauréat ou supérieur	0.28***	0.45	0.16***	0.36
Habite dans une maison	0.29***	0.46	0.49***	0.50
Consommation forte d'alcool au cours du dernier mois	1.42***	2.79	3.01***	4.87
Consommation de drogue douce au cours du dernier mois	1.64	6.84	2.27	10.66
Etat de santé	8.52	1.67	8.48	1.64
Permis B	0.32***	0.47	0.15***	0.35
Fréquence des rencontres avec des amis	3.26**	1.46	3.50**	1.44
Test de Rosenberg	28.06***	5.83	29.49***	5.54
Difficultés pour trouver un emploi	1.12***	1.15	1.48***	1.01
Observations		377		804

Notes : *** : différences significatives au seuil de 1%. ** : différences significatives au seuil de 5%. Les seuils de significativité sont donnés à partir de test d'égalité de moyenne pour les variables continues et de test d'égalité de proportion pour les variables dichotomiques. L'état de santé est autoévalué de 1 à 10 (1 = en très mauvaise santé ; 10 = en très bonne santé). La fréquence des appels téléphoniques et des rencontres avec des amis sont codées de 0 à 5 (0 = Jamais ; 5 = chaque jour). Les consommations sont appréhendées par le nombre d'épisodes de consommation de plus de 5 verres d'alcool et le nombre d'épisodes de consommation de cannabis au cours du dernier mois. Le test de Rosenberg a pour but d'évaluer l'estime de soi d'une personne. Le test se compose de 10 affirmations en lien avec le degré de valorisation d'une personne. Les 5 affirmations positives sont notées de 0 à 3 (0 = je ne suis pas du tout d'accord; 3 = je suis totalement d'accord) et les 5 affirmations négatives sont notées dans le sens inverse. Un total de points inférieur à 15 indique une estime de soi très faible. Les statistiques concernant l'âge et le sexe sont calculées sur seulement 101 et 103 individus du groupe témoin en raison d'une défaillance du système d'information.

3. Stratégie empirique

Le tableau 1 confirme que les caractéristiques moyennes des jeunes du groupe témoin et du groupe traité sont différentes, ce qui est lié au mode de sélection des jeunes. Plusieurs facteurs déterminent la participation d'un candidat au SMV. Premièrement, certains jeunes déposent leur candidature mais n'effectuent pas l'ensemble des démarches nécessaires à la validation de celle-ci (documents manquants, absence de réponse...). Deuxièmement le comité opère une sélection sur dossier en se basant sur la localisation et des lettres de motivation et en vérifiant que les candidats ont entre 18 et 25 ans et qu'ils n'ont pas d'emploi stable au moment de la candidature. Comme indiqué dans la section 1, la sélection s'effectue également en fonction du projet personnel et professionnel du jeune, de sa motivation et aussi sur la base d'un ensemble de tests médicaux. La sélection non aléatoire des jeunes rend impossible une simple comparaison des taux d'emploi entre les deux groupes en deuxième période : les caractéristiques observables et inobservables sont en effet différentes en moyenne entre les deux groupes. Observer l'évolution de la situation des jeunes incorporés avec une simple différence ne permettrait pas non plus de tenir compte de l'évolution qu'auraient connue ces jeunes en l'absence de participation au SMV de par

leur parcours personnel ou des changements d'environnement économique. Pour éliminer les effets des facteurs individuels observables et non observables qui peuvent biaiser la comparaison entre les deux groupes ainsi que les évolutions non attribuables au programme, nous estimons l'effet du traitement à l'aide d'une double différence :

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 1_{t1} + \beta_2 1_{T_i=1} + \delta 1_{t1} 1_{T_i=1} + \gamma X_{it} + \mu_{it}$$

Avec y_{it} une variable de résultat, par exemple la situation d'emploi, 1_{t1} une indicatrice pour la période, $1_{T_i=1}$ une indicatrice de traitement (qui vaut zéro si le jeune n'a pas été incorporé et 1 sinon) et X_{it} l'ensemble des variables observables qui sont susceptibles d'avoir une influence sur la variable de résultat.

L'utilisation de la double différence nécessite que la variable de résultat du groupe de contrôle évolue de la même façon que le groupe test en l'absence de traitement. Une manière de vérifier cette hypothèse est d'observer si les tendances qui affectent la variable de résultat sont semblables entre les deux groupes avant la survenue du traitement. Le graphique IV.1 présente ainsi l'évolution du taux d'emploi des deux groupes avant et après traitement à l'aide des questions rétrospectives qui ont été posées sur la situation en emploi dans les mois qui précèdent le passage du questionnaire¹¹⁸.

Le taux d'emploi des jeunes qui entreront plus tard en SMV est plus faible de près de 10 points relativement à celui des jeunes non incorporés. On pourrait imaginer que les jeunes acceptés au SMV fassent moins d'efforts de recherche dans l'attente de leur incorporation conformément au fameux « Ashenfelter dip » (Ashenfelter 1978). Mais l'enquête initiale récapitule le parcours du jeune bien en amont, avant sa candidature au SMV sachant que la durée de traitement des candidatures avant incorporation est de l'ordre de 2 mois. Or, sur les 6 mois qui précèdent le début du SMV les tendances du groupe témoin et du groupe traité sont similaires. Les niveaux sont donc différents mais les évolutions similaires.

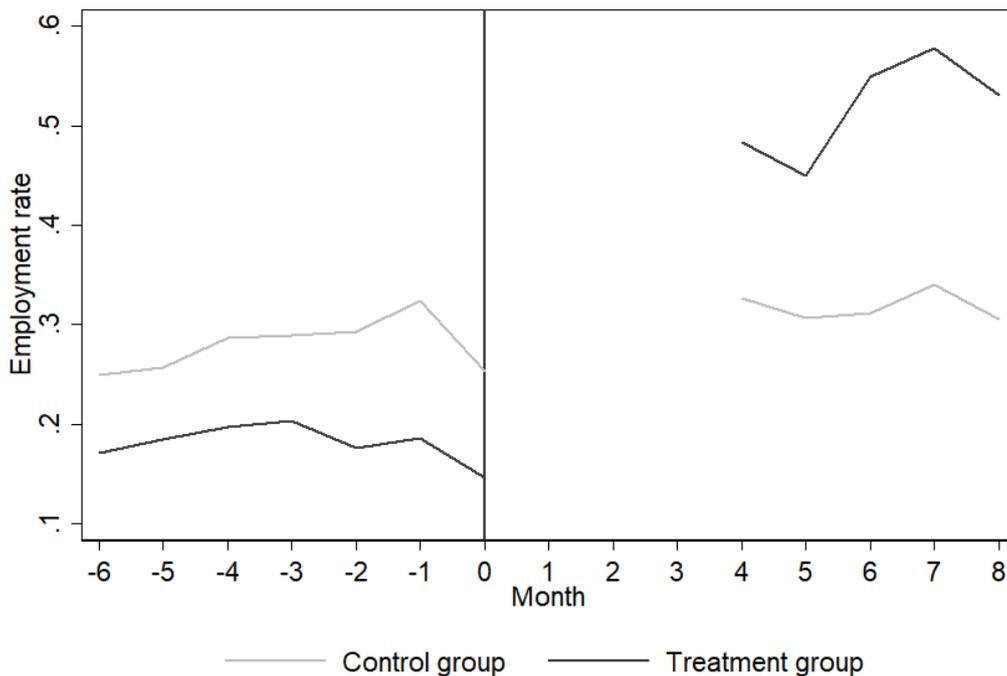
Dans le graphique IV.1 on observe qu'après l'incorporation, les jeunes incorporés sont par définition tous au SMV et ne peuvent donc pas être en emploi durant les 3 premiers

¹¹⁸ Les individus qui sont toujours au SMV en t+1 sont exclus. On ne conserve que les 9 mois avant traitement car le 10^{ème} et le 11^{ème} contiennent un nombre important de valeurs manquantes.

mois. Six mois après la première interrogation, on constate que le taux d'emploi des jeunes ayant participé au SMV approche les 50%, soit plus du double du taux d'emploi du groupe témoin alors que le taux d'emploi du groupe traité avant SMV était inférieur : le SMV semble donc avoir eu un effet très net sur l'emploi.

Graphique IV.1 : Evolution du taux d'emploi pour le groupe témoin et le groupe traité.

2016-2018



Notes : Le mois 0 correspond au niveau d'emploi au début du mois précédant l'entrée dans le SMV pour les incorporés. Le mois 8 correspond à la situation en emploi au début du 8ème mois suivant la première interrogation soit entre le 1er et le 3ème mois après la sortie du SMV.

Employment rate = taux d'emploi ; control group = groupe témoin ; treatment group = groupe test.

On peut confirmer l'impression visuelle en réalisant des tests de tendance commune avant traitement. Ces tests consistent à évaluer la significativité des différences d'évolution de la variable de résultat entre le groupe témoin et le groupe traité avant le début du traitement. Les résultats présentés dans le tableau IV.2 montrent que les

évolutions de l'emploi ne sont pas significativement différentes entre le groupe traité et le groupe témoin quelle que soit la plage temporelle choisie.

Tableau IV.2 : significativité de l'impact du SMV sur l'emploi avant traitement

	0-1	0-2	0-3	0-4	0-5	0-6
Ensemble des individus	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.
Individus ayant répondu aux deux questionnaires	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.	N.S.

Note : N.S. = Non significatif au seuil de risque de 5%. La colonne 0-1 présente la significativité de l'effet du SMV sur la différence de variation de l'emploi du groupe traité et du groupe témoin entre le mois 0 et le mois m-1.

Il est toujours préférable d'utiliser la dimension longitudinale des données pour mieux contrôler l'hétérogénéité individuelle, en utilisant des données répétées pour chaque individu. Les effets moyens au niveau des groupes sont remplacés par des effets fixes individuels :

$$y_{it} = e_t + a_i + \delta 1_{t1} 1_{T_i=1} + \gamma X_{it} + u_{it}$$

a_i est l'effet inobservé propre à chaque individu. Si a_i est corrélé avec une ou plusieurs des variables explicatives X_{it} le modèle est estimé par effets fixes. Dans le cas contraire, si a_i n'est corrélé avec aucune des variables explicatives, l'estimateur à effet aléatoire est généralement plus efficace.

L'estimation par effets fixes utilise seulement les individus qui ont répondu aux deux questionnaires. Elle permet donc d'éviter l'influence de la baisse de taux d'emploi du groupe témoin due à un taux de réponse plus important des jeunes sans emploi en deuxième période. L'estimation peut cependant être biaisée si l'attrition du groupe traité n'est pas aléatoire. Nous avons vérifié que, hormis pour la pratique d'une activité sportive, les caractéristiques des jeunes incorporés qui ont répondu aux deux enquêtes ne sont pas significativement différentes au seuil de 5% de celles des jeunes

incorporés qui ont répondu seulement à la première enquête (voir tableau IV.A2 en annexe 2). L'estimation par effets fixes porte donc sur un groupe traité aux caractéristiques observables similaires à celles de l'ensemble des jeunes incorporés dans le SMV.

Nous pensons donc que l'estimation par doubles différences permet d'obtenir une estimation non biaisée de l'effet du SMV sur les jeunes qui se sont portés candidats à ce programme. Nous avons pu vérifier que les évolutions de l'emploi sont similaires dans le groupe traité et le groupe témoin. Même s'il n'est pas possible de le vérifier¹¹⁹ on considère qu'il est vraisemblable que ces deux groupes possèdent des variations similaires pour d'autres caractéristiques que celle de l'emploi. L'estimation peut cependant être biaisée si le groupe témoin possède des caractéristiques inobservables qui vont affecter les évolutions de ce groupe après le début du SMV. Cela semble peu probable mais pour éviter au maximum ce biais possible on contrôle d'un certain nombre de caractéristiques individuelles des jeunes comme la situation familiale, le niveau de diplôme et le type de logement. Finalement, l'évaluation porte sur une population de jeunes candidats au SMV et l'effet estimé n'est donc pas nécessairement valable pour l'ensemble des jeunes du pays : les jeunes ayant candidaté au SMV ont potentiellement des caractéristiques observables et inobservables différentes des jeunes dans leur ensemble et on ne possède pas les données nécessaires pour corriger de cette sélection.

4. Résultats

4.1. Effets du SMV

Nous recherchons d'abord les effets du SMV sur l'accès à l'emploi. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau IV.3. Des approximations linéaires sont effectuées dans le cas des variables dichotomiques. L'effet estimé est de cette manière plus facile à interpréter puisqu'il ne dépend pas de la valeur des autres variables. La régression logistique et la régression linéaire donnent des résultats très proches lorsque la probabilité d'occurrence de la variable de résultat se situe entre 0,2 et 0,8 ce qui est généralement le cas ici. La colonne (1) renseigne les résultats de

¹¹⁹ On possède des informations rétrospectives uniquement sur l'emploi.

l'estimation en coupe transversale. Dans la colonne (2) les résultats d'une simple différence sur les jeunes incorporés sont présentés. La colonne (3) présente les résultats de la double différence, des contrôles sont rajoutés dans la colonne (4). Les colonnes (5) et (6) présentent les résultats de la double différence avec effets aléatoires respectivement sans et avec contrôles variant dans le temps. Les résultats de l'estimation de la double différence avec effets fixes individuels sont présentés en colonne (7) et (8).

