

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2016-09

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

*Sandrine MESPLE-SOMPS*

*Laure PASQUIER-DOUMER*

*Charlotte GUENARD*

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](mailto:dial@dial.prd.fr) • Site : [www.dial.ird.fr](http://www.dial.ird.fr)

# 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 auteures et les erreurs qui pourraient y figurer sont de leur responsabilité propre.

## 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 villes<sup>1</sup> ; (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 mixent 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

---

<sup>1</sup> 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 habitants<sup>2</sup>), 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 dollars<sup>3</sup>, 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<sup>e</sup> 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)<sup>4</sup>. 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

---

<sup>2</sup> Source : *World Development Indicators* (Banque mondiale, 2015).

[http://donnees.banquemondiale.org/pays/djibouti#cp\\_wdi](http://donnees.banquemondiale.org/pays/djibouti#cp_wdi)

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

<sup>4</sup> 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 personnes<sup>5</sup> 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.

---

<sup>5</sup> 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'habitat<sup>6</sup>. 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

---

<sup>6</sup> 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 large<sup>7</sup> 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.

---

<sup>7</sup> 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'enclavement<sup>8</sup> 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 5 (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

---

<sup>8</sup> 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 témoin<sup>9</sup>. 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 œuvre<sup>10</sup>. 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 khat<sup>11</sup>, 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

---

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

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

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

les échantillons retenus (cf. Annexe 3). 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)<sup>12</sup>. 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 4), surtout si la condition d'exclusion de l'instrument n'est pas parfaitement vérifiée<sup>13</sup>.

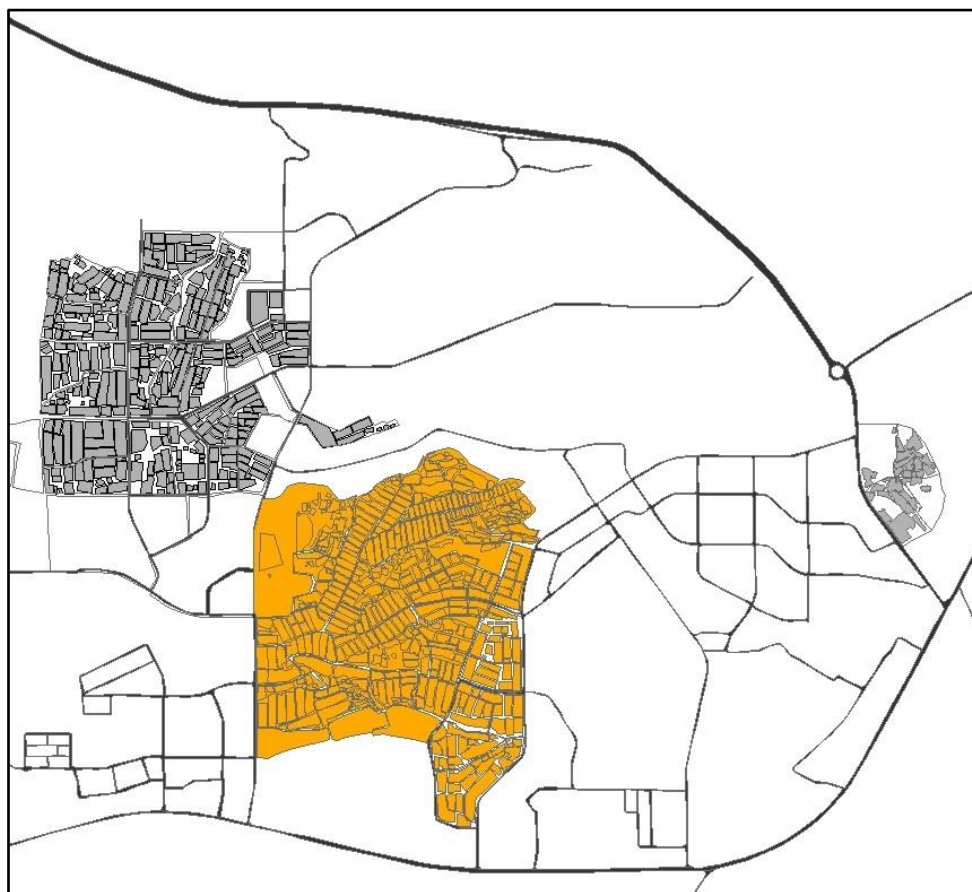
Etant donné les limites de cette approche en double différences avec une zone témoin, et puisque les individus n'ont pas été exposés avec la même intensité au traitement, l'approche d'hétérogénéité de traitement est également appliquée afin d'obtenir un faisceau d'évidences et de mieux comprendre l'impact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

---

<sup>12</sup> 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).

<sup>13</sup> 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 projet<sup>14</sup>. 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.

---

<sup>14</sup> 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 **Erreur ! Source du renvoi introuvable**. 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 A7 en Annexe 5). 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 A7 en Annexe 5). 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 <sup>(a)</sup>	(2) Matching-dif-in-dif <sup>(b)</sup>	(3) Heckman avec effets fixes <sup>(a)</sup>	(4) Effets fixes individu <sup>(a)</sup>	(5) Matching-dif-in-dif <sup>(b)</sup>	(6) Heckman avec effets fixes <sup>(a)</sup>
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 <sup>2</sup> 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 A7 en Annexe 5). 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 A7 en Annexe 5), 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 A8 en Annexe 5). 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 A8 en Annexe 5). 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 témoin<sup>15</sup>, elles ont pu se décourager et renoncer à la possibilité de travailler si l'occasion se présentait.

---

<sup>15</sup> 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 <sup>(a)</sup>	(2) Matching-dif-in-dif <sup>(b)</sup>	(3) Heckman avec effets fixes <sup>(a)</sup>	(4) Effets fixes individu <sup>(a)</sup>	(5) Matching-dif-in-dif <sup>(b)</sup>	(6) Heckman avec effets fixes <sup>(a)</sup>
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 A8 en Annexe 5).

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 A9, Annexe 6). 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 témoin<sup>16</sup>. 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 groupes<sup>17</sup>. 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 A10, Annexe 6). 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

---

<sup>16</sup> 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.

<sup>17</sup> 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 A9 Annexe 6).

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 A8 en Annexe 5). 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 A8 en Annexe 5). 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)<sup>18</sup>.

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 **Erreur ! Source du renvoi introuvable.**). 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,

---

<sup>18</sup> 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.

relativement aux anciens, a autant eu lieu 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 **Erreur ! Source du renvoi introuvable.** 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
<b>Niveau le plus élevé d'éducation dans le ménage</b>					
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)
<b>Habitat</b>					
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)
<b>Emploi</b>					
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](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  $\beta$  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  $\beta$ . 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  $\mu_j$  et  $\mu_i$  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,  $\Delta y_t$  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)<sup>19</sup> 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

---

<sup>19</sup> 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  $\lambda_i$  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) PDUI/Zone témoin	(2) 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

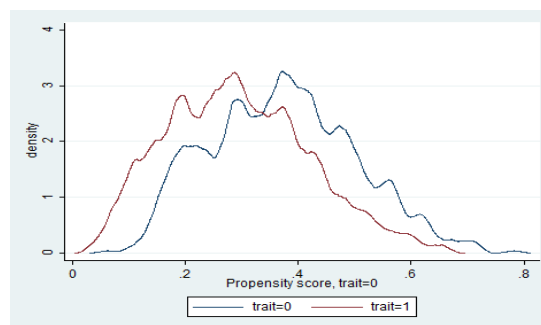
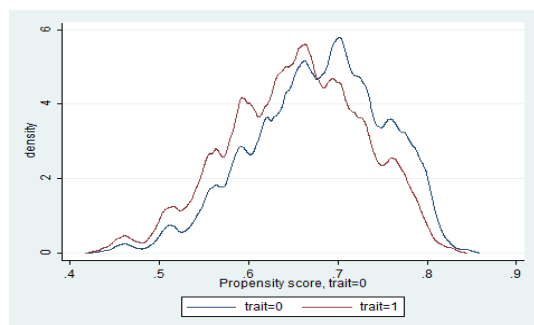
**Graphique A1. Support commun PDUI/témoin**

Panel ménage

Panel individu

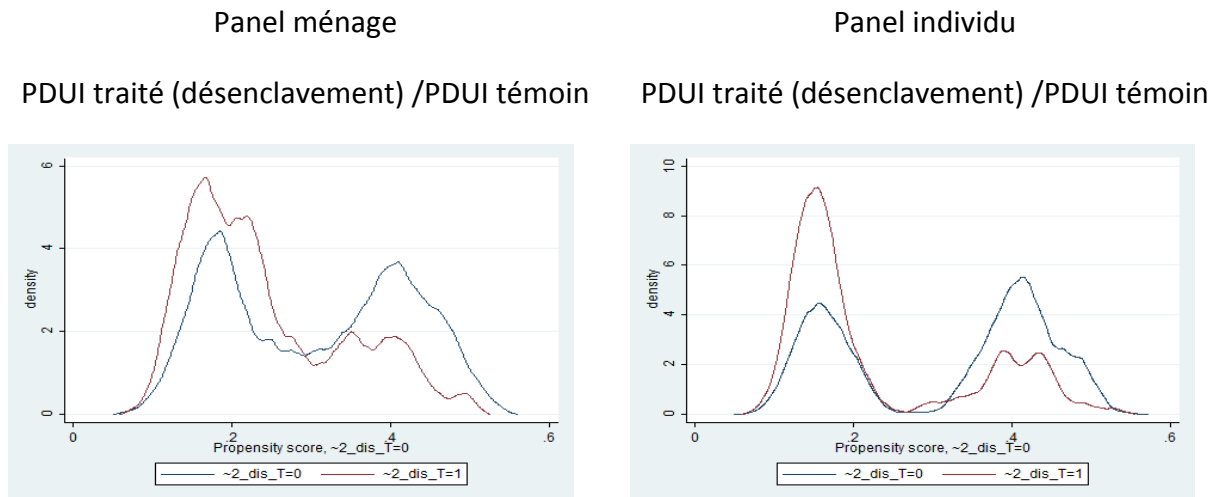
PDUI / témoin

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 A2 figure l'analyse économétrique des déterminants de l'attrition au niveau des ménages tandis que dans le Tableau A3 sont présentés les résultats de l'équation d'attrition au niveau individus.

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 Tableau A2 et Tableau A3, 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 A2), 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 A3) 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.

*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 Tableau A4 et Tableau A5. 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**

Variables	(1) Total	(2) PDUJ	(3) Témoïn	(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)
<b>Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)</b>				
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)
<b>Variabes</b>	<b>Total</b>	<b>PDUI</b>	<b>Témoïn</b>	<b>Total avec traitement</b>
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)
<b>Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)</b>				
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)
<b>Variabes</b>	<b>Total</b>	<b>PDUI</b>	<b>Témoin</b>	<b>Total avec traitement</b>
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* (0,0443)	0,0667 (0,0548)	0,128 (0,0871)	0,0828* (0,0444)
<b>Education maximum dans le ménage (référence : sans éducation)</b>				
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)
<b>Variabes</b>	<b>Total</b>	<b>PDUI</b>	<b>Témoin</b>	<b>Total avec traitement</b>
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)**

<b>Variables</b>	<b>PDUI/Témoin</b>	<b>Intra PDUI Traité/témoin</b>
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 auteures.

**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)	**
<b><i>Parmi les actifs occupés</i></b>						
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
<b><i>Parmi les chômeurs et les inactifs</i></b>						
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	**
<b><i>Parmi les chômeurs</i></b>						
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.



DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2016-09

# Do slum upgrading programmes improve living standards? Evidence from Djibouti

*Sandrine MESPLE-SOMPS*

*Laure PASQUIER-DOUMER*

*Charlotte GUENARD*

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](mailto:dial@dial.prd.fr) • Site : [www.dial.ird.fr](http://www.dial.ird.fr)

# Do slum upgrading programmes improve living standards? Evidence from 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 and Sociétés, Université Paris 1-IEDES, IRD

## 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

---

\* The authors are grateful to their correspondents at AFD, especially Bertrand Savoye, Jean-David Naudet and Tanguy Bernard at the AFD Evaluation and Knowledge Capitalisation Unit for their support and constructive discussions at different stages of this paper. Our acknowledgments also go to the Djibouti Social Development Agency (ADDS) – especially the Planning, Monitoring, Evaluation and Environment Department (DPSEE) for their confidence and commitment to this work –, the Statistics and Demographic Studies Department (DISED) for collecting and entering the survey data, and Denis Cogneau, Philippe De Vreyer, Quentin Gouzien, Simon Guédé, Javier Herrera, Sébastien Merceron and Anne Olivier for their work on the early stages of this research. Last but not least, François Bourguignon, Olivier de Combrugghe and Sylvie Jaglin are gratefully acknowledged for their comments on a first draft of this article. The opinions expressed in this paper are the authors' own and responsibility for any mistakes herein rests with the authors.

