



Inégalités environnementales : trois essais sur la justice environnementale

Mathilde Stoltz

► To cite this version:

Mathilde Stoltz. Inégalités environnementales : trois essais sur la justice environnementale. Economies et finances. Université Marie et Louis Pasteur, 2025. Français. ⟨NNT : 2025PAST0003⟩. ⟨tel-05612933⟩

HAL Id: tel-05612933

<https://theses.hal.science/tel-05612933v1>

Submitted on 5 May 2026

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

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



HAL Authorization



THÈSE DE DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ MARIE ET LOUIS PASTEUR

Ecole doctorale n°593

Droit, gestion, sciences économiques et politiques (DGEP)

Doctorat de Sciences Économiques

Par

Madame Stoltz Mathilde

Inégalités environnementales : trois essais sur la justice environnementale

Thèse présentée et soutenue à Besançon, le 24 octobre 2025

Composition du jury :

Rozan, Anne	Professeure à l'ENGES	Présidente du jury
Goffette-Nagot, Florence	Directrice de Recherche CNRS	Rapporteuse
Schaeffer, Yves	Chercheur, HDR, INRAE	Rapporteur
Thomas, Alban	Directeur de Recherche, INRAE	Examineur
El Naboulsi Jihad	Maître de conférences, HDR	Directeur de thèse
Saglam, Yigit	Senior Lecturer, Université Victoria de Wellington	Codirecteur de thèse

Remerciements

Ces quelques lignes sont dédiées à exprimer ma gratitude envers toutes les personnes sans qui cette thèse, et par extension tout ce que j'ai appris ces quatre dernières années, n'aurait pas pu voir le jour.

Tout d'abord, je remercie sincèrement l'ensemble des membres du jury d'avoir accepté d'en faire partie et d'avoir pris le temps de lire mon travail. Un grand merci à Madame Goffette-Nagot ainsi qu'à Monsieur Schaeffer d'avoir accepté d'endosser le rôle de rapporteurs. Je remercie également Madame Rozan et Monsieur Thomas d'avoir accepté d'être examinateurs.

Je tiens ensuite à exprimer ma reconnaissance à Monsieur El Naboulsi, qui m'a offert l'opportunité de réaliser cette thèse. Pour cela, je lui en serai toujours reconnaissante.

De manière plus générale, je souhaite remercier toutes les personnes qui ont contribué, de près ou de loin, à l'élaboration de cette thèse. Je suis particulièrement reconnaissante envers les membres du CRESE pour leur bienveillance. Un merci tout spécial à Sylvain Béal, Marc Deschamps, Mostapha Diss, Marie-Line Duboz et Emmanuel Peterle pour leurs conseils avisés et leurs retours précieux sur mon travail.

Certains d'entre vous m'ont apporté des enseignements qui résonneront bien au-delà de la sphère professionnelle. De cette expérience, je choisis de retenir le meilleur, et la bienveillance dont j'ai pu bénéficier en fait incontestablement partie.

Je souhaite également adresser une mention toute particulière à mon (premier) co-auteur, Chouaib. Travailler avec toi a été un immense plaisir, mais surtout une occasion précieuse d'apprendre, je te remercie infiniment pour cela.

J'aimerais également remercier tous les collègues doctorants que j'ai croisés durant ces quatre années : ceux qui sont partis, ceux qui sont arrivés, et ceux que j'ai vus arriver et repartir. Je suis heureuse d'avoir partagé un bout de chemin avec vous. Pour certains, j'espère que nous continuerons à créer de bons souvenirs ensemble.

Un merci tout particulier à Ibrahim, qui a toujours fait preuve de bienveillance à mon égard. Je suis également reconnaissante envers Raphaël pour son écoute dans les moments difficiles et pour son humour, ainsi qu'envers Léa, qui est une superbe rencontre. Ta bonne humeur et ta joie de vivre ont été une source précieuse de motivation dans les moments compliqués notamment. Merci aussi à Alexis et Clinton pour les débats passionnés que nous avons eus ainsi que pour les bons moments que nous avons partagés. Je remercie également Salma pour sa gentillesse et sa bienveillance. Je tiens également à exprimer mon affection à Liza. Je vous souhaite à tous le meilleur.

Enfin, mes plus profonds remerciements vont à ma famille et, tout particulièrement, à mon conjoint. Je te remercie infiniment pour ton soutien, ta patience, ton écoute, tes conseils, ton recul et surtout ton amour.

À ma grand-mère

Financements : Cette thèse a bénéficié d'un financement du Projet d'Investissements d'Avenir, Initiatives Science Innovation Territoire Economie en Bourgogne-Franche-Comté, ISITE-BFC, Axe Territoires, Environnement et Aliments (ANR-15-IDEX-0003), et le soutien financier de la Région Bourgogne-Franche-Comté, AAP Structuration de la recherche.

Table des matières

Introduction	1
Problématique générale	5
Structure de la thèse	7
Chapitre 1	7
Chapitre 2	10
Chapitre 3	13
 1 "Coming to the nuisance" : unraveling the link between exposure to hazardous sites and poverty	 17
1.1 Introduction	18
1.2 Literature review	21
1.3 Empirical strategy	25
1.4 Data	28
1.4.1 Socioeconomic data	28
1.4.2 Variable of environmental degradation	29
1.4.3 Descriptive statistics	31
1.5 Results	34
1.6 Sensitivity analysis	39
1.7 Discussion and concluding remarks	41
 2 Logements sociaux : un facteur d'exposition à la pollution des ménages défavorisés ?	 45
2.1 Introduction	46
2.2 Revue de la littérature	49
2.3 Stratégie empirique	52
2.4 Présentation et description des données	53
2.4.1 Variables principales	53
2.4.2 Variables de contrôle	55
2.5 Analyse descriptive	57
2.6 Résultats	60
2.7 Déterminants de la construction de logements sociaux à proximité de sites polluants	64
2.8 Discussion et conclusion	68
2.8.1 Discussion	68
2.8.2 Conclusion	71

3 Access to environmental amenities and disamenities : an analysis of the distribution of standard of living among french urban households	73
3.1 Introduction	74
3.2 Background	76
3.3 Methods	78
3.3.1 Dependent variable	78
3.3.2 Main independent variables	79
3.3.3 Control variables	80
3.3.4 Statistical approach	81
3.4 Descriptive statistics	82
3.5 Results	83
3.5.1 Sensitivity analysis	87
3.6 Environmental amenity and disamenity : how do they relate to standard of living ?	88
3.6.1 Descriptive statistics	88
3.6.2 Results	90
3.6.3 Sensitivity analysis	92
3.7 Discussion and conclusion	93
Conclusion	97
Table des figures	102
Liste des tableaux	104
Bibliographie	107
Appendix - Chapitre 1	115
A.1 Moment-based approach	115
A.2 Benchmark results	118
A.3 Standard of living	121
A.3.1 Descriptive statistics	121
A.3.2 Standard of living results	122
A.4 Robustness	123
Appendix - Chapitre 2	131
B.1 Explication du choix de 2008 comme année de référence	131
B.2 Description détaillée des variables de contrôle	132
B.3 Résumé des variables	134
B.4 Probabilité de construire au moins un logement social	135
B.5 Probabilité de construire au moins un logement social : effets marginaux	136
B.6 Probabilité de construire au moins un logement social : robustesse	137
B.7 Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits	138
B.8 Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits : robustesse	139