Tableau IV.3. Effet du SMV sur l'emploi

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	Coupe	SD	DD	DD	DDRE	DDRE	DDFE	DDFE
SMV	-0.017 (0.031)		-0.126*** (0.033)	-0.109*** (0.033)	-0.127*** (0.033)	-0.112*** (0.033)		
Période	0.233*** (0.030)	0.331*** (0.037)	-0.000 (0.045)	0.019 (0.050)	0.001 (0.041)	0.024 (0.047)	0.000 (0.054)	0.036 (0.054)
Période*SMV			0.352*** (0.057)	0.310*** (0.062)	0.349*** (0.054)	0.305*** (0.060)	0.336*** (0.089)	0.289*** (0.093)
Constante	0.190*** (0.038)	0.152*** (0.034)	0.305*** (0.027)	0.254*** (0.039)	0.307*** (0.027)	0.257*** (0.038)	0.231*** (0.018)	0.168** (0.080)
Contrôles	OUI	OUI	NON	OUI	NON	OUI	NON	OUI
Observations	1,100	691	1,178	1,100	1,178	1,100	1,178	1,100
R2	0.063	0.130	0.084	0.083			0.138	0.171

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecarts-types robustes entre parenthèses, clusterisés à l'individu dans les estimations à effets fixes. Les jeunes qui sont toujours au SMV au moment de la dernière interrogation sont exclus de l'échantillon. Les variables de contrôle sont la vie en couple sous le même toit, le niveau de diplôme et le type de logement (maison,

appartement...). Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

L'effet du SMV n'est pas significatif dans l'estimation naïve présentée en colonne (1). Cela s'explique par le fait que le taux d'emploi est initialement plus élevé pour le groupe témoin et que les variables explicatives ajoutées n'arrivent pas à contrôler entièrement cette différence. La simple différence en colonne (2) indique que le taux d'emploi a augmenté de près de 33% dans le groupe traité entre la première et la deuxième interrogation. En ajoutant l'indicatrice de période croisée avec le traitement, les colonnes (3) (sans contrôle) et (4) (avec) montrent que le taux d'emploi est supérieur d'environ 10 points de pourcentage dans le groupe témoin par rapport au groupe traité. Dans les estimations en double différence, les coefficients *Période*SMV* indiquent l'effet du SMV. On constate que la significativité du coefficient ne varie pas en fonction des spécifications et que l'amplitude de l'effet varie également assez peu (entre 29 et 35 points de pourcentages). Le résultat n'est donc guère sensible à la méthode d'estimation. On préfère l'estimation à effets fixes pour les raisons indiquées dans la section précédente. D'après le modèle (8), participer au SMV augmente de 28,9 points de pourcentage la probabilité d'être en emploi dans les trois mois qui suivent la sortie du SMV pour les jeunes qui sont sortis du SMV à cette date. Pour comparaison avec un programme d'accompagnement également intensif, la garantie jeune, l'évaluation de la première cohorte ne montrait qu'une augmentation de 7,1 points de pourcentage, quand les résultats de la seconde cohorte n'étaient pas significatifs (Gautié, 2018).

Au-delà de l'accès à l'emploi, on observe également des effets positifs du SMV sur d'autres variables. Les résultats sont estimés à partir d'une double différence avec effets fixes et contrôles individuels comme dans la colonne (8) du tableau IV.3. Ils sont présentés dans le tableau IV.4. L'impact du SMV figure à la ligne *Période*SMV*. Les jeunes passés par le SMV sont significativement moins nombreux à ressentir des difficultés dans la recherche d'emploi. Leur estime de soi – mesurée par le test de Rosenberg – est meilleure que celles des jeunes du groupe témoin et leur sociabilité est également affectée de manière positive : ils ont plus fréquemment des échanges avec leurs proches.

En revanche, on n'observe pas d'effet significatif (dans un sens ou dans l'autre) sur la perception de leur état de santé ni sur la pratique sportive des jeunes passés par le SMV par rapport aux autres.

Tableau IV.4. Effet du SMV sur les autres variables

VARIABLES	Difficultés à Echanges			
	trouver emploi	un avec amis	les Estime de soi	Etat de santé
Période	-0.218 (0.138)	-0.575*** (0.169)	-0.394 (0.538)	-0.204 (0.231)
Période*SMV	-0.451*** (0.161)	0.581*** (0.206)	1.332** (0.671)	0.160 (0.291)
Constante	1.665*** (0.137)	3.539*** (0.293)	27.70*** (0.794)	8.167*** (0.262)
Contrôles	YES	YES	YES	YES
Observations	1,524	1,494	1,420	1,382
R2	0.228	0.069	0.040	0.022

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecart-types robustes clusterisés à l'individu entre parenthèses. Les variables de contrôles sont le niveau de diplôme et la vie en couple sous le même toit. Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

La variable « échanges avec les amis » est codée à partir de la fréquence des appels téléphoniques et des rencontres avec des amis, codées de 0 à 5 (0 = Jamais ; 5 = chaque jour). L'estime de soi est mesurée par le test de Rosenberg. Le test se compose de 10 affirmations en lien avec le degré de valorisation d'une personne. Les 5 affirmations positives sont notées de 0 à 3 (0 = je ne suis pas du tout d'accord ; 3 = je suis totalement d'accord) et les 5 affirmations négatives sont notées dans le sens inverse. Un total de points inférieur à 15 indique une estime de soi très faible. L'état de santé est autoévalué de 1 à 10 (1 = en très mauvaise santé ; 10 = en très bonne santé).

Pour ce qui est des difficultés à trouver un emploi, on peut préciser sur quel type d'obstacles spécifiques l'expérience du SMV a joué un rôle positif, puisque le questionnaire proposait plusieurs types de difficultés rencontrées dans la recherche d'un emploi. On observe dans le tableau IV.5 que la participation au SMV a eu une influence claire sur deux d'entre elles : la mobilité et la motivation. Être passé par le SMV réduit de 28 points de pourcentage la probabilité de déclarer des problèmes de mobilité et de 10 points celle de déclarer des problèmes de motivation. Le premier point peut être relié au passage du permis de conduire qui est organisé au sein du SMV.

Tableau IV.5. Effet du SMV sur les difficultés ressenties pour trouver un emploi

VARIABLES	Problèmes de mobilité	Manque d'offres d'emplois	Pas d'appui dans les démarches	Manque de motivation	Problèmes personnels	Discrimination
Période	-0.0918* (0.0551)	-0.0271 (0.0660)	-0.0223 (0.0364)	0.0499 (0.0478)	-0.0497 (0.0480)	0.000181 (0.0182)
Période*SMV	-0.287*** (0.0703)	-0.109 (0.0805)	-0.0662 (0.0445)	-0.103** (0.0518)	0.00887 (0.0550)	-0.00191 (0.0219)
Constante	0.499*** (0.120)	0.407*** (0.0916)	0.135*** (0.0454)	0.0918*** (0.0173)	0.182** (0.0763)	0.0198** (0.00903)
Contrôles	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524	1,524
R2	0.241	0.062	0.062	0.022	0.021	0.001

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecart-types robustes clusterisés à l'individu entre parenthèses. Les variables de contrôles sont le niveau de diplôme et la vie en couple sous le même toit. Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

4.2. Décomposition des effets spécifiques du SMV

Le SMV a donc des effets à court terme du SMV positifs et particulièrement important sur l'insertion professionnelle et sociale des jeunes NEETs. Cela peut s'expliquer par chacun des éléments qui font la spécificité du SMV ainsi que par leur combinaison : le SMV est un programme intensif de formation scolaire et professionnelle, incluant la formation et le passage du permis de conduire, dans un cadre militaire strict. Nous ne pouvons pas décomposer l'effet de chacun sur l'insertion professionnelle et sociale des jeunes, mais nous pouvons vérifier l'existence d'effets significatifs sur différentes variables que nous avons introduites et qui sont plus particulièrement liées à l'un ou l'autre de ces éléments spécifiques : l'obtention d'un diplôme pour ce qui est de la formation, celui du permis de conduire pour la seconde originalité, et pour la « militarité », l'évolution de certains comportements et opinions renvoyant à la discipline et à la morale (consommation de psychotropes, attitude vis-à-vis de l'autorité ou du travail...). Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux IV.6 et IV.7. L'impact du SMV figure à la ligne Période*SMV.

On trouve un effet significatif et positif sur le fait d'avoir obtenu un nouveau diplôme au cours des six derniers mois, sachant que le permis de conduire ou la réussite au CACES (certificats d'aptitude à la conduite d'engins de chantier) sont explicitement évoqués comme n'étant pas des diplômes¹²¹. Participer au SMV augmente de 8 points de pourcentage la probabilité de posséder un nouveau diplôme.

On trouve ensuite un effet très fort du SMV sur la possession du permis de conduire : les jeunes passés par le SMV ont une probabilité de posséder le permis supérieure de 55 points de pourcentage¹²².

¹²¹ La question porte sur le niveau de diplôme le plus élevé atteint. Les réponses possibles sont aucun diplôme ; CEP ou CFG ; BEPC seul, brevet des collèges ; CAP, BEP seul ; CAP BEP avec BEPC ; diplôme technique inférieure au baccalauréat (BEI, BEC, BEA), baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel ; baccalauréat général et diplôme supérieur au baccalauréat.

¹²² Rappelons que l'évaluation expérimentale d'une aide également intense (1000 €, soit les deux tiers du coût moyen et un accompagnement) dans le cadre du programme « 10 000 permis pour réussir » avait trouvé un effet positif de 18 points de pourcentage pour l'examen théorique du permis et de 7,5% à 12 mois pour l'examen pratique (cf Le Gallo et al. 2017).

En revanche, on ne trouve pas d'effet significatif sur la déclaration de consommation d'alcool (le nombre de fois où le jeune a bu au moins 5 verres d'alcool au cours de la même occasion) et de drogue douce (déclarée à l'enquête). De même, dans les réponses aux questions relatives aux valeurs (demandant le degré d'adhésion à des propositions comme « les valeurs morales ne sont pas assez respectées dans la société »), nous ne trouvons pas d'effet significatif du passage par la SMV par rapport aux jeunes du groupe témoin. Les résultats sont similaires en utilisant des modèles à effets aléatoires.

Tableau IV.6. Effet du SMV sur le diplôme, la mobilité et la consommation de psychotropes

VARIABLES	Diplôme	Permis de conduire	de Alcool	Consommation de cannabis
Période	0 (0.00175)	0.206*** (0.0749)	1.196** (0.532)	2.234* (1.217)
Période*SMV	0.0778*** (0.0206)	0.529*** (0.0834)	-0.873 (0.704)	-0.305 (1.757)
Constante	0.714*** (0.0129)	0.140** (0.0661)	2.595*** (0.828)	3.467*** (0.863)
Contrôles	YES	YES	YES	YES
Observations	1,425	1,312	1,490	1,471
R2	0.064	0.724	0.021	0.014

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecarts-types robustes clusterisés à l'individu entre parenthèses. Les variables de contrôles sont le niveau de diplôme et la vie en couple sous le même toit. Le niveau de diplôme n'est pas introduit dans l'estimation de l'effet du SMV sur la possession d'un diplôme. Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

Les consommations sont appréhendées par le nombre d'épisodes de consommation de plus de 5 verres d'alcool et le nombre d'épisodes de consommation de cannabis au cours du dernier mois. Le test de Rosenberg a pour but d'évaluer l'estime de soi d'une personne. Le test se compose de 10 affirmations en lien avec le degré de valorisation d'une personne. Les 5 affirmations positives sont notées de 0 à 3 (0 = je ne suis pas du tout d'accord; 3 = je suis totalement d'accord) et les 5 affirmations négatives sont notées dans le sens inverse. Un total de points inférieur à 15 indique une estime de soi très faible. Les statistiques concernant l'âge et le sexe sont calculées sur seulement 101 et 103 individus du groupe témoin en raison d'une défaillance du système d'information.

Tableau IV.7 : Effet du SMV sur les valeurs

VARIABLES	(1) Morale	(2) Autorité	(3) Valeur travail	(4) Travailler plus
Période	0.0260 (0.0453)	-0.0129 (0.0399)	-0.000275 (0.0191)	-0.124** (0.0573)
Période*SMV	-0.0220 (0.0545)	-0.0350 (0.0476)	-0.0141 (0.0237)	0.0691 (0.0696)
Observations	1,475	1,477	1,475	1,475
R2	0.005	0.035	0.018	0.047

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecart types robustes clusterisés à l'individu entre parenthèses. Les variables de contrôles sont : niveau de diplôme, vie en couple sous le même toit et type d'hébergement (maison, appartement...). Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie. La signification détaillée de chaque variable est indiquée dans le tableau A2 en Annexe.

Enoncés des propositions faites aux jeunes :

1. Les valeurs morales ne sont pas assez respectées dans la société.
2. Les salariés doivent obéir à leur hiérarchie.
3. Le travail est une valeur essentielle qu'il faut respecter.
4. Il faut travailler davantage que ce qui est prévu dans son contrat de travail afin d'aider son entreprise ou son organisation à réussir.

En résumé, et sans pouvoir être conclusif étant donné l'incapacité où nous sommes d'isoler quelles caractéristiques du SMV ont spécifiquement un effet positif, nous trouvons néanmoins que le permis de conduire constitue un élément très important dans l'efficacité du SMV, confirmant bien que la mobilité est une des clés de l'insertion des jeunes éloignés de l'emploi. Nous manquons en revanche de recul pour pouvoir mesurer sur la durée l'effet du SMV. Néanmoins, pour une fraction des jeunes, nous disposons de données un peu plus longues.

4.3. Persistance des effets du SMV

Les jeunes des groupes test et témoin de la première vague d'enquête (2016-2017) ont été interrogés une troisième fois 6 mois après la deuxième enquête, donc 12 mois après la première, entre 7 et 10 mois après la sortie du SMV du groupe test. Nous observons évidemment une attrition supplémentaire entre le deuxième et le troisième questionnaire : 739 questionnaires avaient été renseignés à la 1^{ère} enquête (244 tests et 495 témoins), 289 à la 2^{ème} (dont 100 tests) et 190 à la 3^{ème} (89 tests et 101 témoins). Tous les jeunes ayant répondu à la 1^{ère} enquête ont été recontactés, ce qui signifie que nous n'avons pas 190 jeunes ayant répondu aux trois enquêtes. Du fait du nombre relativement faible de jeunes suivis sur un an, nous ne pouvons espérer repérer que des effets suffisamment massifs pour qu'ils soient significatifs.