## Introduction

The latest United Nations report on human settlements estimates that over one-third of the urban population in developing countries lives in slums (UN-Habitat, 2013). The proportion is estimated to be much higher in Sub-Saharan Africa, at over two-thirds of the urban population. In addition, the downward trend observed in these indicators since 2000 is slower in Sub-Saharan Africa than in the developing countries as a whole. In this climate, slum upgrading projects are high on the international community's agenda. These projects provide basic services such as water supply, electricity, wastewater drainage, waste disposal, road design and construction, and the construction of community facilities (schools, health centres, sports grounds, community centres and markets). They also sometimes contain social programmes ranging from vocational training to land titling programmes.

Do these programmes really improve the inhabitants' living conditions and, if so, in which areas of their lives? Do they change the composition of slum populations, in particular by crowding out the poor? These questions are not easy to answer and call for complex evaluation mechanisms to address the combination of different actions (van de Walle, 2002). However, such evaluations remain few and far between (Marx *et al.*, 2013). Although some studies assess the potential welfare impacts of urban upgrading projects before the fact (see, for example, Lall *et al.*, 2008 and Takeuchi *et al.*, 2008), rare are the studies that evaluate the impact of such programmes after the fact. Indeed, urban upgrading projects do not lend themselves well to experimental methods, despite their being considered the most rigorous technique available. There are at least four reasons for this. Given that random control trials define a project's counterfactual situation by randomly drawing a control group and a treatment group, (i) RCTs are only suitable for very large-scale national infrastructure projects that allow for a random draw of villages and cities;<sup>1</sup> (ii) most upgrading projects are not confined to providing private goods to households (electricity, private taps, land consolidation, healthy homes, etc.), which can be randomly allocated, but actually finance public goods that improve the inhabitants' collective well-being, making it hard to randomly draw a control group; (iii) the geographic areas in which the infrastructures are built are often physically too close to each another, creating externality problems that prevent the measured effects from being able to be ascribed solely to the given project alone; and (iv) slum upgrading programmes are often "integrated", which means that they are a combination of public constructions, social programmes, land titling legislative reforms, etc., making "treatment" too complicated to be evaluated experimentally.

This is why most experimental impact studies concern "one-dimensional" road construction or urban land tenure reform projects rather than integrated programmes. Gonzalez-Navarro and Quintana-Domeque (2012) set up the first experimental study to measure the impact of urban street paving in Acayucan (Mexico). Following this, McIntosh *et al.* (2014) evaluated

---

<sup>1</sup> This is due partly to the fact that many infrastructure impact evaluations concern rural areas (Ali *et al.*, 2015).

the impact of the Mexican SEDESOL programme to provide public goods and infrastructure. Experimental methods are also used to evaluate smaller scale programmes and programmes focused on one small mechanism. For example, Galiani *et al.* (2014) evaluate a programme to upgrade housing in slums in El Salvador, Mexico and Uruguay. Cattaneo *et al.* (2009) estimate the effects of a programme – *Piso Firme* – to improve floors in housing in Mexico on health and quality-of-life indicators. Barnhardt *et al.* (2014) evaluate a lottery-based rehousing programme in Ahmedabad (India).

Methods based on a random selection of project beneficiary and non-beneficiary groups are therefore clearly applicable only in highly specific cases (private and non-public goods, natural experiments, low levels of externalities, etc.). This is why Field and Kremer (2008) advocate the difference-in-differences technique to compare the difference before and after the project between the treatment group and a control group, chosen to have as far as possible the same characteristics as the treatment group prior to the project. Collin *et al.* (2012) analyse, for example, the relationship between distance from infrastructures and demand for property title in Dar es Salaam. The authors compare two adjacent, unplanned neighbourhoods selected for urban development programmes.

The purpose of this paper is to study the impact of an urban slum upgrading programme in Djibouti City. This integrated urban development project (IUDP) was made up of three complementary components: development of basic infrastructures (roads, public lighting, power grids and water pipes), provision of community facilities (health centre, community centre and police station) and social support in the form of vocational training.

This study is original for two reasons. First, we use two identification methods to meet various methodological challenges, especially the potential heterogeneity of the effects. Although both methods are based on the difference-in-differences comparison of a control group with a treatment group, the first compares the IUDP zone with a control zone whereas the second compares the households connected by the project with those not benefiting from the project's connectivity work within the IUDP zone. We also use a number of estimators to limit different potential biases. Second, the survey mechanism was designed to measure the programme's impact on the zone's residents and assess the movements the project may have triggered, in particular the crowding out of the poor by the better off.

We show that the project has had mixed outcomes, in any case falling short of the operators' expectations. Less than a year after its completion, we observe a not-inconsiderable impact on the regularisation of tenure. However, no impact is found either on households' investments in their housing or on household perceptions of property values. The project has had no impact on the labour supply, contrary to expectations, but has nonetheless prompted the emergence of self-employed activities. Lastly, the IUDP project has triggered the crowding out of poor households living near the new roads, replaced by much better-off households.

This article contains four sections. The first section presents the project and its components, its target outcomes and their transmission channels. The second section presents the data, and the third part covers the different methods used. The fourth section details the results

of the impact analysis. The conclusion discusses the findings of this analysis in terms of both evaluation method and design of slum upgrading projects.

## 1. The IUDP project and its background

Djibouti is a small country (876,000 inhabitants<sup>2</sup>) located in the Horn of Africa. Most of its economic activities revolve around the Port of Djibouti in the country's capital, Djibouti City, the main route to the Red Sea for neighbouring Ethiopia. Djibouti's geostrategic position has also made it the site of international military bases for forces intervening in East Africa and the Middle East. With less than 0.04% of arable land and a hot, arid climate, the country has virtually no agriculture and is dependent on food imports. In total, 60% of the population is concentrated in the capital. Per capita GDP is an estimated 3,051 dollars,<sup>3</sup> making the nation a middle-income country. This, however, does not reflect the inhabitants' living conditions. The latest United Nations Development Programme (UNDP) Human Development Index (HDI) ranks the country in 170<sup>th</sup> place out of 187 countries. In 2012, 42% of the population were living in extreme poverty, the same proportion as in 2002 (DISED, 2012). The approximately 5% economic growth rate, heavily reliant on foreign direct investment (FDI) concentrated in port and hotel activities, is of no benefit to the poor. With job opportunities slim and capital-intensive FDI generating few jobs, the unemployment rate stands at 26% both nationwide and in the capital (DISED, 2012).<sup>4</sup> So the government is the main employer (41% of jobs). In addition, unlike the general observation in developing countries, self-employed work is marginal with over two-thirds of employed workers in wage employment.

In response to this situation, the Djibouti government launched the National Initiative for Social Development (INSD) in 2008, defining the new priorities in terms of access to basic social services, job creation and assistance to the most vulnerable groups. Urban poverty reduction, especially in the capital city, is a pillar of this initiative. One of the government's raft of urban poverty reduction programmes concerns the Integrated Urban Development Project (IUDP) in the district of Balbala, the most highly populated in the city accounting for over three-quarters of the city's poor (DISED, 2012).

The IUDP was set up for the inhabitants of three neighbourhoods in the district of Balbala, totalling some 28,000 people<sup>5</sup> covering an area of 150 hectares. The area is on rugged terrain with no real main roads and a number of riverbeds, wadis, that crisscross the area making it hard to get from one place to another. The project's components were defined by a consultation process with inhabitants in the area and institutions working on social development: construction of urban through roads and facilities (a health centre, a community development centre and a police station). A social development fund was

---

<sup>2</sup> Source: *World Development Indicators* (World Bank, 2015). <http://data.worldbank.org/country/djibouti>

<sup>3</sup> In 2005 purchasing power parity (PPP). Source: *World Development Indicators* (World Bank, 2015).

<sup>4</sup> The inclusion of discouraged unemployed individuals who are not actively looking for work brings the rate up to 48% of the labour force.

<sup>5</sup> As reported by the 2009 general population census.

allocated funding to provide vocational training. This €5 million French Development Agency funded project was implemented by the Djibouti Social Development Agency (ADDS).

The IUDP project was conducted in two phases, with the first from November 2010 to December 2011 and the second from April 2012 to January 2014. The first phase of work built the facilities and the second phase constructed the heavier infrastructures, i.e. a small public square, access roads, water supply, electricity and drainage. The roads were designed to improve the flow of public transport to the city centre and the flow of vehicles within the neighbourhood itself. A total of 5,660 kilometres of roadways were built (see Map 1). These new roadways brought 73.5% of the zone’s housing closer to a road. Before, just 36.3% of the housing was on a block that was not disconnected (i.e. less than 150 metres from a paved road). So 91% of the housing is now near a through road.

**Map 1. Roadways built or improved by the IUDP and location of infrastructures**



Note: The roadways built or improved are in red. The community centre, the health centre and the police station are shown as three squares in the neighbourhood centre. The dots represent the survey blocks close to the new roads. The triangles represent the survey blocks whose distance from the roads has remained unchanged by the IUDP.

Source: Authors based on HYDREA (2014).

Discussions with the different stakeholders identified two main areas of potential impact for the project: employment and housing conditions.<sup>6</sup> The project was expected to improve households' housing conditions by stabilising the zone's urban planning map. In 2010, just 12% of households had a full title deed. Construction of the secondary roadways stabilised the line of housing through to the secondary grid. The Urban Planning Department was therefore able to issue title deeds and planning permission over a wider geographic area. The plots' occupants were, for their part, reassured that they would no longer be displaced by infrastructure building projects. The idea was for the programme's cumulative effects to prompt households to acquire title deeds and invest in their housing by improving the composition of the building materials, for example, given that just 45% of housing consisted of permanent structures in 2010. The second targeted impact on housing was an increase in property values and consequently household wealth. The neighbourhood now offers better access to public services (healthcare, water, electricity and police) and more community life with the community development centre. Property prices were hence expected to rise and increase household wealth. Yet there was also the risk that this increase in prices could drive poor households (essentially tenants) out of the area as rents rose. Consequently, the impact indicators used for housing conditions are: the proportion of households with a full title deed, the share of permanent housing structures and the average value of a plot.

The IUDP was expected to have an impact on the employment of individuals living in the beneficiary neighbourhoods, mainly by shortening the time taken for the labour force to reach the employment area and by creating jobs within the neighbourhood. With 5,000 working-age inhabitants in the project zone unemployed and the unemployment rate in its broad definition<sup>7</sup> at 77% of under-25s in 2010, it was hoped that connecting the three neighbourhoods by developing secondary roads could reduce job-seeking costs, make information on job vacancies more accessible and hence reduce the unemployment rate. By developing traffic within the neighbourhood, the work on the secondary roads was expected to foster the growth of businesses along these routes, albeit with the risk of the neighbourhoods' inhabitants not being the owners of these businesses. Lastly, the young people given vocational training were expected to be in a better position to seize job opportunities. However, this last potential channel for the IUDP to impact on employment turned out to be negligible, as just 187 young people received full vocational training (Pasquier-Doumer & Mesplé-Somps, 2015).

The project's impact on employment is measured by four indicators: the rate of unemployment, the rate of underemployment, average earned income and the percentage of wage earners in the formal sector. Both International Labour Organization (ILO)

---

<sup>6</sup> Two other areas of impact were identified in the form of child health and security, but they are not analysed here. The 2010 baseline survey found that the indicators used for these two areas of impact were already very high, making it hard to identify an impact. The results on these impact areas are detailed in Mesplé-Somps *et al.* (2016).

<sup>7</sup> In the developing countries, where formal job-seeking channels are not well developed or efficient and where job seeking is consequently long and expensive, the third condition defining a jobseeker – i.e. “actively looking for remunerated work or to start a business” – is often a moot point. This condition effectively excludes discouraged jobseekers from the definition of unemployment even though they can represent a not-inconsiderable proportion of the population. The ILO therefore has a broader definition of unemployment that disregards this third criterion. We hereinafter refer to this as the “broad” definition of unemployment.

definitions of unemployment are used: the first is a broad definition in that it includes discouraged jobseekers, whereas the second definition referred to as narrow only includes those people actively looking for work. The rate of underemployment, defined as the proportion of gainfully employed workers working less than 35 hours a week, is also used as it often reflects labour market imbalances in developing countries better than the unemployment rate (ILO, 2015). Earned income and the percentage of workers employed in the formal sector measure employment conditions in the IUDP zone. Earned income is defined as the wage plus remuneration in kind/bonuses for wage earners and business profits for self-employed workers. The proportion of the employed labour force working as wage earners in the formal sector is used as an impact indicator, because working in the formal sector is generally associated with better working conditions, especially in terms of security (employment contract, health insurance, etc.), stability of earnings (fixed remuneration rather than piece rate or an hourly rate), and benefits such as paid leave.

## **2. Methodology**

Two IUDP particularities make the project's impact evaluation problematic. First, this is an integrated programme whereby each individual is exposed to each of the programme's components to different extents: connection concerns the inhabitants of the neighbourhood's disconnected areas rather than those living along existing roadways; power grid extension only concerns households not already hooked up to the grid; access to community facilities varies across the neighbourhood; and vocational training is only given to a small number of the neighbourhood's inhabitants. So the IUDP does not apply the same "treatment" to all the people targeted by the project. They do not all benefit from the same project components and the beneficiaries of a given component may not benefit from it with the same intensity. An indicator of average impact risks being inadequate. It is preferable to measure project impact based on the extent of the individuals' "exposure" to each of the project's components.