B.9	Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur l'offre de logements sociaux : robustesse	140
B.10	Statistiques descriptives des communes de <i>Type 1</i> et de <i>Type 0</i>	141
B.11	Effets marginaux des facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de <i>Type 1</i> plutôt qu'une commune de <i>Type 0</i>	142
B.12	Facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de <i>Type 1</i> versus de <i>Type 0</i> : zone tampon de 1 kilomètre	143
B.13	Effets marginaux des facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de <i>Type 1</i> plutôt qu'une commune de <i>Type 0</i> (1 kilomètre)	144
B.14	Proportion ménages pauvres autour sites E-PRTR (1km)	145
Appendix - Chapitre 3		147
C.1	Environmental amenity	147
C.1.1	Violin plots	147
C.1.2	Descriptive Statistics	148
C.1.3	Regression results	149
C.2	Environmental disamenity	155
C.2.1	Descriptive statistics	155
C.2.2	Quantile regression	156
C.3	Robustness	159
C.3.1	Environmental amenities	159
C.3.2	Proportion of poor households	160
C.3.3	Environmental amenities and disamenities	161
C.3.4	Environmental amenities and disamenities : Proportion of poor households	162

Introduction

L'étude de la répartition des nuisances et des aménités environnementales en fonction des caractéristiques socio-économiques des ménages fait l'objet d'une littérature abondante depuis la fin des années 1980. La justice environnementale trouve son origine dans une mobilisation citoyenne en 1982, dans le comté de Warren en Caroline du Nord. Cette protestation visait à s'opposer à l'implantation d'un site d'enfouissement de déchets dangereux dans une région majoritairement peuplée de ménages afro-américains et à faibles revenus. Cet événement a suscité un débat national, conduisant à une série d'études académiques sur la relation entre la localisation des sites polluants et la composition socio-économique et ethnique des populations avoisinantes.

Trois études majeures ont marqué l'émergence du champ académique de la justice environnementale. En 1983, le *United States General Accounting Office* ([US General Accounting Office, 1983](#)) met en évidence que trois des quatre principales décharges toxiques des états du Sud sont situées dans des communautés afro-américaines, alors même que cette population ne représente que 20 à 30 % des habitants de ces états. La même année, Robert Bullard, considéré comme un pionnier du domaine, démontre que la moitié des décharges et incinérateurs de déchets à Houston sont situés dans des quartiers à majorité afro-américaine, alors que cette population ne constitue qu'environ 25 % de la ville ([Bullard, 1983](#)). Enfin, la première étude menée au niveau national ([United Church of Christ, 1987](#)) parvient aux mêmes résultats. Ces travaux fondateurs ont structuré la recherche sur la justice environnementale et introduit les concepts de racisme environnemental et d'inégalités environnementales.

L'inégale exposition aux nuisances environnementales est désormais considérée comme un fait stylisé en sciences sociales ([Banzhaf et al., 2019a](#)). De nombreuses études ont démontré une corrélation entre les niveaux de vie, les origines ethniques et l'exposition aux risques environnementaux, comme en témoignent plusieurs revues de la littérature à ce sujet ([Agyeman et al.,](#)

2016 ; Banzhaf *et al.*, 2019a ; Banzhaf *et al.*, 2019b ; Cain *et al.*, 2023). Bien que ces travaux se soient initialement concentrés sur les États-Unis, les études se sont progressivement élargies à d'autres régions du monde, mettant en évidence des dynamiques similaires. Un rapport de l'OCDE (2024) souligne ainsi que la recherche sur la justice environnementale s'est développée sur tous les continents. En France, bien que l'absence de collecte de données ethniques empêche toute analyse en ce sens, plusieurs travaux se sont intéressés aux inégalités socio-économiques en matière d'exposition aux nuisances et d'accès aux aménités.

L'étude de la composition socio-économique des ménages autour de nuisances et d'aménités environnementales s'inscrit dans une approche distributive de la justice environnementale. En effet, la majorité des travaux s'est attachée à analyser la répartition des risques environnementaux et des aménités entre différents groupes sociaux. Toutefois, la justice environnementale ne se limite pas à cette seule dimension. Dans le cadre de cette thèse, nous nous appuyons sur la taxonomie de Kuehn (2000), qui distingue quatre composantes à la justice environnementale¹.

La première composante, la justice distributive, s'intéresse à la répartition des aménités et des nuisances entre les individus ou groupes sociaux. Elle met l'accent sur le résultat final, indépendamment des mécanismes qui ont conduit à cette distribution. En matière de justice environnementale, cela se traduit par l'étude des inégalités d'exposition aux nuisances et d'accès aux aménités. À l'inverse, la justice procédurale, deuxième composante, porte sur l'égalité des processus décisionnels relatifs à la répartition des aménités et des nuisances environnementales. Elle vise à garantir que tous les groupes bénéficient d'un traitement identique devant les instances décisionnelles et ont accès aux mêmes recours juridiques en matière environnementale. Cette approche présente néanmoins une limite : elle suppose qu'un processus identique conduit nécessairement à un résultat juste, alors que des disparités dans la répartition des nuisances et des aménités peuvent être constatées. La justice corrective, troisième composante de la justice environnementale, fait référence à l'existence de mécanismes de recours et de compensation pour les groupes exposés à des nuisances environnementales. Elle interroge ainsi la capacité des popu-

1. Bullard (1983) est l'un des premiers à avoir proposé une définition de la justice environnementale, en soulignant à la fois ses dimensions procédurales et distributives. Aux États-Unis, la ségrégation ethnique a historiquement contribué à une exposition inégale aux risques environnementaux. Par exemple, certaines politiques de zonage et pratiques discriminatoires dans l'accès au logement ont renforcé la concentration des minorités dans des quartiers exposés à des nuisances industrielles. L'adoption du *Fair Housing Act* en 1968 a marqué une avancée en matière de justice procédurale en interdisant la discrimination dans l'accès au logement. Toutefois, les conséquences de ces politiques se manifestent encore aujourd'hui à travers la persistance d'inégalités environnementales.

lations affectées à obtenir réparation des préjudices subis. Enfin, la justice sociale, quatrième et dernière composante, adopte une perspective plus large en intégrant la justice environnementale dans une réflexion plus générale sur les inégalités structurelles. Elle postule que les disparités environnementales sont souvent liées à d'autres formes d'injustices sociales, telles qu'une offre insuffisante de services publics, un accès restreint aux opportunités d'emploi ou des conditions de logement précaires. À terme, ces inégalités peuvent avoir un impact négatif sur la qualité de vie, la santé et les trajectoires socio-économiques des populations concernées, contribuant ainsi à la reproduction des fractures économiques et sociales.