Le tableau IV.8 présente les résultats de l'estimation de l'effet du SMV sur l'accès à l'emploi. Il reprend les mêmes méthodes que le tableau 3, en n'intégrant que les jeunes de la première vague, celle de 2016-2017, mais sur une période plus longue. Pour gagner en lisibilité, les colonnes (1) (estimation en coupe transversale) et (2) (simple différence) ne sont pas représentées. La colonne (3) présente les résultats de la double différence, des contrôles sont rajoutés dans la colonne (4). Les colonnes (5) et (6) présentent les résultats de la double différence avec effets aléatoires respectivement sans et avec contrôles variant dans le temps. Les résultats de l'estimation de la double différence avec effets fixes individuels sont présentés en colonne (7) et (8).

Dans les estimations en double différence, les coefficients *2ème enquête *SMV* et *3ème enquête *SMV* indiquent l'effet du SMV au moment de la deuxième et de la

troisième interrogation. Le résultat n'est guère sensible à la méthode d'estimation hormis concernant l'effet du SMV sur l'emploi au moment de la troisième interrogation qui n'est plus significatif dans les estimations à effets fixes. On observe dans tous les cas une atténuation de l'effet positif sur l'emploi 1 an après la première interrogation. L'effet sur l'emploi lors de la 3^{ème} enquête est inférieur d'au moins 10 points de pourcentage à l'effet obtenu lors de la 2^{ème} enquête. Il reste néanmoins important, apportant un gain de points de pourcentage dans l'accès à l'emploi proche de 25 points, bien supérieur à celui observé par les évaluateurs de la Garantie Jeune et celui que nous avons pu estimer sur un certain nombre d'actions innovantes visant à augmenter la mobilité de jeunes en difficulté d'insertion (voir le chapitre 3).

Tableau IV.8. Effet du SMV sur l'emploi à 12 mois

VARIABLES	(3) DD	(4) DD	(5) DDRE	(6) DDRE	(7) DDFE	(8) DDFE
SMV	-0,106*** (0,036)	-0,092** (0,037)	-0,106*** (0,036)	-0,093** (0,037)		
2ème enquête	-0,026 (0,050)	-0,043 (0,067)	-0,025 (0,049)	-0,046 (0,066)	0,016 (0,054)	0,016 (0,089)
3ème enquête	0,097 (0,062)	0,094 (0,062)	0,096 (0,061)	0,094 (0,062)	0,146 (0,094)	0,163* (0,094)
2ème enquête*SMV	0,338*** (0,080)	0,319*** (0,083)	0,340*** (0,078)	0,320*** (0,081)	0,350*** (0,089)	0,358*** (0,088)
3ème enquête*SMV	0,254*** (0,083)	0,243** (0,108)	0,248*** (0,082)	0,235** (0,108)	0,159 (0,116)	0,168 (0,218)
Constante	0,288*** (0,031)	0,278*** (0,068)	0,287*** (0,031)	0,284*** (0,068)	0,215*** (0,014)	0,285* (0,149)
Contrôles	NON	OUI	NON	OUI	NON	OUI
Observations	973	973	973	973	973	973
R2	0,072	0,082			0,166	0,182

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecarts-types robustes entre parenthèses, clustérisés à l'individu. Les jeunes qui sont toujours au SMV au moment de la dernière interrogation sont exclus de l'échantillon. Les variables de contrôle sont la vie en couple, le niveau de diplôme et le type de logement (maison, appartement...). Pour conserver le maximum d'information, les observations les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

Le tableau IV.9 présente de façon synthétique les effets du SMV sur d'autres variables de résultats qui peuvent intervenir dans l'explication de cet effet massif sur l'emploi : l'obtention d'un nouveau diplôme ou du permis de conduire, la consommation d'alcool et de cannabis, la perception de l'état de santé (sur une échelle allant de 1 à 10), les difficultés ressenties pour trouver un emploi, les relations amicales, l'estime de soi et la pratique sportive. Les résultats sont obtenus à partir d'une double différence avec effets fixes et contrôles individuels comme dans la colonne (8) du tableau IV.8.

Les résultats des estimations à 6 mois lors du deuxième questionnaire ne sont pas exactement les mêmes que celles obtenues avec les deux vagues de jeunes. Du fait du plus petit nombre d'observations, certains éléments n'apparaissent pas significatifs, comme l'obtention d'un nouveau diplôme et l'amélioration de l'estime de soi. En revanche, un certain nombre de variables qui apparaissaient significatives sur l'échantillon global sortent également sur la première vague de jeunes : l'obtention du permis de conduire, réduction des difficultés ressenties pour trouver un emploi, sociabilité amicale. L'effet le plus massif est obtenu pour le permis de conduire, pour lequel les jeunes passés par le SMV voient leur probabilité d'obtention augmentée de plus de 80 points de pourcentage.

Six mois plus tard, lors de la 3^{ème} enquête située à plus de 12 mois de l'entrée dans le SMV pour le groupe test (puisque la première enquête se déroulait après l'incorporation), le seul effet persistant observé porte encore sur l'obtention du permis de conduire, avec un moindre écart entre le groupe test et le groupe témoin, mais qui reste élevé (50 points de pourcentage).

L'hypothèse d'un lien fort entre efficacité du SMV dans l'insertion professionnelle des jeunes et préparation à un permis de conduire spécifique validé par l'armée elle-même semble confirmée par ces résultats.

Tableau IV.9. Effet du SMV à 12 mois sur différentes variables de résultat

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	Alcool	Consommation de cannabis	Etat de santé	Diplôme	Permis de conduire
2ème enquête	2,347** (0,998)	7,224** (3,027)	-0,0793 (0,359)	0,0467* (0,0253)	0,0241 (0,0542)
3ème enquête	-0,146 (0,850)	-0,484 (2,434)	-0,924*** (0,265)	0,0418 (0,0501)	0,0665 (0,0446)
2ème enquête*SM V	-0,964 (0,850)	-0,900 (2,052)	0,284 (0,326)	-4,08e-05 (0,0128)	0,878*** (0,0467)
3ème enquête*SM V	0,833 (2,030)	8,749 (7,830)	0,153 (0,897)	0,216 (0,158)	0,520*** (0,185)
Constante	2,000 (1,287)	-3,890 (2,898)	8,031*** (0,296)	0,710*** (0,0140)	0,267*** (0,0984)
Observations	918	1,067	808	1,019	1,006
R2	0,116	0,105	0,845	0,073	0,082

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
VARIABLES	Téléphone à des amis	Rencontre avec des amis	Difficultés pour trouver un emploi	Estime de soi	Sport
2ème enquête	0,0532 (0,219)	-0,273 (0,310)	-0,349* (0,179)	0,430 (1,196)	-0,164 (0,165)
3ème enquête	-0,163 (0,253)	-0,214 (0,300)	-0,328** (0,164)	2,016** (0,956)	0,297* (0,154)
2ème enquête*SM V	0,0615 (0,192)	0,466* (0,243)	-0,434** (0,182)	1,235 (0,869)	0,0500 (0,147)
3ème enquête*SM V	-0,0751 (0,474)	0,961 (0,596)	0,416 (0,404)	2,685 (2,373)	0,124 (0,236)
Constante	4,018*** (0,255)	3,638*** (0,323)	1,321*** (0,234)	29,24*** (1,345)	1,484*** (0,172)
Observations	1,024	1,020	1,213	941	1,046
R2	0,044	0,043	0,293	0,076	0,072

Notes : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Ecarts-types robustes clusterisés à l'individu. Les variables de contrôles sont : niveau de diplôme, vie en couple et type d'hébergement (maison, appartement...). Le niveau de diplôme n'est pas introduit dans l'estimation de l'effet du SMV sur la possession d'un diplôme. Pour conserver le maximum d'information, les valeurs manquantes des variables de contrôles ont été regroupées dans une catégorie.

Les consommations de psychotropes sont appréhendées par le nombre d'épisodes de consommation de plus de 5 verres d'alcool et le nombre d'épisodes de consommation de

cannabis au cours du dernier mois. L'état de santé est autoévalué de 1 à 10 (1 = en très mauvaise santé ; 10 = en très bonne santé).

La fréquence des appels téléphoniques et des rencontres avec des amis, codées de 0 à 5 (0 = Jamais ; 5 = chaque jour). L'estime de soi est mesurée par le test de Rosenberg. Le test se compose de 10 affirmations en lien avec le degré de valorisation d'une personne. Les 5 affirmations positives sont notées de 0 à 3 (0 = je ne suis pas du tout d'accord ; 3 = je suis totalement d'accord) et les 5 affirmations négatives sont notées dans le sens inverse. Un total de points inférieur à 15 indique une estime de soi très faible. La variable sport indique la fréquence de la pratique sportive.

5. Tests de robustesse

Nous utilisons une deuxième méthode d'estimation comme test de robustesse. Sur l'échantillon global reprenant les deux vagues de jeunes enquêtés, nous estimons l'effet du programme par une correspondance de score de propension. Le score de propension est calculé pour chaque individu ayant répondu aux deux questionnaires, en fonction de ses réponses au premier. Nous regroupons ainsi des individus similaires selon différentes variables (parcours professionnel, sexe, âge, cohorte, état de santé et diplôme) et comparons ensuite les réponses au second questionnaire entre individus traités ou non. Cette estimation repose sur l'hypothèse que la décision de participer est indépendante d'un quelconque déterminant inobservable de la probabilité d'emploi, conditionnellement aux caractéristiques observables antérieures au traitement (Card and Sullivan 1988).

Les résultats des estimations par correspondance, présentés dans le tableau IV.A3 en annexe, sont similaires à ceux de l'estimation par double différence, aussi bien en terme d'ordre de grandeur que de significativité. Nous trouvons une augmentation de 27 points de pourcentage de l'emploi pour les participants au programme et une

hausse de 34 points de pourcentage de la probabilité de posséder le permis de conduire. Seuls deux résultats ne sont plus significativement influencés par le SMV en utilisant l'estimation par correspondance : le niveau de diplôme et la fréquence des contacts avec les amis.

Conclusion

Alors que de nombreuses études et rapports publics plaident pour le développement de solutions d'accompagnement et de formation à la fois courtes et intensives pour remédier aux problèmes rencontrés par les jeunes éloignés et de l'emploi et de la formation, on ne dispose encore d'aucune évaluation solide des effets de ce type de dispositif. Dans cette étude, nous proposons une évaluation d'impact de l'un des programmes d'accompagnement et de formation les plus intensifs qui existe en France, le Service Militaire Volontaire, expérimenté depuis la fin 2015. Un dispositif qui se distingue également par son encadrement militaire et par sa capacité à préparer et à valider le permis de conduire.

Nous exploitons la deuxième et troisième année de mise en œuvre de ce dispositif en comparant les trajectoires des jeunes bénéficiaires du SMV avec celle d'un échantillon de jeunes volontaires mais non incorporés, utilisés comme groupe témoin. Ces jeunes n'ont pas toujours les mêmes caractéristiques moyennes, les non incorporés étant par exemple plus fréquemment en emploi avant leur candidature au SMV. Mais ils présentent du point de vue de leur accès à l'emploi des tendances communes en amont de l'incorporation du groupe test, ce qui nous permet d'évaluer les effets dans la dimension longitudinale, par double différence.

Le SMV augmente significativement le taux d'emploi des jeunes sortis du SMV dans les trois mois qui suivent la sortie du programme. Cet effet va de pair avec une amélioration du niveau de diplôme, une réduction très sensible des difficultés de

mobilité ressenties par les jeunes expliqué par l'effet massif sur l'obtention du permis de conduire, un renforcement des liens avec les réseaux d'amis.

Le suivi à six mois de la première cohorte de jeunes montre la persistance de deux effets bien qu'amoindris : un meilleur accès à l'emploi pour le groupe test et la persistance d'un avantage très important pour les jeunes volontaires pour l'obtention du permis de conduire.

Bien que ne soyons pas capables de distinguer et surtout de quantifier la responsabilité de chaque composante spécifique du SMV dans ces effets, nos résultats suggèrent néanmoins que l'accès à la mobilité est un élément central pour expliquer l'efficacité du programme du SMV dans l'accès à l'emploi. Ces résultats incitent à soutenir et développer des programmes intensifs de formation à destination des jeunes éloignés de l'emploi et à faciliter leur accès la mobilité individuelle par l'obtention du permis de conduire.

Le mérite de cette étude est de produire une mesure causale de l'effet d'un dispositif de formation original sur une palette variée d'indicateurs. Elle n'en reste pas moins limitée par le fait que cette mesure est à un horizon de court terme, entre trois et neuf mois suivant la sortie du SMV. La validité externe des résultats est également limitée par le fait que l'évaluation est réalisée sur une population de jeunes ayant candidaté au SMV et non sur une population représentative des jeunes du pays dans leur ensemble. Enfin, une autre limite provient du fait qu'il n'est pas possible de distinguer quelle part attribuée aux différentes spécificités du SMV dans les effets obtenus. Il n'est ainsi pas possible de déterminer si les effets mesurés proviennent du caractère militaire de l'encadrement, du caractère intensif du programme, du caractère multidimensionnel de l'aide apportée, de la formation professionnelle ciblée sur des débouchés locaux ou de l'inclusion d'une aide spécifique au permis de conduire. Ce dernier point constitue néanmoins la particularité qui semble avoir un effet durable.

Annexes

Annexe 1. Les tests de tendance commune avant traitement

Tableau IV.A1 : Significativité de l'effet du SMV sur l'emploi avant traitement

	0-1	0-2	0-3	0-4	0-5	0-6	0-7	0-8	0-9
Tous les individus	N.S.								
Individus répondants aux deux questionnaires	N.S.								

Note : N.S. : Non significatif au seuil de risque de 5%. La colonne 0-1 présente la significativité de l'effet du SMV sur la différence de variation de l'emploi du groupe traité et du groupe témoin entre le mois 0 et le mois m-1.