The IUDP's second particularity is that the project zone is not strictly delimited since households living near the zone may use the community facilities. Externalities could be found in that the project could also impact on the inhabitants of the IUDP zone's neighbouring zones. This IUDP effect cannot be measured by the protocol put in place. For this, the survey area would have had to have been extended to neighbourhoods bordering the IUDP intervention zone. This was not possible given that these neighbourhoods were likely to benefit from other development projects. Consequently, the project's impact may be underestimated with respect to its potential impact on the entire Balbala district.

These two project characteristics hence place limitations on the analysis in that it is impossible to conduct a cost-effectiveness analysis on the programme or roll out the results to other programmes. They also place the analysis outside the framework of classic impact evaluation methods, since it does not compare the impact of benefitting from a "treatment" with not benefitting from it. This conditions the chosen methodology and imposes the use of more than one evaluation method, all with their pros and cons in this case. Two methods were chosen: the difference-in-differences technique, with a control zone to capture the IUDP's average impact, and the heterogeneity of treatment method, which factors in the



extent of exposure to the IUDP. The counterfactual situation is obtained in the first case based on control zones not affected by the programme and in the second case by comparing less exposed households with more exposed households.

### *Difference-in-differences with the control zone*

The difference-in-differences approach consists of measuring the change in household living conditions between the beginning and end of the project (first difference) between the population covered by the IUDP and a control group (second difference). It assumes that the observed change in the control group (difference between the situation at the end of the programme and the baseline situation) is that which would have been observed in the project zone if the project had not been conducted. This method is only valid if the observed trend differences between the control group and the treatment group are due solely to the impact of the IUDP and not to differences in the observable or unobservable characteristics of the neighbourhoods, households or individuals.

The main problem is therefore to identify a control zone with the closest possible observable characteristics to the IUDP zone's characteristics, assuming that the differences in the unobservables are not significant. Yet the IUDP zone is unique in terms of its geographic location and its sociodemographic composition. Moreover, the control zone should not be too close to the project to avoid the potential spread of the project's impacts to neighbouring areas. Lastly, the control zone should not benefit from any particular programme during the project period to avoid underestimating the programme's impact owing to an improvement in conditions in the control zone attributable to that particular programme. Yet the municipality of Balbala, an area of intense residential settlement, is subject to many sector interventions, some of which were still unknown at the time of choosing the control zone. The choice of control zone finally settled on two neighbourhoods, one called Hayableh north of the IUDP zone and the other called the Vietnam district to the east (see Map 2). These two zones were considered as having the closest characteristics to the IUDP zone in terms of housing conditions and disconnection<sup>8</sup> and being the least likely to benefit from an urban development project from 2010 to 2014.

The data collected by the survey before project launch can be used to check whether the choice of these neighbourhoods makes for a control zone with similar observable characteristics to the IUDP zone in 2010, such that the similarities suggest that the two zones' temporal dynamics would be identical in the absence of the IUDP. The tables in Appendix 5 (see tables A7 and A8), however, show that a large number of characteristics differ. For example, the IUDP zone has half the number of homeowner households found in the control zone, but has more tenants. The quality of the housing and infrastructures is better on the whole in the IUDP zone. However, the differences between employment variables are smaller. There are no significant differences between the proportions of those in the labour force or the proportions of unemployed based on the broad definition.

---

<sup>8</sup> This second criterion was established by a field study in association with urban planning experts and neighbourhood associations and by satellite imagery.

However, the percentage of employed workers is lower in the IUDP zone than in the control zone.<sup>9</sup> The few differences observed in the composition of the two neighbourhoods, in addition to any unobservable differences, could therefore skew the impact evaluation. The method generally used to assess the extent of these potential biases is to observe the past trends for the different impact indicator variables chosen. It is possible to test whether the two zones followed similar paths prior to project launch. If this test, called the parallel trends test, shows that this is the case, then the control group can be considered as meeting the conditions for an unbiased causal estimation, provided the evolutions that the IUDP and control zones would have posted between 2010 and 2014 without the IUDP project have not been affected by elements other than the project itself. The results of the parallel trends test are presented in Appendix 2. The assumption appears to hold for most of the indicators tested. So this result shows the validity of the selection of the control group and the difference-in-differences method. However, as explained in Appendix 2, the parallel trends assumption was unable to be tested on the housing indicators. The existence of bias in these estimators can therefore not be entirely ruled out.

One way of eliminating certain sources of bias is to introduce fixed effects into the model (at household level for the housing indicators and at individual level for the employment indicators). This controls for bias due to unobservable, time-invariant characteristics. This specification is the first estimator implemented.<sup>10</sup> However, this estimator remains potentially biased by unobservable, time-variant characteristics. There is, for example the widespread use of khat<sup>11</sup> in Djibouti. Khat use can vary over time, differ between the two zones and influence the motivation to look for work or invest in one's housing.

Given that the parallel trends tests are only partially verifiable and satisfied, and to better control for a potential bias due to time-variant unobservables, we use the Abadie estimator (2005). This involves selecting the households in the control group with similar observable characteristics in 2010 to the households in the IUDP zone and matching them with the IUDP households using the propensity score method. The propensity score forms a one-dimensional summary of all these observable characteristics. This technique does not entirely eliminate the bias due to unobservables, but it is able to reduce it by making the parallel trends assumption more credible. However, compared with the difference-in-differences method without matching, it raises the question of "common support" in the distribution of scores. In effect, impact is only estimated for those households in the IUDP zone that have a "twin" in the control zone. However, the common support assumption always holds irrespective of the samples used (see Appendix 3). Moreover, the bias due to time-invariant unobservables is not corrected as well as by the difference-in-differences estimation method with fixed effects.

---

<sup>9</sup> A more detailed analysis of the differences in characteristics between the two zones is available in Mesplé-Somps *et al.* (2016).

<sup>10</sup> Refer to Appendix 1 for a detailed presentation of each of the estimators used.

<sup>11</sup> Plant whose leaves are chewed for their euphoric stimulant effect, much like amphetamines.

Assuming that the control group has the characteristics required to prevent biasing the estimations (mainly biases due to unobservable variables), there remains another source of bias that could result in the underestimation or overestimation of the project's impact when using the difference-in-differences method. This is attrition, i.e. where not all the households surveyed in 2010 are observed in 2014. Assume, for example, that only the poor move out of the IUDP zone because they cannot afford the higher rents following the increase in property prices in the neighbourhood, but that households of all standards of living move out of the control zone. The impact of the IUDP would then be overestimated if the poor, had they stayed in the neighbourhood, had benefitted less from the IUDP than the non-poor. Conversely, impact would be underestimated if these poor households had benefitted more from the IUDP. Another model was therefore chosen to estimate the impact of the IUDP: the Heckman selection model (1979) with its two-stage estimation method. This method corrects the estimates of the selection bias induced by attrition. Fixed effects are introduced into the impact indicators estimation equation (second stage) to also correct the biases due to differences in the time-invariant unobservables. The first stage of the Heckman model consists of estimating the selection equation, i.e. the probability of being interviewed in 2010, but not in 2014. The instrument used for this equation is the desire expressed in 2010 to move out of the neighbourhood if possible. The desire to leave the neighbourhood is an important predictor of attrition and can be assumed to be uncorrelated with the impact indicators estimation equation residuals (exclusion restriction).<sup>12</sup> The Mills ratio estimated by the selection equation is then introduced into the second-stage equation. Although this estimation procedure corrects bias due to attrition, the estimator may be less precise (see Appendix 4), especially if the instrument does not perfectly satisfy the exclusion restriction.<sup>13</sup>

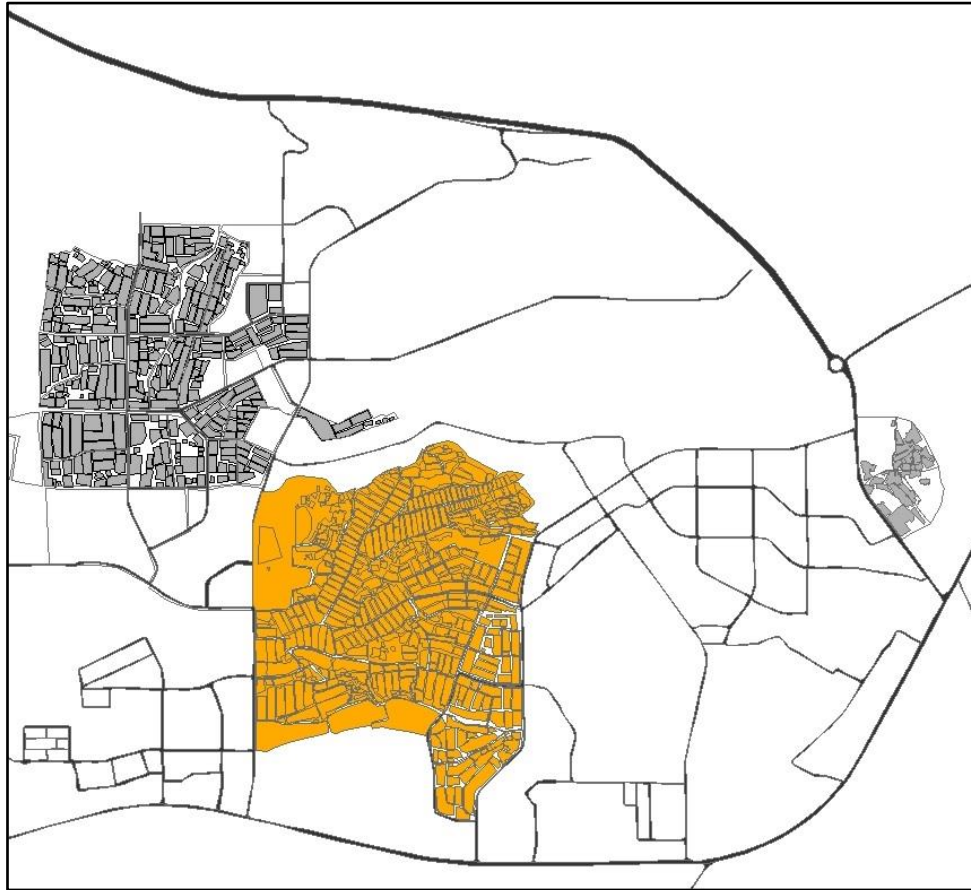
Given the limitations of difference-in-differences with a control zone and the fact that the individuals were not exposed to the treatment with the same intensity, the heterogeneity of treatment method is also applied to obtain a body of evidence and capture the project's impact by extent of exposure to the project.

---

<sup>12</sup> The results of the estimation of the selection equation and the values of the lambda coefficients used to calculate the Mills ratio and their significance are presented in Mesplé-Somps *et al.* (2016).

<sup>13</sup> This risk of not satisfying the exclusion restriction assumption is greater in the case of housing variables; the will to regularise tenure and invest in one's housing is undoubtedly correlated with the desire to stay in the neighbourhood.

## Map 2. IUDP zone and control zone



Note: The IUDP zone is in orange on the map. The grey zones are the neighbourhoods from which the control group blocks were drawn.

Source: Authors.

### *Heterogeneity of treatment method*

The heterogeneity of treatment method within the project zone takes the programme's heterogeneity and identifies differences in trends between households by intensity of their exposure to the project. Here again, the estimation of impact follows the difference-in-differences principle. Yet unlike the previous approach, the control group and the treatment group are within the IUDP zone. The IUDP zone households are separated into two groups: the treatment group is made up of the households connected and entitled to regularise their tenure as a result of the IUDP; and the control group contains the households that have remained disconnected and households already close to roads before the project and consequently with no reason to change their way of life (housing, employment and health) following the construction of new roadways. This method is very similar to Collin *et al.* (2012) in that the treatment variable is the distance from the infrastructures.

The same three estimators are used as in difference-in-differences with a control zone: (i) an estimator with fixed effects to eliminate biases due to time-invariant unobservable characteristics, (ii) a matching estimator to reduce biases due to time-variant and time-

invariant unobservable characteristics, and (iii) a Heckman estimator with fixed effects to correct the estimations of the attrition bias.

This method produces a control group that in principle better satisfies the requirements of an impact estimation unbiased by differences in unobservables between control group and treatment group. The control group households and treatment group households in effect share one and the same geographic area that has symbolic unity, that of a neighbourhood. They interact and share a common community fabric. Households disconnected in 2010 are found in both the control group and the treatment group. Their inclusion in one group or the other depends on the layout of the new roadways, which is granted not random, but is fairly well balanced within the neighbourhood. So compared with difference-in-differences with a control zone, this method can greatly reduce the biases associated with trend differences between control group and treatment group due to unobservable characteristics.

However, this evaluation method only evaluates the impact of a single IUDP component in the form of the construction of new roads. This is one of the limitations of this approach, despite the fact that the neighbourhood's connectivity is the central outcome of the IUDP in all the causality chains linking the project's outputs with the targeted impacts on employment and housing. Another of this method's limitations is found in the fact that the estimations are based on smaller samples than in difference-in-differences with a control zone. This reduces the precision of the estimators, which means that impact has to be greater to be significantly observable.

### **3. Data**

The baseline situation and post-project situation were defined by a single questionnaire used to measure the impact indicators, but also by the project performance indicators, which identify the transmission channels by which the IUDP has affected the living conditions of the zone's inhabitants and measure the scale and coverage of the services provided by the infrastructures and facilities and by the support programmes for the neighbourhood's inhabitants.