L'analyse des inégalités d'exposition aux nuisances et d'accès aux aménités environnementales conduit à s'interroger sur la distribution différenciée de leurs effets sur la santé des individus. De plus, ces inégalités soulèvent des préoccupations en termes d'équité intergénérationnelle, notamment au regard de l'hypothèse des origines fœtales formulée par l'épidémiologiste et médecin Barker dans les années 1990 ([Barker, 1990](#)). Des preuves biologiques montrent que la santé *in utero* d'un fœtus peut avoir des conséquences néfastes sur la santé à la naissance, mais également à plus long terme sur la santé de l'individu concerné à l'âge adulte ([Barker et al., 1995](#) ; [Barker, 1995](#) ; [Barker, 2004](#)). Au-delà des conséquences sanitaires, la littérature théorique (*e.g.*, [Heckman, 2007](#)) et empirique (*e.g.*, [Currie et Moretti, 2007](#)) souligne que certains événements ressentis *in utero*, tels que l'exposition à la pollution, peuvent également affecter l'accumulation du capital, avec des répercussions durables sur la situation économique à l'âge adulte. C'est dans cette perspective que [Banzhaf et al. \(2019b\)](#) considèrent que l'exposition de certains groupes à des nuisances environnementales ne compromet pas seulement leur propre santé, mais aussi celle des générations futures, renforçant ainsi le risque de perpétuer des phénomènes de pauvreté.

Afin de prévenir de telles dynamiques, notamment grâce à l'élaboration de politiques publiques visant à atténuer l'impact de l'exposition environnementale sur la précarité économique, les travaux académiques se sont progressivement intéressés aux mécanismes sous-jacents. La littérature en identifie quatre, principalement examinés dans le cadre des nuisances environnementales. Deux d'entre eux méritent une attention particulière car ils permettent d'éclairer la question suivante : lorsqu'est observée une concentration de ménages défavorisés à proximité de nuisances, quel phénomène est apparu en premier, la nuisance environnementale ou la présence de ménages précaires ? Si la précarité économique d'une zone précède l'implantation d'un

site polluant, il s'agit d'un mécanisme d'implantation disproportionnée des sites polluants. Au contraire, si l'installation des nuisances précède l'arrivée de ménages précaires, il s'agit du mécanisme de « vote avec ses pieds », ou tri résidentiel.

Dans le premier cas, plusieurs facteurs socio-politiques et économiques expliquent la localisation des sites polluants dans des zones à faible niveau de vie. D'une part, les considérations socio-politiques suggèrent que ces sites cherchent à s'implanter là où l'opposition sera la plus faible ([Pastor *et al.*, 2001](#)). Or, celle-ci tend à être moindre dans les territoires marqués par la précarité économique, où les ressources financières et le poids politique des habitants sont plus limités, rendant toute contestation potentiellement inefficace. D'autre part, les facteurs économiques soulignent que les zones défavorisées présentent des coûts fonciers plus bas, une main-d'œuvre disponible et un coût du travail réduit. De plus, ces territoires sont souvent situés à proximité d'infrastructures de transport (autoroutes, réseaux ferroviaires), représentant un atout pour les industries, ce qui peut également justifier leur implantation dans ces zones ([McCoy, 2017](#) ; [Wolverton, 2009](#)).

Le deuxième mécanisme repose sur le modèle de « vote avec ses pieds » de [Tiebout \(1956\)](#). Selon ce modèle, les ménages choisissent leur lieu de résidence en fonction de leur contrainte budgétaire et de leur préférence pour les aménités du quartier. Ainsi, les ménages les plus aisés sont plus enclins à consacrer une part importante de leur revenu pour bénéficier d'un cadre de vie plus attractif, ce qui explique leur concentration dans les quartiers mieux dotés en aménités. [Banzhaf et Walsh \(2008\)](#) ont étendu ce modèle en intégrant explicitement la question des nuisances environnementales. Ils montrent que le tri résidentiel peut être à l'origine des inégalités d'exposition à la pollution. L'implantation d'un site polluant, en raison des nuisances sonores, olfactives et sanitaires qu'elle engendre, réduit l'attractivité du quartier environnant et entraîne une diminution de la demande de logements, impliquant une pression à la baisse sur les prix immobiliers. Cette diminution des prix rend ces logements plus accessibles aux ménages les plus précaires, tandis que les ménages plus aisés, plus susceptibles de se prémunir contre de tels risques, ont tendance à quitter ces zones. Plus globalement, cette extension du modèle de Tiebout souligne comment les changements dans la qualité environnementale influencent la répartition des ménages selon leur niveau de vie.

Identifier la prédominance d'un mécanisme sur l'autre présente plusieurs défis. Comme le soulignent [Timmons Roberts *et al.* \(2018\)](#), la justice environnementale pose une question similaire à celle de savoir qui, de « l'œuf ou de la poule », est apparu en premier, soulevant ainsi des difficultés méthodologiques. Par ailleurs, l'identification de ces dynamiques nécessite des données historiques et géographiquement précises, encore trop limitées pour identifier la prédominance d'un mécanisme par rapport à l'autre ([Mohai et Saha, 2015b](#) ; [Mohai et Saha, 2015a](#)).

Les deux autres mécanismes concernent respectivement la négociation coasienne et la responsabilité des administrations publiques. Le premier suggère que la pollution est répartie de manière efficace grâce à des négociations entre les entreprises polluantes et les résidents. Cependant, le pouvoir de négociation des communautés les plus défavorisées étant relativement plus faible, celles-ci sont davantage enclines à accepter de faibles compensations en échange de la pollution émise par les sites industriels, ce qui contribue à aggraver des inégalités environnementales déjà existantes. Le second mécanisme porte sur le rôle des administrations publiques dans la distribution des nuisances environnementales, notamment à travers le cadre législatif, la surveillance et l'application des lois. Comme dans le cas de la négociation coasienne, l'influence politique de certaines communautés peut influencer sur les décisions des administrations publiques, en particulier sur la répartition des nuisances environnementales.

Problématique générale

À la lumière de ces éléments, cette thèse d'économie appliquée vise à aborder la question de la justice environnementale en France sous trois angles. Tout d'abord, nous étudions, à l'échelle nationale, l'effet d'une dégradation de la qualité environnementale sur l'évolution de la proportion de ménages pauvres environnants. À cette fin, nous identifions si un mécanisme de tri résidentiel, plus spécifiquement un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français, opère suite à la dégradation de la qualité environnementale. Le deuxième chapitre est consacré à l'étude de la possible contribution du parc locatif social à la surreprésentation des ménages pauvres français à proximité de sites polluants. Enfin, le troisième chapitre intègre la dimension des aménités environnementales. Après avoir comparé la distribution des niveaux de vie des ménages urbains en fonction de leur accès à ces aménités, nous étudions l'existence d'un effet

combiné entre nuisances et aménités environnementales sur cette distribution.