Annexe 2. Informations complémentaires

Tableau IV.A2 : Différences de caractéristiques entre les traités répondants seulement à la première interrogation et les traités répondants aux deux interrogations

	Traités répondants seulement à la première interrogation		Traités répondants aux deux interrogations	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
En emploi au moment de l'enquête	0,18	0,38	0,18	0,39
Age	20.58	1.92	20.31	1.68
Homme	0.80	0.40	0.77	0.42
En couple	0,46	0,50	0,41	0,49
En couple sous le même toit que son conjoint	0,07	0,25	0,07	0,25
<u>Niveau de diplôme :</u>				
Brevet des collèges ou équivalent	0.31	0.46	0.26	0.44
CAP, BEP ou équivalent	0.26	0.44	0.22	0.42
Baccalauréat ou supérieur	0.12	0.33	0.19	0.39
Habite dans une maison	0.51	0.50	0.47	0.50
Consommation forte d'alcool au cours du dernier mois	3,12	4,60	2,35	4,19
Consommation de drogue douce au cours du dernier mois	1,43	8,24	0,75	3,92
Etat de santé	8,49	1,64	8,48	1,54

Fréquence des conversations téléphoniques avec des amis	4,24	1,13	4,32	1,09
Fréquence des rencontres avec des amis	3,50	1,40	3,43	1,39
Participation à des associations	0,23	0,56	0,18	0,43
Test de Rosenberg	29,60	5,87	29,87	5,28
Activité sportive	0,83**	0,38	0,75**	0,44
Nombre de difficultés liées à la recherche d'un emploi rencontrées	1.50	1.03	1.53	1.05
Habite dans un logement indépendant	0.04	0.20	0.06	0.23
Peut se repérer sur un plan	0.54	0.50	0.56	0.50
A voté lors des 6 derniers mois	0.39	0.49	0.36	0.48
A suivi une formation autre que le SMV au cours des 6 derniers mois	0.53	0.50	0.47	0.50
Observations	316		179	

*Notes : *** : différences significatives au seuil de 1%. ** : différences significatives au seuil de 5%. Les seuils de significativité sont donnés à partir de test d'égalité de moyenne pour les variables continues et de test d'égalité de proportion pour les variables dichotomiques. L'état de santé est autoévalué de 1 à 10 (1 = en très mauvaise santé ; 10 = en très bonne santé). La fréquence des appels téléphoniques et des rencontres avec des amis sont codées de 0 à 5 (0 = Jamais ; 5 = chaque jour). Les consommations sont appréhendées par le nombre d'épisodes de consommation de plus de 5 verres d'alcool et le nombre d'épisodes de consommation de cannabis au cours du dernier mois. Le test de Rosenberg a pour but d'évaluer l'estime de soi d'une personne. Le test se compose de 10 affirmations en lien avec le degré de valorisation d'une personne. Les 5 affirmations positives sont notées de 0 à 3 (0 = je ne suis pas du tout*

d'accord ; 3 = je suis totalement d'accord) et les 5 affirmations négatives sont notées dans le sens inverse. Un total de points inférieur à 15 indique une estime de soi très faible.

Tableau IV.A3 : Impact du SMV estimé par correspondance de score de propension

VARIABLES	Emploi	Alcool	Consommation de cannabis
SMV	0.274*** (0.0795)	1.200 (0.758)	1.941 (1.696)
Observations	227	238	237
VARIABLES	Etat de santé	Diplôme	Permis de conduire
SMV	0.312 (0.310)	0.0661 (0.0570)	0.340** (0.142)
Observations	240	315	194
VARIABLES	Echanges avec les amis	Difficultés pour trouver un emploi	Estime de soi
SMV	0.459 (0.453)	-0.852*** (0.278)	3.923*** (1.021)
Observations	243	336	244

*Notes: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables de pré-traitement introduites dans l'estimation du score de propension sont : le niveau de diplôme, le carré du niveau de diplôme, l'âge, le carré de l'âge, l'état de santé, le sexe, statut d'emploi et l'année de naissance des jeunes.*

Conclusion générale

L'ambition de cette thèse était d'éclairer la façon dont les aides au transport pouvaient contribuer à favoriser – ou non – l'insertion professionnelle et sociale des publics en difficulté et plus particulièrement les jeunes. Depuis les années 1980, mais surtout 1990, de nombreuses politiques publiques ont cherché à agir en ce sens grâce à différents leviers, considérant que les problèmes de mobilité spatiale étaient un des obstacles auxquels se heurtaient les populations les plus fragiles. Un grand nombre de travaux académiques avaient en amont souligné que les difficultés de ces personnes étaient renforcées par des mécanismes de ségrégation spatiale. Ceux-ci concentraient les populations initialement défavorisées dans des zones physiquement éloignées des espaces les plus dynamiques en termes d'emplois. Cela ajoutait ainsi à leurs difficultés d'intégration en rendant plus difficile l'accès à l'emploi d'une part et en favorisant le développement d'externalités de réseau négatives d'autre part.

Un premier axe d'action des politiques publiques a été de chercher à développer l'activité et l'attractivité de ces quartiers défavorisés. Parallèlement, des aides à la mobilité géographique ont été mises en œuvre, visant à accroître la mobilité résidentielle et spatiale de ces personnes. Pour ce qui est de la mobilité spatiale, deux grands types d'actions sont envisageables : premièrement l'amélioration du réseau de transport dans ces zones (amélioration du réseau routier, extension et meilleures dessertes du réseau de transport en commun...) ; deuxièmement favoriser la mobilité des publics cibles. C'est à ce dernier type de politique qu'est consacrée notre thèse.

Pour l'essentiel, ces politiques consistent à offrir des aides à la mobilité spatiale aux personnes en difficulté d'insertion. Il peut s'agir d'aider l'accès à un moyen de transport individuel (prêt d'un véhicule, aide financière pour l'achat), aux transports en commun (par des tarifs sociaux essentiellement), ou encore d'améliorer les capacités à être mobile (bilans et formations à la mobilité, aide pour l'obtention du permis de conduire...). La mobilité recherchée est une mobilité de proximité (déplacements domicile-travail, accès aux services publics...), ce qui explique que la plupart de ces aides soient locales, y compris si elles sont portées par une volonté et des acteurs nationaux.

Plusieurs travaux ont cherché à évaluer l'efficacité des politiques visant à « désenclaver » les territoires qui concentrent un grand nombre de personnes en difficulté. Plusieurs programmes de la politique de la ville cherchant à dynamiser ces quartiers ont ainsi fait l'objet d'évaluations économétriques, comme les zones franches urbaines ou les réseaux d'éducation prioritaires. De même, les politiques cherchant à favoriser la mixité sociale dans les communes ou la mobilité résidentielle ont fait l'objet d'évaluations. Un certain nombre de travaux se sont

penchés sur la question du « *transportation mismatch* », soit l'inégal accès aux moyens de transport de populations résidant dans certaines zones, en étudiant par exemple les effets sur l'emploi de l'extension du réseau de transport sur les coûts de déplacement et au-delà sur l'accès à l'emploi.

Parallèlement, une littérature abondante s'est intéressée aux liens entre les aides sociales et l'accès à l'emploi des bénéficiaires de ces aides. De nombreux travaux ont contribué à analyser la façon dont les barèmes des aides sociales et leurs interactions pouvaient – ou non – contribuer à améliorer les revenus des bénéficiaires, à favoriser leur accès à l'emploi et au-delà leur insertion professionnelle. Il existe en revanche à notre connaissance assez peu de travaux économiques étudiant l'impact spécifique des aides à la mobilité sur ces éléments. C'est la contribution essentielle de notre thèse que d'évaluer les conditions d'efficacité des aides au transport accordées aux personnes en difficulté d'insertion (demandeurs d'emploi, personnes à faibles ressources, jeunes décrocheurs...).

L'originalité de notre travail est d'avoir essayé d'aborder l'ensemble des questions posées par ces aides spécifiques. Tout d'abord en intégrant l'ensemble de ces aides (aides au transport individuel ou collectif notamment), tout en étudiant des aides spécifiques (gratuité des transports en commun, formation intensive au permis de conduire) ; puis en analysant les interactions entre ces aides et le reste du système fiscal-social, tant national que local ; ensuite en cherchant à comprendre l'existence d'un non recours à ce type d'aides ; enfin en réalisant des évaluations expérimentales d'un certain nombre d'entre elles.

Principaux résultats

Le premier résultat du chapitre 1 est que les aides au transport interagissent avec les aides nationales et les autres aides locales, sans que ces interactions soient toujours prises en compte dans le profilage de ces aides. Cela peut entraîner des effets pervers qui réduisent leur efficacité en termes d'insertion. Nous avons réalisé une recension des aides accessibles à des ménages pauvres dans un certain nombre de communes (incluant Paris, Lyon et Marseille) sur une période allant de la fin des années 1990 à aujourd'hui. Nous montrons que les aides locales offertes accroissent les revenus potentiels des bénéficiaires mais peuvent aussi amplifier les effets de seuil et réduire les gains du retour à l'emploi. Nous observons que la montée en régime des aides au transport dans les années 1990 et 2000 a contribué à amplifier ces effets, soulignant les difficultés du système d'aide sociale de l'époque et alimentant la réflexion sur une nécessaire réforme. Celle-ci va être effective en 2008 avec le remplacement du Revenu Minimum d'Insertion par le Revenu de Solidarité Active, réforme explicitement motivée par le souci d'accroître les gains du retour à l'emploi. En retour, cette

réforme a elle-même eu des conséquences sur les aides locales – et notamment sur les aides au transport – qui ont amené les offreurs d'aide à réagir. Nous montrons une multiplicité de réponses possibles – et effectivement observées – de la part des différentes institutions, impactant différemment les publics cibles selon leur localisation géographique.

Le premier chapitre n'étudiait les aides aux transports que du point de vue de l'offre, en tant que droits potentiels ouverts à des bénéficiaires potentiels. Il n'intégrait ni les caractéristiques réelles des populations des différentes régions étudiées, ni leur réaction face à cette offre d'aides sociales. Le second chapitre s'est intéressé quant à lui au recours réel à une des aides aux transport proposée en Ile de France à des ménages pauvres sous condition. La question du non recours est ancienne, mais l'importance du non recours au RSA activité a amené plusieurs chercheurs à s'y intéresser. Nous avons utilisé une enquête originale réalisée en Seine et Marne pour estimer l'éligibilité et le recours à cette aide au transport. Nous confirmons les habituelles explications du non recours, notamment le déficit d'information et une comparaison des coûts et des avantages apportés par cette aide. L'originalité et l'intérêt spécifique de notre étude réside dans l'intégration d'une dimension spatiale qui éclaire le non recours sous l'angle du *spatial mismatch*. L'hypothèse du *spatial mismatch* considère que les difficultés d'insertion des ménages pauvres proviennent pour partie de leur éloignement physique des emplois, lié à leur concentration dans des quartiers éloignés de ceux-ci. Nous avons montré que le non recours à l'aide au transport en Ile de France s'accroît avec la distance d'accès au réseau. L'éloignement géographique qui caractérise le *spatial mismatch* risque donc d'accroître le non recours et d'alimenter un *transportation mismatch* subi par ces populations défavorisées. En revanche, nous avons montré que la concentration spatiale favorisait la diffusion de l'information ainsi que l'acceptation sociale de cette aide, et à l'inverse pouvait donc réduire le non recours.

Dans les deux derniers chapitres de notre thèse, nous avons procédé à des évaluations expérimentales de l'efficacité de différentes aides au transport. Ces aides sont toutes proposées à de jeunes décrocheurs sortis du système scolaire, sans emploi ni formation. Nous avons comparé l'évolution de la situation des jeunes ayant bénéficié de ces aides par rapport à des groupes témoins n'ayant pas été traités. Différents facteurs d'intégration ont été suivis pour estimer l'efficacité de ces mesures : situation professionnelle, formation, mobilité (résidentielle et spatiale), sociabilité, estime de soi... Dans un premier temps, nous avons évalué seize actions innovantes portées par différentes structures. Ces actions ont été classées en deux groupes selon leur intensité : faible (diagnostic mobilité par exemple) ou moyenne (prêt d'un véhicule, aide au permis de conduire). Le dernier chapitre étudie une action particulièrement intense, le Service Militaire Volontaire. Les jeunes volontaires sont mis

en immersion sans interruption (hors week-ends) durant plusieurs mois dans un environnement et un encadrement militaire. Ils suivent de manière continue et sur plusieurs mois un grand nombre d'actions (formation générale, professionnelle, préparation théorique et pratique au permis de conduire).

Nous avons mis en évidence un impact significatif des aides à la mobilité pour ce qui est de la formation, de l'insertion professionnelle et dans un cas de mobilité. Le principal enseignement de notre étude (et qui rejoint sur ce point d'autres analyses) est que l'intensité des traitements est un facteur central pour qu'une aide à la mobilité favorise l'insertion professionnelle des jeunes décrocheurs. Les effets sur l'emploi ne sont significatifs que pour les aides d'intensité moyenne et forte. L'aide très intense que nous avons évaluée, le Service Militaire Volontaire est la seule à apporter un effet positif sur la perception par les jeunes de leur capacité de déplacement. Elle produit notamment un effet massif sur la probabilité d'obtention du permis de conduire. Nos résultats amènent à conclure que les aides à la mobilité individuelle gagnent en efficacité en étant plus intensives.