The questionnaire administered in 2010 and 2014 contained a "household" module put to the head of the household. This module collected information mainly on household composition, housing conditions and housing occupancy status. An "individual" module was also administered to all individuals aged 15 and over. It focused on their sociodemographic characteristics, education, social integration in the neighbourhood, labour force status and status in employment, sources of earned income, and jobseekers' approaches to finding work. Particular attention was paid to correctly measuring the employment indicators by including filter questions to prevent the underestimation of employed workers.

The sampling frame was designed to ensure the representativeness of the sample of households interviewed in the IUDP zone, to measure the different trends depending on the extent of exposure to the programme and to obtain a control zone as similar as possible to the IUDP zone. A first pre-project-launch survey wave was conducted by Djibouti's DISED with DIAL's support in February and March 2010. A total of 975 households were

interviewed, with 655 in the IUDP zone and 320 in the zone chosen as the control zone. The sampling frame used was area sampling, stratified at block level. Once a block is selected, all the households on the block are interviewed to facilitate the identification of the housing/households to be interviewed by the ex-post survey. The probability of selecting a block depends on the number of households living on it and its stratum, defined by two criteria: (i) the level of housing insecurity defined by a score based on four indicators (wall material, type of water supply, type of lighting and occupancy status), and (ii) the level of disconnection defined by the distance from the nearest main road. Three levels of disconnection were hence defined: next to a main road (less than 150 m), near a main road (151 m to 250 m) and disconnected (more than 250 m from a main road).

The ex-post survey was conducted from November 2014 to February 2015, just under a year after the end of the work and delivery of all the project's infrastructure components.<sup>14</sup> Its purpose was threefold: to interview the households already surveyed in 2010 and still in their 2010 housing; to find and interview the households surveyed in 2010 that moved between 2010 and 2014 (tracking); and to survey the households newly settled in the survey zones. Tracking was designed to limit the selection bias due to attrition between 2010 and 2014, while surveying the "new households" highlighted changes in the composition of the IUDP zone's population. Only the heads of the new households were interviewed, since the aim was to determine the households' socioeconomic profiles.

Of the 975 households surveyed in 2010, 759 were tracked in 2014 including 257 in the control zone. Household attrition was 21% in the IUDP zone and 27% in the control zone. This is the sample that was used to estimate the project's impact on the housing variables. The employment impact, however, was estimated for a panel of individuals aged 15 and over. This panel was put together ex-post from the panel of households by tying in individuals from one and the same household in 2010 and 2014 based on their surname, gender, age and relationship to the household head. This panel contained 2,260 individuals, including 716 in the control zone. Attrition for this panel of individuals was very high (41% in the IUDP zone and 46% in the control zone), due to the combined effect of household attrition and changes in household composition.

The "treatment" households in the samples put together for the heterogeneity of treatment method were those on the blocks whose distance from a road had been reduced by the project. These 47 blocks are shown by the dots on Map 1. The control group was made up of the households living on the 26 blocks whose distance from the road had not been changed by the IUDP. The control group can be split into two sub-groups (see Table 1) to hone certain analyses: the households on the 15 blocks still disconnected and the households on the 8 blocks already near a road prior to the project.

---

<sup>14</sup> It would have been preferable to schedule this survey a few months later in that a population's adjustment to new structures and the potential new behaviour they bring take time. Unfortunately, the disbursement schedule ruled out this possibility.

**Table 1. Breakdown of blocks and households in the IUDP zone by variation in distance from a road**

	Number of blocks	Number of households (2010-2014 household panel)	Number of individuals (2010-2014 individual panel)
Distance from road reduced by the IUDP	47	373	1,744
Distance from road unchanged	26	129	391
Disconnected area	15	47	127
Non-disconnected area	11	82	264

*Source: 2010 & 2014 IUDP surveys. Authors' calculations.*

## 4. Results

### 4.1. Housing

In four years, the percentage of households with a full title deed virtually tripled in the IUDP zone. Whereas the share of tenants and rent-free occupants remained constant compared with 2010, nearly half of the households with a provisional title deed had acquired a full title deed (see Table A7 in Appendix 5). The control zone also posted a home ownership phenomenon, but not to such an extent. The share of owners with formal land title stood at a similar level in both zones in 2014 (42%), but the IUDP zone posted a much lower percentage in 2010 (12% as opposed to 26%).

These different trends in access to property rights in the two zones are associated with the IUDP having a significant, positive impact on the proportion of owners with title deeds, irrespective of the estimation methodology chosen. There is no appreciable difference between the extent of the impact found by either the fixed-effects methodology (models [1] and [3] of Table 2) or the matching and difference-in-differences methodology (Model [2]). This suggests that the control zone does not have any time-invariant unobserved characteristics that might bias the impact estimates (models [1] and [3] *versus* Model [2]). Likewise, the results are not significantly changed by whether or not the selection bias is taken into account (models [1] and [2] *versus* Model [3]), suggesting only a slight attrition bias. At all events, the impact of the IUDP is relatively strong at 11% to 12.2%. This then suggests that the IUDP enabled or prompted 520 to 560 households to regularise their tenure.

Surprisingly, however, regularisation of tenure occurred throughout the IUDP zone, irrespective of the housing blocks' new level of connection. The increase in the share of owners was not significantly higher for households brought closer to a road by the IUDP than for households whose distance from a road remained unchanged (see Table A7 in Appendix 5). The increase was 254% for the former and 194% for the latter. The controls by household characteristics even show that home ownership was higher in the areas not connected by the project, as shown by the significant negative coefficients in models [4] to [6] of Table 2.

The IUDP would therefore appear to have stabilised the line of housing not just along the roads built or improved by the project, but also through to the neighbourhood's secondary and tertiary grids. This considerably reduced the area for which the urban planning department rejects applications for tenure for lack of a plot alignment plan. The households also needed to feel secure that they would no longer be evicted in the future in order to feel safe enough to invest in acquiring title deeds. These two conditions were probably brought together by the fact that the roadways penetrated the entire neighbourhood, as shown by Map 1. In 2014, the neighbourhood no longer had any highly disconnected areas, i.e. more than 250 metres from a main road, and now 91% of the zone's housing was near a through road (less than 150 metres). Stabilisation of the streetline was also supported by a national public policy to streamline and reduce the cost of tenure regularisation procedures. This fostered the acquisition of title once the households were reassured of the stability of their location. These results are similar to those found by Collin *et al.* (2012), who show that the proximity of infrastructures in Dar es Salaam (roads, storm water drainage, water supply, sanitation, electric lines and street lighting) significantly raises demand for title.

**Table 2. Housing impact indicator estimations**

Housing impact indicators	Difference-in-differences with control zone			Heterogeneity of treatment ("connected" in 2014 <i>versus</i> same distance from road as in 2010)		
	(1) Individual fixed effects <sup>(a)</sup>	(2) Diff-in-diff matching <sup>(b)</sup>	(3) Heckman with fixed effects <sup>(a)</sup>	(4) Individual fixed effects <sup>(a)</sup>	(5) Diff-in-diff matching <sup>(b)</sup>	(6) Heckman with fixed effects <sup>(a)</sup>
Owners with title	0.111* (0.058)	0.122*** (0.035)	0.110*** (0.033)	-0.176*** (0.054)	-0.150** (0.060)	-0.143*** (0.052)
Permanent structure	0.041 (0.060)	-0.111*** (0.043)	-0.075* (0.043)	-0.016 (0.064)	-0.076 (0.059)	-0.015 (0.061)
Actual price per m <sup>2</sup> (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: Brackets contain the robust standard errors, clustered at block level. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01.

(a) The vector of control variables includes the household head's gender and three variables capturing the household's demographic composition – the number of adult men and women aged 25 to 49, the number of young people aged 15 to 24 years and the highest level of education within the household.

(b) The propensity score is obtained based on the following variables: household head's gender, household size, highest level of education for individuals aged 15 and over, number of years of residence in the neighbourhood, extent of disconnection, and a standard-of-living score measured by ownership of durable goods, frequency of consumption of fruit, vegetables, fish and meat, level of household amenities (water supply, electricity and availability of private toilet), and number of rooms in the occupied dwelling. The standard errors are calculated using the Abadie method (2005).

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced panel. Authors' calculations.

Another important change in the IUDP zone between 2010 and 2014 was the clear improvement in housing conditions (see Table A7 in Appendix 5). The proportion of shacks was divided by three over the period and the proportion of permanent structures rose 19%



(56% of dwellings in 2014), while the proportion of intermediate housing remained virtually unchanged. However, this development was not specific to the IUDP zone. The control zone also saw an impressive improvement in housing with 69% growth in permanent structures. This higher growth in the control zone could be due to a much lower level in 2010 (28% of permanent structures in 2010 as opposed to 47% in the IUDP zone). This is reflected, in the results of the estimations of impact on the share of permanent structures (see Table 2), by a non-significant effect of the IUDP in Model [1] and even a negative effect with the matching method and Heckman method with fixed effects (models [2] and [3]). Here then, the IUDP appears to have had no significant impact on housing conditions.

A comparison of developments within the IUDP zone finds that none of the impact coefficients is significant (Table 2, models [4] to [6]). Here again, the positive trend posted by the zone was homogeneous and was not concentrated in the areas brought closer to a road by the project. The homogeneity of this improvement could be explained by the same reasons as for home ownership.

The reason why no project impact is found on housing conditions could be because those of the zone's households that became owners could not afford to invest in their housing. Yet when owners without formal land title were asked in 2010 if they intended to invest to improve their home in the event of acquiring title, 60% answered that they did. The main reason why no impact is observed is therefore probably the short timespan between streetline stabilisation in the zone and the post-project evaluation survey. Indeed, both Gonzalez-Navarro & Quintana-Domeque (2012) and McIntosh *et al.* (2014) find that street paving has a significant impact on housing conditions after a few months, but in a situation where 95% and 84% of households respectively were already owners before the start of the project (as opposed to 12% in the IUDP zone). In Field (2005) and Galiani & Schargrodsky (2010), who find that land titling has a positive impact on private housing investment, the impact is measured long after obtaining title (two years in Field's study and more than ten year later in Galiani and Schargrodsky).

Neither does the IUDP appear to have had an impact on property prices in the zone. Although actual prices per square metre rose slightly over the period (see Table A7 in Appendix 5), none of the impact estimators is significant for this indicator (see Table 2). The results of this indicator can therefore not be taken to conclude that property prices rose. Note, however, that the property prices were calculated based on the household heads' own estimates of the value of their property. Given that property transactions are fairly scarce due to the low mobility of the zone's inhabitants, the household heads could well have failed to take account of the value of the neighbourhood in their price estimates. This absence of effects on property prices is similar to that found by Soares & Soares (2005) in the Brazilian Favela-Bairro neighbourhood improvement programme in Rio, despite the substantial improvements it made to the supply of public goods (water supply, sewerage, waste collection, etc.). In the study by Gonzalez-Navarro and Quintana-Domeque (2012), where street paving is found to have a strong impact on property values just a few months after the end of the paving project, the property values were estimated by a real-estate agent in a better position to judge the changes in property values than the households, as shown by

the authors. This is also the case with the study by McIntosh *et al.* (2014). Another way of assessing the value of the neighbourhood is to analyse the share of households that would move out if they had the choice. This proportion plummeted from 16.3% in 2010 to 3.7% in 2014. It also shrank in the control zone, but to a lesser extent (67.6% reduction in the proportion in the control zone as opposed to 77.2% in the IUDP zone). Although this indicator is very approximate, it points to a neighbourhood value that could benefit the IUDP zone's inhabitants in the medium run.

To sum up, the IUDP project scaled up the home ownership process by stabilising the line of plots throughout the zone. This project effect ties in with what has already been observed in the literature, in particular by Collin *et al.* (2012) who find a positive effect of infrastructure proximity on demand for title in Dar es Salaam. However, the IUDP had no effect on housing conditions or property prices, at least in the short term, but it cannot be ruled out that a longer observation period may well have measured such effects.

#### **4.2. Employment**

The IUDP neighbourhood saw no improvement in access to employment from 2010 to 2014. The proportions of individuals in the labour force and employed workers even dropped slightly over the period from 53% in 2010 to 49% in 2014 and from 26% to 24% respectively (see Table A8 in Appendix 5). The unemployment rate in its broad definition also rose, albeit not significantly. In Table 3 presenting the estimations of the employment impact indicators when individuals in the IUDP zone are compared with individuals in the control zone (models [1] to [3]), one result emerges as robust irrespective of the estimation method used: the treatment coefficient is positive and significant on both the labour force participation indicator in its broad definition (including discouraged jobseekers) and on the unemployment indicator in its broad definition. These coefficients therefore mean that the proportions of labour force members shrank less in the IUDP zone than in the control zone.

