

Working Paper
2016 • 2



Quel impact des projets de réhabilitation urbaine sur les conditions de vie ? Le cas d'un bidonville à Djibouti

Sandrine Mesplé-Somps
Laure Pasquier-Doumer
Charlotte Guénard

Quel impact des projets de réhabilitation urbaine sur les conditions de vie ? Le cas d'un bidonville à Djibouti*

Sandrine Mesplé-Somps, IRD, Université Paris-Dauphine, PSL Research University, LEDa, UMR 225
DIAL, 75016 PARIS, France

Laure Pasquier-Doumer, IRD, Université Paris-Dauphine, PSL Research University, LEDa, UMR 225,
DIAL, 75016 PARIS, France

Charlotte Guénard, UMR Développement et Sociétés, Université Paris 1-IEDES, IRD

Résumé

Rares sont les projets de réhabilitation urbaine qui ont fait l'objet d'une étude d'impact. Cet article présente le cas d'un projet de développement urbain intégré mené dans un bidonville de Djibouti. Il mobilise deux méthodes d'estimation en double différence, l'une qui compare la zone du projet à une zone témoin, l'autre, les individus et les ménages à l'intérieur de la zone du projet, selon le degré de désenclavement dont ils ont bénéficié grâce au projet. On montre un impact non négligeable du projet sur la régularisation des titres de propriété mais aucun impact sur l'habitat ou sur la valeur des parcelles. En matière d'emploi, le projet n'a pas d'impact sur l'offre de travail mais il a tout de même permis l'émergence d'activités indépendantes. Enfin, on observe un effet d'éviction à proximité des nouvelles routes, de ménages plus pauvres par des ménages sensiblement plus aisés.

Mots-clés : analyse d'impact, projet urbain, emploi, habitat, Djibouti

Abstract

Impact studies of urban upgrading projects are few and far between. This article presents the case of an integrated urban development project in a Djibouti slum. It uses two difference-in-differences estimation techniques, one to compare the project zone with a control zone and the other to compare individuals and households within the project zone based on the extent to which the project has connected them. We find that the project has had a not-inconsiderable impact on tenure regularisation, but no impact on housing or property values. In employment, the project has had no impact on the labour supply, but has nonetheless prompted the emergence of self-employed activities. Lastly, near the new roads, poorer households are crowded out by much better-off households.

Keywords: slums, urban project, impact analysis, employment, housing, Djibouti.

JEL: R23, J68

* Nous remercions l'ensemble de nos interlocuteurs au sein de l'AFD, plus particulièrement Bertrand Savoye, Jean-David Naudet et Tanguy Bernard de la division de l'évaluation et de la capitalisation de l'AFD pour leur soutien et les échanges fructueux que nous avons eus avec eux à différentes étapes de ce travail. Nous remercions l'Agence djiboutienne de développement social (ADDS) - plus particulièrement la Direction planification suivi évaluation environnement (DPSEE) pour leur confiance et leur engagement dans ce travail, la Direction de la statistique et des études démographiques (DISED) pour la collecte et la saisie des données d'enquêtes, ainsi que Denis Cogneau, Philippe De Vreyer, Quentin Gouzien, Simon Guédé, Javier Herrera, Sébastien Merceron et Anne Olivier pour leur engagement dans les premières étapes de cette recherche. Enfin, nous remercions François Bourguignon, Olivier de Combrugghe et Sylvie Jaglin pour leurs commentaires d'une première version de cet article. Les opinions exprimées dans cet article n'engagent que les auteurs et les erreurs qui pourraient y figurer sont de leur responsabilité propre.

UMR DIAL 225

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75775 • Paris • Tél. (33) 01 44 05 45 42 • Fax (33) 01 44 05 45 45

• 4, rue d'Enghien • 75010 Paris • Tél. (33) 01 53 24 14 50 • Fax (33) 01 53 24 14 51

E-mail : dial@dial.prd.fr • Site : www.dial.ird.fr

Introduction

Le dernier rapport des Nations unies sur l'habitat estime que plus d'un tiers de la population urbaine des pays en développement vit dans des bidonvilles (UN-Habitat, 2013). En Afrique subsaharienne, cette part est nettement supérieure puisqu'elle est estimée à plus de deux tiers de sa population urbaine. De plus, la tendance à la baisse observée depuis 2000 de ces indicateurs est moins prononcée en Afrique subsaharienne que dans l'ensemble des pays en développement. Les projets de réhabilitation des bidonvilles sont dans ce contexte une priorité pour la communauté internationale. Ces projets consistent à fournir des services de base tels que l'accès à l'eau, la connexion à l'électricité, le drainage des eaux usées, l'évacuation des ordures, le tracé des routes et leur aménagement et la construction d'équipements collectifs (écoles, centres de santé, terrains de sport, maisons associatives ou marchés). Ils contiennent aussi parfois des programmes sociaux allant de la formation professionnelle aux programmes de régularisation foncière.

Ces programmes améliorent-ils réellement les conditions de vie des habitants et si oui, dans quel domaine ? Entraînent-ils un changement de la composition des populations des bidonvilles avec notamment un effet d'éviction des plus pauvres ? Les réponses à ces questions ne sont pas aisées et demandent de mettre en place des dispositifs d'évaluation complexes du fait de la combinaison de différentes actions (van de Walle, 2002). Cependant, de telles évaluations restent encore rares (Marx *et al.*, 2013). Les projets de réhabilitation urbaine se prêtent mal aux méthodes expérimentales, pourtant considérées comme les plus rigoureuses, et ce pour quatre raisons au moins. En définissant la situation contrefactuelle d'un projet par un tirage aléatoire d'un groupe témoin et d'un groupe traité : (i) les méthodes expérimentales ne conviennent qu'aux projets d'infrastructure de très grande ampleur au niveau national permettant un tirage aléatoire de villages ou de villes¹ ; (ii) la plupart des projets ne se limitent pas à fournir des biens privés aux ménages (électricité, robinets privatifs, consolidation des sols, fourniture de maisons salubres etc.) qui peuvent être alloués aléatoirement mais, au contraire, financent des biens publics qui profitent collectivement au bien-être des habitants, rendant difficile la constitution aléatoire d'un groupe témoin ; (iii) les zones concernées par les constructions d'infrastructure sont souvent trop peu éloignées les unes des autres dans l'espace, ce qui crée des problèmes d'externalités qui ne permettent pas d'attribuer les effets mesurés uniquement au projet ; (iv) enfin, les programmes qui visent à réhabiliter les bidonvilles sont souvent « intégrés », c'est-à-dire qu'ils mélangent des constructions publiques, des programmes sociaux, des réformes des législations foncières pour la titrisation des parcelles etc., ce qui rend le « traitement » trop complexe pour être évalué expérimentalement.

C'est ainsi que la plupart des études d'impact expérimentales portent sur des projets « unidimensionnels » de construction de route ou de réforme foncière urbaine et non sur

¹ Ceci explique partiellement le fait que beaucoup d'évaluations d'impact d'infrastructure concernent les zones rurales (Ali *et al.*, 2015).

des programmes intégrés. Gonzalez-Navarro et Quintana-Domeque (2012) mettent en place la première étude expérimentale de mesure de l'impact du pavement de routes en zone urbaine à Acayucan (Mexique). McIntosh *et al.* (2014) évaluent quant à eux l'impact du programme mexicain SEDESOL de fourniture de biens publics et d'infrastructures. Des programmes de plus petite envergure ou très focalisés sur un dispositif restreint sont également évalués selon des méthodes expérimentales. Par exemple, Galiani *et al.* (2014) évaluent un programme d'amélioration des habitats des bidonvilles au Salvador, au Mexique et en Uruguay. Cattaneo *et al.* (2009) estiment les effets d'un programme d'amélioration du sol des habitations au Mexique – *Piso Firme* - sur des indicateurs de santé et de qualité de vie. Barnhardt *et al.* (2014) évaluent un dispositif de relogement par le biais d'une loterie à Ahmedabad (Inde).

Il apparaît donc clairement que les méthodes basées sur une sélection aléatoire des groupes bénéficiant ou pas du projet ne sont applicables que dans des cas très spécifiques (biens privés et non publics, expérience naturelle, faibles externalités, etc.). C'est pourquoi Field et Kremer (2008) préconisent la méthode en double différence en comparant l'évolution avant et après le projet du groupe traité à un groupe témoin choisi de manière à ce qu'il ait, le plus possible, les mêmes caractéristiques que celles du groupe traité avant le projet. Collin *et al.* (2012) analysent, par exemple, la relation entre la distance par rapport aux infrastructures et la demande de titres fonciers à Dar Es Salaam. Les auteurs comparent deux quartiers adjacents, non-lotis et sélectionnés pour bénéficier de programmes de développement urbain.

L'objet de cet article est d'étudier l'impact d'un programme de réhabilitation urbaine d'un bidonville de Djibouti-ville. Ce projet de développement urbain intégré (PDUI) contient trois composantes complémentaires : le développement d'infrastructures de base (voies, éclairage public, réseaux électriques et canalisations d'eau), la mise en place d'équipements collectifs (centre de santé, centre communautaire, poste de police), et un accompagnement social *via* des formations professionnelles.

L'originalité de ce travail est double. Premièrement, nous mobilisons deux méthodes d'identification afin de répondre à divers défis méthodologiques, notamment celui de l'hétérogénéité potentielle des effets. Alors que les deux méthodes reposent sur la comparaison en double différence d'un groupe témoin et d'un groupe traité, la première compare la zone PDUI à une zone témoin alors que la seconde compare à l'intérieur de la zone PDUI les ménages désenclavés grâce au projet avec ceux n'ayant pas bénéficié d'un tel désenclavement. De plus, nous mobilisons plusieurs estimateurs afin de limiter différents biais potentiels. Deuxièmement, le dispositif d'enquête a été conçu de manière à mesurer non seulement l'impact du programme sur les personnes résidentes de la zone mais aussi à apprécier les mouvements que ce projet a pu engendrer, en particulier l'éviction des populations les plus défavorisées par des populations plus aisées.

Nous montrons que le projet a eu un impact mitigé, en tout cas en de ça des effets attendus par ces opérateurs. Moins d'un an après son achèvement, on observe un impact non négligeable sur la régularisation des titres de propriété. En revanche, aucun impact n'est

identifié sur l'investissement des ménages dans leur habitat ni sur leur perception de la valeur de leur parcelle. Le projet n'a pas eu d'impact sur l'offre de travail, contrairement aux attentes, mais il a tout de même permis l'émergence d'activités indépendantes. Enfin, le projet PDUI a engendré un effet d'éviction de ménages pauvres à proximité des nouvelles routes, remplacés par des ménages sensiblement plus aisés.

Cet article se compose de quatre sections. La première section est consacrée à la présentation du projet et de ses composantes, des effets attendus et de leurs canaux de transmission. La deuxième section présente les données tandis que la troisième expose les différentes méthodes mobilisées. Les résultats de l'analyse d'impact sont détaillés dans la quatrième partie. Les enseignements tirés de cette analyse, tant en termes de méthode d'évaluation que de conception des projets de réhabilitation de bidonvilles, sont discutés en conclusion.

1. Le projet PDUI et son contexte

Djibouti est un petit pays (876 000 habitants²), situé à la pointe de la Corne de l'Afrique, il tire l'essentiel de ses activités économiques du port de la capitale, Djibouti, principal accès à la mer Rouge de l'Ethiopie limitrophe. De par sa position géostratégique, Djibouti est aussi une base d'accueil et de repli des forces militaires internationales qui interviennent en Afrique de l'Est et au Moyen Orient. Avec moins de 0,04 % de sa superficie de terres arables et un climat sec et aride, le pays, qui n'a quasiment pas d'activité agricole, est dépendant des importations alimentaires. Au total, 60 % de la population du pays se concentre dans la capitale. Le PIB par habitant, estimé à 3 051 dollars³, est celui d'un pays à revenu intermédiaire. Il ne reflète cependant pas les conditions de vie de ses habitants. Selon le dernier classement des pays suivant l'indice de développement humain (IDH) du Programme des Nations unies pour le développement (PNUD), le pays occupe la 170^e place sur 187 pays. La pauvreté extrême y touchait 42 % de la population en 2012, soit la même proportion qu'en 2002 (DISED, 2012). La croissance économique de l'ordre de 5% repose fortement sur les investissements directs à l'étranger (IDE) concentrés dans les activités portuaires et hôtelières, n'a donc pas bénéficié à la population la plus pauvre. Les opportunités d'emploi étant faibles et les IDE intensifs en capital ne générant que peu d'emplois, le taux de chômage est de 26 % à l'échelle du pays comme de la capitale (DISED, 2012)⁴. Ainsi, l'Etat est le premier pourvoyeur d'emplois (41 % des emplois). Par ailleurs, à l'encontre de ce que l'on observe généralement dans les pays en développement, l'activité indépendante est marginale, plus des deux tiers des occupés étant salariés.

Face à cette situation, le gouvernement djiboutien a lancé, en 2008, l'Initiative nationale pour le développement social (INDS), qui définit les nouvelles priorités en termes d'accès aux services sociaux de base, de création d'emplois et d'assistance aux groupes les plus

² Source : *World Development Indicators* (Banque mondiale, 2015).

http://donnees.banquemondiale.org/pays/djibouti#cp_wdi

³ En parité des pouvoirs d'achat (PPA) 2005. Source : *World Development Indicators* (Banque mondiale, 2015).

⁴ Si l'on inclut les chômeurs qui, découragés, ne sont pas dans une recherche active d'emploi, le chômage touche alors 48 % de la population active.

vulnérables. La réduction de la pauvreté urbaine, notamment dans la capitale, est au cœur de cette initiative. Parmi les programmes de réduction de la pauvreté urbaine, le gouvernement a mis en place le Programme de Développement Urbain Intégré (PDUI) dans la commune de Balbala, la plus peuplée de la ville et qui concentre plus des trois quart des pauvres de la ville (DISED, 2012).

Plus précisément, le PDUI est destiné aux habitants de trois quartiers de la commune de Balbala, couvrant environ 28 000 personnes⁵ sur une surface de 150 hectares. Ce périmètre se situe dans une zone escarpée, sans véritables axes de circulation et avec plusieurs lits de rivière, oueds, qui sillonnent le quartier et rendent difficiles les déplacements. A la suite d'un processus de concertation avec des habitants de la zone et des institutions en lien avec le développement social, les composantes du projet ont été définies, à savoir : l'aménagement de voies urbaines traversantes et la construction d'équipements (un centre de santé, un centre de développement communautaire et un poste de police). Un fonds de développement social a été abondé pour la mise en place de formations professionnelles. Ce projet, financé par l'AFD à hauteur de 5 millions d'euros, a été mis en œuvre par l'Agence Djiboutienne de Développement Social (ADDS).

Le projet PDUI s'est déroulé en deux phases, la première entre novembre 2010 et décembre 2011 et la seconde entre avril 2012 et janvier 2014. La première phase des travaux comportait la construction des équipements, alors que la seconde phase a permis la réalisation d'infrastructures plus lourdes, à savoir l'aménagement d'une petite place publique, de voies de désenclavement, des travaux d'adduction d'eau potable, d'électrification et de drainage. Les voies ont été conçues de manière à permettre une meilleure circulation des transports en commun vers le centre-ville et des véhicules à l'intérieur même du quartier. Au total, 5 660 kilomètres de voies de circulation ont été aménagés (cf. Carte 1). Ces nouvelles voies de passage permettent à 73,5 % des logements de la zone d'être plus proches d'une route. Auparavant, seulement 36,3 % des logements étaient situés dans des îlots non enclavés (c'est-à-dire dont la distance à une route goudronnée était inférieure à 150 mètres). Ainsi, 91 % des logements sont aujourd'hui proches d'un axe passant.

⁵ Selon le recensement général de la population de 2009.

Carte 1. Voies construites ou réaménagées par le PDUI et localisation des infrastructures



Note : Les voies construites ou réaménagées sont représentées en rouge. Le centre communautaire, le centre de santé et le poste de police sont représentés par les trois carrés au centre du quartier. Les points représentent les îlots de l'enquête proches des nouvelles routes, tandis que les triangles représentent les îlots de l'enquête dont la distance aux routes n'a pas été modifiée par le PDUI.

Source : les auteures à partir de HYDREA (2014).