Limites et perspectives de recherche

Plusieurs pistes de recherches permettraient d'aller au-delà des résultats obtenus dans notre premier chapitre. Tout d'abord, la méthode des cas-types utilisée pour estimer les droits potentiels pourrait être améliorée en prenant en compte la composition réelle de la population, tant pour ce qui est des caractéristiques des ménages (isolés avec ou sans enfant, en couple) que de la distribution des revenus de ces populations locales. Une des pistes que nous envisageons est d'intégrer les barèmes d'aides au transport et au-delà l'ensemble des aides sociales locales à un modèle de micro-simulation. Un projet en ce sens est en gestation avec Mickaël Sicsic et Yannick L'Horty. Il prévoit d'une part de réaliser une nouvelle recension des aides locales dans un certain nombre de communes ; avec les données dont nous disposons déjà, nous aurons une vision plus large de l'évolution des aides locales depuis la fin des années 1990 – et plus particulièrement des aides au transport. Nous pourrions également intégrer ces barèmes locaux au modèle INES développé par l'INSEE et la DREES. Ce modèle de micro-simulation est basé sur les enquêtes Revenus fiscaux et sociaux de l'INSEE. Il intègre l'ensemble du système français de prélèvements fiscaux et sociaux ainsi que les prestations sociales. L'intérêt de ce projet est double : d'une part, il permettra d'intégrer à ce modèle des barèmes locaux et donc d'améliorer la connaissance des interactions entre les différentes strates du système fiscal-social ; nous pourrions ainsi actualiser notre analyse des effets des aides nationales et locales sur les gains du retour à l'emploi par exemple. D'autre part, il permettra de faire une réelle micro-simulation des aides locales en intégrant les caractéristiques réelles des populations des communes ou des zones urbaines étudiées

(situation familiale et professionnelle, revenus...). En comparant avec les données locales des institutions (budgétaires notamment), on peut imaginer des travaux complémentaires sur l'importance et les caractéristiques du non recours à l'échelle locale.

Une autre limite de notre chapitre 1 est le caractère descriptif des réactions des aides locales au « choc » du RSA. A l'exception du Forfait Gratuité Transport, nous n'avons pas pu vérifier sous quelles contraintes et avec quelle logique les acteurs locaux de l'action sociale ont réagi. Deux pistes peuvent a priori être explorées : d'une part construire un modèle formalisant la fonction de préférence des acteurs locaux dans ce domaine sous contrainte budgétaire. La nouvelle recension prévue des barèmes locaux et l'apport de la micro-simulation permettraient de mieux comprendre les réactions des institutions en charge de l'aide locale et peut-être de pouvoir les hiérarchiser en fonction de différents critères : budgétaires d'un côté, mais aussi en fonction des objectifs d'aide aux publics en difficulté qui les motivent.

Une deuxième piste nous semble pouvoir être explorée pour permettre une meilleure compréhension des aides locales et particulièrement des aides au transport. L'analyse des réformes des aides sociales que nous avons réalisée s'est toujours organisée autour d'une analyse économique standard de type coûts-avantages, en lien avec les réformes nationales telles que la mise en place du RSA. Mais il est probable que d'autres logiques peuvent intervenir et influencer les aides offertes en fonction du contexte local, tant historique qu'institutionnel ; on peut penser par exemple aux orientations politiques de certains décideurs locaux, mais aussi aux relations entre les différents acteurs locaux de l'aide sociale. Nous aimerions explorer également cette voie, par exemple en nous penchant sur des communes ayant connu des changements politiques à la suite d'élections locales ; ou ayant connu des modifications notables dans la composition de leur population susceptible de relever de l'aide sociale aux transports ; une approche comparative pourrait permettre de faire apparaître des divergences d'évolution entre communes.

Pour ce qui est du chapitre 2 consacré au non recours, une piste de recherche est d'améliorer la qualité des informations disponibles, tant pour ce qui est des revenus (obtenus dans notre chapitre grâce aux déclarations des répondants) que de la localisation des ménages. Comme indiqué supra, l'intégration des barèmes locaux à un programme de micro-simulation est susceptible d'ouvrir des voies intéressantes pour mieux appréhender le non recours aux aides sociales locales. Dans la même veine que ce qu'ont réalisé Chareyron et al. (2018) en testant l'impact du rappel d'une des obligations des bénéficiaires du RSA, on peut envisager de tester nos conclusions, par exemple en améliorant le niveau d'information des ménages sur l'existence de l'aide.

Les deux derniers chapitres rencontrent également des limites et ouvrent plusieurs perspectives de recherche. Le résultat le plus probant que nous avons obtenu porte sur le Service Militaire Volontaire (SMV). Des limites apparaissent néanmoins. Tout d'abord, il s'agit d'une action multiforme alliant formation générale, professionnelle, préparation au permis de conduire, tout ceci dans un cadre militaire très particulier particulièrement « englobant ». Il est donc impossible d'isoler l'effet propre de la préparation au permis de conduire. Il serait pourtant souhaitable de le faire car elle est elle-même très spécifique. En effet, le SMV propose aux jeunes volontaires une préparation complète (théorique et pratique), intense, concentrée sur une courte période ; de plus, l'armée a le privilège de faire passer et de valider le permis de conduire (plus précisément un brevet de conduite militaire, mais aisément convertible en permis civil) ce qu'aucun des autres acteurs de l'aide au permis ne peut faire. Enfin, la durée du SMV permet une pratique de la conduite au-delà du brevet. Plusieurs pistes peuvent être évoquées pour estimer l'effet propre de la préparation au permis de conduire, par exemple en comparant le SMV avec d'autres programmes intensifs de formation et d'accompagnement des jeunes n'ayant pas cette particularité pour ce qui est de l'aide au permis de conduire ; on peut penser à la Garantie Jeune par exemple ou aux Epide, avec assez de recul pour qu'une approche en double différence permette d'obtenir des résultats significatifs. Deuxièmement, toujours pour le SMV, il reste à vérifier si les résultats obtenus ont un caractère durable et si de nouveaux résultats apparaissent dans la durée (notamment pour ce qui est de la mobilité effective, tant résidentielle que spatiale). L'effet positif sur la mobilité et l'emploi a déjà été observé sur 12 mois. L'évaluation se poursuit actuellement et pourrait permettre un tel suivi. Néanmoins les risques d'attrition sont de plus en plus importants à mesure que la sortie des jeunes volontaires est ancienne. En revanche, nous pouvons espérer confirmer sur les nouvelles cohortes de volontaires les résultats obtenus pour les premières. Une autre voie de recherche pourrait être de comparer les volontaires passés par le SMV en métropole et ceux qui depuis longtemps ont participé au Service Militaire Adapté dans les territoires d'Outre-Mer. Le contexte économique et les difficultés rencontrés par les jeunes ultramarins sont très particuliers et il n'existe pas à notre connaissance d'évaluation scientifique de ce programme pourtant ancien. La dernière limite de notre travail sur le Service Militaire Volontaire est méthodologique. A la différence des évaluations réalisées pour le programme « 10 000 permis pour réussir » ou des évaluations évaluées dans le chapitre 3, nous n'avons pas été en mesure de comparer des groupes test et témoin obtenus par tirage au sort. La composition du groupe test (les volontaires intégrant le SMV) et le groupe témoin (les volontaires n'ayant pas intégré) est fortement biaisée. Nous sommes parvenus à contourner ce problème en utilisant la méthode des différences de différences, mais une recherche future pourrait chercher à

améliorer la sélection des deux groupes pour se rapprocher d'une évaluation expérimentale randomisée.

Enfin, l'évaluation conduite au chapitre 3 sur seize actions en faveur de la mobilité des jeunes rencontre également certaines limites qui pourraient être levées par des travaux complémentaires. D'une part, la taille des groupes test et témoin est faible. Cela signifie que les résultats significatifs obtenus sont particulièrement probants ; en contrepartie, certains résultats ne sont peut-être pas apparus significatifs du fait de ce faible nombre. La comparaison avec le Service Militaire Volontaire est alors plus délicate.

D'autre part la distinction des aides à la mobilité selon l'intensité est en partie arbitraire. L'écart d'intensité entre le Service Militaire Volontaire et toutes les autres aides évaluées est tel que nos conclusions pour celui-ci nous semblent robustes. En revanche, la distinction opérée entre les aides de faible et de moyenne intensité parmi les seize actions innovantes choisies par le Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse est délicate du fait de leur grande hétérogénéité. On peut imaginer aller plus loin en travaillant par exemple sur des catégories d'aides au transport : bilans mobilité, formation à la mobilité, au permis de conduire (en quantifiant le nombre de leçons ou le poids financier de l'aide...), prêt de véhicule (deux-roues ou non). La problématique du transport étant très différente en zone rurale, péri-urbaine et urbaine, on pourrait également conduire des évaluations spécifiques à ces différents types de territoire et les différents degrés d'accessibilité aux réseaux de transport.

Nous terminerons en soulignant que la diversité même des pistes de recherche présentées succinctement ici nous semble signaler la richesse du terrain que notre thèse a tenté d'explorer, à l'intersection de nombreux champs de l'économie et plus largement des sciences humaines et sociales.

Bibliographie

Aerts A-T., S. Chirazi et L. Cros (2015), « Une pauvreté très présente dans les villes-centres des grands pôles urbains », INSEE Première, n° 1552, 4 p.

Aizer A. et Currie J. (2004), « Networks or neighborhoods? Correlations in the use of publicly-funded maternity care in California », *Journal of Public Economics*, vol. 88, n°12, pp. 2573-2585.

Akerlof G.A. (1997), « Social Distance and Social Decisions », *Econometrica*, vol. 65, n°5, pp. 1005-1027.

Akerlof G.A. et Kranton R.E. (2000), « Economics and Identity », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n°3, pp. 715-753.

Akerlof G.A. et Kranton R.E. (2005), « Identity and the Economics of Organizations », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 19, n°1, pp. 9-32.

Alonso W. (1964), *Location and land use. Toward a general theory of land rent*, Harvard University press, Cambridge, Massachusetts, 206 p.

Amara F., Charpin J-M, Carsin, C. Lentile D., Knecht D., Rougier I., Le Ru N. et Pottier P-A. (2016), *La mobilité géographique des travailleurs*, rapport IGF- IGAS, Janvier, 521 p.

Anderson P.M. et Meyer B.D. (1997), « Unemployment Insurance Take-up Rates and the After-Tax Value of Benefits », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n°3, pp. 913-937.

Andrews D., Caldera Sanchez A., et Johansson A. (2011), « Housing markets and structural policies in OECD countries », *OECD Economics Department Working Papers* n° 836, OCDE, 84 p.

Angrist J. et Imbens G. (1995), « Two-stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n° 430, pp. 431-442

Anguis M. (2006), « Les structures de consommations des ménages à bas revenus », *Les travaux de l'Observatoire*, INSEE, pp. 229-245.

Anne D. et Chareyron S. (2017), « Une analyse spatiale du non recours aux dispositifs sociaux », *Revue d'économie politique*, vol. 127, pp 227-253.

Anne D., Chareyron S. et L'Horty Y. (2017-a), « Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes : le cas du Service Militaire Volontaire », Rapport de recherche TEPP, n°17-05.

Anne D., Emond C. et L'Horty Y., (2011), *Ce que font les villes pour les ménages pauvres. Résultats d'une enquête nationale sur les communes de plus de 20000 habitants*, TEPP Research Report, avril, 34 p.

Anne D. et L'Horty Y. (2002), « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 49-78.

Anne D. et L'Horty Y. (2009), « Aides sociales locales, Revenu de Solidarité Active et gains du retour à l'emploi » *Economie et Statistique*, n° 429-430, pp. 129-157

Anne D. et L'Horty Y. (2009), « Les effets du revenu de Solidarité active sur les gains du retour à l'emploi », *Revue économique*, Vol. 60, pp 767-776.

Anne D., Le Gallo J. et L'Horty Y. (2017-b), « Evaluation de l'expérimentation Mobilité et Accompagnement vers l'Emploi des Jeunes - AP5 », *Rapport d'évaluation*, Fonds d'expérimentation pour la jeunesse, avril 2017, 74p.

Anselin L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Springer Science & Business Media, 308 p.

Arrow K. (1973), *The theory of discrimination*. In: Ashenfelter, O. A., & Rees, A. (Eds), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton University Press.

Ashenfelter O. (1978), « Estimating the effect of training programs on earnings », *The Review of Economics and Statistics*, vol 60, n°1, pp. 47-57.

Avrillier P., Hivert L. et Kramarz F. (2010), « Driven out of employment? The impact of the abolition of national service on driving schools and aspiring drivers », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 48, n° 4, pp. 784-807.

Baillon J.-N., Bellaredj F., Douard O. et Mazalto M. (2006), *Pour une meilleure connaissance des aides locales*, rapport AMEDIS, décembre, 130 p.

Banerji A, Saksonovs S., Lin H. et Blavy R. (2014), *Youth unemployment in advanced Europe searching for solutions*, IMF Staff discussion note, SDN/14/11, décembre, 32 p.

- Bargain O., Carcillo S., Lehmann E. et L'Horty Y. (2017), « Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires », Les notes du conseil d'analyse économique, n° 41, avril, 12 p.
- Baumont C. (2009), « Spatial effects of urban public policies on housing values », *Papers in Regional Science*, vol. 88, n°2, pp. 301-326.
- Baumont C. et Guillain R. (2016), « Transformer les quartiers défavorisés. Les enjeux des politiques publiques zonées », *Revue Economique*, vol. 67, n°3, pp. 391-414.
- Baumont C. et Legros D. (2013), « Nature et impacts des effets spatiaux sur les valeurs immobilières. Le cas de l'espace urbanisé parisien », *Revue économique*, Vol. 64, n°5, pp. 911-950
- Beauchemin C., Hamel C. et Simon P. (dir) (2016), *Trajectoires et origines. Enquête sur la diversité des populations en France*, INED, collection Grandes Enquêtes, 624 p.
- Becker G. (1967), *Human capital and the personal distribution of income*, Ann Arbor, Michigan: University of Michigan Press.
- Beffy M. and L. Davezies (2013), « Has the "Ambition Success Networks" educational program achieved its ambition ? », *Annales of Economics and Statistics*, n°111-112, pp. 271-294.
- Bénabou R., Kramarz F. et Prost C. (2009), « The french Zones d'Éducation Prioritaire : much ado about nothing ? », *Economics of Education Review*, vol 28, n°3, pp. 345-356.
- Bénassy-Quéré A., Blanchard O. et Tirole J. (2017), « Les économistes dans la cité », Les notes du conseil d'analyse économique, n° 42, juillet, 12 p.
- Bertrand M., Luttmer E.F.P. et Mullainathan S. (2000), « Network Effects and Welfare Cultures », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, n°3, pp. 1019-1055.
- Blakely E. et Snyder M. G. (1997), *Fortress America. Gated communities in the United States*, Brookings Institution Press, 209 p.
- Blanchet D., Hagneré C., Legendre F. et Thibault F. (2015), « Microsimulations statique et dynamique appliquées aux politiques fiscales et sociales : modèles et méthodes », *Économie et Statistique*, n°481-482, pp. 5-30.
- Blanchflower D. et Oswald A. (2013), « Does high home-ownership impair the labor market ? », NBER Working Paper n° 19079, 47p.