However, this was due mainly to more frequent transitions from unemployment to inactivity in the control zone than in the IUDP zone. Although the labour force participation and unemployment rates barely changed in the IUDP zone, the control zone posted a strong transition from unemployment to inactivity (see Table A8 in Appendix 5). Many jobseekers, who were discouraged in 2010 as they were not actively looking for work, declared themselves out of the labour force in 2014. A total 72% of the individuals displaying this trend in the control zone were women. The smaller downturn in the labour force in the IUDP zone than in the control zone was also due to a transition from a situation of employment to inactivity, as shown by the significant, positive treatment coefficient in the model estimating the probability of being employed using the Heckman method with fixed effects (Model [3]) and the smaller decrease in the proportion of employed workers in the IUDP zone compared with the control zone. However, this finding is less robust to the different estimation methods and the magnitude of the coefficient is half that of the probability of being unemployed. So the reduction in the labour force participation rate was smaller in the IUDP zone than in the control zone, mainly because transitions from unemployment to inactivity were less frequent in the IUDP zone.

This smaller increase in transitions to inactivity was homogeneous within the IUDP zone, as shown by the non-significant coefficients of models [4] to [6] in Table 3. It is therefore not connectivity itself that was behind less labour market discouragement in the IUDP zone. Other project dimensions, such as community development, may well have had an impact. However, this hypothesis appears to be ruled out even though there is no way of estimating the precise impact of this project component (see section 3). Table A1 in Appendix 2 in effect shows that there may possibly have been a positive shock on labour force participation rates in the control zone in the period prior to 2010 (the assumption of parallel trends in the absence of the IUDP project is therefore rejected precisely on the basis of these labour force participation indicators). This could have come from the control zone being closer to the Port of Doraleh, which is adjacent to the control zone and started operations in 2007. Women may have seen this nascent activity as a new window of opportunity, encouraging them to put themselves on the labour market. However, after some years of unemployment and very few jobs offered to the control zone’s population,<sup>15</sup> these women could have become discouraged and given up on the possibility of working should the opportunity arise.

---

<sup>15</sup> None of the women interviewed in the control zone in 2014 worked there and just 4% of the control zone’s gainfully employed men worked there.

**Table 3. Employment impact indicator estimations**

Employment impact indicators	Difference-in-differences with the control zone			Heterogeneity of treatment ("connected" in 2014 <i>versus</i> same distance from road as in 2010)		
	(1) Individual fixed effects <sup>(a)</sup>	(2) Diff-in-diff matching <sup>(b)</sup>	(3) Heckman with fixed effects <sup>(a)</sup>	(4) Individual fixed effects <sup>(a)</sup>	(5) Diff-in-diff matching <sup>(b)</sup>	(6) Heckman with fixed effects <sup>(a)</sup>
In the labour force (broad definition)	0.125*** (0.037)	0.096*** (0.024)	0.144*** (0.030)	-0.029 (0.044)	-0.039 (0.058)	-0.023 (0.037)
In the labour force (narrow definition)	0.040 (0.035)	0.017 (0.024)	0.057** (0.025)	0.025 (0.043)	0.040 (0.046)	0.034 (0.032)
Employed	0.007 (0.029)	-0.014 (0.019)	0.043* (0.025)	0.000 (0.038)	0.024 (0.041)	0.000 (0.028)
Unemployed (broad definition)	0.117*** (0.039)	0.110*** (0.021)	0.101*** (0.028)	-0.029 (0.037)	-0.062 (0.061)	-0.023 (0.035)
Unemployed (narrow definition)	0.033 (0.025)	0.031* (0.017)	0.014 (0.019)	0.025 (0.027)	0.016 (0.043)	0.034 (0.026)
Underemployed	0.014 (0.024)	-0.010 (0.012)	-0.008 (0.013)	-0.016 (0.017)	-0.006 (0.016)	-0.012 (0.016)
Wage earners	-0.020 (0.023)	-0.028* (0.017)	-0.004 (0.020)	-0.039 (0.033)	-0.034 (0.022)	-0.037 (0.023)
Self-employed	0.035 (0.023)	0.012 (0.013)	0.046*** (0.016)	0.037* (0.020)	0.063* (0.037)	0.035* (0.020)
Formal sector wage earners	-0.028 (0.024)	-0.036** (0.017)	-0.020 (0.019)	-0.028 (0.033)	-0.020 (0.021)	-0.025 (0.024)
Earned income (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: individuals aged 15 years and over. Brackets contain the robust standard errors, clustered at block level. \*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

(a) The vector of control variables is the same as for Table 2.

(b) The propensity score is obtained based on the same variables as for Table 2, except that gender and education are measured at individual level, rather than at household level, and the following variables are added: marital status, status in employment, and speaking French or English.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced panel. Authors' calculations.

The other employment indicator studied is underemployment. The effect of treatment is non-significant in all the estimations on this indicator (models [1] to [6]). This is hardly surprising given the small proportion of individuals who were underemployed in 2010 (15% of employed workers and 4% of individuals aged 15 and over) (see Table A8 in Appendix 5).

The IUDP project would therefore appear to have had no impact on labour force participation rates or employment rates in the zone. Contrary to expectations, the project

neither reduced the unemployment and underemployment rates nor raised the proportion of employed workers. An analysis of the project's midpoint outputs provides insight into why this should be the case (see Table A9, Appendix 6). Bear in mind that the main channel via which unemployment and underemployment rates are expected to fall is the reduction in job-seeking costs and more accessible information on vacancies due to the neighbourhood's improved connectivity. Yet job-seeking costs do not appear to have actually fallen. The unit cost for one trip to look for work shot up in the IUDP zone, virtually at the same rate as in the control zone.<sup>16</sup> Consequently, the proportion of unemployed travelling to look for work fell from 39% in 2010 to just 25% in 2014. The same observation is made when the analysis is honed by comparing the individuals connected by the project with those whose distance from the road did not change: travel costs rose sharply to similar extents for both groups and the unemployed travelled less often in both groups.<sup>17</sup> If connecting the IUDP zone had no effect on the cost of travel to look for work, it is because job-seeking is conducted massively in the city centre (98% of cases in 2014 for the IUDP zone's unemployed). The gains that could be made within the IUDP neighbourhood are therefore marginal compared with the total cost of the trip. In addition, the main reason given by the discouraged unemployed to explain why they were not looking for work was not the cost of searching for a job, but not knowing where to look. Neither did improved connectivity bring individuals closer to the employment areas. The project did not reduce employed workers' travel-to-work time. It remained stable, as it did in the control zone. More generally, individuals did not perceive any improvement in access to transport in the neighbourhood (see Table A10, Appendix 6). Even if connecting the IUDP zone had reduced the cost of transport to access employment, the massive use of interpersonal networks to find work meant that this cost reduction would not necessarily have driven an increase in labour force participation and employment rates in the zone. In a situation where 76% of the unemployed draw on their friends and relations to find work, social distance from employers is probably more likely to restrict employability than physical distance.

The mismatch between the skills of the population in the IUDP zone and job vacancies could also explain the IUDP's lack of impact on employment. In 2010, 70% of the unemployed had no work experience. Just 1% of the unemployed spoke English, a language often required to work in the foreign-owned ports and hotels that form the main employment areas. The vocational training component was moreover clearly unable to affect employment and unemployment rates in the IUDP zone on its own. In addition to the fact that its recipients felt that the quality of training was inadequate, its impact was marginal in that less than 1% of the working-age population received vocational training between 2010 and 2014 (see Table A9, Appendix 6).

This finding tallies with other studies on the effect of paving streets and improving housing on the labour supply. The study by Gonzalez-Navarro and Quintana-Domeque (2012) in

---

<sup>16</sup> It rose 160% in the IUDP zone (compared with 180% in the control zone) from 150 DJF to 246 DJF. These figures take account of inflation over the period.

<sup>17</sup> This article does not compare midpoint indicators within the IUDP zone to prevent article overload. This comparison is available on request.

Acayucan finds no effect of street paving on the labour supply or earnings. The reasons the authors raise for this lack of impact are that paving did not significantly reduce the travel-to-work cost and time and that the labour supply was already high in Acayucan. Galiani *et al.* (2014) find that the TECHO pre-fabricated housing project had no perceptible effect in terms of jobs, given that the project was supposed to enable households to free up time for productive activities by releasing them from the obligation to stay at home to guard their belongings. Only Field (2007) finds that a titling programme in Peru had effects on the labour market: workers in untitled households who restricted their labour supply for fear of being dispossessed of their home if they left the house significantly raised their labour supply when they benefitted from the programme. However, the causal chain is different in this case. It does not concern the impact of connection, but the effect of becoming a homeowner given that, in Peru, not being a homeowner means having to spend time defending your occupancy of the property. It is quite possible that this is not the case in Djibouti. Moreover, once again, the effect of property ownership on employment cannot be measured in the case of the IUDP with such a short time span.

Another salient result turned up by Table 3 is the IUDP's positive effect on the probability of working a self-employed job. This effect is significant for all the estimators comparing treatment individuals and control individuals within the IUDP zone (heterogeneity of treatment method), but only for the Heckman estimator with fixed effects when the control zone is considered. Given that this effect is significant in four of the six specifications, and in particular in the Heckman specifications treating the particularly high attrition in the panel of individuals, we consider the project's significant, positive effect on the probability of working as a self-employed worker to be a robust result. Regardless of how the treatment and control groups are defined, we observe a distinct increase in the rate of self-employment in the treatment group and a significant downturn in this rate in the control group (see Table A8 in Appendix 5). The IUDP therefore generated self-employment for the population benefitting from the project. Despite the small size of the samples, we can outline the characteristics of the new self-employed workers in the IUDP zone. Two-thirds of them were without work in 2010. Most of those in work in 2010 were men (77% of employed individuals in 2010) and wage earners in the city centre before becoming self-employed (73%). Most of those out of work in 2010 who were self-employed in 2014 were women (61%) working in a trade (61%) or service (25%), half of which were based in Balbala.

The IUDP's positive impact on the creation of self-employment goes hand in hand with a negative effect on the probability of working as a wage earner in the formal sector. However, this effect is only significant in the case of one of the six estimators, that of matching with the control zone. Whereas the probability of being a wage earner holds in the two control groups, it decreases in the two treatment groups (see Table A8 in Appendix 5). This downturn in the proportion of wage earners among the IUDP beneficiaries cannot be explained by individual transitions from wage employment to self-employment as 78% of the wage earners in 2010 who were no longer in wage work in 2014 were no longer gainfully employed in 2014. In addition, most of those who were still in work were self-employed (60%) and working mainly in the city centre. This makes it hard to interpret this negative

project impact on wage employment, especially since this effect is less robust than the others.

The project clearly had no effect on the last indicator of the IUDP's impact on employment, earned income. Real earned income may well have risen in the IUDP zone from 2010 to 2014, but the control zone also posted a similar trend. The same holds true when considering the treatment group and the control group within the IUDP zone. Consequently, the treatment variable is not significant in any of the earned income estimations (see Table 3).

To conclude, the IUDP had no effect on the levels of labour force participation or employment of the individuals concerned by the project, as measured by the probability of being in the labour force, employed or underemployed. Neither did it improve earnings. However, it does appear to have stimulated enterprise within the neighbourhood by fostering the development of self-employment, in trade in particular.

#### **4.3. Crowding out effect**

Urban upgrading projects can have the adverse effect of ousting the people originally targeted by the project. Part of the population may be forced to leave the neighbourhood as property prices rise. This phenomenon, hereinafter called a crowding out effect, has often been observed albeit rarely quantified. Taking the examples of Phnom Penh in Cambodia and Kigali in Rwanda, Durand-Lasserve (2005) reviews the mechanisms at work in crowding out scenarios that are not driven by an official procedure such as expropriation, but are "voluntary" in that they are the result of free market forces ("market-driven eviction"). Although the households move "voluntarily", they do so because they are unable to resist the market pressures following an increase in rents or the cost of living in the neighbourhood. This process moreover often concerns the poorest and least educated households. They consequently have little bargaining power when it comes to negotiating their departure. Note that the IUDP project evaluation analyses the crowding out effect by comparing households no longer in the ex-post survey with newly settled households in the IUDP neighbourhood, as advocated by Field & Kremer (2008) and Marx *et al.* (2013).<sup>18</sup>

To assess the crowding out effect itself, we compare the characteristics of the households that left the IUDP zone with the new arrivals in the neighbourhood. However, the population change observed in this analysis may be due to a broad-based population change in Balbala rather than an IUDP effect. We therefore also examine this crowding out effect in terms of

---

<sup>18</sup> McIntosh *et al.* (2014) measure the impact of a project at housing level rather than household level. This minimises the attrition problems, but limits the potential of the findings to come to conclusions about the programme's crowding out effect as impact is only partially evaluated for the population initially targeted by the project. However, as in this paper, the crowding out effect is assessed by studying the characteristics of the new arrivals in the surveyed housing, generally better off and attracted by the improvements to the neighbourhood.

difference-in-differences: we study the population change in the project zone compared with the population change in the control zone.

The comparison of households that left the zone during the project with those that arrived during the project shows that the new households are better off than the old households that have left (see Table 4, columns [1] to [3]). They are better educated with a higher standard of living and better housing conditions: they more frequently own their housing, which is more often a permanent structure with electricity. Their property is consequently worth more. In addition, the rents paid by the new tenants are higher than those paid by the tenants that moved out from 2010 to 2014. When they work, these new households are better paid than the households that have left the zone. However, no differences are found in terms of labour force status, access to employment or status in employment. These differences in socioeconomic profile between the households that have moved out and the new arrivals suggest that a crowding out process is at work. Note, however, that this process appears to be at work essentially from within Balbala district. The new arrivals may well be better off, but 63% of them come from the same district as opposed to just one-third from another district of Djibouti City, 6% from another part of the country and less than 2% from another country.