Des discussions avec les différentes parties prenantes ont permis d'identifier deux principaux domaines d'impact potentiel du projet : l'emploi et les conditions d'habitat⁶. Il était attendu que le projet améliore les conditions d'habitat des ménages en stabilisant le plan d'urbanisme de la zone. En 2010, seulement 12 % des ménages possédaient un titre de propriété définitif. L'aménagement des voies secondaires a pour conséquence de stabiliser l'alignement des habitations jusqu'au maillage secondaire. Cela permet à la Direction de l'urbanisme de délivrer des droits de propriétés et des permis de construction sur une zone élargie. De leur côté, les occupants de parcelles sont assurés de ne plus être déplacés dans le cadre de projets de constructions d'infrastructures. Les effets cumulés du programme

⁶ Deux autres domaines d'impact ont également été identifiés, à savoir la santé des enfants et la sécurité mais ne sont pas analysés ici. En effet, l'enquête de référence de 2010 a montré que les indicateurs retenus pour ces deux domaines d'impact étaient déjà très élevés, rendant l'identification d'un impact difficile. Les résultats concernant ces domaines d'impacts sont détaillés dans Mesplé-Somps *et al.* (2016).

peuvent amener les ménages à acquérir des titres de propriété et à investir dans leur habitat en améliorant, par exemple, la composition des matériaux de construction, sachant qu'en 2010, seulement 45 % des logements sont construits en dur. Le second impact attendu sur l'habitat est l'augmentation de la valeur des parcelles et, par conséquent, du patrimoine des ménages. En effet, le quartier offre un meilleur accès aux services publics (santé, eau, électricité, police) et une vie communautaire plus intense à travers le centre de développement communautaire. Le prix des parcelles devrait augmenter, ce qui constitue une hausse du patrimoine des propriétaires. Mais cette valorisation peut aussi conduire les ménages les plus pauvres (essentiellement des locataires) à quitter la zone, les loyers devenant plus élevés. En conséquence, les indicateurs d'impact retenus concernant les conditions d'habitat sont : la part des ménages en possession d'un titre foncier définitif de propriété, la part des logements construits en dur et la valeur moyenne des parcelles.

Un impact du PDUI sur l'emploi des individus habitant les quartiers bénéficiaires était également attendu, principalement par un rapprochement des actifs du bassin d'emploi et la création d'emplois à l'intérieur du quartier. Dans un contexte où 5 000 habitants de la zone du projet en âge de travailler sont chômeurs et où le taux de chômage dans sa définition large⁷ atteint 77 % des moins de 25 ans en 2010, le désenclavement des trois quartiers par l'aménagement de voies secondaires peut diminuer les coûts liés à la recherche d'emploi, rendre plus accessible l'information sur les offres d'emplois, et réduire ainsi le taux de chômage. L'aménagement des voies secondaires, en développant le trafic à l'intérieur du quartier, devait favoriser l'expansion d'activités commerciales le long de ces voies, avec le risque toutefois que les habitants des quartiers ne soient pas les détenteurs de ces commerces. Enfin, les jeunes ayant bénéficié de la formation professionnelle devaient être mieux à même de saisir les opportunités d'emplois. Toutefois, ce dernier canal par lequel le PDUI pouvait impacter l'emploi s'est avéré négligeable puisque seulement 187 jeunes ont bénéficié d'une formation professionnelle complète (Pasquier-Doumer et Mesplé-Somps, 2015).

L'impact du projet sur l'emploi est mesuré à partir de quatre indicateurs : le taux de chômage, le taux de sous-emploi, le revenu moyen d'activité et la part des salariés dans le secteur formel. Les deux définitions du chômage utilisées par le Bureau international du travail (BIT) sont retenues : la première est une conception élargie, dans le sens où elle inclut les chômeurs découragés, tandis que la seconde, dite restreinte, n'inclut que les personnes qui sont activement à la recherche d'un emploi. Le taux de sous-emploi, défini comme la proportion d'actifs occupés travaillant moins de trente-cinq heures par semaine, est également retenu car il reflète souvent mieux les déséquilibres sur le marché du travail dans les pays en développement que le taux de chômage (ILO, 2015). Le revenu d'activité et la part des salariés dans le secteur formel mesurent les conditions d'emploi dans la zone PDUI.

⁷ Dans le contexte des pays en développement, où les canaux formels de recherche d'emploi sont faiblement développés et peu efficaces et où, par conséquent, la recherche d'emploi est coûteuse et longue, la troisième condition définissant un chômeur, à savoir « être à la recherche active d'un emploi rémunéré ou d'une activité indépendante », est souvent remise en cause. En effet, cette condition exclut de la définition du chômage les chômeurs découragés, qui peuvent pourtant représenter une part non négligeable de la population. C'est pourquoi le chômage est défini de façon plus large par le BIT, sans prendre en compte le troisième critère. Nous l'appellerons par la suite la définition « large » du chômage.

Le revenu d'activité est défini comme le salaire et les avantages en nature/primes pour les travailleurs salariés et le profit de leur activité pour les travailleurs indépendants. La part de la population active occupée travaillant en tant que salariée dans le secteur formel a été retenue comme indicateur d'impact car le fait de travailler dans le secteur formel est généralement associé à de meilleures conditions de travail, notamment en termes de sécurité (contrat, assurance maladie, etc.), de stabilité des revenus (rémunération fixe plutôt qu'à la tâche ou à l'heure) et d'avantages tels que les congés payés.

2. Méthodologie

Deux spécificités du PDUI rendent l'évaluation d'impact du projet problématique. Premièrement, il s'agit d'un programme intégré dans lequel chaque individu est exposé avec plus ou moins d'intensité à chacune des composantes du programme : le désenclavement touche les habitants dans les zones jusqu'alors enclavées du quartier et non ceux vivant le long des voies déjà existantes ; l'extension de la capacité électrique concerne les ménages jusqu'alors non raccordés ; l'accès aux équipements collectifs est également variable dans le quartier ; la formation professionnelle ne bénéficie qu'à un petit nombre d'habitants du quartier. Ainsi, le programme PDUI ne consiste pas à appliquer un même « traitement » à toutes les personnes concernées par le projet. Toutes ne bénéficieront pas des mêmes composantes du projet, et les bénéficiaires d'une même composante peuvent ne pas en bénéficier avec la même intensité. Un indicateur de l'effet moyen risquerait ne pas être suffisant ; il est souhaitable de mesurer l'impact du projet selon le degré « d'exposition » des individus au projet, pour chacune de ses composantes.

La seconde spécificité du PDUI est que la zone de projet n'est pas strictement délimitée, dans la mesure où les équipements collectifs peuvent bénéficier à des ménages résidant à proximité de la zone. Des externalités peuvent exister, dans le sens où le projet peut également impacter les habitants des zones voisines à celle du PDUI. Cet effet du PDUI n'est pas mesurable avec le protocole mis en place. En effet, il aurait été nécessaire d'élargir la zone d'enquête à des quartiers limitrophes au périmètre d'intervention du PDUI. Cela n'a pas été possible dans la mesure où ces quartiers étaient susceptibles de bénéficier d'autres projets de développement. Par conséquent, il est possible que l'impact du projet estimé soit sous-évalué par rapport à son impact potentiel sur l'ensemble de la zone de Balbala.

Ces deux caractéristiques du projet imposent par conséquent des limites à l'analyse, qui sont l'impossibilité d'effectuer une analyse coût-efficacité du programme et de généraliser les résultats à d'autres programmes. Elles excluent ensuite de se situer dans le cadre des méthodes classiques d'évaluation d'impact puisqu'il ne s'agit pas de comparer l'impact d'avoir bénéficié d'un « traitement » plutôt que de ne pas en avoir bénéficié. Ceci conditionne la méthodologie retenue et oblige à utiliser plusieurs méthodes d'évaluation qui toutes présentent dans ce contexte des avantages mais aussi des limites. Deux méthodes ont été retenues : la méthode en double différence avec une zone témoin pour saisir l'effet moyen du PDUI et la méthode d'hétérogénéité de traitement qui tient compte du degré d'exposition au PDUI. Dans le premier cas, la situation contrefactuelle est obtenue à partir de zones témoin non affectées par le programme, dans le second, en comparant des ménages moins exposés à des ménages plus exposés.

La méthode en double différence

L'approche en double différence consiste à mesurer l'évolution des conditions de vie des ménages entre le début et la fin du projet (première différence) entre la population concernée par le PDUI et une population témoin (seconde différence). Elle fait l'hypothèse que l'évolution observée dans la population témoin (différence entre la situation à l'issue du programme et la situation de référence) est la même que celle qui aurait été observée dans la zone du projet en l'absence de projet. Cette méthode n'est valide que si les différences de tendance observées entre le groupe témoin et le groupe traité ne proviennent que de l'impact du PDUI et non de différences dans les caractéristiques observables ou non observables des quartiers, des ménages ou des individus.

La principale difficulté est donc d'identifier une zone témoin aux caractéristiques observables les plus proches à celles de la zone PDUI, en supposant que les différences relatives aux caractéristiques inobservables sont insignifiantes. La zone PDUI est pourtant unique de par sa situation géographique et sa composition sociodémographique. De plus, la zone témoin ne doit pas être trop proche du projet afin d'éviter la potentielle diffusion des effets du projet aux zones limitrophes. Enfin, la zone témoin ne devrait bénéficier d'aucun programme spécifique pendant la durée du projet pour que l'impact du programme ne soit pas sous-estimé du fait d'une amélioration des conditions dans la zone témoin liée à ce programme spécifique. Or, la commune de Balbala, zone d'installation résidentielle intense, est sujette à de nombreuses interventions sectorielles, dont certaines étaient encore inconnues au moment du choix de la zone témoin. Le choix de la zone témoin s'est porté finalement sur deux quartiers, un au nord de la zone PDUI, Hayableh, et un second situé à l'est, dit quartier Vietnam (cf. Carte 2), ces deux zones étant considérées comme ayant les plus proches caractéristiques de celles de la zone PDUI en termes de conditions d'habitat et d'enclavement⁸ et étant les moins susceptibles de bénéficier d'un programme d'aménagement urbain entre 2010 et 2014.

Sur la base des données collectées lors de l'enquête avant que le projet ne démarre, on peut vérifier si le choix de ces quartiers a permis d'obtenir une zone témoin ayant des caractéristiques observables similaires à la zone PDUI en 2010, similitudes qui laissent présager que les dynamiques temporelles des deux zones seraient identiques en l'absence du PDUI. D'après les tableaux figurant en Annexe 3 (cf. tableaux A2 et A3), on observe cependant qu'un grand nombre de caractéristiques diffèrent. Par exemple, la part des ménages propriétaires est deux fois moindre dans la zone PDUI que dans la zone témoin, par contre les locataires y sont plus nombreux. La qualité de l'habitat et des infrastructures est meilleure dans l'ensemble dans la zone PDUI. Concernant les variables d'emploi, les écarts sont moins importants. Il n'y a pas de différences significatives sur la part des actifs dans la population, ni sur celle des chômeurs en utilisant la définition large. Par contre, la part des

⁸ Ce deuxième critère a pu être établi suite à un travail de terrain en collaboration avec des experts de l'urbanisme et des associations de quartiers, ainsi qu'à un recours à l'imagerie satellitaire.

actifs occupés dans la zone PDUI est inférieure à celle observée dans la zone témoin⁹. Les quelques différences constatées de composition des deux quartiers auxquelles peuvent s'ajouter des différences inobservables risquent d'avoir des conséquences sur l'identification de l'impact. La manière généralement employée pour apprécier l'ampleur de ces biais potentiels est d'observer les tendances passées des différentes variables d'indicateurs d'impact retenues. Il est en effet possible de tester si les trajectoires qu'ont connues les deux zones antérieurement au démarrage du projet étaient similaires. Si ce test, dit du *parallel trend*, montre que cela est le cas, alors le groupe témoin peut être considéré comme répondant aux conditions pour une estimation causale non biaisée, mais à la condition que les évolutions entre 2010 et 2014 qu'auraient connues les zones PDUI et témoin sans le projet PDUI n'aient pas été impactées par d'autres éléments que le projet lui-même. Les résultats du test du *parallel trend* sont présentés en Annexe 2. Il apparaît que l'hypothèse est vérifiée sur l'essentiel des indicateurs testés. Ce résultat valide donc la sélection du groupe témoin et la méthode en double différence. Cependant, comme expliqué en Annexe 2, l'hypothèse du *parallel trend* n'a pu être testée sur les indicateurs d'habitat. L'existence de biais de ces estimateurs ne peut donc pas être entièrement exclue.

Une première manière d'éliminer certaines sources de biais est d'introduire des effets fixes dans le modèle (au niveau des ménages pour les indicateurs d'habitat et au niveau des individus pour les indicateurs d'emploi). Le biais lié aux caractéristiques inobservables et invariantes dans le temps est alors contrôlé. Cette spécification constitue le premier estimateur mis en œuvre¹⁰. En revanche, cet estimateur reste potentiellement biaisé par les caractéristiques inobservables et variantes dans le temps. On peut penser par exemple à la consommation de khat¹¹, largement répandue à Djibouti. Cette consommation peut varier dans le temps, différer dans les deux zones et influencer la motivation à chercher du travail ou à investir dans son habitat.

Etant donné que les tests du *parallel trend* ne sont que partiellement vérifiables et vérifiés, et afin de mieux contrôler d'un biais potentiel lié aux inobservables variant dans le temps, nous avons mis en œuvre l'estimateur d'Abadie (2005). Il s'agit de sélectionner, dans le groupe témoin, les ménages qui ont en 2010 des caractéristiques observables similaires à celles des ménages de la zone PDUI et de les appairer (*matching*) aux ménages PDUI selon la méthode du score de propension. Le score de propension constitue un résumé unidimensionnel de l'ensemble de ces caractéristiques observables. Cette technique ne permet pas de supprimer totalement le biais lié aux caractéristiques inobservables mais est susceptible de le réduire en rendant l'hypothèse d'évolution similaire (*parallel trend*) plus crédible. En revanche, comparée à la méthode en double différence sans appariement, elle soulève la question du « support commun » de la distribution des scores. En effet, l'impact n'est estimé que pour les ménages de la zone PDUI qui ont leur « jumeaux » dans la zone témoin. Cependant, l'hypothèse du support commun est toujours vérifiée quels que soient

⁹ Une analyse plus détaillée des différences de caractéristiques entre les deux zones est disponible dans Mesplé-Somps et al. (2016).

¹⁰ Se reporter à l'Annexe 1 pour une présentation détaillée de chacun des estimateurs retenus.

¹¹ Plante dont les feuilles une fois mâchées ont un effet stimulant et euphorisant, comparable à celui de l'amphétamine.

les échantillons retenus (cf. Annexe 5). De plus, le biais lié aux inobservables invariants dans le temps est moins bien corrigé qu'avec la méthode d'estimation en double différence avec effets fixes.

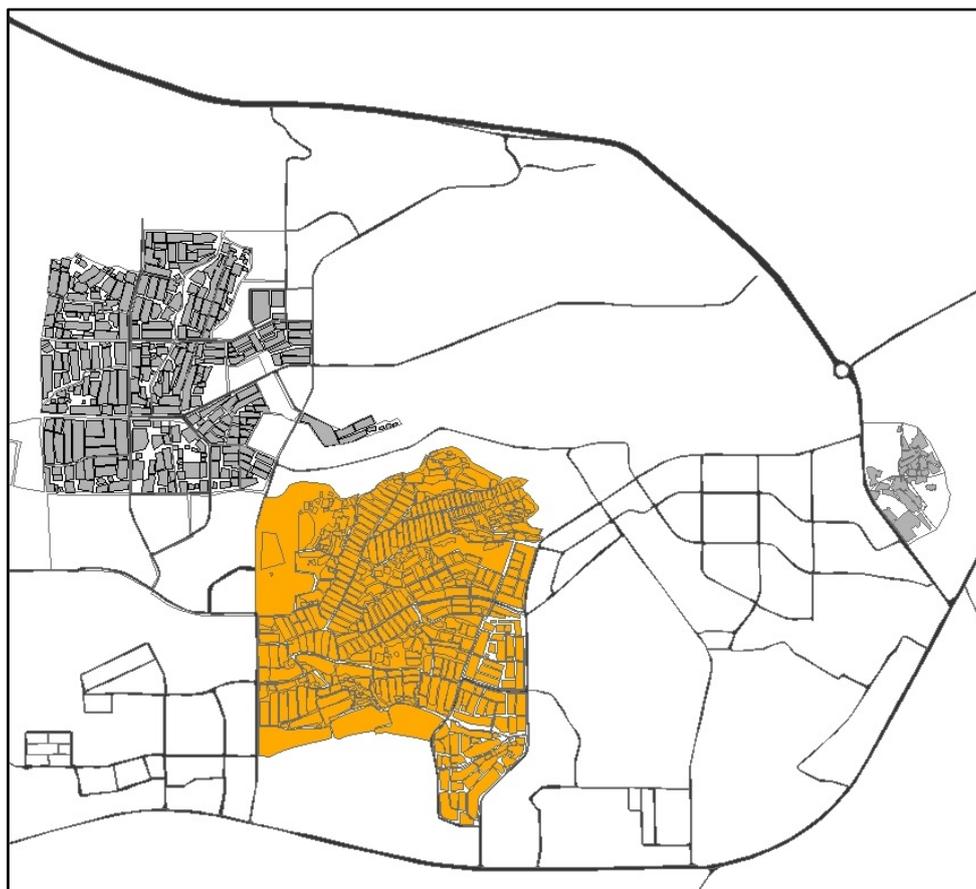
En supposant que le groupe témoin ait les caractéristiques requises pour ne pas biaiser les estimations (biais liés aux variables inobservables notamment), il reste une autre source de biais qui pourrait conduire à sous-estimer ou à surestimer l'impact du projet avec la méthode en double différence. Il s'agit de l'attrition, c'est-à-dire le fait que l'on n'observe pas en 2014 tous les ménages qui ont été enquêtés en 2010. Supposons, par exemple, que ce sont les plus pauvres qui quittent la zone PDUI car ils ne peuvent pas supporter l'augmentation des loyers suite à la valorisation du quartier, mais qu'en revanche les départs touchent les ménages indépendamment de leur niveau de vie dans la zone témoin. L'impact du PDUI sera alors surévalué si les pauvres, s'ils étaient restés dans le quartier, avaient moins profité du projet PDUI que les non-pauvres. L'impact serait à l'inverse sous-évalué si ces pauvres en avaient plus bénéficié. C'est pourquoi un autre modèle a été retenu pour estimer l'impact de PDUI, le modèle de sélection d'Heckman (1979) avec sa procédure d'estimation en deux étapes. Cette méthode permet de corriger les estimations du biais de sélection induit par l'attrition. Afin de corriger également les biais liés à des différences dans les caractéristiques inobservables et invariants dans le temps, des effets fixes ont été introduits dans l'équation d'estimation des indicateurs d'impact (seconde étape). La première étape de la procédure d'Heckman consiste à estimer l'équation de sélection, c'est-à-dire la probabilité d'être interrogé en 2010 mais pas en 2014. L'instrument utilisé pour cette équation est la volonté exprimée en 2010 de vouloir quitter le quartier si cela était possible. La volonté de quitter le quartier est en effet un prédicteur important de l'attrition et l'on peut supposer qu'elle n'est pas corrélée aux résidus de l'équation d'estimation des indicateurs d'impact (condition d'exclusion)¹². Le ratio de Mills estimé par l'équation de sélection est ensuite introduit dans l'équation de la seconde étape. Si cette procédure d'estimation corrige le biais lié à l'attrition, la précision de l'estimateur peut être moindre (cf. Annexe 6), surtout si la condition d'exclusion de l'instrument n'est pas parfaitement vérifiée¹³.