Blumenberg E. et Hess D. B. (2003), « Measuring the role of transportation in facilitating the welfare-to-work transition: evidence from three California Counties », *Journal of the Transportation Research Board* 1859, Paper n°03-41 22, janvier, pp. 93-101.

Blumenberg E. et Hess D.B. (2003), « Measuring the role of transportation in facilitating the welfare-to-work transition: Evidence from three California counties », *Transportation Research Record*, vol. 1859, pp. 93-101.

Blundell R., Fry V. et Walker I. (1988), « Modelling the Take-up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 98, n°390, pp. 58-74.

Boltanski L. et Chiapello E. (1999), *Le nouvel esprit du capitalisme*, Gallimard, collection NRF Essais, 843 p.

Bonnal L., Fougere D. et Serandon A., (1997), « Evaluating the impact of french employment policies on individual labour market histories », *The Review of Economic Studies*, vol 64, n°4, pp. 683–713.

Borjas G.J. (1995), « Ethnicity, neighborhoods, and human-capital externalities », *The American Economic Review*, vol. 85, n°3, pp. 365-390.

Bouguen A., Grenet J. et Gurgand M. (2017), « La taille des classes influence-t-elle la réussite scolaire ? », *Les notes de l'Institut des Politiques Publiques*, n°28, septembre, 7 p.

Bouzouina L., Cabrera Delgado J. et Emmerich G. (2014), « Inégalités d'accessibilité à l'emploi en transport collectif urbain : deux décennies d'évolutions en banlieue lyonnaise », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n°1, août, pp. 33-61.

Bouzouina L., Havet N. et Pochet P. (2016), « Résider en zus influe-t-il sur la mobilité quotidienne des actifs ? Une analyse économétrique à partir de l'enquête Ménages déplacements de Lyon (2006) », *Revue économique*, vol. 67, n°3, pp 551-580.

Bramley G., Lancaster S. et Gordon D. (2000), « Benefit Take-up and the Geography of Poverty in Scotland », *Regional Studies*, vol. 34, n°6, pp. 507-519.

Briant A., Lafourcade M. et Schmutz B. (2015), « Can tax breaks beat geography ? Lessons from the french enterprise zone experience », *American Economic Journal : Economic Policy*, vol 7, n°2, pp. 88-124.

- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2001), « Using matching estimators to evaluate alternative youth employment programs: evidence from France, 1986–1988 », In *Econometric evaluation of labour market policies*, Michael Lechner and Friedhelm Pfeiffer Eds, pp. 85–123.
- Brueckner J. et Zenou Y. (2003), « Space and unemployment: the labor-market effects of spatial mismatch », *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n°1, janvier, pp. 242-262.
- Brueckner J., Thisse J.-F. et Zenou Y. (1999), « Why is central Paris rich and downtown Detroit poor ? An amenity-based theory », *European Economic Review* n°43, pp. 91-107.
- Brunet C., Havet N. et Lesueur J.-Y. (2012), « La propriété immobilière est-elle un obstacle pour sortir du chômage ? », *Economie et prévision* n° 200-201, pp 161-183.
- Brutel C. et Levy D. (2011), « Le nouveau zonage en aires urbaines de 2010 », *Insee Première* n°1374, 4 p.
- Bunel M., Ene E., L'Horty Y. et Petit P. (2016), « Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi », *Revue économique*, vol. 67, n°3, pp. 525-550.
- Bunel M., Gorohouna S., L'Horty Y., Petit P. et Ris C. (2019), « Ethnic Discrimination in the Rental Housing Market: An Experiment in New Caledonia », *International Regional Science Review*, , vol. 42, n°1, janvier, pp 65-97.
- Buisson M.-A., Mignot D. et Aguilera A. (2001), « Métropolisation et polarités intra-urbaines. Le cas de Lyon », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n°2, avril, pp. 271-296.
- Bynner J. et Parsons S. (2002), « Social exclusion and the transition from school to work: the case of young people not in education, employment, or training (NEET) », *Journal of Vocational Behavior*, vol 60, n°2, pp. 289–309.
- CAE (2013), « Evaluation des politiques publiques », *Note du CAE* n°1, février, 12 p.
- Cahuc P., Carcillo S., Rinne U. et Zimmermann K. (2013), « Youth unemployment in old Europe: the polar cases of France and Germany », *IZA Discussion Papers* n°7490, Institute of Labor Economics (IZA).
- Caliendo M. et Schmidl R. (2016), « Youth unemployment and active labor market policies in Europe », *IZA Journal of Labor Policy*, vol 5, n°1.

- Carcillo S., Fernández R., Königs S. et Minea A. (2015), « NEET youth in the aftermath of the crisis », OECD Social, Employment and Migration Working Papers n° 164, 109 p.
- Carcillo S., Huillery E. et L'Horty Y. (2017), « Prévenir la pauvreté par l'emploi, l'éducation et la mobilité », Les notes du conseil d'analyse économique, n° 40, avril, 12 p.
- Carling K. et Larsson L. (2005), « Does early intervention help the unemployed youth? », Labour Economics, vol 12, n°3, pp. 301-319.
- Case A. (1992), « Neighborhood influence and technological change », Regional Science and Urban Economics, vol. 22, n°3, pp. 491-508.
- Castel R. (1995), *Les métamorphoses de la question sociale. Une chronique du salariat*, Fayard, 490 p.
- Caubel D. (2006), *Politique de transport et accès à la ville pour tous ? Une méthode d'évaluation appliquée à l'agglomération lyonnaise*, Thèse de sciences économiques, Université Lumière Lyon 2, 446 p.
- Cave G., Bos H., Doolittle F. et Toussaint C. (1993), *Jobstart: final report on a program for school dropouts*, New York: Manpower Development Research Corporation.
- CERC (2004), *Les enfants pauvres en France*, La documentation française, 151 p.
- Chareyron S. (2014), « Le non-recours au RSA « socle seul » : l'hypothèse du patrimoine », TEPP Research Report, n°2014-03, TEPP, 23 p.
- Chareyron S. et Domingues P. (2018), « Take-up of social assistance benefits: the case of homeless », Review of Income and Wealth, International Association for Research in Income and Wealth, vol. 64(1), mars, pp. 170-191.
- Chareyron S., Gray D. et 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, vol. 128, n°5, pp 777-805.
- Chetty R., Hendren N. et Katz L. F. (2016), « The effects of exposure to better neighborhoods on children : new evidence from the Moving to Opportunity experiment », American Economic Review, vol. 106, n°4; pp. 855–902.

Chetty, R., Friedman, J., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. et Yagan, D. (2011), « How does your kindergarten classroom affect your earnings? Evidence from project STAR », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 76, n° 4, pp. 1593-1660.

Chevalier C.-M. et Lardeux R. (2017), « Homeownership and labor market outcomes : disentangling externality and composition effects », INSEE, Document de travail G2017/09, novembre, 37 p.

Chevalier C.-M. et Lardeux R. (2018), « Plus de propriétaires depuis cinquante ans : des effets secondaires défavorables à l'emploi », *Insee Résultats*, n°37, avril, 4 p.

Church A., Frost M., Sullivan K. (2000). « Transport and social exclusion in London », *Transport Policy*, vol. 7, n° 3, pp. 195-205.

Consales G., Fesseau M. et Passeron V. (2009), *La consommation des ménages depuis cinquante ans*, Insee Références, 19 p.

Costa-Font J. et Cowell F. (2015), « Social identity and redistributive preferences: a survey », *Journal of Economic Surveys*, vol. 29, n°2, pp. 357-374.

Coulombel N (2018), « Why housing and transport costs should always be considered together: A monocentric analysis of prudential measures in housing access », *Transport Policy*, vol. 65, July, pp. 89-105.

Coulombel N. et Laurent F. (2012), « Les ménages arbitrent-ils entre coût du logement et coût du transport ? Une réponse dans le cas francilien », *Economie et Statistique* n° 457-458, pp. 57-75.

Cremer H. et Pestieau P. (2004), « Factor mobility and redistribution ». In Henderson J. V. et Thisse J.-F., édés : *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4 de *Handbook of Regional and Urban Economics*, chap. 57, p. 2529-2560. Elsevier.

Crépon B, Ferracci M. et Fougère D. (2012), « Training the unemployed in France: How does it affect unemployment duration and recurrence? », *Annales d'Economie et de Statistique*, No. 107-108, pp. 175-199.

Crépon B., Duflo E., Huillery E., Parienté W. et Seban J. (2014), *Les effets du dispositif d'accompagnement à la création d'entreprise CréaJeunes : résultats d'une expérience contrôlée*, Rapport d'évaluation, Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse, Sciences Po Publications, 165 p.

Dall'erba S. et Le Gallo J. (2008), « Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis », *Papers in Regional Science*, vol. 87, n°2, pp. 219-244.

DARES (2015), « Les temps de déplacement entre domicile et travail », *DARES Analyses* n°081, novembre, 12 p.

DARES (2017), « Emploi et chômage des 15-29 ans en 2015 », *Dares Résultats* n°016, 8p.

Davezies L. and M. Garrouste (2014), « More harm than good ? Sorting effects in a compensatory education program », *Mimeo CREST*.

Décamps A. et Gaschet F. (2013), « La contribution des effets de voisinage à la formation des prix du logement. Une évaluation sur l'agglomération bordelaise », *Revue économique*, vol. 64, n°5, pp. 883-910.

Delance P. et Vignolles B. (2017), « Ça déménage ? La mobilité résidentielle et ses déterminants », in *Les conditions de logement en France*, INSEE Références, pp. 55-73.

Deri C. (2005), « Social networks and health service utilization », *Journal of Health Economics*, vol. 24, n°6, pp. 1076-1107.

Desmarescaux S. et Hesse C. (2009), *Mission parlementaire sur les droits connexes locaux dans le cadre de la généralisation du RSA*, Rapport au Premier Ministre, La documentation française, 89 p..

Domingo P. et Pucci M. (2014), « Impact du non-recours sur l'efficacité du RSA activité seul », *Economie et Statistique*, n°467-468, pp. 117-140.

Dorsett R. (2006), « The new deal for young people: effect on the labour market status of young men », *Labour Economics*, vol 13, n°3, pp. 405–422.

Duclos J.-Y. (1995), « Modelling the take-up of state support », *Journal of Public Economics*, vol. 58, n°3, pp. 391-415.

Duclos J.-Y. (1997), « Estimating and Testing a Model of Welfare Participation: The Case of Supplementary Benefits in Britain », *Economica*, vol. 64, n°253, pp. 81-100.

Duflo E. (2001), « Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment », *The American Economic Review*, vol. 91, n° 4, pp. 795-813.

Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y., (2008), « Les inégalités territoriales d'accès à l'emploi : une exploration à partir de sources administratives exhaustives », *Economie et Statistique*, n° 415, pp. 17-44.

Duguet E., L'Horty Y. et Sari F. (2009), « Sortir du chômage en Île-de-France », *Revue économique*, vol. 60, n°4, pp. 979-1010.

Dupuy G., (1999), *La dépendance automobile. Symptômes, analyses, diagnostic, traitements*, Paris, Anthropos, 160 p.

Duvoux N. (2013), *La régulation des pauvres*, Presses Universitaires de France, coll. Quadrige, 132 p.

Eichhorst W., Rodríguez-Planas N., Schmidl R. et Zimmermann K. (2015), « A road map to vocational education and training in industrialized countries », *ILR Review*, vol 68, n°2, pp. 314–337.

Ellwood J (1986), « The spatial mismatch hypothesis: Are there teenage jobs missing in ghetto ? », in Freeman R, Holzer H (eds) *The Black Youth Unemployment Crisis*, University Chicago Press, Chicago, pp. 147-185.

Emond C. (2016), *Les transferts sociaux locaux, entre interactions stratégiques et déterminants des choix résidentiels : une contribution empirique*, Thèse de doctorat, Université Paris Est Marne-la-Vallée.

Eurofound. 2012. *NEETs - Young people not in employment, education or training: characteristics, costs and policy responses in Europe*, Publications Office of the European Union, Luxembourg, 172 p.

Fack G. (2005), « Pourquoi les ménages à bas revenus paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002) », *Economie et Statistique*, n° 381-382, pp. 17-40.

Fack G. (2006), « Are housing benefits an effective way to redistribute Income Evidence from a natural experiment in France », *Labour Economics*, vol. 13, n° 6, pp. 747-771.

Féré C. (2013), « Vers un droit au transport ciblé et un droit à la mobilité conditionnel. L'évolution de la prise en compte des inégalités de mobilité dans les politiques urbaines », Flux, Cahiers scientifiques internationaux Réseaux et territoires, Université Paris-Est Marne-la-Vallée, vol. 1, n° 91, pp. 9-20.

Ferret A. et Demoly E. (2019), « Les comportements de consommation en 2017 », Insee Première n° 1749, 4 p.

Floch J.-M. (2017), « Niveau de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises », Economie et Statistique n°497-498, pp. 73-97.

Fol S. (2010), « Encouragement ou injonction à la mobilité ? », C.E.R.A.S, « Revue Projet », vol 1, n° 314, pp. 52-58.