Ces questionnements s’inscrivent dans un contexte où la précarité monétaire touche une part importante de la population française. Selon l’Institut National de la Statistiques et des Études Économiques (Insee), la France comptabilise 9,1 millions de ménages pauvres sur le territoire métropolitain en 2022, soit 14,4 % des ménages ([Gerardin, 2023](#)). Or, au-delà des difficultés économiques, ces ménages font également face à une exposition plus accrue aux risques environnementaux, ce qui soulève des enjeux d’ordres sanitaires et économiques en matière d’inégalités environnementales. La plupart des études empiriques, portant notamment sur les ménages français, étudie la corrélation entre le niveau de vie et la proximité à des sites polluants, en considérant de façon sous-jacente un mécanisme de localisation disproportionnée de ces derniers dans les zones géographiques les plus économiquement défavorisées. C’est pourquoi, le Chapitre 1 aborde le mécanisme de « vote avec ses pieds » des ménages pauvres français et particulièrement, le phénomène de « venue vers la nuisance ».

Si la mobilité résidentielle des ménages pauvres semble les mener à proximité des nuisances environnementales, au-delà du seul mécanisme des prix hédoniques, d’autres éléments pourraient être susceptibles d’expliquer de telles dynamiques. En effet, comme le soulignent [Aissaoui *et al.* \(2015\)](#), les choix de localisation résidentielle des ménages les plus précaires sont plus limités que les ménages relativement plus aisés. Ces auteurs soulignent que certains ménages, notamment une partie des ménages éligibles aux logements sociaux, ne choisissent pas leur localisation, mais arbitrent entre les logements sociaux qui leur sont proposés. Naturellement, en découle le rôle des politiques publiques dans les choix de localisation des ménages les plus précaires. Compte tenu de ces derniers éléments et de la part non-négligeable de ménages pauvres locataires du parc social (35 % en 2016, d’après [Delance \(2018\)](#)), la question du rôle potentiel des constructions contemporaines de logements sociaux sur la surreprésentation de ménages pauvres à proximité de site polluants se pose. Notre Chapitre 2 propose une étude de cette question qui n’a, à notre connaissance, jamais été étudiée auparavant.

Enfin, dans la mesure où la présence de sites polluants semble être un déterminant pertinent de la localisation de ménages défavorisés, la littérature empirique met également en évidence un accès plus limité aux aménités environnementales pour ces ménages. Une fois encore, il semblerait

que les externalités positives induites par ces aménités, notamment celles d'ordres sanitaires et en termes de bien-être des ménages, soient inégalement réparties entre les ménages. Cependant, la plupart des travaux appréhende cette question à travers une analyse du niveau de vie moyen. C'est pourquoi le Chapitre 3 étudie la relation entre la présence d'aménités environnementales et l'ensemble de la distribution du niveau de vie des ménages français urbains. En revanche, plus fidèle à la réalité des enjeux environnementaux auxquels peuvent être confrontés les ménages, une question demeure : qu'en est-il dans les zones où nuisances et aménités environnementales coexistent ? Cette question sera également traitée dans le Chapitre 3.

Cette thèse s'articule ainsi en trois chapitres portant sur le concept de justice environnementale. La prochaine section résume, pour chacun des ces chapitres, la méthodologie retenue et les conclusions obtenues.

Structure de la thèse

Chapitre 1 : "Coming to the nuisance" : unraveling the link between exposure to hazardous sites and poverty

Ce chapitre, co-écrit avec Chouaib Jouf², vise à identifier la présence d'un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français. Dans un contexte où l'exposition des ménages défavorisés est considérée comme un fait stylisé en sciences sociales (Banzhaf *et al.*, 2019b), appréhender les mécanismes à l'œuvre semble nécessaire compte tenu des enjeux sociétaux que posent de tels constats. En effet, l'exposition des ménages défavorisés accentue leur risque de mauvaise santé contribuant à accroître les inégalités de santé entre les ménages (Hajat *et al.*, 2015). De plus, cette exposition fait peser un risque de perpétuer le phénomène de pauvreté pour les générations futures (Banzhaf *et al.*, 2019b). Dès lors, identifier les mécanismes susceptibles d'expliquer de tels constats permettrait de mettre en place des politiques de lutte contre cette inégale répartition des maux environnementaux.

Afin d'étudier ce phénomène, nous mobilisons les données carroyées de 200 mètres de côté, de 2015 et 2019. Ces données, diffusées par l'Insee, représentent l'échelle d'analyse la plus fine dis-

2. Maître de conférences, Université de Marie et Louis Pasteur, membre du CRESE.

ponible en France. À ce niveau et en fusionnant ces deux années, nous disposons de la proportion de ménages pauvres par carré en 2015 et en 2019. Pour appréhender la question de la dégradation environnementale, nous utilisons la localisation des sites inscrits dans le registre européen des rejets et des transferts de polluants (E-PRTR) depuis 2006. En déterminant une zone tampon de 3 kilomètres autour de chaque site polluant, nous restreignons notre échantillon initial en ne considérant que deux profils de carrés. Le premier concerne ceux qui ont connu une dégradation de la qualité environnementale, par l'absence de site construit avant 2009, mais l'apparition d'un tel site entre 2009 et 2019. Le second concerne les zones qui n'ont jamais accueilli de telles nuisances (pas avant 2009, ni entre 2009 et 2019, et pas non plus après 2019). Après avoir déterminé le taux de croissance de la proportion de ménages pauvres entre 2015 et 2019, nous sommes en mesure d'évaluer si une dégradation de la qualité environnementale est associée à une modification de la structure économique des ménages. Pour caractériser ce changement démographique, nous examinons également l'effet de la dégradation de la qualité environnementale sur le taux de croissance du nombre de ménages pauvres et non pauvres. Souligné dans la littérature comme un élément nécessaire à considérer, nous tenons compte de l'hétérogénéité spatiale induite par la densité de population dans la relation entre caractéristiques socio-économiques et nuisances environnementales.

Nos résultats montrent que, relativement à l'absence de nuisances environnementales, la dégradation de la qualité environnementale dans les zones urbaines et péri-urbaines est associée à un taux de croissance plus élevé de la proportion de ménages pauvres. Ce changement démographique se caractérise par une croissance plus importante du nombre de ménages pauvres dans les zones nouvellement exposées que dans celles demeurant exemptes de nuisances. Dans les seules zones urbaines, toutefois, la dégradation de la qualité environnementale est également associée à un taux de croissance du nombre de ménages non pauvres plus faible que dans les zones non exposées. Ces résultats suggèrent, d'une part, un phénomène de « fuite de la nuisance » de la part des ménages non pauvres dans les zones urbaines exposées et, d'autre part, un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres dans les zones urbaines et périurbaines.