Nevertheless, a difference-in-differences analysis is needed to check whether this crowding out process is due to the IUDP rather than a broad-based process that may be at work throughout the district of Balbala. This analysis compares the differences in characteristics between the new arrivals and those that have left the IUDP zone with the differences between the new and old households in the control zone (see Column [4] of Table 4). The higher economic status of the new arrivals compared with those that have moved out does not really appear to be specific to the IUDP zone as a whole. Between the control zone and the IUDP zone, *virtually* none of the differences in characteristics between the households that have left the neighbourhood and the new arrivals is significant. For example, more home ownership among the new arrivals compared with the old is found as much in the control zone as in the IUDP zone. The same holds true for permanent housing and the rise in property prices. The rent increase, triggered by the new arrivals, even appears to have been higher in the control zone than in the IUDP zone, as shown by the negative coefficient associated with this variable. Likewise, the deviations in status in employment are no different to those in the control zone. None of the coefficients in Column [3] of Table 4 is significantly different to zero, with the exception of the standard-of-living score coefficient. This shows that the differences in standards of living with the new arrivals in the IUDP zone are relatively narrower than the differences with the new arrivals in the control neighbourhood (again compared with the households that have left). It would therefore seem that poor households have indeed been crowded out by better-off households, but that this process is at work as much (if not more) in the control zone as in the IUDP zone.

Taking this diagnostic further to see whether the crowding out process occurs more specifically near new roads, Column [5] of Table 4 shows the differences in deviations between the new and old households living near the new roads compared with those living in the IUDP neighbourhood, but on blocks whose distance from the roads has not been



affected by the project. Looking at these results, the crowding out of poor households by better-off households is observed near the new roads. The new households that have settled near the new roads tend more to live in permanent housing with electricity (compared with those that have moved out) than the new households that have settled on other blocks in the neighbourhood. Likewise and clearly as a consequence, perceived property prices are higher in these areas and rents are much higher compared with the rents paid by households that have moved out of the neighbourhood. The diagnostic is less clear-cut when it comes to employment and standards of living. Nevertheless, the new households living on blocks near the new roads are found to have a higher standard of living than the households that have moved out, but are also less frequently wage earners and more often self-employed (even though this deviation is not statistically different). To conclude, it can safely be said that a crowding out phenomenon occurred throughout the district of Balbala, but that this process was more pronounced near the new roads built by the IUDP.

**Table 4. Comparison of the characteristics of households that have left the zone with new arrivals**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2010 households not found in 2014	New households	Significance of (2)-(1)	Diff-in-diff with control zone	Within-zone diff-in-diff
<b>Highest level of education in the household</b>					
No education	0.420	0.337	*	-0.096 (0.099)	-0.208 (0.134)
Primary incomplete	0.050	0.042	ns	0.066 (0.047)	-0.033 (0.037)
Primary complete	0.085	0.105	ns	-0.044 (0.066)	-0.104 (0.086)
Lower secondary	0.219	0.203	ns	0.029 (0.073)	0.053 (0.106)
Upper secondary	0.119	0.200	**	0.158** (0.07)	0.197* (0.117)
Higher	0.107	0.113	ns	-0.114* (0.063)	0.095 (0.106)
<b>Housing</b>					
Owner with title	0.054	0.122	**	0.052 (0.059)	-0.036 (0.074)
Permanent structure	0.344	0.500	***	-0.098 (0.091)	0.247* (0.14)
Actual price per m <sup>2</sup> (log)	7.882	8.144	**	-0.246 (0.252)	0.645* (0.346)
Rent (log)	8.918	9.390	***	-0.410** (0.206)	0.645* (0.346)
Electric lighting	0.392	0.628	***	-0.232*** (0.086)	0.236* (0.128)
<b>Employment</b>					
In labour force (broad def)	0.802	0.794	ns	0.102 (0.079)	-0.200* (0.116)
Employed	0.561	0.543	ns	0.038 (0.1)	-0.105 (0.142)
Unemployed (broad def)	0.241	0.251	ns	0.064 (0.084)	-0.095 (0.122)
Wage earner	0.464	0.426	ns	-0.047 (0.101)	-0.250* (0.139)
Self-employed	0.077	0.105	ns	0.063 (0.062)	0.142 (0.089)
Formal sector wage earner	0.386	0.381	ns	-0.123 (0.097)	-0.189 (0.137)
Total earned income	38783	231090	***	-2989 (46988)	27511 (59864)
Standard of living (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. Brackets contain the robust standard errors, clustered at block level.  
Source: 2010 & 2014 IUDP surveys. Authors' calculations.

## Conclusion

The purpose of this study was to evaluate the impact of an urban development project conducted in a slum in Djibouti City from 2010 to 2014. The project's originality is found in its blend of infrastructure construction and improvements combined with social development programmes.

The range of project components and the project's concentration in a relatively small zone make the evaluation of such a project both original and complicated. Two methods were adopted to meet the methodological challenges raised by the IUDP's particularities. The first consisted of a difference-in-differences comparison of the IUDP zone with a control zone. The second looked at the differences in project intensity by household distance from the roads. It again used the difference-in-differences technique within the IUDP zone to compare the households connected by the project with those whose distance from a road had not changed. Three estimators were used for each of the two methods: an estimator with fixed effects, a matching estimator and a Heckman estimator with fixed effects.

Less than a year after its completion, the IUDP had a notable effect on the property status of the zone's inhabitants. It formed a pathway for 11% to 12.2%% of the households to make the transition from the insecure status of temporary occupant to acquiring full title. The project had an impact of this magnitude as it stabilised the line of housing not just along the roads built or improved by the project, but right through to the neighbourhood's secondary grid since the roads built or improved pass through the entire neighbourhood. The stability of the streetline reassured the households that they would not be displaced in the future and encouraged them to regularise their tenure, especially with national tenure regularisation procedures streamlined and less expensive. Yet unlike the observations made in other settings, the IUDP had no significant impact on either housing conditions or the inhabitants' perception of property values. However, the observations were probably made too soon after the end of the project to be able to detect such an impact. Investment in housing building materials is supposed to occur following the acquisition of title and therefore calls for a longer time span. Likewise, an increase in property prices implies an increase in property transactions if it is to be perceived by the inhabitants.

The project's impact on access to employment, however, is disappointing. The IUDP had no effect on the individuals' labour force participation or employment levels, as measured by the probability of being in the labour force, employed or underemployed. Neither did it improve earnings. Nevertheless, it does appear to have stimulated enterprise within the neighbourhood by fostering the development of self-employment, in trade in particular. The main beneficiaries of this growth in self-employment were women who were outside the labour force before the IUDP. Yet there were not enough of these job creations to offset the downturn in wage employment in the zone and thereby improve access to employment. The creation of self-employed activities may grow in the zone with time and reduce the unemployment and inactivity rates in the medium run. Yet the project is unlikely to improve access to formal wage employment, as expected at the project start. Connectivity did not

significantly reduce travel-to-work times. In addition, the programme only made a very marginal contribution to improving the employability of young people in the neighbourhood due to a low number of individuals receiving vocational training.

Lastly, the IUDP appears to have triggered a crowding out effect whereby poorer households are ousted by much better-off households. However, this process occurred mainly near new roads and against a general backdrop of better-off households arriving in Balbala district as a whole.

Looking back, it is worth drawing some lessons from this study in terms of impact analysis methodology. First of all, it is important to conduct the ex-post survey a relatively long time after the end of the project wherever possible. The literature would seem to suggest a two-year interval at least. It is hard for housing conditions to improve or for there to be any real economic development in the upgraded neighbourhood in a short space of time given the economic constraints on these neighbourhoods' inhabitants. In the case in point, late project delivery and ex-post survey funding constraints reduced this interval to ten months. This is no doubt a factor behind the low level, if not non-existence of certain project impacts. Another potential source of project impact underestimation is the fact that the project's externalities are not taken into account. Measuring these externalities is always hard and it has rarely been done. Measurement implies adding an investigation zone next to the project zone. This was not possible in the case of this study since the adjacent neighbourhoods were likely to benefit from other urban development projects during the project's timeframe.

Even though the literature review and a comparison of the results of the other impact evaluation studies with the study conducted show that the effects of slum upgrading projects are sometimes conditioned by the targeted neighbourhoods' economic and social environments, some conclusions can be drawn regarding the way in which the project was defined and, more generally, policies designed to improve living conditions for slum settlement inhabitants. First of all, the participatory project design and component definition process needs to be as inclusive and informed as possible. It is not sure that the project would have been defined in the same way had a large proportion of the population been interviewed regarding their development priorities. There would have been more demand to improve individual employability. Secondly, it is important for the infrastructure and road building to be flanked by social interventions. In the case of the IUDP, the vocational training and livelihood support components did not do enough to help the poorest people in the neighbourhood improve their labour market integration. Lastly, building infrastructures and roads in a neighbourhood improves the inhabitants' quality of life and their desire to stay there. Nevertheless, actions need to be taken to foster the emergence of economic activities in the neighbourhood. These economic and social actions are clearly longer-term processes managed differently to urban upgrading projects.

## References

- 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 and 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 and R. Titiunik (2009), "Housing, Health and Happiness", *American Economic Journal: Economic Policy* 1: 75-105.
- Collin M., S. Dercon, S. Lombardini, J. Sandefur and 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, 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. and M. Kremer (2008), *Impact Evaluation for Slum Upgrading Interventions*, mimeo Harvard University.
- Galiani S. and E. Schargrotsky (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 and R. Undurraga (2014), "Shelter from the Storm: Upgrading Housing Infrastructure in Latin American Slums", Inter-American Development Bank IDB, *Working Paper Series*, No. IDB-WP-528, 46 p.
- Gonzalez-Navarro M. and 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](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 to 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".
- Lall S. V., M. K. Lundberg et Z. Shalizi (2008) , "Implications of Alternate Policies on Welfare of Slum Dwellers: Evidence from Pune, India", *Journal of Urban Economics*, 63(1): 56-73
- Marx B., T. Stoker and 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 and R. Zenteno (2014), "Infrastructure Upgrading and Budgeting Spillovers: Mexico's Habitat Experiment", *Centre for Effective Global Action Working Paper*, No. 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. and S. Mesplé-Somps (2015), *Rapport de suivi d'évaluation du projet PDUI*, DIAL, Juin 2015, 21 p.
- Soares F. and 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.
- Takeuchi A., M. Cropper et A. Bento (2008) , "Measuring the Welfare Effects of Slum Improvement Programs: The Case of Mumbai", *Journal of Urban Economics*, 64(1): 65-84.
- 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.

## Appendices

### Appendix 1. Presentation of the three estimators used

The estimator used is a difference-in-differences estimator. The equation estimated is therefore takes the following form for the impact indicators measured at household level (housing and health):

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

where  $y_{j,g,t}$  is an indicator of the given impact for household  $j$  living on block  $g$  in  $t$  ( $t = 2010, 2014$ ).  $T$  is a dummy variable that takes the value 1 when the household lives in the IUDP zone and 0 otherwise.  $D_{2014}$  is a dummy variable that takes value 1 for 2014 and 0 in 2010. Project impact is captured by the interaction between variable  $T$  and time dummy variable  $D_{2014}$ . The coefficient of interest is therefore  $\beta$  and represents the average impact of the IUDP. Vector  $X^1_{j,t}$  comprises variables that can vary over time. It includes the gender of the household head, three variables capturing the household's demographic composition (number of male and female adults aged 25 to 49 and number of young people aged 15 to 24), and the highest level of education within the household. Term  $\epsilon_{j,g,t}$  is an error term.

For the indicators used at individual level, i.e. the employment and earned income impact indicators, the estimated equation takes the following form:

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

where  $y_{i,j,g,t}$  is an impact variable for individual  $i$  in household  $j$  living on block  $g$  in  $t$  ( $t = 2010, 2014$ ) and  $\epsilon_{i,j,g,t}$  is an idiosyncratic error term at individual level. The coefficient of interest is therefore coefficient  $\beta$  again. Vector  $X^1_{j,t}$  includes the same variables as in the specification used for the housing indicators.

As explained in the main body of this paper, three estimators were calculated. The first estimator is with fixed effects at household level (housing) and at individual level (employment). Equations (1) and (2) are then written:

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

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

where  $\mu_j$  and  $\mu_i$  are respectively dummy variables at household and individual level. Collinearity with treatment variable  $T$  means that this variable no longer appears in the equations.

The second estimator is the *Diff-in-Diff Matching* estimator (Abadie, 2005). As explained in Section 3, this estimator matches the IUDP zone households with the control zone households on the probability of being in the IUDP zone,  $\pi(X^2) \equiv \mathbb{P}(d_t = 1 | X^2)$ , where  $X^2$  is a vector of observable characteristics at household level in 2010. In the case where

$\pi(X^2) < 1$  and where  $\mathbb{P}(d_t > 0)$ , the following sample  $\mathbb{E}\left(\frac{\Delta y_t}{\mathbb{P}(d_t=1)} x \frac{d_t - \pi(X^2)}{1 - \pi(X^2)}\right)$  gives an unbiased estimator of the project's average impact. The estimator is a weighted average of the variation between 2010 and 2014,  $\Delta y_t$  of variable  $y$ , with the households in the control group weighted by their probability of being in the IUDP zone.