Fol S. et Gallez C. (2013), « Mobilité, accessibilité et équité : pour un renouvellement de l'analyse des inégalités sociales d'accès à la ville », Colloque International Futurs urbains : Enjeux interdisciplinaires émergents pour comprendre, projeter et fabriquer la ville de demain, Janvier, Champs-sur-Marne,

Franzese R.J., Hays J.C. et Schaffer L.M. (2010), « Spatial, Temporal, and Spatiotemporal Autoregressive Probit Models of Binary Outcomes: Estimation, Interpretation, and Presentation », SSRN Scholarly Paper, n°ID 1643867, Rochester, NY, Social Science Research Network.

Fredriksson, P., Öckert, B., et Oosterbeek, H. (2013). « Long-term effects of class size », The Quarterly Journal of Economics, vol. 128, n° 1, pp. 249-285.

Fujita M. (1989), *Urban economic theory: land use and city size*, University of Cambridge Press, 366 p.

Fujita M. et Thisse J.-f. (2013), *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Globalization*, Cambridge, Cambridge University Press, 543 p.

Galster G. (2012), « The mechanism(s) of neighborhood effects: theory, evidence, and policy implications », Neighbourhood Effects Research: New Perspectives, pp. 23-56, Springer Science & Business.

Ganning, J. et Tighe, J. R. (2017), *What do we know about location affordability in U.S. shrinking cities ?*, NITC-RR-872., Transportation Research and Education Center (TREC), Portland (Oregon) State University, 59 p. <https://doi.org/10.15760/trec.177>

- Gautié J. (2018), *Rapport final d'évaluation de la Garantie Jeunes*, DARES, février, 80 p.
- Givord P., Quantin S. et Trevien C. (2012), « A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones », Document de travail de la Direction des études et synthèses économiques de l'Insee, n° G2012/01, 39 p.
- Givord P., Rathelot R. et Sillard P. (2013), « Place-based tax exemptions and displacement effects : an evaluation of the Zones Franches Urbaines program », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 43, n°1, pp. 151-163.
- Glaeser E.L., Sacerdote B. et Scheinkman J.A. (1996), « Crime and Social Interactions », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n°2, pp. 507-548.
- Gobillon L. , Selod H. (2019), « Spatial mismatch, poverty, and vulnerable populations », in Fischer M. M. et Nijkamp P. (eds.), *Handbook of Regional Science*, Springer Reference, pp. 1-16. https://doi.org/10.1007/978-3-642-36203-3_7-1
- Gobillon L., Selod H. et Zenou Y. (2007), « The mechanisms of spatial mismatch », *Urban Studies*, vol. 44, n°12, novembre, pp. 2401-2427.
- Gobillon L. et Vignolles B. (2016), « Evaluation de l'effet d'une politique spatialisée d'accès au logement. La loi SRU », *Revue économique*, vol. 67, n°3, pp. 615-637.
- Gobillon L., Lambert A. et Pellet S. (2019), « The suburbanization of poverty : Homeownership policies and spatial inequalities in France », INED, Documents de travail n°250, mai, 48 p.
- Gobillon L., Magnac T. et Selod H. (2012), « Do unemployed workers benefit from enterprise zones ? The french experience », *Journal of Public Economics*, vol. 96, n° 9-10, p. 881-892.
- Godino R. (1999), « Pour la création d'une Allocation compensatrice de revenu », in Castel R., Godino R., Jalmain M., Piketty T., *Pour une réforme du RMI*, Notes de la fondation Saint-Simon, n°104, février, pp.7-19.
- Gomel B., Eydoux A. (dir.) (2014), *Apprendre (de l'échec) du RSA*, La solidarité active en question, Rueil-Malmaison, Editions Liaisons, coll. « Liaisons sociales », 275 p.
- Goux D. et Maurin E. (2007), « Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School », *The Economic Journal*, vol. 117, n°523, pp. 1193-1215.

Gregoir S. (2014), « L'évaluation des politiques publiques : qui et comment ? » *Économie et prévision*, n°204-205, pp. 211-224

Gurley T. et Bruce D. (2005), « The effects of car access on employment outcomes for welfare recipients », *Journal of Urban Economics*, vol. 58, n° 2, pp. 250-272.

Harris J. et Todaro M. (1970), « Migration, unemployment and development : a two sectors analysis », *American Economic Review*, vol 60, n°1, pp. 126-142.

Harris R. et Kravtsova V. (2009), « In Search of W », SERC Discussion Paper, n°0017, Spatial Economics Research Centre, LSE, 25 p.

Hernandez M. et Pudney S. (2007), « Measurement error in models of welfare participation », *Journal of Public Economics*, vol. 91, n°1-2, pp. 327-341.

Hernanz V., Malherbet F. et Pellizzari M. (2004), « Take-Up of welfare benefits in OECD countries: a review of the evidence », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n°17, OECD Publishing, 47 p.

Hirsch M. (dir), 2004, *Au possible, nous sommes tenus. La nouvelle équation sociale. 15 résolutions pour combattre la pauvreté des enfants*, Commission Familles, vulnérabilité, pauvreté, Ministère des solidarités, de la santé et de la famille, La documentation française, avril, 116 p.

Hollister R., Kemper P. et Maynard R. (1984), *The national supported work demonstration*, MaMadison, WI, University of Wisconsin Press, 343 p.

Holzer H., Quigley J. et Raphael S. (2003), « Public Transport and the Spatial Distribution of Minority Employment : Evidence from a Natural Experiment ». *Journal of Policy Analysis and Management*, vol 22, pp. 365-387.

Ihlanfeldt K. et Young M. (1996), « The spatial distribution of Black employment between the central city and the suburbs », *Economic Inquiry*, vol 34, pp. 693–707.

Immergluk D. (1998), « Job proximity and the urban employment problem: do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates? », *Urban Studies*, n°35, pp. 7-23.

INSEE (2018), *Données sur les quartiers de la politique de la ville*, données publiées le 21 novembre, <https://www.insee.fr/fr/statistiques>

Issehnane S. et Sari F. (2013), « Effets contextuels et effets de pairs. Quelles conséquences sur la réussite scolaire ? » *Revue économique*, vol 64, n°5, pp. 775-804.

Jencks C. et Mayer S.E. (1989), *The social consequences of growing up in a poor neighborhood: a review*, Center for Urban Affairs and Policy Research, Northwestern University, 120 p.

Jouffe Y., Caubel D., Fol S. et Motte-Baumvol B. (2015), « Faire face aux inégalités de mobilité », *Cybergeog : European Journal of Geography* [En ligne], Espace, Société, Territoire, document 708, mis en ligne le 19 janvier 2015, pp. 52-58, URL :<http://journals.openedition.org/cybergeog/26697>

Kain, J. (1968), « Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 175-197.

Katz L. F., Kling J. R. et Liebman J. B. (2001), « Moving to Opportunity in Boston : early results of a randomized mobility experiment », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 2, Mai, pp. 607-654.

Katz L. F., Ludwig J., Adam E., Duncan G. J., Genetian L. A., Kessler R. C., McDade T.W., Sanbonmatsu L., Tessler Lindau S. (2011), *Moving to Opportunity for fair housing demonstration program. Final impacts evaluation*, National Bureau for Economic Research, rapport pour le U.S. Department of Housing and Urban Development, Office of Policy Development & Research, 330 p.

Kaufmann V. (2002), *Re-thinking mobility*, Transport and society, Routledge, London, 120 p.

Kaufmann V., Ravalet E. et Dupuit E. (2015), *Motilité et mobilité : mode d'emploi*, éditions Alphil, Presses Universitaires suisses, 256 p.

Kawabata M. (2003), « Job access and employment among low-skilled autoless workers in US metropolitan areas », *Environnement and Planning*, vol. 35, pp. 1651-1668.

Klier T. et McMillen D.P. (2008), « Clustering of auto supplier plants in the United States », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 26, n°4, pp. 460-471.

Kluve J., Schneider H., Uhlendorff A. et Zhao Z. (2012), « Evaluating continuous training programmes by using the generalized propensity score », *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, vol 175, issue 2, pp. 587-617

Krueger, A. (1999), « Experimental Estimates of Education Production Functions », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 2, pp. 497-532.

Krugman P. (1991), « Increasing returns and economic geography », *Journal of Political Economy*, 1991, vol. 99, n° 3, pp. 483-499.

L'Horty Y. et Morin P. (2016), « Economie des quartiers prioritaires : une introduction », *Revue économique*, vol 67-3, pp. 373-389.

L'Horty Y. et Petit. P. (2011), « Evaluation aléatoire et expérimentations sociales », *Revue Française d'Economie*, vol XXVI, juillet, pp 13-48.

L'Horty Y. et Sari F. (2013), « Le grand Paris de l'emploi : l'extension des infrastructures de transport peut-elle avoir des effets positifs sur le chômage local ? », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, vol. n°3, août, pp. 461-489.

L'Horty Y., Bunel M. et Petit P. (2019), « Testing for redlining in the labour market », *Spatial Economic Analysis*, Taylor & Francis Journals, vol. 14, n°2, pp. 153-173.

Lagarenne C. et Legendre N. (2000), « Les travailleurs pauvres en France : facteurs individuels et familiaux », *Economie et Statistique* n°335, pp. 3-25.

LaLonde R. J. (1995), « The promise of public sector-sponsored training programs », *The Journal of Economic Perspectives*, vol 9, n°2, pp. 149–168.

Larry A. Sjaastad L. (1962), « The costs and returns of human migration », *Journal of Political Economy*, vol. 70, n° 5, Octobre, pp. 80-93

Le Breton E., (2005), *Bouger pour s'en sortir. Mobilité quotidienne et intégration sociale*, Armand Colin, Paris, 256 p.

Le Breton E. (2008), *Domicile-Travail. Les salariés à bout de souffle*, Paris, Les Carnets de l'Info, 216 p.

Le Gallo J. (2002), « Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Économie & prévision*, vol. 155, n°4, pp. 139-157.

Le Gallo J. (2004), « Hétérogénéité spatiale : principes et méthodes », *Économie et Prévision*, vol. 162, n°1, pp. 151-172.

Le Gallo J., L'Horty Y. et Petit P. (2017), « Does enhanced mobility of young people improve employment and housing outcomes? Evidence from a large controlled experiment in France », *Journal of Urban Economics*, Vol 97, pp. 1-14

Lee S.-Y. (2009), « Bias from Misspecified Spatial Weight Matrices in SAR Models: Theory and Simulation Studies », Working papers, Francisco State University.

Legendre F. (2013), « Une introduction à la micro-économétrie de l'évaluation », *Revue française d'économie*, Volume 28, n°1, pp. 9-41.

Lehmann E. (2016), « A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu », *Revue française d'économie*, Volume 31, n°1, pp. 153 -85

Leprince M. et Guengant A. (2002), « Interactions fiscales verticales et réaction des communes à la coopération intercommunale », *Revue économique*, vol. 53, pp 525-535.

LeSage J.P. (2000), « Bayesian Estimation of Limited Dependent Variable Spatial Autoregressive Models », *Geographical Analysis*, vol. 32, n°1, pp. 19-35.

Lesage J.P. et Pace K.R. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics.*, CRC Press, 374 p.

Lewis A. (1954), « Development with unlimited supplies of labour », *Manchester School of Economics and Social Studies*, Vol 22, n° 2, mai, pp. 139-191.

Long D., Mallar C. et Thornton C. (1981), « Evaluating the benefits and costs of the Job Corps », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol 1, n°1, pp. 55-76.

Madiès T., Paty S. et Rocaboy Y., 2005, « Externalités fiscales horizontales et verticales. Où en est la théorie du fédéralisme financier ? », *Revue d'économie politique*, vol. 115, pp 17-63.

Manski C.F. (2000), « Economic Analysis of Social Interactions », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n°3, pp. 115-136.

Martin G. (2009), *A portrait of the youth labor market in 13 countries, 1980-2007*, vol. 132, 19 p.

Math A. et Oorschot W. van (1996), « La question du non-recours aux prestations sociales », *Recherches et prévisions*, vol. 43, n°1, pp. 5-17.

Matos M.G. de et Wilhelm S. (2015), *spatialprobit: Spatial Probit Models*, version 0.9-11.

Maurin E. (2004), *Le ghetto français. Essai sur le séparatisme social*, 96 p.

Mawn L., Oliver E., Akhter N., Bamba C., Torgerson C., Bridle C. et Stain H. (2017), « Are we failing young people not in employment, education or training (NEETs)? A systematic review and meta-analysis of re-engagement interventions », *Systematic Reviews*, vol 6, n°1.

Mayer, T., Mayneris, F. & Py, L., (2013), « The impact of urban enterprise zones on establishment location decisions : evidence from French ZFUs », Working papers n°458, Banque de France, 39 p.

McGarry K. (1996), « Factors determining participation of the elderly in supplemental security income », *The Journal of Human Resources*, vol. 31, n°2, pp. 331-358.

McMillen D. (2013), *McSpatial: Nonparametric spatial data analysis*, version 2.0.

McMillen D.P. (1992), « Probit with spatial autocorrelation », *Journal of Regional Science*, vol. 32, n°3, pp. 335-348.

Mignot D., Rosales-Montano S., Harzo C., Cholez C., Clerget M.-P. et al. (2001), *Mobilité et grande pauvreté*, 224 p., halshs-00110400.

Moffitt R. (1983), « An economic model of welfare stigma », *American Economic Review*, vol. 73, n°5, pp. 1023-1035.

Munch J.-R., Rosholm M. et Svarer M. (2008). « Home ownership, job duration, and wages », *Journal of Urban Economics*, vol. 63, n°1, Janvier, pp. 130-145.

Munch, J.-R., Rosholm, M., et Svarer, M. (2006). « Are home owners really more unemployed ? » *The Economic Journal* 116 (514), pp. 991–1013.

OCDE. (2016), « Panorama de la société », 4 p.