Les zones urbaines et, dans une moindre mesure, les zones péri-urbaines, sont caractérisées par une densité de population relativement importante. La littérature mettant en évidence une relation positive entre densité de population et prix des logements ([Combes *et al.*, 2019](#) ; [Le Hir](#)

et Bono, 2023), nous suggérons que la présence de sites polluants réduit l’attractivité d’une zone, laquelle se répercute sur les prix immobiliers (Currie *et al.*, 2015 ; Hanna, 2007), ce qui rend de ce fait les logements plus attractifs pour les ménages les plus précaires.

À l’inverse, dans les zones rurales nouvellement exposées, relativement à celles qui ne sont pas exposées, nos résultats ne relèvent pas de changement de la structure économique des ménages. Bien que nous identifions un taux de croissance du nombre de ménages pauvres plus important dans les zones nouvellement exposées, l’absence de différence dans la structure économique des ménages ne permet pas de conclure à l’existence d’un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français dans ces zones. Nous suggérons que la présence de nouveaux sites polluants accroît l’attractivité des zones environnantes à la fois pour les ménages pauvres et pour les ménages non pauvres, notamment en raison des opportunités d’emploi que représentent de tels sites. Pour le vérifier, nous constatons effectivement un taux de croissance du nombre de ménages plus élevé dans ces zones, que dans les zones dépourvues de sites, sans pour autant observer de différences dans la structure économique des ménages.

À notre connaissance, il s’agit de la première étude menée sur l’ensemble du territoire métropolitain français, à cette échelle d’analyse, qui tente d’identifier un tel phénomène. Pour s’assurer de la robustesse de nos résultats, nous avons également considéré une variable dichotomique de la densité de population (urbain *versus* rural) et avons réitéré la même analyse en mobilisant les données carroyées de 2017 à 2019. De plus, nous avons complété nos résultats en évaluant l’effet d’une dégradation de la qualité environnementale sur le taux de croissance du niveau de vie. Nos résultats restent cohérents avec les précédents résultats.

Compte tenu de ces éléments, il semblerait donc que les zones urbaines et péri-urbaines se caractérisent par un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français, suite à l’installation de sites E-PRTR. À la lumière de ces résultats, nous émettons trois constats. Premièrement, les politiques publiques de lutte contre la pauvreté devraient tenir compte de la question de l’exposition à des nuisances environnementales, notamment dans une perspective sanitaire et d’égalité des chances. Deuxièmement, ces politiques pourraient également considérer les dynamiques différentes de pauvreté selon la géographie des zones, notamment par le biais de la densité de population. Enfin, il semblerait également pertinent, étant donné la part non négli-

geable de ménages pauvres locataires du parc social (17,2 % des ménages pauvres sont locataires du parc social d'après [Gerardin \(2023\)](#) et 35 % des locataires du parc social sont des ménages pauvres d'après [Delance \(2018\)](#)), d'investiguer si la construction de ces derniers peut être un mécanisme générateur de ces inégalités.

Chapitre 2 : Logements sociaux : un facteur d'exposition à la pollution des ménages défavorisés ?

Ce chapitre a pour objectif d'identifier si, et dans quelle mesure, la construction contemporaine de logements sociaux pourrait contribuer à la surexposition des ménages pauvres français aux nuisances environnementales. En 2018, 35 % des locataires du parc social étaient des ménages pauvres ([Delance, 2018](#)). Par ailleurs, leur appauvrissement au cours des dernières décennies ([Lafferrère, 2013](#) ; [Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#)) et les preuves empiriques d'une surreprésentation des ménages défavorisés à proximité de sites polluants soulignent l'importance d'interroger les choix d'implantation des logements sociaux.

L'analyse s'articule autour de quatre questions principales. La première évalue, à l'échelle communale, l'effet de la présence de sites polluants sur la décision de construire au moins un logement social. La deuxième examine si, parmi les communes ayant construit des logements sociaux, la présence de sites émetteurs influence le nombre de logements construits. En restreignant l'analyse aux seules communes ayant construit et accueillant au moins une nuisance, la troisième question porte sur les caractéristiques économiques des ménages dans les communes ayant construit à proximité de sites polluants, relativement à celles ayant construit de façon plus éloignée. Enfin, la quatrième question vise à déterminer si la construction de logements sociaux à proximité de sites polluants contribue à la surreprésentation de ménages pauvres dans ces zones. Pour cela, nous comparons la proportion de ménages pauvres vivant à proximité de ces sites selon que des logements sociaux y aient été construits (ou non).

Afin de répondre à ces questions, nous considérons les logements sociaux de type collectif construits entre 2010 et 2019 en France métropolitaine, issus du répertoire des logements locatifs des bailleurs sociaux (RPLS). Pour appréhender la question de l'exposition aux nuisances environnementales, nous considérons la localisation des sites inscrits dans le registre E-PRTR,

lesquels ont été construits strictement avant 2008. Ce décalage temporel entre le moment d’implantation des nouveaux logements sociaux et celui des sites polluants permet de tenir compte d’un potentiel problème d’endogénéité induit par un biais de simultanéité. En effet, l’implantation de nouveaux logements sociaux peut être source de stigmatisation, comme le souligne [Laferrère \(2013\)](#), ce qui peut contribuer à réduire les prix de l’immobilier environnant et rendre plus attractive l’implantation de sites polluants dans ces zones. De la même manière, la présence de sites polluants peut exercer une pression à la baisse sur les prix des logements environnants ([Currie *et al.*, 2015](#) ; [Hanna, 2007](#)), rendant ainsi la construction de logements sociaux relativement moins coûteuse.

En considérant plusieurs variables de contrôle susceptibles d’influencer l’offre de logements sociaux à l’échelle communale (*e.g.*, la densité de population), nous montrons, à l’aide d’une régression logistique, que la présence antérieure de sites polluants est associée à une probabilité plus élevée que la commune construise au moins un logement social entre 2010 et 2019. À partir d’un modèle de comptage, nous soulignons dans un deuxième temps que, parmi les communes ayant construit au moins un logement social, la présence de sites émetteurs accroît l’offre de logements sociaux de la commune sur la période. De même, plusieurs variables de contrôle ont été incluses afin de prendre en compte les facteurs pouvant influencer le nombre de logements sociaux construits (*e.g.*, la proportion de sols artificialisés). Ainsi, la présence de sites polluants semble être un déterminant pertinent, à l’échelle communale, de la construction de nouveaux logements sociaux.