Etant donné les limites de cette approche en double différences avec une zone témoin, et puisque les individus n'ont pas été exposés avec la même intensité au traitement, l'approche d'hétérogénéité de traitement est également appliquée afin d'obtenir un faisceau d'évidences et de mieux comprendre l'impact du projet selon le degré d'exposition au projet.

¹² Les résultats de l'estimation de l'équation de sélection ainsi que les valeurs des coefficients lambda permettant de calculer le ratio de Mills et leur significativité sont présentés dans Mesplé-Somps et al. (2016).

¹³ Ce risque de non vérification de l'hypothèse d'exclusion est plus élevé dans le cas des variables d'habitat ; la volonté de régulariser son titre de propriété ainsi que d'investir dans son logement est certainement corrélée avec le souhait de rester dans le quartier.

Carte 2. Zone PDUI et zone témoin



Note : la zone du programme PDUI est représentée en orange sur la carte tandis que les zones en gris identifient les quartiers d'où ont été tirés les îlots constitutifs du groupe témoin.

Source : les auteures.

Méthode d'hétérogénéité de traitement

La méthode d'hétérogénéité de traitement à l'intérieur de la zone du projet exploite l'hétérogénéité du programme en distinguant les différences d'évolution entre les ménages selon l'intensité de leur exposition au projet. L'estimation de l'impact suit là encore le principe de la double différence. Mais contrairement à l'approche précédente, le groupe témoin et le groupe traité se situent à l'intérieur de la zone PDUI. Les ménages de la zone PDUI sont séparés en deux groupes : le groupe traité est constitué des ménages désenclavés et en droit de régulariser leur situation foncière grâce au PDUI ; le groupe témoin comprend les ménages restant enclavés ou les ménages déjà proches d'axes routiers avant le projet et qui par conséquent n'ont pas de raison de changer leurs modes de vie (habitat, emploi, santé) suite à l'aménagement de nouvelles voies. Cette méthode est très proche de celle mobilisée par Collin *et al.* (2012) dans le sens où la distance aux infrastructures est la variable de traitement.

Les trois mêmes estimateurs que dans l'approche de double différence avec zone témoin sont mis en œuvre : (i) un estimateur avec effets fixes pour éliminer les biais dus aux

caractéristiques inobservables et invariantes dans le temps, (ii) un estimateur avec *matching* pour réduire les biais dus aux caractéristiques inobservables variantes et invariantes dans le temps, et (iii) un estimateur d'Heckman avec effets fixes pour corriger les estimations du biais d'attrition.

Cette méthode permet de disposer d'un groupe témoin répondant *a priori* mieux aux prérequis d'une estimation d'impact non biaisée par des caractéristiques inobservables différentes entre groupe témoin et groupe traité. En effet, les ménages du groupe témoin et du groupe traité partagent une même zone géographique qui a une unité symbolique, celle d'un quartier. Ils interagissent, partagent un tissu communautaire commun. Dans le groupe témoin comme dans le groupe traité se trouvent des ménages enclavés en 2010. Leur inclusion dans un groupe plutôt que dans un autre dépend du tracé des nouvelles voies qui n'est certes pas aléatoire mais assez bien réparti à l'intérieur du quartier. Ainsi, avec cette méthode, il est probable que les biais liés à des différences d'évolution entre groupe témoin et groupe traité dues à des caractéristiques inobservables soient fortement réduits par rapport à l'approche en double différence avec zone témoin.

En revanche, cette méthode d'évaluation n'évalue l'impact que d'une seule composante du PDUI, celle de l'aménagement des nouvelles voies. Ceci constitue une des limites de cette approche bien que le désenclavement du quartier soit le résultat central du PDUI dans toutes les chaînes de causalité liant les réalisations du projet aux impacts attendus sur l'emploi et l'habitat. Une autre limite de cette méthode réside dans le fait que les estimations reposent sur de plus petits échantillons qu'avec la méthode de double différence avec zone témoin. Par conséquent, la précision des estimateurs est plus faible, ce qui implique que l'impact doit être de plus forte ampleur pour être décelable de façon significative.

3. Données

La situation de référence et la situation post-projet ont été réalisées à partir d'un questionnaire unique permettant de mesurer les indicateurs d'impact, mais également des indicateurs de résultats du projet. Ces derniers permettent d'éclairer les canaux de transmission par lesquels le PDUI a pu affecter les conditions de vie des habitants de la zone et de mesurer l'ampleur et la couverture des services rendus soit par les infrastructures et les équipements, soit par les programmes de soutien aux habitants du quartier.

Le questionnaire administré en 2010 et en 2014 est composé d'un cahier « ménage » administré au chef de ménage. Il permet de collecter des informations notamment sur la composition du ménage, les conditions d'habitation ou le statut d'occupation du logement. Un cahier « individu » a également été administré à tous les individus de quinze ans et plus. Il porte sur leurs caractéristiques sociodémographiques, leur éducation, leur insertion sociale dans le quartier, leurs statut d'activité et situation dans l'emploi, leurs sources de revenus et les démarches effectuées par les chômeurs pour chercher un emploi. Un effort particulier a été effectué pour mesurer correctement les indicateurs d'emploi en insérant des questions filtres afin d'éviter une sous-estimation des actifs occupés.

Le plan de sondage a été conçu de manière à assurer la représentativité de l'échantillon de ménages enquêtés dans la zone PDUI, à mesurer l'évolution contrastée selon le degré d'exposition au programme et à obtenir une zone témoin la plus proche possible de la zone PDUI. Une première vague d'enquête s'est déroulée avant le démarrage du projet, soit entre février et mars 2010, menée par la DISED de Djibouti, avec l'appui de DIAL. 975 ménages ont été interrogés dont 655 se situant dans la zone du PDUI et 320 dans la zone choisie comme témoin. Le plan de sondage est aréolaire, stratifié au niveau des îlots. Une fois un îlot sélectionné, l'ensemble de ses ménages est interrogé afin notamment de faciliter l'identification des logements/ménages à enquêter lors de l'enquête *ex-post*. La probabilité de sélection d'un îlot dépend du nombre de ménages y résidant et de sa strate d'appartenance, définie à partir de deux critères (i) le niveau de précarité du logement défini par un score construit à partir de quatre indicateurs (le matériau des murs, le mode d'alimentation en eau, le type d'éclairage et le statut d'occupation), (ii) le niveau d'enclavement défini par la distance à l'axe routier le plus proche. Trois strates d'enclavement ont ainsi été définies : être adjacent à une route principale (moins de 150 m), être proche d'une route principale (de 151m à 250m), et être enclavé (éloigné de plus de 250m d'une route principale).

L'enquête *ex-post* a eu lieu entre novembre 2014 et février 2015, soit un peu moins d'un an après la fin des travaux et la mise en service effective de l'ensemble des composantes d'équipement du projet¹⁴. Son objectif était triple : interroger les ménages déjà enquêtés en 2010 toujours présents dans leur logement de 2010 ; rechercher et interroger les ménages enquêtés en 2010, mais qui ont déménagé entre 2010 et 2014 (*tracking*) ; enquêter les ménages nouvellement installés dans les zones d'enquête. Le *tracking* vise à limiter le biais de sélection lié à l'attrition entre 2010 et 2014 alors qu'enquêter les « nouveaux ménages » permet d'éclairer les changements de composition de la population de la zone PDUI. Seuls les chefs des nouveaux ménages ont été interrogés, puisque l'objectif était de dégager les profils socio-économiques de ces ménages.

Parmi les 975 ménages enquêtés en 2010, 759 ménages ont été retrouvés en 2014 dont 257 dans la zone témoin. L'attrition au niveau des ménages est de 21 % dans la zone PDUI et de 27 % dans la zone témoin. C'est cet échantillon qui est mobilisé lorsqu'est estimé l'impact du projet sur les variables d'habitat. L'impact en matière d'emploi est en revanche estimé à partir d'un panel d'individus de quinze ans et plus. Ce panel a été constitué *a posteriori* à partir du panel de ménages en associant les individus d'un même ménage en 2010 et 2014 selon leur nom, leur sexe, leur âge et leur relation avec le chef de ménage. Ce panel contient 2 260 individus, dont 716 dans la zone témoin. L'attrition de ce panel d'individus est très élevée (41 % en zone PDUI et 46 % en zone témoin) car se cumulent l'effet de l'attrition au niveau du ménage et celui des changements dans la composition des ménages.

¹⁴ Il aurait été préférable de retarder de quelques mois cette enquête, dans la mesure où l'adaptation des populations aux nouvelles structures et les changements de comportement pouvant en découler prennent du temps. Malheureusement, pour des raisons de calendrier de décaissement, cela n'a pas été possible.

Concernant les échantillons constitués pour la méthode d'hétérogénéité de traitement, les ménages « traités » sont ceux appartenant aux îlots dont la distance aux routes a été réduite grâce au projet. Il s'agit des îlots indiqués par des points dans la Carte 1. Ils sont au nombre de 47. Les ménages résidant dans les 26 îlots dont la distance à la route n'a pas été modifiée par le PDUI constituent le groupe témoin. Afin d'affiner certaines analyses, le groupe témoin pourra être séparé en deux sous-groupes (cf. Tableau 1): les ménages des 15 îlots restés enclavés et ceux des 8 îlots déjà proches d'une routes avant le projet.

Tableau 1. Répartition des îlots et des ménages au sein de la zone PDUI en fonction de la variation de leur distance aux routes

	Nombre d'îlots	Nombre de ménages (panel ménages 2010- 2014)	Nombre d'individus (panel individus 2010- 2014)
La distance à la route a été réduite grâce au PDUI	47	373	1 744
La distance à la route n'a pas été modifiée	26	129	391
Zone enclavée	15	47	127
Zone non enclavée	11	82	264

Source : Enquêtes PDUI 2010 et 2014. Calculs des auteures.

4. Résultats

4.1. Habitat

En quatre ans, le pourcentage de ménages disposant d'un titre de propriété définitif a quasiment triplé dans la zone PDUI. Alors que la part des locataires et des occupants à titre gratuit est restée constante par rapport à 2010, presque la moitié des ménages disposant d'un titre provisoire a acquis un titre définitif (cf. Tableau A2 en Annexe 3). La zone témoin a elle aussi connu un phénomène d'accès à la propriété, mais pas d'une telle ampleur. La part de propriétaires avec un titre foncier a atteint un niveau similaire dans les deux zones en 2014 (42 %), mais la zone PDUI se caractérisait par un pourcentage nettement inférieur en 2010 (12 % contre 26 %).

Cette évolution différenciée de l'accès aux titres de propriété dans les deux zones se traduit par un impact positif et significatif du PDUI sur la part des propriétaires avec titre, quelle que soit la méthodologie d'estimation retenue. L'ampleur de l'impact n'est pas sensiblement différente lorsque la méthodologie adoptée est celle avec effets fixes (modèles [1] et [3] du Tableau 2) ou celle avec *matching* et double différences (modèle [2]). Cela laisse présumer que la zone témoin n'a pas de caractéristiques inobservées et invariantes dans le temps qui pourraient biaiser les estimations d'impact (modèles [1] et [3] *versus* modèle [2]). De même, tenir compte ou non du biais de sélection (modèles [1] et [2] *versus* modèle [3]) ne change pas sensiblement les résultats, suggérant un faible biais dû à l'attrition. Quoi qu'il en soit, l'impact du PDUI est relativement fort puisqu'il se situe entre 11 et 12,2 %. Le PDUI aurait alors permis ou incité entre 520 et 560 ménages à régulariser leur titre de propriété.

Fait surprenant toutefois, le phénomène de régularisation des titres de propriété a eu lieu dans l'ensemble de la zone PDUI, indépendamment du niveau de désenclavement des îlots d'habitation. L'augmentation de la part de propriétaires n'a pas été significativement plus importante pour les ménages qui se sont rapprochés d'une route grâce au PDUI que pour les ménages dont la distance aux routes n'a pas été modifiée (cf. Tableau A2 en Annexe 3). L'augmentation a été de 254 % pour les premiers et de 194 % pour les seconds. Lorsque l'on contrôle par les caractéristiques des ménages, l'accès à la propriété a même été plus conséquent dans les zones qui n'ont pas été désenclavées par le projet, comme en attestent les coefficients négatifs et significatifs des modèles [4] à [6] du Tableau 2.

Il semblerait donc que le PDUI a permis de stabiliser l'alignement des logements non seulement le long des voies construites ou aménagées par le projet, mais également au niveau des maillages secondaire et tertiaire du quartier. La zone pour laquelle la direction de l'urbanisme rejette les demandes de titre de propriété, faute de plan d'alignement des parcelles, s'est donc réduite considérablement. Il a fallu également que les ménages se sentent assurés de ne plus être délogés dans le futur pour investir dans l'acquisition de titres de propriété. Il est probable que ces deux conditions ont été réunies grâce au fait que les voies ont pénétré l'ensemble du quartier comme le montre la Carte 1. En 2014, il n'existe plus au sein du quartier de zones très enclavées, c'est-à-dire à plus de 250 mètres d'une voie, et dorénavant 91 % des logements de la zone sont proches (à moins de 150 mètres) d'un axe de passage. La stabilisation de l'alignement s'est de plus accompagnée d'une politique publique nationale visant à simplifier les démarches de régularisation de titre de propriété et à diminuer leur coût, ce qui a pu faciliter l'acquisition des titres, une fois les ménages assurés de la stabilité de leur emplacement. Ces résultats sont proches de ceux trouvés par Collin *et al.* (2012) qui montrent qu'à Dar Es Salaam, la proximité des infrastructures (routes, drainage des eaux pluviales, approvisionnement en eau, assainissement, lignes électriques et éclairage public) accroît significativement la demande de titres de propriété.