Vector  $X^2$  comprises the following variables measured in 2010 when the impact indicators concern housing: household head gender, household size, highest level of education of the individuals aged 15 and over in the household, number of years lived in the neighbourhood, extent of disconnection measured by a dummy variable taking three values depending on the distance from the nearest road, and a standard-of-living score. This standard-of-living score is calculated by a multiple components analysis using the following variables: ownership of durable goods, frequency of consumption of fruit, vegetables, fish and meat, level of household amenities (running water, electricity and availability of private toilet), and number of rooms in the occupied dwelling. For the estimations of impact on the different employment variables, the variables used to identify the probability of being in the IUDP zone are: gender, marital status, status in employment in 2010, level of education, speaking French or English, number of years lived in the household's neighbourhood, household size, level of disconnection within the neighbourhood, and household's standard of living measured by the same standard-of-living score as for the housing indicators.

Lastly, the third estimator is an estimator that controls for selection bias due to attrition. The Heckman correction method is used. In a first stage, the probability of a household (individual)<sup>19</sup> interviewed in 2010 being interviewed in 2014 is estimated using the following probit specification:

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

where:

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

$S$  takes the value 1 if the household or individual  $i$  is observed in both 2010 and 2014 and the value 0 if the household or individual is only observed in 2010. Given that the selection process may be endogenous, there is the concern that the values of the results indicators may be different depending on whether  $S$  takes the value 1 or 0. This is written formally as follows:

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

This specification takes into account selection on observable characteristics  $X_i^1$  and  $Z_i$ . Vector  $X_i^1$  comprises the same variables as the vector of control variables introduced into equations (1), (2), (3) and (4) measured in 2010.  $Z_i$  is a variable that explains the probability

---

<sup>19</sup> For simplicity of presentation of this first stage, index  $i$  designates indifferently either a household or an individual.



of being in the panel, but which is, in principle, orthogonal to the error terms in equations (1) and (2). The exclusion variable  $Z_i$  that we have chosen is the desire expressed in 2010 to move out of the neighbourhood if possible. This first stage estimates the probability that household or individual  $i$  will be contained in the 2010-2014 panel, i.e.  $\text{Prob}[S_i^* > 0] = \Phi(\alpha_s + \tau_s X_i^1 + \omega Z_i)$ , from which we construct the inverse Mills ratio to correct the biases due to the endogenous selection of the households in the panel.

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

This term is introduced into the impact equations with fixed effects at household level:

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

and at individual level:

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

Using the Heckman method, we estimate a parametric model assuming that the error terms follow a normal multivariate distribution. The inclusion of  $\lambda_i$  enables residuals  $\epsilon_{j,g,t}$  and  $\epsilon_{i,j,g,t}$  to have the usual i.i.d. properties. The (unbiased) OLS coefficient  $\hat{\beta}_0^{\text{OLS}}$  is the estimator of the IUDP project's impact.

## Appendix 2. Test of the parallel trends assumption

The survey protocol was designed to be able to, as far as possible, test the parallel trends assumption. This was done by putting retrospective questions to the individuals interviewed in 2010 about their situation three years previously in 2007. This was a placebo test to check whether the fact of living in the IUDP zone in 2010 made the indicators evolve differently between 2007 and 2010 to those for the inhabitants of the control zone. The tested assumption holds if this difference is not significant. These retrospective questions were only put regarding the status in employment of the individuals aged 15 and over for reasons of questionnaire length constraints and problems with memory effects due, for example, to a change of household head between 2007 and 2010, which would have raised too many problems with measurement errors on the housing variables (occupancy status, characteristics of the housing building materials and property price). Column (1) of Table A1 presents the results for the 2010-2014 panel of individuals. It shows that the test is satisfied for three of the five employment indicators, i.e. the probability of being employed, the probability of being a wage earner and the probability of being self-employed. However, the percentages of individuals in the labour force and unemployed individuals in the population of individuals aged 15 and over fell more in the IUDP zone than in the control zone, meaning that the share of those outside the labour force rose more. It is hard to interpret these differences in past trends, but a possible explanation may be that there was a negative shock on employment in the IUDP zone or, conversely, a positive shock in the control zone. We believe this second hypothesis to be more plausible. This positive shock could come from the construction of the Port of Doraleh nearer the control zone than the IUDP zone, which could have encouraged the “control” inhabitants to want to cease being outside the labour force and look for work (without, however, finding work as there are no differences in the employed worker trends).

Table A1 also presents the results of the test of this assumption on the sample of individuals living in the IUDP zone. Column (2) shows the employment trend differences between the individuals brought closer to a road and all the other individuals for whom this parameter remained unchanged by the project. The parallel trends assumption holds for practically all the employment indicators, aside from the proportion of individuals in the labour force and unemployed individuals. There is a sharper increase in the number of individuals in the labour force and unemployed in the treatment zone compared with the households whose distance from a road remained unchanged.

**Table A1. Parallel trends test between the IUDP zone and the control zone and within the IUDP zone**

Variables	(1) IUDP/Control zone	(2) Intra-IUDP IUDP treatment (connected)/IUDP control
In the labour force	-0.158*** (0.035)	0.069** (0.034)
Unemployed (broad definition)	-0.151*** (0.029)	0.058* (0.032)
Employed	-0.007 (0.032)	0.011 (0.028)
Observations	4,514	4,136
Wage earner	0.004 (0.062)	0.027 (0.067)
Self-employed	0.007 (0.046)	-0.004 (0.054)
Observations	1,092	826

Brackets contain the robust standard errors; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Source: IUDP survey, 2010.

### Appendix 3. Matching common support

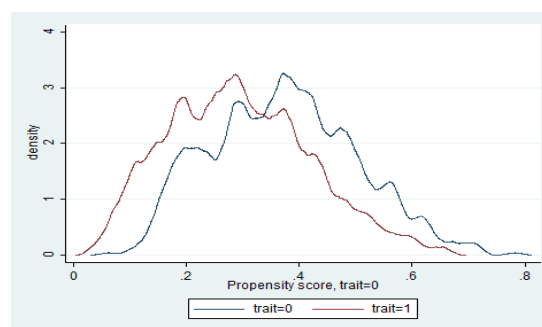
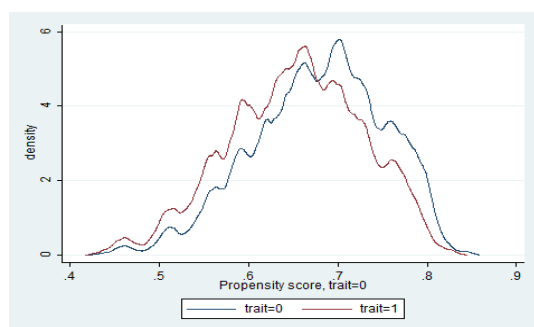
**Chart A1. IUDP/control common support**

Household panel

Individual panel

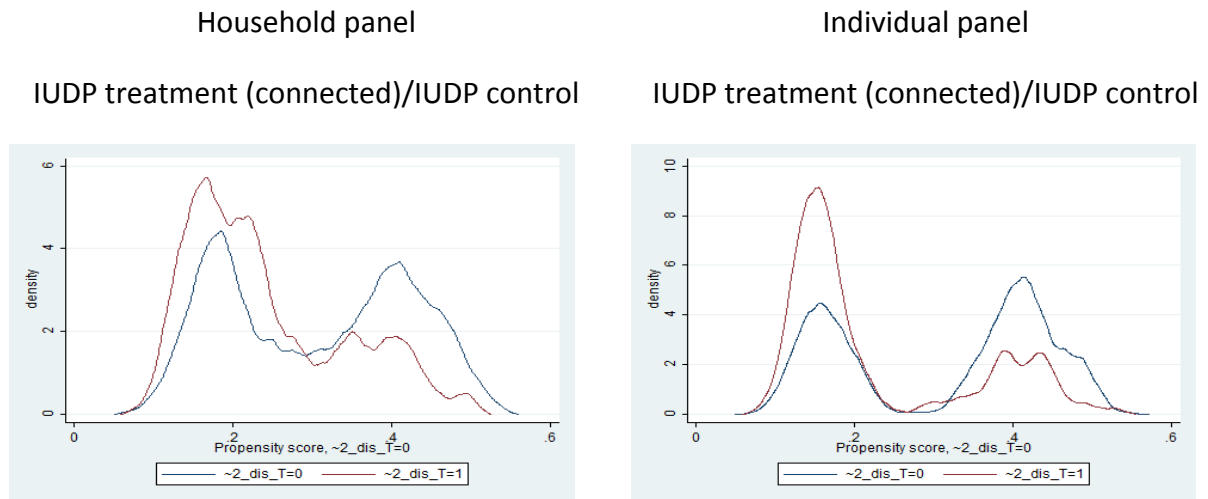
IUDP/control

IUDP/control



Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced household panel. Authors' calculations.

## Chart A2. Intra-IUDP common support



Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced household panel. Authors' calculations.

### Appendix 4. Attrition

#### *Between the IUDP zone and the control zone*

The question of attrition in the household and individual panels from 2010 to 2014 is addressed here. Bear in mind that attrition at household level is 21% in the IUDP zone and 27% in the control zone, while attrition at individual level is 41% in the IUDP zone and 46% in the control zone. Table A2 presents the econometric analysis of the determinants of attrition at household level while

Table A3 features the results of the attrition equation at individual level.

Column (1) in these three tables presents the first stage of the Heckman estimator, i.e. the selection equation for the entire sample (irrespective of zone of residence). Columns (2) and (3) reproduce this same equation for the IUDP zone and control zone sub-samples respectively. Column (4) presents the estimates for the same equation as in Column (1) to which is added the "living in the IUDP zone" dummy variable.

Instrumental variable  $Z_i$ , i.e. the desire to move, appears to be a good predictor of attrition. This coefficient is significant for all the specifications from Table A2 to Table A3 and shows that the households and individuals' probability of being in the panel rises when they do not want to move. The household's level of education, standard of living and length of residence in the neighbourhood also have significant effects on the probability of being interviewed in both 2010 and 2014, with all three factors raising the probability of being in the panel. Attrition does not appear to be any higher in the IUDP zone than in the control zone (Column (4) of Table A2), which means that our estimator is not biased, other things being equal, by different mobility among the IUDP zone inhabitants. However, attrition among uneducated households appears to be higher in the IUDP zone than in the control zone (comparison of the education coefficients in columns (2) and (3) shows that only the coefficients for the IUDP zone are significantly different to zero). The factors explaining attrition at individual

level (Table A3) tie in with those observed at household level. Uneducated individuals have a greater probability of dropping out of the panel. These individuals are also young, single, in the labour force and of foreign origin. These factors appear to apply without distinction between IUDP zone individuals and control zone individuals, since the levels and significance of the coefficients in columns (2) and (3) are more or less identical. However, individual attrition is higher in the IUDP zone than in the control zone when it comes to the coefficient associated with the dummy variable “living in the IUDP zone in 2010” in Column (4). If this higher mobility among IUDP zone residents is the result of upward professional mobility due to the neighbourhood’s connectivity, then the project’s impact risks being underestimated.

*Within the IUDP zone, between the blocks now closer to a road and the others*

Attrition is also observed when project impact is estimated by the heterogeneity of exposure to treatment: 23% of the treatment households (households connected by the new roads) and 18% of the control households (households remaining disconnected or already near through roads before the project) were unable to be interviewed in 2014. This attrition is 38% and 46% respectively for the individuals. The results of the first stage of the Heckman estimation model are presented in Table A4 and Table A5. They come to the same conclusions regarding the determinants of attrition as when the control group is made up of individuals not living in the IUDP zone.

**Table A2. Selection equation, first-stage Heckman model, 2010-2014 household panel**

Variables	(1) Total	(2) IUDP	(3) Control	(4) Total with treatment
Would like to move (1 = yes)	0.558*** (0.103)	0.479*** (0.133)	0.643*** (0.169)	0.547*** (0.103)
Male head of household	-0.0733 (0.150)	-0.196 (0.202)	0.0124 (0.243)	-0.0761 (0.151)
Number of adult men	0.00916 (0.0699)	-0.0546 (0.0846)	0.160 (0.130)	0.00568 (0.0702)
Number of adult women	0.213*** (0.0709)	0.300*** (0.0937)	0.135 (0.117)	0.223*** (0.0717)
Number of young people	0.0718** (0.0353)	0.0827* (0.0443)	0.0414 (0.0595)	0.0725** (0.0353)
<b>Highest level of education in the household (reference: no education)</b>				
Primary incomplete	0.456** (0.214)	0.611** (0.294)	0.288 (0.323)	0.465** (0.214)
Primary complete	0.395** (0.170)	0.744*** (0.221)	-0.286 (0.293)	0.384** (0.170)
Lower secondary	0.376*** (0.133)	0.399** (0.165)	0.345 (0.233)	0.360*** (0.134)
Upper secondary	0.484*** (0.151)	0.659*** (0.200)	0.245 (0.236)	0.480*** (0.151)
Higher	0.436** (0.183)	0.382* (0.217)	0.637* (0.381)	0.406** (0.184)
Treatment				0.160 (0.0980)
Constant	-0.258 (0.176)	-0.140 (0.237)	-0.407 (0.280)	-0.353* (0.186)
Observations	984	659	325	984

Brackets contain the robust standard errors. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Source: IUDP survey, 2010 and 2014.