Pour analyser la proximité de ces nouvelles constructions de logements sociaux au sein des communes par rapport à des sites polluants, nous focalisons notre analyse, dans un troisième temps, sur les communes où coexistent sites polluants et nouveaux logements sociaux. Après avoir identifié deux profils de communes – celles dont les nouveaux logements sociaux ont été construits, au moins une fois sur la période, à moins de 500 mètres d’un site émetteur, et celles qui n’ont jamais construit de logements sociaux à moins de 500 mètres d’un site polluant –, nous cherchons à identifier les caractéristiques des communes ayant construit à proximité de sites E-PRTR. Nos résultats mettent en évidence que ces communes se caractérisent par une situation économique des ménages plus précaire, par une tension accrue sur le marché immobilier, une proximité plus élevée avec des communes de type centre, une proportion plus importante de sols

artificialisés et une densité plus élevée de sites polluants. Ces éléments suggèrent que ces communes disposent de marges de manœuvre plus limitées dans le choix de localisation des nouveaux logements.

Enfin, pour évaluer une possible contribution des logements sociaux à la surreprésentation des ménages pauvres à proximité de sites polluants, nous déterminons, en considérant l'échantillon précédent, la proportion moyenne de ménages pauvres après ces nouvelles constructions. À partir des données carroyées de 200 mètres de côté de 2019, nous calculons la proportion moyenne de ménages pauvres autour des sites polluants, en distinguant les zones tampons où au moins un logement social a été construit sur la période et celles où aucun logement social n'a été construit à proximité. En tenant compte de l'hétérogénéité induite par la densité de population dans la relation entre caractéristiques économiques et exposition aux nuisances environnementales, nous calculons ces moyennes selon trois classes de densité (urbaine, péri-urbaine et rurale). Nous montrons qu'indépendamment de la densité de population, la proportion moyenne de ménages pauvres est plus élevée lorsque des logements sociaux ont été construits à proximité de ces sites.

À partir de l'ensemble de ces éléments, nous suggérons que les logements sociaux sont susceptibles d'influencer la surreprésentation des ménages pauvres à proximité de sites émetteurs, contribuant potentiellement au phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français. Nous montrons que la présence de sites polluants semble être un déterminant pertinent de l'offre de logements sociaux à l'échelle communale. À notre connaissance, il s'agit là de résultats originaux.

Compte tenu de ces résultats et des objectifs du parc locatif, visant notamment à favoriser la mixité sociale et à garantir un accès au logement abordable pour les ménages les plus précaires, deux constats peuvent être formulés. Premièrement, l'appauvrissement des locataires du parc social, constaté depuis quelques décennies ([Laferrère, 2013](#) ; [Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#)), compromettant l'objectif de mixité, pourrait être en partie lié à leur proximité avec des sites polluants. Deuxièmement, comme l'énoncent [Aissaoui *et al.* \(2015\)](#), les ménages les plus précaires arbitrent entre les logements sociaux qui leur sont proposés, mettant en lumière l'enjeu des politiques de l'habitat social dans la localisation résidentielle des ménages les plus vulnérables. La proximité des logements sociaux avec des sites polluants limite inévitablement la capacité de ces

ménages à éviter une telle exposition. Bien que ces sites puissent représenter des opportunités d'emploi, ils contribuent également à leur surreprésentation autour des sites polluants.

Chapitre 3 : Access to environmental amenities and disamenities : an analysis of the distribution of standard of living among french urban households

Ce chapitre vise à analyser la distribution du niveau de vie dans les zones urbaines bénéficiant d'aménités environnementales ainsi que dans celles où coexistent aménités et nuisances environnementales. La littérature empirique met en évidence, de manière distincte, une surreprésentation des ménages défavorisés à proximité des nuisances environnementales et, à l'inverse, une sous-représentation de ces derniers aux abords des aménités environnementales. À partir de ces constats, deux questions émergent.

La première consiste à aller au-delà d'une analyse centrée sur la moyenne et à examiner plus largement la distribution du niveau de vie dans les zones dotées d'aménités environnementales. La seconde, plus proche de la réalité urbaine, interroge cette distribution lorsque les zones étudiées sont exposées simultanément à des aménités et à des nuisances environnementales.

Compte tenu de l'hétérogénéité induite par la densité de population dans la relation entre nuisances et niveau de vie, soulignée par la littérature, l'analyse se concentre sur les seules zones urbaines françaises. Comme le relèvent [Landry et Chakraborty \(2009\)](#), ces espaces concentrent des usages du sol à la fois désirables et indésirables, soulevant ainsi des enjeux de répartition. De plus, la présence relativement plus faible d'aménités environnementales dans les unités urbaines pourrait indiquer une répartition plus inégale que dans d'autres zones du territoire ([König, 2024](#)), ce qui renforce l'intérêt de cette analyse. Enfin, les externalités négatives associées aux nuisances environnementales ([Banzhaf et al., 2019a](#)) et les bénéfices liés à l'accès aux aménités environnementales ([Krekel et al., 2016](#)) justifient l'analyse de leur impact sur la distribution du niveau de vie.

Afin de répondre à ces questions, nous mobilisons les données carroyées de 200 mètres de côté publiées par l'Insee, qui diffusent le niveau de vie moyen des ménages par carré en 2019. Concernant les aménités environnementales, nous utilisons les données satellitaires de l'occupation du sol

dans les unités urbaines en 2018, publiées par l'Agence de l'Environnement Européenne (AEE). Nous considérons comme aménités environnementales les zones forestières, les zones herbacées, les espaces sportifs et les espaces verts urbains. Pour mesurer l'accessibilité à ces aménités, nous définissons une zone tampon de 400 mètres autour du centroïde de chaque unité géographique et considérons qu'une zone est dotée d'aménités si la zone tampon associée intersecte au moins l'un de ces espaces. Concernant les nuisances environnementales, nous retenons la localisation des sites inscrits dans le registre européen des rejets et des transferts de polluants (E-PRTR) en 2018. De manière similaire, nous définissons une zone tampon d'un rayon de 1,5 km autour du centroïde de chaque unité géographique et considérons qu'une zone est exposée à une nuisance si au moins un site polluant s'y trouve. Ce décalage temporel entre le niveau de vie (2019) et les données environnementales (2018) permet de limiter un éventuel problème d'endogénéité induit par un biais de simultanéité. Par ailleurs, afin de prendre en compte d'autres facteurs susceptibles d'influencer la localisation des ménages selon leur profil économique, nous intégrons des variables de contrôle telles que la présence d'établissements scolaires privés, la question de la sécurité publique et la situation du marché de l'emploi.

D'un point de vue méthodologique, nous appliquons une régression quantile conditionnelle en nous focalisant sur les déciles de la distribution. Cette approche permet de comparer chaque décile du niveau de vie des zones dotées d'aménités environnementales avec celui des zones qui en sont dépourvues. Dans un second temps, en introduisant une interaction entre l'accès aux aménités environnementales et la présence de nuisances, nous évaluons l'effet de cet accès, dans un contexte d'exposition, sur le niveau de chaque décile du niveau de vie, par rapport au fait d'être uniquement exposé.