Okbani N. (2013), « Le non-recours au RSA activité: étude exploratoire en Gironde », Dossier d'études, n°164, CAF de Gironde, 160 p.

Ong P. (2002), « Car ownership and welfare-to-work », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 21, n° 2, pp. 239-252.

Ong P. et Miller D. (2005), « Spatial and transportation mismatch in Los Angeles », *Journal of Planning Education and Research*, vol 25, n°1, pp. 43-56.

Orfeuil J.-P. (2004), *Transports, pauvretés, exclusions. Pouvoir bouger pour s'en sortir*, éditions de l'Aube, bibliothèque des territoires, 181 p.

Orfeuil J.-P. et Ripoll F. (2015), *Accès et mobilités, les nouvelles inégalités*, Infolio, coll. « Archigraphy poche ».

Orfeuil J.-P., 2010, « La mobilité, nouvelle question sociale ? », *SociologieS* [En ligne], Dossiers, Frontières sociales, frontières culturelles, frontières techniques, URL : <http://sociologies.revues.org/3321>.

Orr L., Bloom H., Bloom S., Doolittle F. et Cave G. (1996), *Does training for the disadvantaged work? Evidence from the national JTPA study*. Washington, DC: Urban Institute Press.

Oswald A. (1996). « A Conjecture on the Explanation for High Unemployment in the Industrialised Nations : Part 1 », Document de travail n° 475, University of Warwick Economic Research Papers, 41 p.

Oswald A. (1999), « The housing market and Europe's unemployment : a non-technical paper », mimeo, University of Warwick, 13 p.

Park R., Burgess E., McKenzie R. D. (1925), *The city*, University of Chicago Press, 239 p.

Piketty, T., et Valdenaire, M. (2006), « L'impact de la taille des classes sur la réussite scolaire dans les écoles, collèges et lycées français. Estimations à partir du panel primaire 1997 et du panel secondaire 1995 », *Les Dossiers-Enseignement scolaire*, n° 173, MENDEP, 25 p.

Pinkse J. et Slade M.E. (1998), « Contracting in space: an application of spatial statistics to discrete-choice models », *Journal of Econometrics*, vol. 85, n°1, pp. 125-154.

Pochet P., Haddak M., Licaj I., Vari J., Randriantovomanana E. et Mignot D. (2010), *Différenciations et inégalités sociales de mobilité chez les jeunes. Analyses de l'enquête ménages déplacements de Lyon 2005-2006 : Projet Isomerr Jeunes*. Rapport intermédiaire n°3, mars, 89 p.

Polacchini A. et Orfeuil J.-P. (1999), « Les dépenses des ménages franciliens pour le logement et les transports », *Recherche Transports Sécurité*, n° 63, pp. 31-46.

Préteceille E. (2006), « La ségrégation sociale a-t-elle augmenté ? La métropole parisienne entre polarisation et mixité. », *Sociétés contemporaines* n° 62, pp 69-93.

- Pudney S., Hernandez M. et Hancock R. (2007), « The welfare cost of means-testing: pensioner participation in income support », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, n°3, pp. 581-598.
- Raphael S., Rice L. (2002), « Car ownership, employment and earnings », *Journal of Urban Economics*, vol. 52, pp. 109-130.
- Rathelot R. et Sillard P. (2008), « Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissement ? », *Economie et Statistique*, n° 415-416, pp. 81-96.
- Rege M., Telle K. et Votruba M. (2012), « Social Interaction Effects in Disability Pension Participation: Evidence from Plant Downsizing* », *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 114, n°4, pp. 1208-1239.
- Riphahn R.T. (2001), « Rational poverty or poor rationality? The take-up study of social assistance benefits », *Review of Income and Wealth*, vol. 47, n°3, pp. 379-398.
- Rogers C. (1997), « Job search and unemployment duration: implications for the spatial mismatch hypothesis », *Journal of Urban Economics*, n° 42, pp. 109-132.
- Rosenberg, Morris. 1965. *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press, 340 p.
- Ross S et Yinger J (2002), *The color of credit: mortgage discrimination, research methods, and fair lending enforcement*, MIT Press, Cambridge, 432 p.
- Saez E. (2009), « Details matter: the impact of presentation and information on the take-up of financial incentives for retirement saving », *American Economic Journal*, American Economic Association, vol. 1, février, pp. 204–228.
- Sari F. (2015), « Home-ownership and unemployment: a french test of the oswald hypothesis », *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, vol. 1, mai, pp. 211-250.
- Schelling T. (1971), « Dynamic models of segregation », *Journal of Mathematical Sociology*, vol 1, pp. 143-186.
- Schochet P., Burghardt J. et McConnell S. (2008), « Does Job Corps work? Impact findings from the national Job Corps study », *The American Economic Review*, vol 98, n°5, pp. 1864–1886.

Sellem F. (2012), Statut résidentiel, mobilité et marché du travail : analyses empiriques et théoriques, Thèse de doctorat, Le Mans, 235 p.

Sen A. (1993), *Ethique et économie*, Presses Universitaires de France, coll. Philosophie morale, 364 p.

Sen A. et Canto Sperber M. (1991), « La liberté individuelle : une responsabilité sociale », *Esprit*, n° 170, Mars-avril, pp. 5-25.

Shang Q. (2013), « Endogenous neighborhood effects on welfare participation », *Empirical Economics*, vol. 47, n°2, pp. 639-667.

Smirnov O.A. (2010), « Modeling spatial discrete choice », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40, n°5, pp. 292-298.

Smith T.E. et LeSage J.P. (2004), « A bayesian probit model with spatial dependencies », in *Spatial and Spatiotemporal Econometrics*, Emerald Group Publishing Limited (Advances in Econometrics), pp. 127-160.

STIF (2009), *Rapport n°2009/0400 au Conseil du Syndicat des transports d'Ile de France*, séance du 8 avril, 6 p.

Tempelman C. et Houkes-Hommes A. (2015), « What stops dutch households from taking up much needed benefits? », *Review of Income and Wealth*, pp. 685-705.

Terracol A. (2002), « Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources », *Les cahiers de la MSE, série blanche*, vol. n°2002.07.

Vallès V. (2018), « Entre 2011 et 2016, les grandes aires urbaines portent la croissance démographique française », *Insee Focus* n°138, 4 p.

Van Leuvensteijn M. et Koning P. (2004), « The effect of home-ownership on labor mobility in the Netherlands », *Journal of Urban Economics*, vol 55, n° 3, pp. 580-596.

Van Ommeren J. et Gutiérrez-i-Puigarnau N.E. (2011), « Are workers with a long commute less productive? An empirical analysis of absenteeism », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 41, pp. 1-8

Van Ommeren J. et Van Leuvensteijn M. (2005), « New evidence of the effect of transaction costs on residential mobility », *Journal of Regional Science*, vol. 45, n°4, pp. 681-702

- Wang H., Iglesias E.M. et Wooldridge J.M. (2013), « Partial maximum likelihood estimation of spatial probit models », *Journal of Econometrics*, vol. 172, n°1, pp. 77-89.
- Wasmer E. et Zenou Y. (2006), « Equilibrium search unemployment with explicit spatial frictions », *Labour Economics*, n° 13, pp. 143-165.
- Wenglenski S. (2004), « Une mesure des disparités sociales d'accessibilité au marché de l'emploi en Île-de-France », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, vol 4, pp. 539-550.
- Wilhelmsson M. (2002), « Spatial models in real estate economics », *Housing, Theory and Society*, vol. 19, n°2, pp. 92-101.
- Yinger J (1986), « Measuring racial discrimination with fair housing audits : caught in the act », *The American Economic Review*, vol. 76, n° 5, décembre, pp. 881-893
- Zax J. et Kain J.F. (1996), « Moving to the suburbs: do relocating companies leave their black employees behind? », *Journal of Labor Economics*, vol 14, pp. 472–493.
- Zenou, Yves, 2002. « How do firms redline workers ? » *Journal of Urban Economics*, Elsevier, vol. 52(3), pages 391-408, November.
- Zimmermann K. (2013), « Youth unemployment and vocational training », *Foundations and Trends in Microeconomics*, vol 9, n°1–2, pp. 1–157.

Liste des figures, tableaux et schémas

- Tableau I.1. Les cas-types.....	39
- Graphique I.1. Montant de l'aide monétaire pour la restauration scolaire en fonction des revenus (couple avec 2 enfants) en 2001	43
- Graphique I.2. Montant des transferts locaux selon la configuration familiale pour un ménage sans revenu d'activité	44
- Tableau I.2. Montant et poids des transferts selon la configuration familiale	46
- Schéma I.1. Evolution du revenu disponible en fonction du revenu d'activité dans le cas d'une allocation différentielle comme le RMI.....	50
- Graphique I.3. La durée de réservation. Illustration pour un couple avec deux enfants en 2001	52
- Graphique I.4. Générosité des aides sociales locales et gains monétaires du retour à l'emploi (ménages sans revenu d'activité).	54
- Graphique I.5. Revenu net (tous transferts) en fonction du revenu brut (Moyenne non pondérée des communes de l'échantillon).....	55
- Graphique I.6. Durées de réservation avec et sans droits connexes (Moyenne non pondérée des communes de l'échantillon).....	56
- Tableau I.3. Durées de réservation pour différents minima sociaux : minimum, maximum et moyenne de l'échantillon des communes étudiées en 2007	57
- Schéma I.2 : Montants du RSA et du revenu disponible selon le revenu d'activité.....	60
- Schéma I.3 : L'impact mécanique du RSA sur les aides sociales locales (ASL) et droits connexes.....	62
- Graphique I.7. Montant moyen des droits connexes et aides locales pour une personne isolée (moyenne non pondérée des communes de l'échantillon)	63
- Tableau I.4. Les différents scénarios	66
- Graphique I.8. Montant des aides sociales locales selon différents scénarios dans la localité parangon pour un couple avec deux enfants	68
- Graphique I.9 : les tarifs de la restauration scolaire à Lyon.....	73

- Graphique I.10 : la réforme du Forfait Gratuité Transport en Ile de France suite à la mise en œuvre du RSA.....	75
- Graphique II.1 : Fonction de répartition des ménages de l'enquête selon leur éloignement au seuil d'éligibilité :	88
- Tableau II.1 : Statistiques descriptives sur les ménages éligibles au FGT :	90
- Tableau II.2 : Coefficients estimés de la non-connaissance du FGT.....	97
- Tableau II.3 : Coefficients estimés de la non-demande du FGT.....	98
- Tableau II.4 : Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la connaissance du "Forfait Gratuité Transport".	105
- Tableau II.5 : Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la non-demande du "Forfait Gratuité Transport".	106
- Tableau III.1. Les effets de l'aide aux jeunes dans l'accès à l'autonomie routière.....	115
- Schéma III.1. Le protocole de l'évaluation	121
- Tableau III.2 : répartition géographique des jeunes (groupe test ou témoin).....	122
- Tableau III.3. Effets significatifs dans la comparaison tests-témoins à six mois	125
- Tableau III.4a. Effets significatifs à six mois en distinguant deux niveaux d'intensité de traitement, partie 1.....	127
- Tableau III.4b. Effets significatifs à six mois en distinguant deux niveaux d'intensité de traitement, partie 2.....	128
- Tableau A2. Comparaisons initiales tests-témoins.....	133
- Schéma IV.1. Le dispositif d'enquête.....	145
- Tableau IV.1 : Différences de caractéristique entre les individus du groupe traité et les individus du groupe témoin.....	147
- Graphique IV.1 : Evolution du taux d'emploi pour le groupe témoin et le groupe traité.	150
- Tableau IV.2 : significativité de l'impact du SMV sur l'emploi avant traitement.....	151
- Tableau IV.3. Effet du SMV sur l'emploi	153
- Tableau IV.4. Effet du SMV sur les autres variables	155
- Tableau IV.5. Effet du SMV sur les difficultés ressenties pour trouver un emploi.....	156

- Tableau IV.6. Effet du SMV sur le diplôme, la mobilité et la consommation de psychotropes 158
- Tableau IV.7 : Effet du SMV sur les valeurs.....159
- Tableau IV.8. Effet du SMV sur l'emploi 162
- Tableau IV.9. Effet du SMV sur différentes variables de résultat 164
- Tableau IV.A1 : Significativité de l'effet du SMV sur l'emploi avant traitement 169
- Tableau IV.A2 : Différences de caractéristiques entre les traités répondants seulement à la première interrogation et les traités répondants aux deux interrogations..... 170
- Tableau IV.A3 : Impact du SMV estimé par correspondance de scores de propension 173

Liste des sigles

- AOTU : Autorités Organisatrices de Transports Urbains
- API : Allocation Parent Isolé
- APL : Aide Personnalisée au Logement
- ASS : Allocation de Solidarité Spécifique
- CAF : Caisse d'Allocations Familiales
- CMU : Couverture Maladie Universelle
- CMUc : Couverture Maladie Universelle complémentaire
- CST : Carte de Solidarité Transport
- CUCS : Contrats Urbains de Cohésion Sociale
- FGT : Forfait Gratuité Transport
- FSL : Fonds de Solidarité Logement
- LOTI : Loi d'orientation sur les transports intérieurs
- NOTRe : Loi portant Nouvelle Organisation Territoriale de la République
- ONPES : Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale
- PA : Prime d'Activité
- PDU : Plan de Développement Urbain
- PNRU : Programme National de Rénovation Urbaine
- PPE : Prime Pour l'Emploi
- PUMA : Protection Universelle Maladie
- QPV : Quartiers Prioritaires de la politique de la Ville
- RMI : Revenu Minimum d'Insertion
- RSA : Revenu de Solidarité Active
- SMA : Service Militaire Adapté
- SMV : Service Militaire Volontaire
- SRU : loi Solidarité et Renouvellement Urbain (2000)
- STIF : Syndicat des Transports d'Ile de France
- ZFU : Zones Franches Urbaines
- ZRR : Zones de Revitalisation Rurale
- ZUS : Zone Urbaine Sensible