**Table A3. Selection equation, first-stage Heckman model, 2010-2014 individual panel**

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Variables</b>	<b>Total</b>	<b>IUDP</b>	<b>Control</b>	<b>Total with treatment</b>
Would like to move (1 = yes)	0.608*** (0.0583)	0.469*** (0.0739)	0.857*** (0.0990)	0.601*** (0.0585)
Male head of household	1.22e-05 (0.0619)	0.00640 (0.0744)	-0.00962 (0.116)	0.00145 (0.0619)
Number of adult men	-0.0749*** (0.0221)	-0.105*** (0.0254)	-0.0157 (0.0471)	-0.0775*** (0.0221)
Number of adult women	-0.107*** (0.0211)	-0.0586** (0.0255)	-0.185*** (0.0395)	-0.105*** (0.0211)
Number of young people	-0.0175 (0.0117)	0.0222 (0.0145)	-0.0966*** (0.0210)	-0.0158 (0.0117)
<b>Highest level of education in the household (reference: no education)</b>				
Primary incomplete	0.292** (0.120)	0.310* (0.164)	0.314* (0.179)	0.298** (0.120)
Primary complete	0.240*** (0.0878)	0.355*** (0.109)	-0.00831 (0.155)	0.231*** (0.0880)
Lower secondary	0.297*** (0.0700)	0.322*** (0.0886)	0.239** (0.119)	0.282*** (0.0702)
Upper secondary	0.505*** (0.0718)	0.489*** (0.0914)	0.570*** (0.120)	0.492*** (0.0720)
Higher	0.299*** (0.0799)	0.234** (0.0979)	0.511*** (0.156)	0.273*** (0.0807)
Treatment				0.105** (0.0448)
Constant	-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

Brackets contain the robust standard errors. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Source: IUDP survey, 2010 and 2014.

**Table A4. Selection equation, first-stage Heckman model, household panel 2010-2014, intra-IUDP zone**

Variables	(1) Total	(2) IUDP	(3) Control	(4) Total with treatment
Would like to move (1 = yes)	0.479*** (0.133)	0.282* (0.152)	1.237*** (0.315)	0.479*** (0.133)
Male head of household	-0.196 (0.202)	-0.0493 (0.225)		-0.195 (0.202)
Number of adult men	-0.0546 (0.0846)	-0.0283 (0.102)	-0.123 (0.182)	-0.0545 (0.0846)
Number of adult women	0.300*** (0.0937)	0.402*** (0.118)	0.204 (0.182)	0.301*** (0.0939)
Number of young women	0.0827* (0.0443)	0.0667 (0.0548)	0.128 (0.0871)	0.0828* (0.0444)
<b>Highest level of education in the household (reference: no education)</b>				
Primary incomplete	0.611** (0.294)	0.529* (0.310)		0.611** (0.294)
Primary complete	0.744*** (0.221)	0.684*** (0.243)	0.787 (0.675)	0.745*** (0.221)
Lower secondary	0.399** (0.165)	0.423** (0.184)	0.143 (0.428)	0.399** (0.165)
Upper secondary	0.659*** (0.200)	0.958*** (0.252)	-0.285 (0.431)	0.660*** (0.201)
Higher	0.382* (0.217)	0.640** (0.261)	-0.469 (0.497)	0.383* (0.217)
Treatment				0.00967 (0.143)
Constant	-0.140 (0.237)	-0.310 (0.268)	-0.367 (0.433)	-0.150 (0.276)
Observations	659	501	133	659

Brackets contain the robust standard errors. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source: IUDP surveys, 2010 and 2014.



**Table A5. Selection equation, first-stage Heckman model, 2010-2014 individual panel, intra-IUDP zone**

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Variables</b>	<b>Total</b>	<b>IUDP</b>	<b>Control</b>	<b>Total with treatment</b>
Would like to move (1 = yes)	0.469*** (0.0739)	0.372*** (0.0864)	0.692*** (0.152)	0.472*** (0.0741)
Male head of household	0.00640 (0.0744)	0.0174 (0.0870)	0.121 (0.157)	0.0201 (0.0746)
Number of adult men	-0.105*** (0.0254)	-0.0958*** (0.0293)	-0.183*** (0.0535)	-0.106*** (0.0254)
Number of adult women	-0.0586** (0.0255)	-0.0203 (0.0324)	-0.0518 (0.0450)	-0.0517** (0.0256)
Number of young people	0.0222 (0.0145)	0.0178 (0.0174)	0.0239 (0.0283)	0.0246* (0.0146)
Highest level of education in the household (ref: no education)				
Primary incomplete	0.310* (0.164)	0.420** (0.192)	-0.0524 (0.326)	0.337** (0.164)
Primary complete	0.355*** (0.109)	0.297** (0.122)	0.480* (0.256)	0.366*** (0.109)
Lower secondary	0.322*** (0.0886)	0.407*** (0.0995)	0.0190 (0.203)	0.342*** (0.0888)
Upper secondary	0.489*** (0.0914)	0.656*** (0.106)	0.00112 (0.197)	0.509*** (0.0916)
Higher	0.234** (0.0979)	0.366*** (0.113)	-0.122 (0.211)	0.262*** (0.0983)
Treatment				0.224*** (0.0560)
Constant	-0.270** (0.116)	-0.289** (0.130)	-0.290 (0.273)	-0.479*** (0.127)
Observations	2,680	1,951	729	2,680

Brackets contain the robust standard errors

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys.

**Table A6. Lambda coefficients (Mills ratio)**

<b>Variables</b>	<b>IUDP/Control</b>	<b>Intra-IUDP treatment/control</b>
Title deed	-0.252**	-0.3426**
Permanent structure	-0.1092	-.06724
Actual price per m <sup>2</sup> (log)	0.2689	-.1239
In labour force (broad def.)	-0.082	-0.212
In labour force (narrow def.)	-0.135*	-0.252**
Employed	-0.089	-0.186*
Unemployed (broad def.)	0.006	-0.026
Unemployed (narrow def.)	-0.046	-0.066
Underemployed	-0.027	-0.010
Wage earner	-0.052	-0.168*
Self-employed	-0.044	-0.051
Formal employment	-0.030	-0.111
Earned income (log)	-1.106	-2.671*

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys.

## Appendix 5. Impact indicator levels in the treatment and control groups

**Table A7. Comparison of housing impact indicators between control zone and IUDP zone and intra-IUDP from 2010 to 2014**

Variables	IUDP zone/control zone comparison						Intra-IUDP comparison					
	2010			2014			2010			2014		
	IUDP	Control	Sig.	IUDP	Control	Sig.	Treatment	Control	Sig.	Treatment	Control	Sig.
Owner with title deed	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)	***
Permanent structure	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
Price per m <sup>2</sup> (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	*
Formalities to become an owner	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
Tenant	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
Housing with electricity	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)	***
Housing with water supply	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: The figures in brackets are standard deviations. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1, ns: not significant. The "Sig." columns test the significance of the difference between the previous two columns.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced household panel. Authors' calculations.

**Table A8. Comparison of employment impact indicators between control zone and IUDP zone and intra-IUDP from 2010 to 2014**

	IUDP zone/control zone comparison						Intra-IUDP comparison					
	2010			2014			2010			2014		
Variables	IUDP	Control	Sig.	IUDP	Control	Sig.	Treatment	Control	Sig.	Treatment	Control	Sig.
In labour force (broad)	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
In labour force (narrow)	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Employed	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Prob. of being unemployed (broad)	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Unemployment rate (broad)	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	
Prob. of being unemployed (narrow)	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Unemployment rate (narrow)	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	
Prob. of being underemployed	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Underemployment rate	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	
Prob. of being wage earner	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Rate of wage earners	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	
Prob. of being self-employed	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Rate of self-employment	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	

Prob. of being formal wage earner	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.	1,592	666		1,498	629		1,201	391		1,088	361	
Rate of formal wage earners	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	
Earned income (thousands 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: The figures in brackets are standard deviations. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ , ns: not significant.

The probabilities are calculated for the entire population aged 15 and over, whereas the rates concern the reference population. The "Sig." columns test the significance of the difference between the previous two columns.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced individual panel. Authors' calculations.

## Appendix 6. The midpoint indicators

**Table A9. Comparison of midpoint employment indicators between control zone and IUDP zone in 2010 and 2014**

Midpoint indicators	IUDP			Control		
	2010	2014	Sig.	2010	2014	Sig.
Vocational training in the last three years	2.66 (0.505)	0.79 (0.240)	***	1.219** (0.506)	0.11 (0.106)	**
<b>Among the employed</b>						
Employment in city centre	90.74 (1.659)	52.22 (3.191)	***	84.06 (4.459)	43.67 (0.000)	***
Employment in Balbala	1.16 (0.638)	33.30 (3.700)	***	2.14 (1.376)	27.76 (0.000)	***
Employment in Doraleh	0.00	1.70 (0.387)	**		2.99 (0.000)	*
Travel-to-work time (min)	37.66 (32.14)	40.95 (35.08)	ns	41.90 (32.45)	41.99 (23.32)	ns
<b>Among the unemployed and inactive</b>						
Needs are met by the household	91.63 (0.836)	86.68 (1.305)	***	92.95 (1.122)	87.89 (1.535)	***
Needs are met by a benefit/pension/allowance	4.36 (0.510)	7.41 (0.704)	***	1.73 (0.503)	7.02 (1.322)	***
Among the women, not available for work in the next two weeks	67.85 (2.016)	73.82 (3.245)	ns	66.55 (5.273)	91.67 (2.154)	***
Among the men, not available for work in the next two weeks	57.40	55.39	ns	62.40	76.43	**
<b>Among the unemployed</b>						
Has travelled to look for work	38.73 (2.967)	24.76 (4.449)	***	35.05 (0.000)	28.23 (0.000)	ns
Reasons why has not looked for work						
Cannot afford to	30.79 (4.649)	34.21 (4.377)	ns	8.54 (0.000)	33.40 (0.000)	***
Does not know where to go	36.02 (3.670)	46.33 (4.788)	*	37.43 (0.000)	52.41 (0.000)	ns
There is no point	12.44 (3.152)	9.93 (2.364)	ns	12.78 (0.000)	8.16 (0.000)	ns
Has to look after the house	16.89 (2.502)	5.41 (1.730)	***	37.04 (0.000)	4.68 (0.000)	***
Unit cost of travel to look for work	149.67 (101.21)	246.49 (203.49)	***	156.58 (240.52)	283.11 (224.13)	ns
Districts in which work is sought						
East of the Oued (city centre)	95.76 (2.292)	97.85 (0.000)	ns	92.31 (0.000)	96.07 (0.000)	ns
West of the Oued outside PK12 (Balbala)	0	1.56 (0.000)	ns	2.38 (0.000)	3.93 (0.000)	ns

Note: The figures in brackets are standard deviations. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1, ns: not significant. The "Sig." columns test the significance of the difference between the previous two columns.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced individual panel. Authors' calculations.

**Table A10. Comparison of midpoint housing indicators between control zone and IUDP zone in 2010 and 2014**

Midpoint indicators	IUDP			Control		
	2010	2014	Sig.	2010	2014	Sig.
<i>Do you think that since the beginning of 2007/2010, your neighbourhood has seen ...</i>						
An expansion of electricity?	36.83 (3.874)	38.38 (2.722)	ns	50.89 (4.144)	44.35 (4.479)	ns
Better access to water?	31.88 (4.214)	47.99 (2.820)	***	21.93 (3.772)	34.90 (5.415)	*
Better access to transport?	30.12 (3.263)	33.25 (2.673)	ns	21.32 (4.941)	15.65 (3.746)	ns
More security?	68.94 (3.024)	54.27 (2.695)	***	64.29 (3.406)	60.90 (0.000)	ns
More employment?	6.70 (1.515)	9.64 (2.216)	ns	3.86 (1.746)	8.60 (2.139)	ns
More associations?	28.16 (4.253)	21.65 (2.316)	ns	19.73 (4.338)	17.74 (2.672)	ns
Better access to a health centre?	48.14 (4.229)	46.91 (3.613)	ns	16.89 (3.201)	23.32 (4.524)	ns
Would like to invest in own housing if becomes owner	59.42 (3.283)	54.23 (3.195)	ns	58.74 (4.904)	51.12 (5.236)	ns
If had the choice, would like to move out	16.30 (2.150)	3.72 (0.903)	***	18.17 (3.154)	5.88 (2.125)	***

Note: The figures in brackets are standard deviations. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1, ns: not significant. The "Sig." columns test the significance of the difference between the previous two columns.

Source: 2010 & 2014 IUDP surveys, balanced individual panel. Authors' calculations.