Deux résultats principaux émergent de cette analyse. Le premier met en évidence une hétérogénéité dans la relation entre niveau de vie et aménités environnementales, selon le type d'aménité considéré. Les zones dotées d'espaces forestiers et herbacés (assimilables à des espaces naturels) accueillent une population plus favorisée et plus concentrée en termes de niveaux de vie, suggérant une répartition inégalitaire de ces aménités au détriment des ménages les plus modestes. À l'inverse, les zones pourvues d'espaces sportifs et d'espaces verts urbains présentent une plus grande mixité économique des profils que les zones qui en sont dépourvues. Le second résultat principal montre qu'en contexte d'exposition, la présence d'aménités environnementales

modifie la distribution du niveau de vie, un phénomène qui, à notre connaissance, n'a pas encore été étudié. Nous mettons en évidence que les zones associant nuisances environnementales et espaces forestiers ou herbacés concentrent une population relativement plus aisée. En revanche, lorsque des nuisances coexistent avec des espaces sportifs ou des espaces verts urbains, la population est plus défavorisée et plus disparate en termes de niveau de vie.

Les résultats suggèrent que la préservation des sols, notamment des espaces naturels, revêt un intérêt en termes de justice environnementale. Une politique de logement social à proximité de ces espaces pourrait favoriser la présence de ménages à plus faible niveau de vie, contribuant à une mixité économique plus élevée dans ces zones, à condition que l'implantation de ces nouveaux logements ne se fassent pas au détriment de la préservation des espaces naturels. De plus, nous observons que la présence de tels espaces, dans les zones pourvues de nuisances, contribue à la présence de ménages relativement plus favorisés, ce qui réduit les inégalités environnementales. S'agissant des espaces sportifs et des espaces verts urbains, la mixité économique relativement plus importante quand de telles aménités sont présentes souligne probablement l'efficacité de certaines politiques publiques (*e.g.*, Programme National de Rénovation Urbaine, Plan Biodiversité ou Label Écoquartier) visant à promouvoir les espaces verts urbains.

Chapitre 1

"Coming to the nuisance" : unraveling the link between exposure to hazardous sites and poverty¹

Abstract

This study analyzes the mechanisms behind the overexposure of poor households to environmental nuisances, with particular emphasis on the sorting mechanism – namely the "coming to the nuisance" phenomenon. Using an exposure profile based on polluting sites, and taking into account spatial heterogeneity due to population density, we assess whether environmental degradation leads to a sorting process within the population of poor households. Our findings show that environmental degradation triggers sorting processes in urban and peri-urban areas, characterized by a higher growth rate of poor households in newly exposed areas. This pattern suggests the presence of a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households in these newly polluted areas.

Keywords : Environmental justice, poverty, pollution, E-PRTR.

JEL classification : O15, O13, Q53, Q56.

1. This chapter has been written in collaboration with C. Jouf, CRESE, University of Marie et Louis Pasteur. This version is revised and resubmitted in *Ecological Economics*.

1.1 Introduction

In 2020, 9 million individuals were categorized as poor in metropolitan France, representing 14.4% of the population (Gerardin, 2023). This relative measure of monetary poverty, commonly employed by the Institut national de la statistique et des études économiques (hereafter Insee), is derived from the population's overarching distribution of living standards. It entails establishing a threshold below which an individual is considered poor. This threshold is standardized at 60% of the median standard of living and corresponds, in 2020, to 1,120 euros per consumption unit (Gerardin, 2023). Despite integrating poverty alleviation and prevention measures into governmental reforms, as evidenced by the National Strategy for the Prevention and Combat against Poverty, launched in 2018, the poverty rate and its intensity in France have exhibited only marginal change since the late 1990s (Insee, 2021).²

Beyond monetary deprivation and the associated social risks, a substantial body of literature highlights a disproportionate burden of environmental hazards supported by low-income households (*e.g.*, Collins *et al.*, 2016; Glatte-Götz *et al.*, 2019; Zwickl, 2019). For instance, Fosse *et al.* (2022) and Salesse (2022) demonstrate that the least affluent households in France are the most affected by pollution. This overexposure of low-income households may exacerbate the social risks these households already face. Overexposure of low-income households can, as explained by Banzhaf *et al.* (2019a), contribute to perpetuating the phenomenon of poverty traps. Moreover, this overexposure may, according to Hajat *et al.* (2015), accentuate the risk of poor health, even as existing health disparities exist (see, for instance, McLean *et al.*, 2014 and Schäfer *et al.*, 2012).

The analysis of disparities in exposure to environmental hazards falls within the concept of environmental justice, a subject that has garnered extensive scholarly attention.³ The concept of environmental justice originated in the United States in the 1980s, emanating from civil protests against installing a landfill in Warren County, which, among other factors, housed a significant proportion of low-income households. According to Banzhaf *et al.* (2019a), the pioneering work of the US General Accounting Office (1983), Bullard (1983), and United Church of Christ (1987) placed exposure disparities as a stylized fact in the social sciences.

2. Insee defines the intensity of poverty as the difference between the median standard of living of poor households and the poverty threshold.

3. See Cain *et al.* (2023) and Di Fonzo *et al.* (2022) for literature reviews.

Most studies approach the issue of environmental justice from the perspective of distributive justice ([Collins *et al.*, 2016](#); [Glatter-Götz *et al.*, 2019](#); [Zwickl, 2019](#)), corresponding to one of the four components of [Kuehn \(2000\)](#)'s taxonomy of environmental justice. Distributive justice refers to the notion that environmental burdens and amenities should be equitably distributed, with no segment of the population disproportionately exposed. In cases of disparities in exposure to environmental hazards, this concept advocates for reducing environmental burdens rather than reallocating among different populations. [Timmons Roberts *et al.* \(2018\)](#) summarize the concept of distributive justice as following : "Distributive justice refers to inequalities in the distribution of neighborhood environmental quality, both bad and good, such as the presence (or absence) of contaminated sites and air and water pollution in neighborhoods and the absence (or presence) of trees, parks, open space in them."