Tableau 2. Estimations des indicateurs d'impact sur l'habitat

Indicateurs d'impact sur l'habitat	Double différence avec zone témoin			Hétérogénéité du traitement (être "désenclavé" en 2014 versus même distance à la route qu'en 2010)		
	(1) Effets fixes individu ^(a)	(2) Matching-dif-in-dif ^(b)	(3) Heckman avec effets fixes ^(a)	(4) Effets fixes individu ^(a)	(5) Matching-dif-in-dif ^(b)	(6) Heckman avec effets fixes ^(a)
Propriétaires avec titre foncier	0,111* (0,058)	0,122*** (0,035)	0,110*** (0,033)	-0,176*** (0,054)	-0,150** (0,060)	-0,143*** (0,052)
Logement en dur	0,041 (0,060)	-0,111*** (0,043)	-0,075* (0,043)	-0,016 (0,064)	-0,076 (0,059)	-0,015 (0,061)
Prix du m ² réel (log)	0,015 (0,145)	0,291 (0,179)	0,133 (0,118)	-0,218 (0,142)	-0,120 (0,160)	-0,012 (0,141)
Observations	1 484	718	1 484	1 016	493	1 016

Note : entre parenthèses figurent les erreurs standardisées robustes, clustérisées au niveau des îlots. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

(a) Le vecteur de variables de contrôle comprend le sexe du chef de ménage, trois variables rendant compte de la composition démographique du ménage – le nombre d'adultes homme et femme de 25 à 49 ans, le nombre de jeunes de 15 à 24 ans et le niveau maximum d'éducation au sein du ménage.

(b) Le score de propension est obtenu à partir des variables suivantes : sexe du chef de ménage, taille du ménage, éducation maximale des individus de 15 ans et plus, nombre d'années d'installation dans le quartier, degré d'enclavement et un score de niveau de vie mesuré en fonction de la possession de biens durables, de la fréquence de consommation de fruits, légumes poissons et viandes, du confort de l'habitat (raccordement à l'eau, à l'électricité et disponibilité de toilette privée) et du nombre de pièces du logement occupé. Les erreurs standardisées sont calculées en suivant la méthode d'Abadie (2005).

Source : Enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel cylindré. Calculs des auteures.

Un autre changement important qu'a connu la zone PDUI entre 2010 et 2014 est la nette amélioration des conditions d'habitat (cf. Tableau A2 en Annexe 3). La proportion des habitats précaires a été divisée par trois sur la période et celle des habitats en dur a augmenté de 19% (56 % des habitats en 2014), la proportion des habitats intermédiaires étant presque inchangée. Ce changement n'est cependant pas spécifique à la zone PDUI. La zone témoin a connu elle aussi une impressionnante amélioration de l'habitat, avec une croissance des logements en dur de 69%. Cette croissance plus élevée dans la zone témoin peut être le fait d'un niveau beaucoup plus bas en 2010 (28 % de logements en dur en 2010 contre 47 % dans la zone PDUI). Cela se traduit, dans les résultats des estimations de l'impact sur la part des logements en dur (cf. Tableau 2), par un effet non significatif du PDUI dans le modèle [1], voire négatif avec les méthodes de *matching* et d'Heckman avec effets fixes (modèle [2] et [3]). Ainsi, il apparaît que le PDUI n'a pas eu d'impact significatif sur les conditions d'habitat.

Lorsque l'on compare les évolutions à l'intérieur de la zone PDUI, aucun des coefficients d'impact n'est significatif (Tableau 2, modèles [4] à [6]). Là encore, l'évolution positive qu'a

connue la zone a été homogène et ne s'est pas concentrée dans les zones qui se sont rapprochées d'une route grâce au projet. Les mêmes raisons que pour l'accès à la propriété peuvent expliquer l'homogénéité de cette amélioration.

Il est possible qu'aucun impact du projet sur les conditions d'habitat ne soit décelé parce que les ménages de la zone devenus propriétaires n'ont pas les moyens d'investir dans leur habitat. Pourtant, lorsqu'en 2010 il a été demandé aux propriétaires sans titre foncier s'ils pensaient investir pour améliorer leur habitation en cas d'acquisition d'un titre de propriété, 60 % avaient répondu par l'affirmative. Il est donc probable que la raison principale pour laquelle aucun impact n'est observé soit le court délai qui sépare la stabilisation de l'alignement dans la zone et l'enquête d'évaluation post-projet. En effet, Gonzalez-Navarro et Quintana-Domeque (2012) comme McIntosh *et al.* (2014) trouvent, après quelques mois, un impact significatif du pavement des voies sur les conditions d'habitats, mais dans un contexte où respectivement 95% et 84% des ménages sont déjà propriétaires avant le début du projet (contre 12 % dans la zone PDUI). Quant à Field (2005) ou Galiani et Schargrodsky (2010) qui trouvent un impact positif de l'attribution de titres de propriété sur l'investissement privé dans l'habitat, l'impact est mesuré bien longtemps après l'obtention des titres (deux ans dans l'étude de Field, plus de 10 ans dans celle de Galiani et Schargrodsky).

Le PDUI ne semble pas avoir eu d'impact non plus sur le prix du foncier dans la zone. Bien que le prix réel du mètre carré ait légèrement augmenté au cours de la période (cf. Tableau A2 en Annexe 3), aucun estimateur d'impact pour cet indicateur n'est significatif (cf. Tableau 2). Les résultats sur cet indicateur ne permettent donc pas de conclure à une valorisation du prix des parcelles. Il faut cependant rappeler que le prix des parcelles est calculé à partir de l'estimation faite par les chefs de ménages du prix de leurs parcelles. Or, les transactions immobilières étant assez rares du fait de la faible mobilité des habitants de la zone, il est probable que les chefs de ménages n'aient pas intégré la valorisation du quartier dans leur estimation du prix. Cette absence d'effets sur le prix des parcelles est similaire à celui trouvé par Soares et Soares (2005) concernant le programme brésilien de réhabilitation des favelas, « *Favela-Bairro* », à Rio, et ce malgré les améliorations substantielles apportées dans la fourniture de biens publics (accès à l'eau, aux égouts, traitement des ordures, etc.). Dans l'étude de Gonzalez-Navarro et Quintana-Domeque (2012) où un impact fort du pavement des voies sur la valeur des parcelles est mesuré, quelques mois seulement après la fin du pavement, la valeur des parcelles est estimée par un agent immobilier mieux à même de juger des changements de valeurs que les ménages, comme le démontrent les auteurs. C'est le cas également de l'étude de McIntosh *et al.* (2014). Une autre façon d'apprécier la valorisation du quartier peut être d'analyser la part des ménages souhaitant déménager s'ils en avaient le choix. Cette part s'est fortement réduite entre 2010 et 2014, passant de 16,3 % à 3,7 %. Elle s'est également réduite dans la zone témoin, mais dans une moindre proportion (réduction de 67,6 % de cette part dans la zone témoin contre 77,2 % dans la zone du PDUI). Bien que cet indicateur soit très approximatif, il suggère une valorisation du quartier dont pourraient bénéficier les habitants de la zone PDUI à moyen terme.

En résumé, le projet PDUI a permis d'accélérer le processus d'accès à la propriété en stabilisant l'alignement des parcelles de l'ensemble de la zone. Cet effet du projet va dans le sens de ce qui a déjà été observé dans la littérature, en particulier par Collin *et al.* (2012) qui montrent un effet positif de la proximité des infrastructures sur la demande de titres à Dar Es Salaam. Le PDUI n'a pas eu d'effet en revanche sur les conditions d'habitat ni sur le prix des parcelles, à court terme tout du moins, mais il n'est pas exclu qu'un temps plus long d'observation aurait permis de mesurer de tels effets.

4.2. Emploi

Entre 2010 et 2014, le quartier PDUI n'a pas connu d'amélioration en termes d'accès à l'emploi. Les proportions d'actifs et d'actifs occupés ont même légèrement diminué sur la période. Elles sont passées respectivement de 53 % en 2010 à 49 % en 2014, et de 26 % à 24 % (cf. Tableau A3 en Annexe 3). Le taux de chômage dans sa définition large a également augmenté mais de façon insignifiante. Dans le Tableau 3 qui présente les estimations des indicateurs d'impact sur l'emploi, et lorsque l'on compare les individus dans la zone PDUI aux individus de la zone témoin (modèles [1] à [3]), un résultat apparaît robuste quelle que soit la méthode d'estimation : le coefficient du traitement est positif et significatif sur l'indicateur d'activité définie au sens large (incluant les chômeurs découragés) ainsi que sur l'indicateur « être chômeur au sens large ». Ces coefficients signifient donc que dans la zone PDUI, les baisses des proportions d'actifs ont été moindres que dans la zone témoin.

Cependant, cela s'explique surtout par des transitions du chômage vers l'inactivité, plus fréquentes dans la zone témoin que dans la zone PDUI. En effet, si les taux d'activité et de chômage n'ont pratiquement pas changé dans la zone PDUI, la zone témoin a connu une forte transition du chômage vers l'inactivité (cf. Tableau A3 en Annexe 3). Ainsi de nombreux chômeurs, qui étaient déjà découragés en 2010 puisqu'ils ne cherchaient pas activement un emploi, se déclarent inactifs en 2014. 72 % des individus qui ont connu cette trajectoire dans la zone témoin sont des femmes. La plus faible diminution de l'activité dans la zone PDUI que dans la zone témoin s'explique également par une transition d'une situation d'emploi vers une situation d'inactivité, comme l'attestent le coefficient positif et significatif du traitement dans le modèle estimant la probabilité d'être actif occupé avec la méthode d'Heckman avec effets fixes (modèle [3]) et la réduction plus limitée de la part des actifs occupés en zone PDUI par rapport à la zone témoin. Mais ce résultat est moins robuste aux différentes méthodes d'estimation et l'ampleur du coefficient est deux fois plus faible que celle de la probabilité d'être au chômage. Ainsi, la diminution de l'activité est plus faible dans la zone PDUI que dans la zone témoin, principalement car la transition du chômage vers l'inactivité y a été moins fréquente.

Cette moindre augmentation des transitions vers l'inactivité a eu lieu de manière homogène au sein de la zone PDUI, comme le montrent les coefficients non significatifs des modèles [4] à [6] du Tableau 3. Ainsi, ce n'est pas spécifiquement le désenclavement qui est à l'origine d'un plus faible découragement vis-à-vis du marché du travail dans la zone PDUI. On pourrait alors penser que ce sont d'autres dimensions du projet, tel que le développement communautaire, qui auraient eu un impact. Cependant, et même si nous ne sommes pas en

mesure d'estimer l'impact précis de cette composante du projet (cf. section 3), cette hypothèse semble à exclure. En effet, le Tableau A1 en Annexe 2 montre que durant la période antérieure à 2010, la zone témoin aurait possiblement connu un choc positif sur les taux d'activité (l'hypothèse de dynamique identique en l'absence du projet PDUI est alors rejetée précisément sur ces indicateurs d'activité). Cela pourrait provenir de la plus grande proximité de la zone témoin au port de Doraleh qui est adjacent à la zone témoin et a commencé son activité en 2007. Cette activité naissante a pu être perçue par les femmes comme un nouveau champ d'opportunités et les inciter à se placer sur le marché du travail. Après plusieurs années d'inactivité et très peu d'emplois offerts à la population de la zone témoin¹⁵, elles ont pu se décourager et renoncer à la possibilité de travailler si l'occasion se présentait.

¹⁵ Aucune femme de la zone témoin interrogée en 2014 n'y travaille, et seulement 4 % des hommes occupés de la zone témoin y travaillent.

Tableau 3. Estimations des indicateurs d'impact sur l'emploi

Indicateurs d'impact sur l'emploi	Double différence avec la zone témoin			Hétérogénéité du traitement (être "désenclavé" en 2014 <i>versus</i> même distance à la route qu'en 2010)		
	(1) Effets fixes individu ^(a)	(2) Matching-dif-in-dif ^(b)	(3) Heckman avec effets fixes ^(a)	(4) Effets fixes individu ^(a)	(5) Matching-dif-in-dif ^(b)	(6) Heckman avec effets fixes ^(a)
Actifs (sens large)	0,125*** (0,037)	0,096*** (0,024)	0,144*** (0,030)	-0,029 (0,044)	-0,039 (0,058)	-0,023 (0,037)
Actifs (sens restreint)	0,040 (0,035)	0,017 (0,024)	0,057** (0,025)	0,025 (0,043)	0,040 (0,046)	0,034 (0,032)
Actifs occupés	0,007 (0,029)	-0,014 (0,019)	0,043* (0,025)	0,000 (0,038)	0,024 (0,041)	0,000 (0,028)
Chômage (sens large)	0,117*** (0,039)	0,110*** (0,021)	0,101*** (0,028)	-0,029 (0,037)	-0,062 (0,061)	-0,023 (0,035)
Chômage (sens restreint)	0,033 (0,025)	0,031* (0,017)	0,014 (0,019)	0,025 (0,027)	0,016 (0,043)	0,034 (0,026)
Sous-emploi	0,014 (0,024)	-0,010 (0,012)	-0,008 (0,013)	-0,016 (0,017)	-0,006 (0,016)	-0,012 (0,016)
Salariés	-0,020 (0,023)	-0,028* (0,017)	-0,004 (0,020)	-0,039 (0,033)	-0,034 (0,022)	-0,037 (0,023)
Indépendants	0,035 (0,023)	0,012 (0,013)	0,046*** (0,016)	0,037* (0,020)	0,063* (0,037)	0,035* (0,020)
Salariés du secteur formel	-0,028 (0,024)	-0,036** (0,017)	-0,020 (0,019)	-0,028 (0,033)	-0,020 (0,021)	-0,025 (0,024)
Revenu (log)	0,375 (0,396)	-0,091 (0,273)	0,579 (0,370)	-0,062 (0,569)	0,184 (0,596)	-0,154 (0,433)
Observations	4 250	2 100	4 250	2 945	1 435	2 945

Note : population : individus de 15 ans et plus. Entre parenthèses figurent les erreurs standardisées robustes, clustérisées au niveau des îlots. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

(a) Le vecteur de variables de contrôle est le même que pour le Tableau 2.

(b) Le score de propension est obtenu à partir des mêmes variables que pour le Tableau 2 sauf que le sexe et l'éducation sont mesurés au niveau individuel et non du ménage et que s'ajoutent les variables suivantes: le statut matrimonial, le statut dans l'emploi en 2010 et le fait de parler le français ou l'anglais.

Source : Enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel cylindré. Calculs des auteures.

L'autre indicateur d'activité étudié est le sous-emploi. L'effet du traitement est non-significatif dans l'ensemble des estimations sur cet indicateur (modèles [1] à [6]). Ceci n'est pas très surprenant au regard de la faible proportion d'individus en situation de sous-emploi en 2010 (15 % des actifs occupés, 4 % des 15 ans et plus, (cf. Tableau A3 en Annexe 3).

Il semble donc que le projet PDUI n'a pas eu d'impact sur les taux d'activité et d'emplois de la zone. Contrairement aux attentes, le projet n'a permis ni de réduire les taux de chômage ou de sous-emploi, ni d'augmenter la proportion d'actifs occupés. Un détour par l'analyse des résultats intermédiaires du projet permet de mieux comprendre pourquoi il n'y a pas eu un tel impact (cf. Tableau A4, Annexe 4). Rappelons que le principal canal par lequel une réduction des taux de chômage et de sous-emploi est attendue est la diminution des coûts de recherche d'emploi et un meilleur accès à l'information sur les emplois offerts, à travers le désenclavement du quartier. Or, cette diminution des coûts de recherche d'emploi semble ne pas avoir eût lieu. Le coût unitaire d'un déplacement pour chercher du travail a fortement augmenté dans la zone PDUI et pratiquement dans les mêmes proportions que dans la zone témoin¹⁶. Par conséquent, la proportion de chômeurs se déplaçant pour aller chercher du travail s'est réduite : 39 % des chômeurs se déplaçaient en 2010 contre seulement 25 % en 2014. En affinant l'analyse par la comparaison des individus désenclavés par le projet avec ceux dont la distance à la route n'a pas été modifiée, le même constat est fait : les coûts de déplacement ont fortement augmenté pour les deux groupes et dans des proportions semblables, et les chômeurs se déplacent moins souvent dans les deux groupes¹⁷. Si le désenclavement de la zone PDUI n'a pas eu d'effets sur les coûts de déplacement pour la recherche d'emploi, c'est parce que la recherche d'emploi se fait massivement en centre-ville (dans 98 % des cas en 2014 pour les chômeurs de la zone PDUI). Ainsi, les gains qui pourraient être réalisés à l'intérieur du quartier PDUI sont marginaux au regard du coût du trajet dans son ensemble. De plus, la principale raison évoquée par les chômeurs découragés pour justifier qu'ils ne cherchent pas de travail n'est pas le coût de cette recherche, mais le fait qu'ils ne savent pas où s'adresser pour cette recherche. Le désenclavement n'a pas non plus rapproché les individus des bassins d'emploi. Le temps mis par les actifs occupés pour se rendre à leur travail n'a pas été réduit par le projet. Il est resté stable, tout comme celui de la zone témoin. De façon plus générale, les individus ne perçoivent pas une amélioration de l'accès aux transports dans le quartier (cf. Tableau A5, Annexe 4). Quand bien même le désenclavement de la zone PDUI aurait permis une réduction des coûts de transport pour accéder à l'emploi, l'usage massif des réseaux interpersonnels pour y accéder fait que cette réduction des coûts ne se serait pas forcément traduite par une hausse des taux d'activité et d'emplois dans la zone. Dans un contexte où 76 % des chômeurs font appel à leurs relations pour trouver un emploi, il est probable que ce soit plus la distance sociale avec les employeurs que la distance physique qui limite l'accès à l'emploi.

L'inadéquation entre les compétences de la population de la zone PDUI et les offres d'emploi peut également expliquer le manque d'impact du PDUI sur l'emploi. En 2010, 70 % des chômeurs n'ont aucune expérience professionnelle. 1 % seulement des chômeurs parlent anglais, langue souvent requise pour travailler dans les activités portuaires et hôtelières, détenues par des capitaux étrangers qui constituent les principaux bassins d'emploi. Par

¹⁶ Il a été multiplié par 160 % dans la zone PDUI (contre 180 % dans la zone témoin) passant de 150 DJF à 246 DJF. Ces chiffres tiennent compte de l'inflation qui a eu cours durant la période.

¹⁷ La comparaison des indicateurs intermédiaires à l'intérieur de la zone PDUI ne figure pas dans cet article pour ne pas le surcharger. Elle est disponible sur demande.

ailleurs, il est clair que la composante de formation professionnelle n'a pas pu, à elle seule, agir sur les taux d'emploi et de chômage dans la zone PDUI. En plus d'une qualité jugée insuffisante par les bénéficiaires, son incidence a été marginale puisque moins de 1 % de la population en âge de travailler a bénéficié d'une telle formation entre 2010 et 2014 (cf. Tableau A4 Annexe 4).

Ce résultat rejoint celui des autres études portant sur l'effet du pavement des voies ou l'amélioration de l'habitat sur l'offre travail. L'étude de Gonzalez-Navarro et Quintana-Domeque (2012) à Acayucan conclut à une absence d'effet du pavement de la chaussée sur l'offre de travail ou sur les revenus notamment. Les raisons évoquées par les auteurs de ce manque d'impact sont que le pavement n'a pas permis de réduire significativement le coût et le temps mis pour se rendre à son travail et que l'offre de travail était déjà élevée dans cette localité. Galiani *et al.* (2014) ne mettent en évidence aucun effet perceptible en termes d'emplois du programme TECHO délivrant des maisons préfabriquées, sachant que ce programme devait permettre aux ménages de dégager du temps pour des activités productives, en les dégageant de l'obligation de rester chez eux pour garder leurs biens. Seule l'étude de Field (2007) met en évidence les effets sur le marché du travail d'un programme de titrisation au Pérou : les membres actifs des ménages sans titre de propriété qui limitaient leur offre de travail par peur d'en être dépossédés s'ils s'en éloignent augmente significativement leur offre de travail lorsqu'ils bénéficient du programme. Cependant la chaîne causale est dans ce cas différente. Il ne s'agit pas de l'effet du désenclavement, mais de celui de devenir propriétaire, sachant que dans le contexte du Pérou, ne pas être propriétaire signifie consacrer du temps à défendre son occupation de la parcelle. Il est fort possible que ça ne soit pas le cas à Djibouti. De plus, une fois encore, l'effet de l'accès à la propriété sur l'emploi ne peut se mesurer dans le contexte du PDUI avec un délai si court.

Un autre résultat saillant du Tableau 3 est un effet positif du PDUI sur la probabilité de travailler comme indépendant. Cet effet est significatif pour tous les estimateurs comparant les individus traités et les individus témoins à l'intérieur de la zone PDUI (méthode d'hétérogénéité de traitement), mais seulement pour l'estimateur d'Heckman avec effets fixes lorsque la zone témoin est considérée. Puisque cet effet est significatif dans quatre des six spécifications, et en particulier dans celles d'Heckman qui traite l'attrition particulièrement élevée dans le panel individus, nous considérons l'effet positif et significatif du projet sur la probabilité de travailler en tant qu'indépendant comme un résultat robuste. Quelle que soit la façon dont les groupes traités et témoins sont définis, nous observons une hausse très nette du taux d'indépendant dans le groupe traité et une diminution significative de ce taux dans le groupe témoin (cf. Tableau A3 en Annexe 3). Le PDUI a donc permis de générer de l'activité indépendante pour la population bénéficiant du projet. Bien que les échantillons soient faibles, il est possible de décrire grossièrement les caractéristiques des nouveaux indépendants de la zone PDUI. Parmi eux, deux tiers étaient inoccupés en 2010. Ceux qui étaient occupés en 2010 étaient majoritairement des hommes (77% des individus occupés en 2010), salariés dans le centre-ville avant de devenir indépendants (73 % d'entre eux). Ceux qui étaient inoccupés en 2010 et sont devenus indépendants en 2014 sont

majoritairement des femmes (61 %) qui exercent une activité commerciale (61 %) ou de services (25 %), pour la moitié dans Balbala.

L'impact positif du PDUI sur la création d'activités indépendantes s'accompagne d'un effet négatif sur la probabilité de travailler comme salarié dans le secteur formel, mais cet effet n'est significatif qu'avec un des six estimateurs, celui du *matching* avec zone témoin. Alors que la probabilité d'être salarié s'est maintenue dans les deux groupes témoins, elle a diminué dans les deux groupes traités (cf. Tableau A3 en Annexe 3). Cette diminution du salariat parmi les bénéficiaires du PDUI ne peut s'expliquer par des transitions individuelles du salariat vers l'activité indépendante puisque 78 % des individus salariés en 2010 et qui ne le sont plus en 2014, ne sont plus actifs occupés en 2014. De plus, ceux qui sont toujours occupés sont majoritairement indépendants (60 %) et travaillent majoritairement en centre-ville. Il est donc difficile d'interpréter cet impact négatif du projet sur l'activité salariale, d'autant que cet effet est moins robuste que les autres.

Concernant le dernier indicateur d'impact du PDUI sur l'emploi, le revenu d'activité, il apparaît clairement que le projet n'a eu aucun effet. Le revenu réel d'activité a bien augmenté dans la zone PDUI entre 2010 et 2014 mais la zone témoin a connu une évolution similaire. C'est également le cas lorsque l'on considère le groupe traité et le groupe témoin à l'intérieur de la zone PDUI. Par conséquent, la variable de traitement n'est significative dans aucune des estimations du revenu d'activité (cf. Tableau 3).

En conclusion, le PDUI n'a pas eu d'effet ni sur les niveaux d'activité ni d'occupation des individus touchés par le projet, mesurés par la probabilité d'être actif, d'être actif occupé ou d'être en situation de sous-emploi. Il n'a pas non plus permis d'améliorer les revenus d'activité. En revanche, il semble avoir créé un dynamisme à l'intérieur du quartier en favorisant le développement d'activités indépendantes, notamment commerciales.

4.3. Effet d'éviction

Les projets de réhabilitation urbaine peuvent avoir un effet pervers, celui d'évincer la population originellement visée par le projet. En effet, une partie de cette dernière peut être obligée de quitter le quartier suite à sa valorisation. Ce phénomène, appelé par la suite effet d'éviction, a souvent été observé même s'il a rarement pu être quantifié. A partir des exemples de Phnom Penh au Cambodge et de Kigali au Rwanda, Durand-Lasserve (2005) effectue une recension des mécanismes à l'œuvre dans les cas des évictions qui ne sont pas le fait d'une procédure officielle comme les expropriations, mais qui sont « volontaires » au sens où ils sont le fruit du libre fonctionnement du marché (« *market-driven eviction* »). Bien que le déménagement des ménages soit « volontaire », il résulte d'une incapacité à résister aux pressions du marché suite à l'augmentation des loyers ou du coût de la vie dans le quartier. De plus, les ménages concernés par ce processus sont souvent les plus pauvres et les moins éduqués. Ils ont par conséquent un faible pouvoir de négociation lorsqu'il s'agit de négocier leur départ. Notons que l'évaluation du projet PDUI s'attache à diagnostiquer l'effet d'éviction à travers la comparaison des ménages que l'on ne retrouve pas dans

l'enquête ex-post avec les ménages nouvellement installés dans le quartier PDUI, comme le préconisent Field et Kremer (2008) ou Marx *et al.* (2013)¹⁸.

Pour apprécier l'effet d'éviction proprement dit, nous comparons les caractéristiques des ménages qui ont quitté la zone PDUI à celles des ménages nouvellement arrivés dans le quartier. Cependant, le changement de population observé dans cette analyse peut être dû à un changement général de la population dans Balbala, et non à un effet du PDUI. C'est pourquoi nous examinons aussi cet effet d'éviction en double différences : on étudie alors le changement de population dans la zone du projet par rapport au changement de population dans la zone témoin.

La comparaison des ménages ayant quitté la zone au cours du projet et ceux arrivés en cours de projet montre que les nouveaux ménages sont plus favorisés que les anciens qui sont partis (cf. Tableau 4, colonnes [1] à [3]). Ils sont plus éduqués, ont un niveau de vie plus élevé, ont de meilleures conditions d'habitat: ils sont plus souvent propriétaires de leur logement, qui est plus souvent construit en dur et relié à l'électricité. Par conséquent, leur parcelle a plus de valeur. De plus, les loyers payés par les nouveaux locataires sont supérieurs à ceux payés par les locataires qui ont déménagé depuis 2010. Lorsqu'ils travaillent, ces nouveaux ménages ont une rémunération bien plus élevée que celle des ménages ayant quitté la zone. En revanche, aucune différence n'est relevée en termes de statut d'activité, d'accès à l'emploi ou de statut dans l'emploi. Ces différences de profil socioéconomique entre les ménages partis et les nouveaux arrivants laissent à penser qu'un processus d'éviction est à l'œuvre. Précisons toutefois que ce processus semble s'opérer essentiellement au sein de la commune de Balbala. Les nouveaux arrivants, certes mieux lotis, proviennent pour 63 % d'entre eux du même quartier, contre seulement un tiers d'un autre quartier de la conurbation de Djibouti-ville, 6 % d'un autre district du pays et moins de 2 % d'un autre pays.

Toutefois, pour vérifier que ce processus d'éviction est dû au PDUI et ne relève pas d'un processus général qui peut s'opérer sur l'ensemble de la commune de Balbala, il est nécessaire de mener une analyse en double différences, en comparant les écarts de caractéristiques entre les nouveaux arrivants et ceux partis de la zone PDUI avec les écarts des nouveaux et des anciens ménages de la zone témoin (cf. colonne [4] du Tableau 4). Il apparaît que le statut économique supérieur des nouveaux arrivants par rapport à ceux qui ont déménagé ne soit pas réellement spécifique à la zone du PDUI prise dans son ensemble. Entre les zones témoin et PDUI, *quasi* aucune des différences de caractéristiques entre les ménages ayant quitté le quartier et les nouveaux arrivants n'est significative. C'est ainsi que le plus grand accès à la propriété des nouveaux, relativement aux anciens, a autant eu lieu

¹⁸ McIntosh *et al.* (2014) mesurent l'impact d'un projet au niveau des logements et non des ménages, ce qui minimise les problèmes d'attrition mais limite la portée des résultats quant à l'effet d'éviction du programme, puisqu'alors l'impact n'est que partiellement évalué sur la population initialement visée par le projet. Par contre, comme dans cet article, l'effet d'éviction est apprécié à travers l'examen des caractéristiques des nouveaux arrivés dans les logements enquêtés, généralement plus favorisés et attirés par l'amélioration des quartiers.

en zone témoin qu'en zone PDUI. Il en est de même de l'habitat en dur ou de l'augmentation du prix des parcelles. La hausse des prix des loyers, induite par les nouveaux arrivants, semble même avoir été plus forte en zone témoin qu'en zone PDUI, comme l'atteste le coefficient négatif associé à cette variable. De même, les écarts de situation dans l'emploi ne diffèrent pas de ceux de la zone témoin. Aucun des coefficients de la colonne [3] du Tableau 4 ne sont significativement différents de zéro, exception faite du coefficient associé au score de vie montrant que les écarts de niveaux de vie des nouveaux arrivants dans la zone PDUI sont relativement moins importants que ceux des nouveaux du quartier témoin (toujours relativement aux ménages qui sont partis). Il apparaît donc que l'éviction des ménages pauvres par des ménages plus riches ait bien eu lieu, mais que ce processus est à l'œuvre autant (voire plus) dans la zone témoin que dans la zone du PDUI.

Pour aller plus loin dans ce diagnostic et voir si le processus d'éviction a lieu plus précisément à proximité des nouvelles routes, la colonne [5] du Tableau 4 montre les différences d'écarts entre les nouveaux et les anciens ménages vivant à proximité des nouvelles routes et ceux vivant au sein du quartier PDUI, mais dans des îlots dont la distance aux routes n'a pas été impactée par le projet. L'examen de ces résultats montre que c'est à proximité des nouvelles routes que le phénomène d'éviction de ménages pauvres par des ménages plus aisés s'observe. Les nouveaux ménages installés à proximité des nouvelles routes ont plus tendance à habiter dans des logements en dur avec l'électricité (comparé à ceux qui ont déménagé) que les nouveaux ménages installés des autres îlots du quartier. De même et certainement en conséquence, le prix perçu des parcelles y est plus élevé et les loyers y sont nettement supérieurs, en comparaison des loyers payés par les ménages ayant quitté le quartier. En termes d'emploi et de niveau de vie, le diagnostic est moins net. On remarque toutefois que les nouveaux ménages résidant dans les îlots proches des nouvelles routes ont un niveau de vie supérieur aux ménages qui en sont partis, mais aussi qu'ils sont moins souvent des salariés et plus fréquemment des indépendants (même si cet écart n'est pas statistiquement différent). En conclusion, on peut affirmer qu'un phénomène d'éviction a eu lieu sur l'ensemble de la commune de Balbala, mais que ce processus a été plus fort à proximité des nouvelles routes construites dans le cadre du PDUI.

Tableau 4. Comparaison des caractéristiques des ménages ayant quitté la zone avec celui des nouveaux arrivés

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Ménages 2010 non trouvés en 2014	Nouveaux ménages	Signifi- cativité de (2)-(1)	Diff in diff avec zone témoin	Diff in diff intra zone
Niveau le plus élevé d'éducation dans le ménage					
Sans éducation	0.420	0.337	*	-0.096 (0.099)	-0.208 (0.134)
Primaire incomplet	0.050	0.042	ns	0.066 (0.047)	-0.033 (0.037)
Primaire complet	0.085	0.105	ns	-0.044 (0.066)	-0.104 (0.086)
Collège	0.219	0.203	ns	0.029 (0.073)	0.053 (0.106)
Lycée	0.119	0.200	**	0.158** (0.07)	0.197* (0.117)
Supérieur	0.107	0.113	ns	-0.114* (0.063)	0.095 (0.106)
Habitat					
Propriétaire avec titre	0.054	0.122	**	0.052 (0.059)	-0.036 (0.074)
Habitat en dur	0.344	0.500	***	-0.098 (0.091)	0.247* (0.14)
Prix réel du m2 (log)	7.882	8.144	**	-0.246 (0.252)	0.645* (0.346)
Prix loyer (log)	8.918	9.390	***	-0.410** (0.206)	0.645* (0.346)
Eclairage électrique	0.392	0.628	***	-0.232*** (0.086)	0.236* (0.128)
Emploi					
Actif (def large)	0.802	0.794	ns	0.102 (0.079)	-0.200* (0.116)
Actif occupé	0.561	0.543	ns	0.038 (0.1)	-0.105 (0.142)
Chômage (def large)	0.241	0.251	ns	0.064 (0.084)	-0.095 (0.122)
Salarié	0.464	0.426	ns	-0.047 (0.101)	-0.250* (0.139)
Indépendant	0.077	0.105	ns	0.063 (0.062)	0.142 (0.089)
Salarié du formel	0.386	0.381	ns	-0.123 (0.097)	-0.189 (0.137)
Revenu total	38783	231090	***	-2989 (46988)	27511 (59864)
Niveau de vie (score)	-1.686	-1.154	***	-0.508* (0.262)	0.932** (0.414)
<i>Observations</i>	<i>137</i>	<i>204</i>		<i>553</i>	<i>341</i>

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standardisées robustes, clustérisées au niveau des îlots. *Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014. Calculs des auteures.*

Conclusion

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact d'un projet de développement urbain mis en œuvre dans un bidonville de la ville de Djibouti entre 2010 et 2014. L'originalité de ce programme est qu'il combine la construction et la réhabilitation d'infrastructures avec des programmes de développement sociaux.

La diversité des composantes du projet ainsi que sa concentration dans une zone relativement peu étendue rendent l'évaluation d'un tel projet à la fois originale et complexe. Pour répondre aux défis méthodologiques soulevés par ces spécificités du PDUI, deux méthodes ont été adoptées. La première consiste à comparer en double différence la zone PDUI à une zone témoin. La seconde exploite les différences d'intensité du projet selon la localisation des ménages par rapport aux voies. Il s'agit de comparer, également en double différence, à l'intérieur de la zone PDUI, les ménages qui ont été désenclavés grâce au projet avec ceux qui n'ont pas bénéficié d'un tel désenclavement. Trois estimateurs ont été utilisés pour chacune des deux méthodes : un estimateur avec effets fixes, un estimateur avec *matching* et un estimateur d'Heckman avec effets fixes.

Moins d'un an après son achèvement, le PDUI a eu un impact notable sur les statuts de propriété des habitants de la zone. Il a permis de sortir entre 11 à 12,2 % des ménages du statut précaire d'occupant provisoire en leur permettant d'acquérir un titre de propriété définitif. Le projet a eu un effet de cette ampleur car il a permis de stabiliser l'alignement des logements non seulement le long des voies construites ou aménagées par le projet, mais également au niveau du maillage secondaire du quartier, les voies construites ou aménagées pénétrant l'ensemble du quartier. La stabilité de l'alignement a pu rassurer les ménages quant à un éventuel délogement dans le futur et les inciter à régulariser leurs titres de propriété, d'autant que les démarches de régularisation des titres de propriété ont été simplifiées et rendues moins coûteuses au niveau national. En revanche, et contrairement à ce qui a pu être observé dans d'autres contextes, le PDUI n'a pas eu d'impact significatif sur les conditions d'habitat, ni sur la valeur des parcelles telle qu'elle est perçue par les habitants. Il est probable que les délais d'observations après la fin du projet soient trop courts pour qu'un tel impact puisse être décelé. L'investissement dans les matériaux de construction du logement est supposé avoir lieu après l'acquisition du titre de propriété et demande donc des délais plus longs. De même, la valorisation des parcelles demande une multiplication des transactions immobilières pour pouvoir être perçue par les habitants.

L'impact du projet sur l'accès à l'emploi est quant à lui décevant. Le PDUI n'a pas eu d'effet sur les niveaux d'activité et d'occupation des individus, mesurés par la probabilité d'être actif, d'être actif occupé ou d'être en situation de sous-emploi. Il n'a pas non plus permis d'améliorer les revenus d'activité. En revanche, il semble avoir créé un dynamisme à l'intérieur du quartier en favorisant le développement d'activités indépendantes, notamment commerciales. Ce développement d'activités indépendantes a principalement bénéficié à des femmes qui étaient inactives avant le PDUI. Mais cette création d'emploi n'a pas été d'une ampleur suffisante pour pallier la diminution des emplois salariés dans la zone

et par conséquent améliorer l'accès à l'emploi. Il est possible que la création d'activités indépendantes dans la zone s'accroisse avec le temps et conduise à une réduction des taux de chômage et d'inactivité à moyen-terme. En revanche, il est peu probable que le projet permette d'améliorer l'accès aux emplois formels et salariés, comme attendu en début de projet. Le désenclavement n'a pas permis une réduction significative du temps d'accès aux bassins d'emploi. De plus, le programme n'a contribué que très marginalement à améliorer l'employabilité des jeunes du quartier du fait d'un faible nombre de bénéficiaires de formations professionnelles.

Enfin, il semblerait que le PDUI ait engendré un effet d'éviction de ménages plus pauvres par des ménages sensiblement plus aisés. Cependant, ce processus s'est opéré essentiellement à proximité des nouvelles routes. Par ailleurs, ce processus intervient dans un contexte général d'arrivées de ménages plus aisés au sein du quartier de Balbala.

Rétrospectivement, il est intéressant de tirer de cette étude quelques enseignements en matière de méthodologie d'analyse d'impact. Tout d'abord, il paraît important de mener, dans la mesure du possible, l'enquête *ex post* relativement longtemps après la fin du projet. Un délai de deux ans semble un minimum au vu de la littérature. En effet, tant l'amélioration des conditions de logement qu'un réel développement économique dans le quartier réhabilité sont difficilement réalisables dans un délai court, étant donné les contraintes économiques des habitants de ces quartiers. Dans le cas présent, le retard pris dans l'exécution des travaux et les contraintes de financement de l'enquête *ex post* ont réduit ce délai à dix mois. Cela est sans doute un facteur expliquant la faiblesse, voire l'inexistence de certains effets du projet. Une autre source potentielle de sous-estimation des effets du projet est la non prise en compte des effets d'externalité du projet. Les mesurer est toutefois difficile et a rarement été mené. Cela suppose d'ajouter une zone d'investigation limitrophe à celle du projet. Dans le cas de cette étude, cela n'a pas été possible car les quartiers limitrophes étaient, dans le laps de temps du projet, susceptibles de bénéficier d'autres projets de développement urbain.

Même si le bilan de la revue de littérature et la mise en perspective des résultats des autres travaux d'évaluation d'impact avec l'étude menée montrent que les effets des projets de réhabilitation de bidonvilles sont parfois conditionnés aux contextes économique et social des quartiers ciblés, il est possible de tirer quelques enseignements sur la manière dont le projet a été défini et, plus généralement, sur les politiques visant à améliorer les conditions de vie des habitants des quartiers précaires. Tout d'abord, le processus participatif au moment de la conception du projet et de la définition de ses différentes composantes doit être le plus incluant et informé possible. Il n'est pas certain que si une plus large part de la population avait été interrogée sur les priorités de développement, le projet ait été défini de la même manière. La demande pour une amélioration de l'employabilité des personnes aurait été plus forte. Ensuite, il est important que les constructions d'infrastructures et de routes s'accompagnent d'interventions sociales. Dans le cas du PDUI, les composantes de formation et de soutien aux activités économiques ont été insuffisantes pour permettre aux personnes les plus déshéritées du quartier d'améliorer leur insertion sur le marché du travail. Enfin, il est indéniable que la construction d'infrastructures et l'aménagement des

voies d'un quartier améliorent le cadre de vie des habitants, et leur souhait d'y rester. Toutefois, il est nécessaire que des actions qui favorisent l'émergence d'activités économiques au sein du quartier soient entreprises. Ces actions économiques et sociales s'inscrivent certainement dans un temps plus long et un cadre de gestion différent de celui d'un projet de réhabilitation urbaine.

Références bibliographiques

Abadie A. (2005), "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators", *Review of Economic Studies*, 72(1): 1 – 19.

ANEFIP (2009), *Esquisse d'une stratégie de développement de la formation professionnelle à Djibouti*, Rapport final.

Barnhardt S., E. Field et R. Pande (2014), "Moving to Opportunity or Isolation? Network Effects of a Slum Relocation Program in India", *NBER Working Paper No. 21419*.

Cattaneo M.D., S. Galiani, P.J. Gertler, S. Martinez et R. Titiunik (2009), "Housing, Health and Happiness", *American Economic Journal: Economic Policy* 1: 75-105.

Collin M., S. Dercon, S. Lombardini, J. Sandefur et A. Zeitlin (2012), "Slum Upgrading in Tanzania", International Growth Centre, *Working paper*, 24 p.

DISED (2012), *Profil de la pauvreté en République de Djibouti*, septembre, 43 p.

Durand-Lasserve, A. (2005), "Dealing with market eviction processes in the context of developing cities". *Third World Bank Urban Research Symposium: Land development, poverty reduction urban policy*. Brasilia, The World Bank.

Field E. (2005), "Property Rights and Investment in Urban Slums", *Journal of the European Economic Association* 3(2/3): 279-290.

Field E. (2007), "Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru", *The quarterly Journal of Economics* 122(4): 1561-1602.

Field E. et M. Kremer (2008), *Impact Evaluation for Slum Upgrading Interventions*, mimeo Harvard University.

Galiani S. et E. Scharrodsky (2010), "Property Rights for the Poor: Effects of Land Titling", *Journal of Public Economics*, 94: 700-729.

Galiani S., P. Gertler, R. Cooper, S. Martinez, A. Ross et R. Undurraga (2014), "Shelter from the Storm: Upgrading Housing Infrastructure in Latin American Slums", Inter-American Development Bank IDB, *Working Paper Series*, N° IDB-WP-528, 46 p.

Gonzalez-Navarro M. et C. Quintana-Domeque (2012), "Paving Streets for the Poor: Experimental Analysis of Infrastructure Effects", September, 52 p. Available at: http://depeconomia-aplicada.uab.cat/secretaria/seminaris/Pavement_Paper.pdf

Heckman J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47: 153–16.

HYDREA (2014), *Contrôle des travaux d'infrastructure à Balbala, programme de développement intégré (PDUI), rapport final phase II*, 175 p.

ILO (2015), "Key indicators of the Labour Market 2015: Education and Labour Market".

Marx B., T. Stoker et T. Suri (2013), "The Economics of Slums in the Developing World", *The Journal of Economic Perspectives* 27(4): 187-210.

McIntosh C., T. Alegría, G. Ordóñez et R. Zenteno (2014), "Infrastructure Upgrading and Budgeting Spillovers: Mexico's Habitat Experiment", *Centre for Effective Global Action Working Paper*, N°036, 45 p.

Mesplé-Somps S., L. Pasquier-Doumer, C. Guénard (2016), Evaluation d'impact d'un projet de rénovation urbaine dans la commune de Balbala, Djibouti; Etudes de l'AFD n°10.

Pasquier-Doumer L. et S. Mesplé-Somps (2015), *Rapport de suivi d'évaluation du projet PDUI*, DIAL, Juin 2015, 21 p.

Soares F. et Y. Soares (2005), "The Socio-Economic Impact of Favela-Bairro: What do the Data Say?", *Inter-American Development Bank Working Paper*, OVE/WP-08/August 4, 50 p.

UN-Habitat (2013), *Planning and Design for Sustainable Urban Mobility Global Report on Human Settlements 2013*, United Nations Human Settlements Programme, Routledge, 317 p.

Van de Walle D. (2002), "Choosing Rural Road Investments to Help Reduce Poverty", *World Development*, 30(4): 575-589.

Annexes

Annexe 1. Présentation des trois estimateurs utilisés

L'estimateur mis en œuvre est un estimateur en double différence. L'équation estimée est alors de la forme suivante pour les indicateurs d'impact mesurés au niveau des ménages (habitat et santé) :

$$y_{j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \eta T + \vartheta D_{2014} + \gamma X^1_{j,t} + \epsilon_{j,g,t} \quad (1)$$

avec $y_{j,g,t}$ un indicateur d'impact donné pour un ménage j résidant dans un îlot g en t ($t = 2010, 2014$). T est une indicatrice prenant la valeur 1 lorsque le ménage réside dans la zone du PDUI et 0 sinon. D_{2014} est une indicatrice prenant la valeur 1 pour l'année 2014 et 0 en 2010. L'impact du projet est capté par l'interaction entre la variable T et l'indicatrice temporelle D_{2014} , le coefficient d'intérêt est donc β et représente l'impact moyen du PDUI. Le vecteur $X^1_{j,t}$ est composé de variables pouvant varier dans le temps. Il comprend le sexe du chef de ménage, trois variables rendant compte de la composition démographique du ménage (le nombre d'adultes homme et femme de 25 à 49 ans et le nombre de jeunes de 15 à 24 ans) et le niveau le plus élevé d'éducation au sein du ménage. Pour les indicateurs dans le domaine de la santé, le nombre d'enfants a été ajouté et le niveau d'éducation le plus élevé n'est calculé que pour les femmes du ménage. Enfin, le terme $\epsilon_{j,g,t}$ est un terme d'erreur.

Pour les indicateurs retenus au niveau des individus, c'est-à-dire les indicateurs d'impact d'emploi et de revenu, l'équation estimée prend la forme suivante :

$$y_{i,j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \eta T + \vartheta D_{2014} + \gamma X^1_{j,t} + \epsilon_{i,j,g,t} \quad (2)$$

avec $y_{i,j,g,t}$ une variable d'impact pour un individu i vivant dans un ménage j résidant dans un îlot g en t ($t = 2010, 2014$) et $\epsilon_{i,j,g,t}$ un terme d'erreur idiosyncrasique au niveau des individus. Le coefficient d'intérêt est alors toujours le coefficient β . Le vecteur $X^1_{j,t}$ comprend les mêmes variables que dans la spécification retenue pour les indicateurs d'habitat.

Comme expliqué dans le cœur du texte, trois estimateurs ont été calculés. Un premier estimateur avec effets fixes au niveau des ménages (habitat et santé) ou des individus (emploi). Les équations (1) et (2) deviennent :

$$y_{j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \mu_j + \vartheta D_{2014} + \gamma X^1_{j,t} + \epsilon_{j,g,t} \quad (3)$$

$$y_{i,j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \mu_i + \vartheta D_{2014} + \gamma X^1_{j,t} + \epsilon_{i,j,g,t} \quad (4)$$

avec μ_j et μ_i respectivement des indicatrices aux niveaux ménage et individu. Du fait de la colinéarité avec la variable de traitement T , cette dernière n'apparaît plus dans les équations.

Le deuxième estimateur est l'estimateur dit *Matching-Dif-in-Dif* (Abadie, 2005). Comme expliqué dans la section 3, cet estimateur associe les ménages de la zone du PDUI avec les ménages de la zone témoin en fonction de la probabilité d'appartenir à la zone PDUI, $\pi(X^2) \equiv \mathbb{P}(d_t = 1 | X^2)$, avec X^2 un vecteur de caractéristiques observables en 2010 au niveau des ménages. Dans le cas où $\pi(X^2) < 1$ et où $\mathbb{P}(d_t > 0)$, l'échantillon suivant $\mathbb{E} \left(\frac{\Delta y_t}{\mathbb{P}(d_t=1)} x \frac{d_t - \pi(X^2)}{1 - \pi(X^2)} \right)$ donne un estimateur sans biais de l'impact moyen du projet. L'estimateur est une moyenne pondérée de la variation entre 2010 et 2014, Δy_t de la variable y , les ménages appartenant au groupe de contrôle étant pondérés par leur probabilité d'appartenir à la zone du PDUI.

Le vecteur X^2 comprend les variables suivantes mesurées en 2010 lorsque les indicateurs d'impact portent sur l'habitat : le sexe du chef de ménage, la taille du ménage, le niveau le plus élevé d'éducation des individus de 15 ans et plus dans le ménage, le nombre d'années d'installation dans le quartier, le degré d'enclavement mesuré par une indicatrice prenant trois valeurs en fonction de la distance à la route la plus proche et enfin un score de niveau de vie. Ce score de niveau de vie est calculé à partir d'une analyse en composantes multiples en utilisant les variables suivantes : la possession de biens durables, la fréquence de consommation de fruits, légumes poissons et viandes, le confort de l'habitat (raccordement à l'eau, à l'électricité et disponibilité de toilette privée) et le nombre de pièces du logement occupé. Pour les estimations de l'impact sur les différentes variables d'emploi, les variables utilisées pour identifier la probabilité d'appartenir à la zone PDUI sont : le sexe, le statut matrimonial, le statut dans l'emploi en 2010, le niveau d'éducation, le fait de parler français ou anglais, le nombre d'années d'installation dans le quartier du ménage, la taille du ménage, le niveau d'enclavement au sein du quartier et le niveau de vie du ménage mesuré par le même score de niveau de vie que pour les indicateurs d'habitat. Pour les indicateurs de santé, les variables utilisées pour calculer le score de propension sont le niveau le plus élevé d'éducation des femmes et le nombre d'enfants dans le ménage.

Enfin, le troisième estimateur est un estimateur qui contrôle du biais de sélection dû à l'attrition. La méthode d'Heckman de correction est mise en place. Dans une première étape, la probabilité pour un ménage (individu)¹⁹ enquêté en 2010 d'être enquêté en 2014 est estimée à partir de la spécification probit suivante :

$$S_i^* = \alpha_s + \tau_s X_i^1 + \omega Z_i + \mu_i \quad (5)$$

où :

$$S_i = \begin{cases} 1 & \text{if } S_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } S_i^* \leq 0 \end{cases}$$

S vaut 1 quand le ménage ou l'individu i est observé en 2010 et en 2014, et 0 s'il n'est observé qu'en 2010. Dans la mesure où le processus de sélection peut être endogène, on

¹⁹ Pour simplifier la présentation de cette première étape, l'indice i désigne indistinctement soit un ménage soit un individu.

peut craindre que les valeurs des indicateurs de résultats soient différentes selon que S prend la valeur 1 ou 0. Formellement, cela s'exprime comme suit :

$$y_i = \begin{cases} y_{0i} & \text{if } S_i^* > 0 \\ y_{1i} & \text{if } S_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Cette spécification permet de prendre en considération la sélection sur les caractéristiques observables X_i^1 et Z_i . Le vecteur X_i^1 comprend les mêmes variables que le vecteur de variables de contrôle introduit dans les équations (1), (2), (3) et (4) mesurées en 2010. Z_i est une variable qui explique la probabilité d'être dans le panel mais qui, en principe, est orthogonale aux termes d'erreur des équations (1) et (2). La variable d'exclusion Z_i que nous avons retenue est la volonté exprimée en 2010 de vouloir quitter le quartier si cela était possible. Cette première étape permet d'estimer la probabilité que le ménage ou l'individu i soit contenu dans le panel 2010-2014, soit $\text{Prob}[S_i^* > 0] = \Phi(\alpha_s + \tau_s X_i^1 + \omega Z_i)$ à partir de laquelle nous construisons l'inverse du ratio de Mills qui permet de corriger les biais liés à la sélection endogène des ménages du panel.

$$\lambda_{0i} = \frac{\phi(\alpha_s + \tau_s X_i^1 + \omega Z_i)}{\Phi(\alpha_s + \tau_s X_i^1 + \omega Z_i)}$$

Ce terme est introduit dans les équations d'impact au niveau des ménages avec effets fixes :

$$y_{j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \mu_j + \vartheta D_{2014} + \gamma X_{j,t}^1 + \theta_0 \lambda_{0j} + \epsilon_{j,g,t} \quad (6)$$

et des individus :

$$y_{i,j,g,t} = \alpha + \beta T * D_{2014} + \mu_i + \vartheta D_{2014} + \gamma X_{j,t}^1 + \theta_0 \lambda_{0i} + \epsilon_{i,j,g,t} \quad (7)$$

En appliquant la méthode d'Heckman, nous estimons un modèle paramétrique en supposant que les termes d'erreur suivent une distribution normale conjointe. La prise en compte de λ_i permet aux résidus $\epsilon_{j,g,t}$ et $\epsilon_{i,j,g,t}$ d'avoir les propriétés i.i.d. habituelles. Le coefficient OLS (non biaisé) $\widehat{\beta}_0^{\text{OLS}}$ est l'estimateur de l'impact du projet PDUI.

Annexe 2. Test de l'hypothèse du *parallel trend*

Le protocole d'enquête a été conçu de manière à pouvoir, dans la mesure du possible, tester l'hypothèse de *parallel trend*. Pour ce faire, des questions rétrospectives ont été posées aux individus enquêtés en 2010 sur leur situation trois ans auparavant, soit en 2007. Il s'agit donc de procéder à un test placebo : on vérifie si le fait d'habiter dans la zone du PDUI en 2010 exerce une différence sur l'évolution des indicateurs entre 2007 et 2010 avec les habitants de la zone témoin. L'hypothèse testée est vérifiée si cette différence n'est pas significative. Du fait des contraintes de longueur du questionnaire, mais aussi de problèmes d'effets de mémoire liés par exemple au changement de chef de ménage entre 2007 et 2010, qui aurait conduit à de trop grands problèmes d'erreur de mesure sur les variables d'habitat (statut d'occupation, caractéristiques des matériaux de construction des logement et prix de la parcelle), ces questions rétrospectives ont seulement été posées sur la situation dans l'emploi des individus de 15 ans et plus. La colonne (1) du Tableau A1 présente les résultats sur le panel 2010-2014 d'individus. Il ressort que le test est vérifié sur trois des cinq indicateurs d'emploi, à savoir la probabilité d'être actif occupé, celle d'être salarié ou celle d'être indépendant. Par contre, les parts des actifs et des chômeurs dans la population des 15 ans et plus ont plus baissé dans la zone du PDUI que dans la zone témoin, signifiant que la part des inactifs aurait plus augmenté. Il est difficile d'interpréter ces différences de tendances passées, mais une explication possible serait que la zone du PDUI a connu un choc négatif sur l'emploi ou, inversement, les zones témoins, un choc positif. Cette seconde hypothèse nous semble plus plausible. Ce choc positif pourrait provenir de la construction du port de Doraleh, plus proche de la zone témoin que de la zone du PDUI, construction qui aurait pu inciter les habitants « témoin » à souhaiter ne plus être inactifs et à chercher un emploi (sans pour autant en trouver, puisque il n'y a pas de différences sur l'évolution des actifs occupés).

Le Tableau A1 présente également les résultats du test de cette hypothèse sur l'échantillon des individus résidant dans la zone du PDUI. La colonne (2) montre les différences de trajectoire dans l'emploi entre les individus qui ont bénéficié d'un rapprochement aux routes et tous les autres individus pour lesquels ce paramètre n'a pas bougé du fait du projet. On constate que cette hypothèse du *parallel trend* est vérifiée pour quasiment l'ensemble des indicateurs d'emploi, exception faite de la part des actifs et des chômeurs. On observe une augmentation plus forte du nombre d'actifs et de chômeurs dans la zone traitée, relativement aux ménages dont la distance à la route n'a pas été modifiée.

Tableau A1. Test du *parallel trend* entre zone PDUI et zone témoin et à l'intérieur de la zone PDUI

Variables	(1)	(2)
	PDUI/Zone témoin	Intra PDUI Traité PDUI (désenclavés)/témoin PDUI
Actif	-0.158*** (0.035)	0.069** (0.034)
Chômeur (définition large)	-0.151*** (0.029)	0.058* (0.032)
Actif occupé	-0.007 (0.032)	0.011 (0.028)
Observations	4 514	4 136
Salarié	0.004 (0.062)	0.027 (0.067)
Indépendant	0.007 (0.046)	-0.004 (0.054)
Observations	1 092	826

Erreurs standardisées robustes entre parenthèses; *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Source : enquête PDUI, 2010.

Annexe 3. Matching support commun

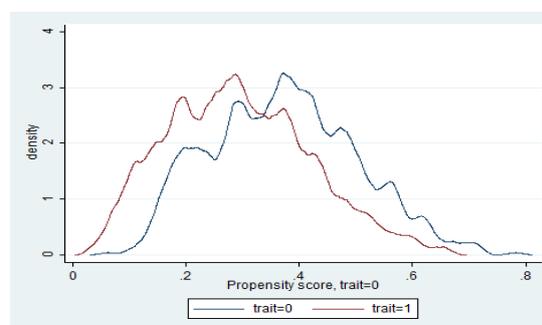
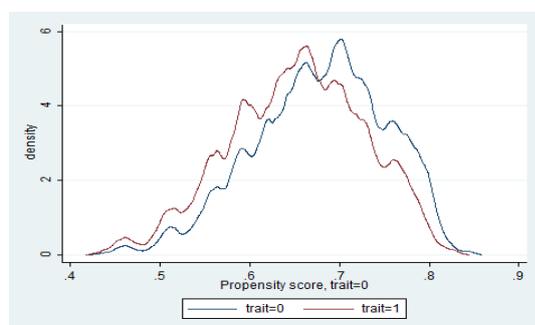
Graphique A1. Support commun PDUI/témoin

Panel ménage

Panel individu

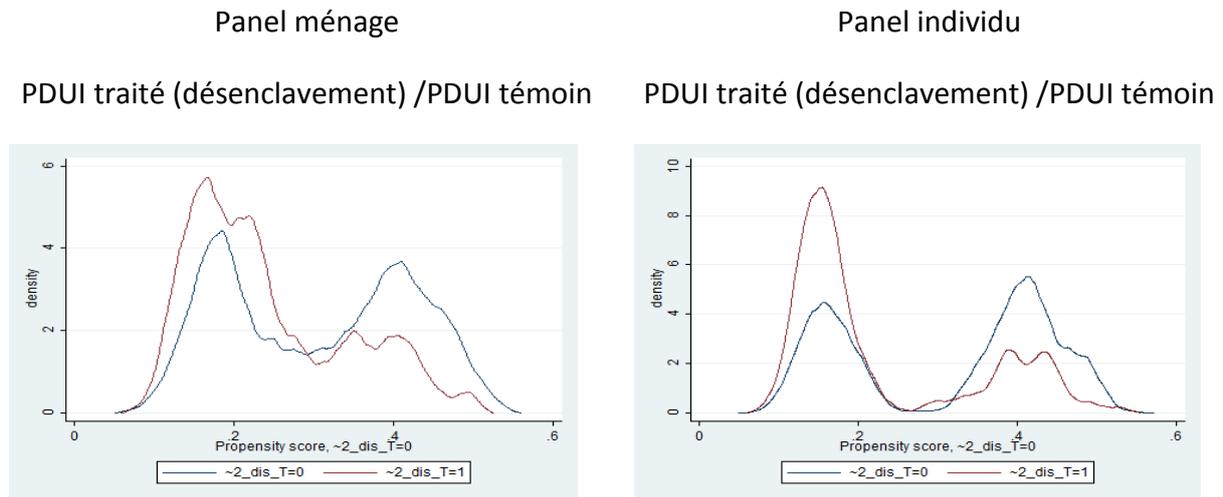
PDUI / témoin

PDUI / témoin



Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel ménages cylindré. Calculs des auteures. Ne faites on se chargera de traduire les graphiques ultérieurement

Graphique A2. Support commun intra PDUI



Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel ménages cylindré. Calculs des auteures.

Annexe 4. Attrition

Entre la zone du PDUI et la zone témoin

La question de l'attrition des panels ménages et individus entre 2010 et 2014 est ici examinée. Rappelons que l'attrition au niveau des ménages est de 21 % dans la zone du PDUI et de 27 % dans la zone témoin, tandis que celle des individus est de 41 % en zone du PDUI et de 46 % en zone témoin. Dans le tableau A4 figure l'analyse économétrique des déterminants de l'attrition au niveau des ménages tandis que dans le tableau A5 sont présentés les résultats de l'équation d'attrition au niveau individus, et dans le tableau A6, l'attrition du panel ménages retenu pour l'analyse des indicateurs de santé.

Les colonnes (1) de ces trois tableaux présentent la première étape de l'estimateur d'Heckman, c'est-à-dire l'équation de sélection sur l'ensemble de l'échantillon (indépendamment de la zone de résidence) ; les colonnes (2) et (3) reproduisent cette même équation respectivement sur les sous-échantillons de la zone du PDUI et de la zone témoin. Enfin, les colonnes (4) sont les estimations de la même équation que dans les colonnes (1) auxquelles est ajoutée l'indicatrice « réside dans la zone PDUI ».

Il apparaît que la variable instrumentale Z_i , c'est-à-dire le souhait de déménager, est un bon prédicteur de l'attrition. Ce coefficient est significatif sur l'ensemble des spécifications des tableaux A4 à A6, et montre que les ménages et les individus ont une probabilité d'autant plus forte d'être dans le panel qu'ils ne souhaitent pas déménager. On observe aussi que le niveau d'éducation, le niveau de vie et la durée de résidence dans le quartier des ménages exercent des effets significatifs sur la probabilité d'être enquêté en 2010 et 2014, ces trois facteurs augmentant la probabilité d'être dans le panel. L'attrition ne semble pas être plus importante dans la zone du PDUI que dans la zone témoin (colonne (4) du tableau A4), ce qui signifie que notre estimateur n'est pas biaisé, toutes choses égales par ailleurs, du fait d'une mobilité différente des habitants de la zone du PDUI (note sans importance à supprimer). Cependant, il apparaît que l'attrition de ménages sans éducation est plus forte dans la zone du PDUI que dans la zone témoin (la comparaison des coefficients associés à l'éducation des

colonnes (2) et (3) montrant que seuls ceux de la zone du PDUI sont significativement différents de zéro). Les facteurs expliquant l'attrition au niveau des individus (tableau A5) sont conformes à ceux observés au niveau des ménages. Ce sont les individus sans éducation qui ont une probabilité plus forte de quitter le panel. Il s'agit aussi d'individus jeunes, célibataires, actifs et d'origine étrangère. Ces facteurs semblent jouer indistinctement pour les individus de la zone du PDUI et de la zone témoin, les niveaux et significativités des coefficients des colonnes (2) et (3) étant relativement identiques. Cependant, au regard du coefficient associé à l'indicatrice « réside dans la zone PDUI en 2010 » de la colonne (4), il apparaît que l'attrition des individus est plus forte dans cette zone que dans la zone témoin. Si cette plus forte mobilité des résidents de la zone du PDUI est due à une mobilité professionnelle ascendante du fait du désenclavement du quartier, alors l'impact du projet risque d'être sous-estimé. (cf. tableau A6).

Au sein de la zone du PDUI, entre les îlots dont la distance aux routes a diminué et les autres

On observe aussi une attrition lorsque l'impact du projet est estimé en fonction de l'hétérogénéité d'exposition au traitement : 23 % des ménages traités (ménages désenclavés par les nouvelles routes) et 18% des ménages témoins (les ménages restant enclavés ou les ménages déjà proches d'axes routiers avant le projet) n'ont pu être enquêtés en 2014 (ok effectivement c'est redondant). Cette attrition est respectivement de 38 % et 46 % au niveau des individus. Les résultats de la première étape de l'estimation Heckman sont présentés dans les tableaux A7 et A8. Il en ressort les mêmes conclusions, quant aux déterminants de l'attrition, que lorsque le groupe témoin est constitué d'individus ne résidant pas dans la zone du PDUI.

Tableau A2. Equation de sélection, première étape méthode Heckman, panel ménage 2010-2014

Variabes	(1) Total	(2) PDUJ	(3) Témoins	(4) Total avec traitement
Souhaite déménager (1 = oui)	0,558*** (0,103)	0,479*** (0,133)	0,643*** (0,169)	0,547*** (0,103)
Chef de ménage homme	-0,0733 (0,150)	-0,196 (0,202)	0,0124 (0,243)	-0,0761 (0,151)
Nbre d'adultes homme	0,00916 (0,0699)	-0,0546 (0,0846)	0,160 (0,130)	0,00568 (0,0702)
Nbre d'adultes femme	0,213*** (0,0709)	0,300*** (0,0937)	0,135 (0,117)	0,223*** (0,0717)
Nbre de jeunes	0,0718** (0,0353)	0,0827* (0,0443)	0,0414 (0,0595)	0,0725** (0,0353)
Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)				
Primaire incomplet	0,456** (0,214)	0,611** (0,294)	0,288 (0,323)	0,465** (0,214)
Primaire complet	0,395** (0,170)	0,744*** (0,221)	-0,286 (0,293)	0,384** (0,170)
Secondaire 1er degré	0,376*** (0,133)	0,399** (0,165)	0,345 (0,233)	0,360*** (0,134)
Secondaire 2nd degré	0,484*** (0,151)	0,659*** (0,200)	0,245 (0,236)	0,480*** (0,151)
Tertiaire	0,436** (0,183)	0,382* (0,217)	0,637* (0,381)	0,406** (0,184)
Traitement				0,160 (0,0980)
Constante	-0,258 (0,176)	-0,140 (0,237)	-0,407 (0,280)	-0,353* (0,186)
Observations	984	659	325	984

Erreurs standardisées robustes entre parenthèses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Source : enquête PDUJ, 2010 et 2014.

Tableau A3. Equation de sélection, première étape méthode Heckman, panel individus 2010-2014

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variabes	Total	PDUI	Témoin	Total avec traitement
Souhaite déménager (1 = oui)	0,608*** (0,0583)	0,469*** (0,0739)	0,857*** (0,0990)	0,601*** (0,0585)
Chef de ménage homme	1,22e-05 (0,0619)	0,00640 (0,0744)	-0,00962 (0,116)	0,00145 (0,0619)
Nombre d'adultes homme	-0,0749*** (0,0221)	-0,105*** (0,0254)	-0,0157 (0,0471)	-0,0775*** (0,0221)
Nombre d'adultes femme	-0,107*** (0,0211)	-0,0586** (0,0255)	-0,185*** (0,0395)	-0,105*** (0,0211)
Nombre de jeunes	-0,0175 (0,0117)	0,0222 (0,0145)	-0,0966*** (0,0210)	-0,0158 (0,0117)
Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)				
Primaire incomplet	0,292** (0,120)	0,310* (0,164)	0,314* (0,179)	0,298** (0,120)
Primaire complet	0,240*** (0,0878)	0,355*** (0,109)	-0,00831 (0,155)	0,231*** (0,0880)
Secondaire 1er degré	0,297*** (0,0700)	0,322*** (0,0886)	0,239** (0,119)	0,282*** (0,0702)
Secondaire 2nd degré	0,505*** (0,0718)	0,489*** (0,0914)	0,570*** (0,120)	0,492*** (0,0720)
Tertiaire	0,299*** (0,0799)	0,234** (0,0979)	0,511*** (0,156)	0,273*** (0,0807)
Traitement				0,105** (0,0448)
Constante	-0,296*** (0,0904)	-0,270** (0,116)	-0,351** (0,151)	-0,354*** (0,0938)
Observations	3 913	2 680	1 233	3 913

Erreurs standardisées robustes entre parenthèses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Source : enquête PDUI, 2010 et 2014.

Tableau A4. Equation de sélection, première étape méthode Heckman, panel ménage 2010-2014, intra zone PDUI

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variabes	Total	PDUI	Témoin	Total avec traitement
Souhaite déménager (1 = oui)	0,479*** (0,133)	0,282* (0,152)	1,237*** (0,315)	0,479*** (0,133)
Chef de ménage homme	-0,196 (0,202)	-0,0493 (0,225)		-0,195 (0,202)
Nombre d'adultes homme	-0,0546 (0,0846)	-0,0283 (0,102)	-0,123 (0,182)	-0,0545 (0,0846)
Nombre d'adultes femme	0,300*** (0,0937)	0,402*** (0,118)	0,204 (0,182)	0,301*** (0,0939)
Nombre de jeunes femmes	0,0827* (0,0413)	0,0667 (0,0413)	0,128 (0,0413)	0,0828* (0,0413)

	(0,0443)	(0,0548)	(0,0871)	(0,0444)
Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)				
Primaire incomplet	0,611** (0,294)	0,529* (0,310)		0,611** (0,294)
Primaire complet	0,744*** (0,221)	0,684*** (0,243)	0,787 (0,675)	0,745*** (0,221)
Secondaire 1er degré	0,399** (0,165)	0,423** (0,184)	0,143 (0,428)	0,399** (0,165)
Secondaire 2nd degré	0,659*** (0,200)	0,958*** (0,252)	-0,285 (0,431)	0,660*** (0,201)
Tertiaire	0,382* (0,217)	0,640** (0,261)	-0,469 (0,497)	0,383* (0,217)
Traitement				0,00967 (0,143)
Constante	-0,140 (0,237)	-0,310 (0,268)	-0,367 (0,433)	-0,150 (0,276)
Observations	659	501	133	659

Erreurs standardisées robustes entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : enquêtes PDUI, 2010 et 2014.

Tableau A5. Equation de sélection, première étape méthode Heckman, panel individu 2010-2014, intra zone PDUI

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variabes	Total	PDUI	Témoin	Total avec traitement
Souhaite déménager (1 = oui)	0,469*** (0,0739)	0,372*** (0,0864)	0,692*** (0,152)	0,472*** (0,0741)
Chef de ménage homme	0,00640 (0,0744)	0,0174 (0,0870)	0,121 (0,157)	0,0201 (0,0746)
Nombre d'adultes homme	-0,105*** (0,0254)	-0,0958*** (0,0293)	-0,183*** (0,0535)	-0,106*** (0,0254)
Nombre d'adultes femme	-0,0586** (0,0255)	-0,0203 (0,0324)	-0,0518 (0,0450)	-0,0517** (0,0256)
Nombre de jeunes	0,0222 (0,0145)	0,0178 (0,0174)	0,0239 (0,0283)	0,0246* (0,0146)
Education maximum dans le ménage (réf : sans éducation)				
Primaire incomplet	0,310* (0,164)	0,420** (0,192)	-0,0524 (0,326)	0,337** (0,164)
Primaire complet	0,355*** (0,109)	0,297** (0,122)	0,480* (0,256)	0,366*** (0,109)
Secondaire 1er degré	0,322*** (0,0886)	0,407*** (0,0995)	0,0190 (0,203)	0,342*** (0,0888)
Secondaire 2nd degré	0,489*** (0,0914)	0,656*** (0,106)	0,00112 (0,197)	0,509*** (0,0916)
Tertiaire	0,234** (0,0979)	0,366*** (0,113)	-0,122 (0,211)	0,262*** (0,0983)
Traitement				0,224*** (0,0560)
Constante	-0,270** (0,116)	-0,289** (0,130)	-0,290 (0,273)	-0,479*** (0,127)
Observations	2 680	1 951	729	2 680

Erreurs standardisées robustes entre parenthèses

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014.

Tableau A6. Coefficients Lambda (ratio de Mills)

Variables	PDUI/Témoin	Intra PDUI Traité/témoin
Titre de propriété	-0,252**	-0,3426**
Habitat en dur	-0,1092	-,06724
Prix du m2 réel (log)	0,2689	-,1239
Actif (sens large)	-0,082	-0,212
Actif (sens restreint)	-0,135*	-0,252**
Actif occupé	-0,089	-0,186*
Chômage (sens large)	0,006	-0,026
Chômage (sens restreint)	-0,046	-0,066
Sous-emploi	-0,027	-0,010
Salarié	-0,052	-0,168*
Indépendant	-0,044	-0,051
Emploi formel	-0,030	-0,111
Revenu (log)	-1,106	-2,671*

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014.

Annexe 5. Niveaux des indicateurs d'impact dans les groupes traités et témoins

Tableau A7. Comparaison des indicateurs d'impact sur l'habitat entre la zone témoin et la zone PDUI et intra PDUI entre 2010 et 2014

	Comparaison zone PDUI/zone témoin						Comparaison intra PDUI					
	2010			2014			2010			2014		
Variables	PDUI	Témoin	Sig.	PDUI	Témoin	Sig.	Traité	Témoin	Sig.	Traité	Témoin	Sig.
Propriétaire avec titre foncier	12.41 (1.734)	26.38 (4.566)	***	42.27 (2.543)	41.87 (6.090)	ns	10.29 (1.766)	19.57 (3.834)	**	36.41 (2.526)	57.51 (3.745)	***
Logement en dur	47.05 (3.044)	28.20 (4.125)	***	55.97 (2.533)	47.71 (3.026)	**	45.33 (2.896)	47.95 (6.434)	ns	52.72 (3.533)	60.19 (3.689)	ns
Prix au m2 (log)	7.78 1.07	7.49 1.004	**	8.23 1.262	7.79 1.385	***	7.87 1.123	7.51 0.881	***	8.27 1.315	8.02 1.178	*
Démarches pour être propriétaire	13.97 (2.482)	1.984 (1.132)	***	7.576 (2.049)	4.973 (2.068)	ns	16.36 (3.179)	6.85 (2.636)	**	6.33 (0.000)	8.56 (0.000)	ns
Locataire	21.17 (2.616)	11.23 (2.544)	***	21.55 (3.043)	10.48 (2.275)	***	24.95 (3.170)	10.87 (1.147)	***	24.78 (3.558)	7.65 (1.206)	ns
Logement raccordé à l'électricité	47.77 (3.013)	35.25 (3.887)	**	62.92 (2.793)	63.34 (3.655)	ns	45.95 (2.949)	49.93 (5.125)	ns	60.78 (3.260)	67.72 (4.287)	***
Logement raccordé à l'eau	16.27 (2.057)	6.12 (2.217)	***	33.61 (2.428)	16.72 (3.039)	***	15.01 (2.284)	17.50 (3.252)	ns	32.87 (2.515)	30.10 (3.753)	ns
Observations	522	237	759	521	237	758	392	367	759	373	355	728

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, ns : non-significatif. Les colonnes « Sig. » testent la significativité de la différence entre les deux colonnes précédentes.

Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel ménages cylindré. Calculs des auteurs.

Tableau A8. Comparaison des indicateurs d'impact sur l'emploi zone témoin et zone PDUI et intra PDUI entre 2010 et 2014

	Comparaison zone PDUI/zone témoin						Comparaison intra PDUI					
	2010			2014			2010			2014		
Variables	PDUI	Témoin	Sig.	PDUI	Témoin	Sig.	Traité	Témoin	Sig.	Traité	Témoin	Sig.
Actif (large)	52.56 (1.812)	55.55 (3.922)	ns	49.25 (2.587)	37.07 (1.84)	***	54.60 (2.18)	47.16 (2.578)	**	50.78 (2.672)	45.01 (6.306)	ns
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Actif (restreinte)	38.06 (1.644)	40.11 (2.591)	ns	32.72 (1.695)	30.45 (1.911)	ns	38.06 (1.95)	38.06 (2.875)	ns	33.01 (2.157)	31.04 (2.519)	ns
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Actif occupé	25.63 (1.651)	31.48 (1.619)	**	23.58 (1.461)	26.25 (1.926)	ns	26.28 (2.133)	23.89 (2.262)	ns	23.26 (1.95)	22.64 (1.842)	ns
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Proba. d'être au chômage (large)	26.93 (1.84)	24.07 (3.11)	ns	25.68 (2.774)	10.81 (2.027)	***	28.31 (2.27)	23.27 (2.404)	ns	27.52 (3.272)	22.37 (5.563)	ns

Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux de chômage (large)	51.24 (2.838)	43.33 (3.033)	*	52.14 (3.584)	29.17 (4.895)	***	51.86 (3.498)	49.34 (4.129)	ns	54.20 (4.476)	49.71 (6.006)	ns
Obs.	824	374		713	241		640	184		528	159	
Proba. d'être au chômage (restr.)	12.43 (1.199)	8.64 (1.781)	*	9.15 (1.278)	4.20 (1.148)	***	11.78 (1.491)	14.17 (2.137)	ns	9.76 (1.718)	8.40 (1.739)	ns
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux de chômage (restreint)	32.67 (2.952)	21.53 (3.455)	**	27.95 (3.326)	13.78 0.00	ns	30.94 (3.834)	37.24 (4.427)	ns	29.56 (4.505)	27.06 (4.406)	ns
Obs.	586	266		484	192		436	150		350	114	
Probabilité d'être en sous-emploi	3.95 (0.559)	3.59 (0.774)	ns	3.42 (0.536)	3.48 (0.91)	ns	4.36 (0.688)	2.85 (0.917)	ns	3.35 (0.578)	3.43 (1.292)	ns
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux de sous-emploi	15.40 (1.851)	11.41 (2.389)	ns	14.49 (2.055)	13.25 0.00	ns	16.59 (2.299)	11.92 (3.017)	ns	14.40 0	15.17 (5.151)	ns
Obs.	394	203		352	161		303	91		251	82	
Probabilité d'être salarié	19.01 (1.092)	22.88 (1.636)	*	14.66 (1.003)	20.93 (1.817)	***	19.24 (1.463)	18.38 (1.158)	ns	12.89 (1.147)	17.85 (1.811)	**
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux de salariat	73.90 (2.579)	72.70 (2.946)	ns	62.17 (3.821)	79.72 0.00	ns	72.86 (3.033)	76.96 (5.039)	ns	55.41 0	78.87 (6.544)	***
Obs.	394	203		352	161		303	91		251	82	
Probabilité d'être indépendant	5.46 (0.792)	8.14 (0.912)	**	7.64 (1.052)	4.66 (0.935)	**	5.64 (0.876)	5.00 (1.679)	ns	8.73 (1.216)	4.54 (1.592)	**
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux d'indépendant	21.02 (2.379)	25.86 (2.774)	ns	32.39 (3.434)	17.76 0.00	ns	21.44 (2.529)	19.79 (5.745)	ns	37.54 0	20.06 (6.439)	**
Obs.	394	203		352	161		303	91		251	82	
Probabilité d'être salarié formel	17.61 (1.01)	20.80 (1.451)	*	13.84 (0.977)	20.03 (1.645)	***	17.57 (1.33)	17.70 (1.243)	ns	12.10 (1.079)	16.88 (1.94)	**
Obs.	1592	666		1498	629		1 201	391		1 088	361	
Taux de salariat formel	68.44 (3.188)	66.09 (2.504)	ns	58.72 (3.594)	76.32 0	ns	66.50 (3.943)	74.09 (3.973)	ns	52.03 0	74.57 (6.013)	***
Obs.	394	203		352	161		303	91		251	82	
Revenu (en milliers de DJF)	48.151 (43.172)	50.027 (39.731)	ns	64.459 (77.423)	66.603 (38.387)	ns	47.759 (45.467)	49.311 (35.492)	ns	59.932 (87.377)	77.632 (47.058)	**
Obs.	394	203		351	160		304	90		250	82	

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, ns : non-significatif. Les probabilités sont calculées par rapport à l'ensemble de la population de 15 ans et plus, alors que les taux le sont par rapport à la population de référence. Les colonnes « Sig. » testent la significativité de la différence entre les deux colonnes précédentes.

Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel individus cylindré. Calculs des auteures.

Annexe 6. Les indicateurs intermédiaires

Tableau A9. Comparaison des indicateurs intermédiaires sur l'emploi entre zone témoin et zone PDUI en 2010 et 2014

Indicateurs intermédiaires	PDUI			Témoin		
	2010	2014	Sig.	2010	2014	Sig.
Formation professionnelle au cours des trois dernières années	2.66 (0.505)	0.79 (0.240)	***	1.219** (0.506)	0.11 (0.106)	**
<i>Parmi les actifs occupés</i>						
Emploi se situe en centre-ville	90.74 (1.659)	52.22 (3.191)	***	84.06 (4.459)	43.67 (0.000)	***
Emploi se situe à Balbala	1.16 (0.638)	33.30 (3.700)	***	2.14 (1.376)	27.76 (0.000)	***
Emploi se situe à Doraleh	0.00	1.70 (0.387)	**		2.99 (0.000)	*
Temps mis pour se rendre à son travail (min)	37.66 (32.14)	40.95 (35.08)	ns	41.90 (32.45)	41.99 (23.32)	ns
<i>Parmi les chômeurs et les inactifs</i>						
Subvient à ses besoins en étant pris en charge par le ménage	91.63 (0.836)	86.68 (1.305)	***	92.95 (1.122)	87.89 (1.535)	***
Subvient à ses besoins par une bourse/retraite/pension	4.36 (0.510)	7.41 (0.704)	***	1.73 (0.503)	7.02 (1.322)	***
Parmi les femmes, non disponible pour travailler dans les 15 prochains jours	67.85 (2.016)	73.82 (3.245)	ns	66.55 (5.273)	91.67 (2.154)	***
Parmi les hommes, non disponible pour travailler dans les 15 prochains jours	57.40	55.39	ns	62.40	76.43	**
<i>Parmi les chômeurs</i>						
Chômeur s'est déplacé pour chercher emploi	38.73 (2.967)	24.76 (4.449)	***	35.05 (0.000)	28.23 (0.000)	ns
Raisons pour laquelle n'a pas cherché d'emploi						
N'en a pas les moyens	30.79 (4.649)	34.21 (4.377)	ns	8.54 (0.000)	33.40 (0.000)	***
Ne sais pas où aller	36.02 (3.670)	46.33 (4.788)	*	37.43 (0.000)	52.41 (0.000)	ns
Ça ne sert à rien	12.44 (3.152)	9.93 (2.364)	ns	12.78 (0.000)	8.16 (0.000)	ns
Doit s'occuper de sa maison	16.89 (2.502)	5.41 (1.730)	***	37.04 (0.000)	4.68 (0.000)	***
Coût unitaire de déplacement pour recherche emploi	149.67 (101.21)	246.49 (203.49)	***	156.58 (240.52)	283.11 (224.13)	ns
Quartiers recherche emploi						
A l'Est de l'Oued (centre-ville)	95.76 (2.292)	97.85 (0.000)	ns	92.31 (0.000)	96.07 (0.000)	ns
A l'Ouest de l'Oued hors PK12 (Balbala)	0	1.56 (0.000)	ns	2.38 (0.000)	3.93 (0.000)	ns

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, ns : non-significatif. Les colonnes « Sig. » testent la significativité de la différence entre les deux colonnes précédentes.

Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel individus cylindré. Calculs des auteures.

Tableau A10. Comparaison des indicateurs intermédiaires sur l'habitat entre zone témoin et zone PDUI en 2010 et 2014

Indicateurs intermédiaires	PDUI			Témoin		
	2010	2014	Sig.	2010	2014	Sig.
<i>Pensez-vous que depuis début 2007/2010. il y a eu dans votre quartier...</i>						
Un développement de l'électricité?	36.83 (3.874)	38.38 (2.722)	ns	50.89 (4.144)	44.35 (4.479)	ns
Un meilleur accès à l'eau?	31.88 (4.214)	47.99 (2.820)	***	21.93 (3.772)	34.90 (5.415)	*
Un meilleur accès aux transports?	30.12 (3.263)	33.25 (2.673)	ns	21.32 (4.941)	15.65 (3.746)	ns
Plus de sécurité?	68.94 (3.024)	54.27 (2.695)	***	64.29 (3.406)	60.90 (0.000)	ns
Plus d'emplois?	6.70 (1.515)	9.64 (2.216)	ns	3.86 (1.746)	8.60 (2.139)	ns
Plus de vie associative?	28.16 (4.253)	21.65 (2.316)	ns	19.73 (4.338)	17.74 (2.672)	ns
Un meilleur accès à un centre de santé?	48.14 (4.229)	46.91 (3.613)	ns	16.89 (3.201)	23.32 (4.524)	ns
Souhaite investir dans son habitat si devient propriétaire	59.42 (3.283)	54.23 (3.195)	ns	58.74 (4.904)	51.12 (5.236)	ns
Si a le choix souhaite déménager	16.30 (2.150)	3.72 (0.903)	***	18.17 (3.154)	5.88 (2.125)	***

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. , ns : non-significatif. Les colonnes « Sig. » testent la significativité de la différence entre les deux colonnes précédentes.
Source : enquêtes PDUI 2010 et 2014, panel individus cylindré. Calculs des auteures.