As proposed by [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#), understanding the causal mechanisms driving these environmental inequalities serves the dual purpose of identifying the origins of these disparities and informing the development of public policies aimed at addressing them. The literature underscores the "voting with their feet" mechanism in relation to environmental quality as one of the two phenomena that may explain the overrepresentation of low-income households near environmental hazards (see [Banzhaf *et al.*, 2019b,a](#); [Mohai *et Saha*, 2015b](#)). Specifically, the extension by [Banzhaf *et Walsh* \(2008\)](#) of [Tiebout \(1956\)](#)'s "voting with their feet" hypothesis posits that households select their place of residence based on their willingness, or more precisely, their ability to pay for living in a healthier environment. According to [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#), neighborhoods offering a range of amenities (such as a clean environment, green spaces, quality schools, and safety) experience increased demand, which subsequently drives up property prices. In contrast, the presence of environmental disamenities, such as polluting sites, may diminish the attractiveness of these neighborhoods, thereby reducing property values and making them more accessible to low-income households. Consequently, two simultaneous phenomena may arise : low-income households moving towards environmental nuisances, and/or wealthier households fleeing from them. For instance, [Banzhaf *et Walsh* \(2008\)](#) document a decrease in population density and average income in California regions experiencing environmental quality decline. However, their study does not determine whether this is due to a "coming to the nuisance" phenomenon among low-income households, a "fleeing from the nuisance" effect among affluent households, or both processes occurring concurrently. [Levasseur *et al.* \(2021\)](#) identify a tendency among the

highest income quintile in Southwestern Europe to "flee from the nuisance." To our knowledge, no study has explicitly evaluated the presence or absence of a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households.

By focusing our analysis on newly exposed geographical areas and those that have never been exposed to polluting sites, we investigate the potential existence of a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households in France. The study is conducted in four stages. Firstly, we evaluate the correlation between environmental degradation and both the proportion and intensity of poverty, comparing these areas to those that have never experienced such negative externalities. Secondly, we examine the growth rate of poverty across two periods to determine whether a sorting mechanism is present. To differentiate between "coming to the nuisance" and "fleeing from the nuisance" phenomena, we assess the impact of environmental degradation on the growth rate of both poor and non-poor households.

In this study, we utilize high-resolution gridded data (200 meters) published by Insee, which includes the proportion of poor households. This dataset represents the finest geographical scale available in France. By combining data from 2015 and 2019, we initially restrict our sample to geographical units observable in both periods. To account for environmental degradation, we use the locations of sites listed in the European Pollutant Release and Transfer Register (E-PRTR) for mainland France since 2006. We then apply a second restriction to our sample by retaining only the geographical units that experienced the establishment of new polluting sites between 2009 and 2019 (provided that no such site existed in these areas prior to 2009) as well as those that have never hosted any polluting site. To account for the heterogeneity introduced by population density in the relationship between poverty and exposure, as highlighted by [Neier, 2021](#) and [Salesse, 2022](#), we interact the environmental degradation variable with the population density of the corresponding municipality.

The remainder of this paper is structured as follows. The next section presents a literature review of the main findings and challenges related to environmental justice. Section [1.3](#) presents the empirical strategy. Section [1.4](#) describes the data and presents descriptive statistics. Section [1.5](#) presents the results. Section [1.6](#) explores the sensitivity analysis, and Section [1.7](#) comments and concludes.

1.2 Literature review

The concept of environmental justice emerged in the United States in the 1980s from a social protest against installing a landfill contaminated with polychlorinated biphenyls in Warren County, where a significant proportion of low-income groups and some ethnic groups were concentrated. The seminal work of the [US General Accounting Office \(1983\)](#) and [Bullard \(1983\)](#) showed, for some counties, an over-representation of some ethnic groups and people with low incomes around landfills and waste incinerators. The first nationwide study, by the [United Church of Christ \(1987\)](#), confirms the previous findings. According to [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#), these three studies place inequalities in exposure to environmental nuisances as a stylized fact in social science. Since then, although the methodologies used to explore exposure to environmental nuisances have varied, the studies have identified a relationship between economic disadvantage and exposure to environmental hazards. Indeed, while some studies highlight an overexposure of low-income households to certain types of pollutants (*e.g.*, [Jbaily *et al.*, 2022](#); [Rosofsky *et al.*, 2018](#); [Salesse, 2022](#)), others reveal an overrepresentation of poor households around environmental hazards (*e.g.*, [Neier, 2021](#); [Schaeffer et Tivadar, 2019](#); [Zwickl, 2019](#)).

Highlighting the overexposure of low-income households to air pollution is of significant public interest, primarily due to the unequal health impacts associated with such exposure (see [Lavaine, 2015](#) or [Ouidir *et al.*, 2017](#)). Nevertheless, it appears that visible environmental nuisances, rather than the presence of air pollutants, exert a greater influence on residential choices. This tendency can be partially explained by the imperfect information available to households ([Hausman et Stolper, 2021](#)). A deeper recognition of disparities in exposure to these visible nuisances may provide a more comprehensive understanding of the mechanisms driving residential patterns. The literature highlights an overrepresentation of low-income households in proximity to various environmental hazards, such as waste treatment sites (*e.g.*, [Mohai et Saha, 2015a](#)), fracking activities (*e.g.*, [Zwickl, 2019](#)), industrial sites (*e.g.*, [Neier, 2021](#)), and landfills (*e.g.*, [Baden et Coursey, 2002](#)). Moreover, some studies also explore the unequal distribution of environmental amenities. In the Grenoble-Alpes metropolitan area in France, [Schaeffer et Tivadar \(2019\)](#) demonstrate that the poorest households are located farther from green spaces. Conversely, these households are situated closer to hazardous sites compared to the wealthiest households. The investigation into the overrepresentation of poor households near environmental hazards is well

documented in the United States and some European countries. However, studies addressing this issue in France are more sporadic and often concentrated on specific geographic areas. For instance, [Hautdidier *et al.* \(2021\)](#), focusing on the Aix-Marseille-Provence metropolitan area, and [Viel *et al.* \(2011\)](#), examining the Franche-Comté region, emphasize the overrepresentation of disadvantaged households around polluting sites. To our knowledge, the sole nationwide study exploring the relation between economic disadvantage and overrepresentation around hazardous sites is [Laurian *et Pottratz* \(2008\)](#) research.

As previously mentioned, the discernible presence of environmental nuisances significantly influences household residential decisions ([Hausman *et Stolper*, 2021](#)). Consequently, most environmental justice studies rely on residential proximity to potential pollution sources as a proxy for exposure to environmental hazards (*e.g.*, [Neier, 2021](#); [Schaeffer *et Tivadar*, 2019](#); [Zwickl, 2019](#)). [Shao *et al.* \(2021\)](#) describe the three primary methodologies employed in the literature to investigate the correlation between economic disadvantage and exposure to environmental hazards. The first method, better suited for aggregated data, such as a municipality in France or a county in the United States, corresponds to the spatial coincidence method. In this approach, if a geographical area hosts at least one environmental hazard, it is considered an exposed unit. Although suitable for aggregated data, this methodology raises, among other issues, an "edge effect problem" ([Chakraborty *et al.*, 2011](#)). A geographic area whose neighboring area hosts a site near its border will be considered an unexposed unit. The second methodology, considered as an alternative to the limitations of the first ([Chakraborty *et al.*, 2011](#); [Mohai *et Saha*, 2006, 2007, 2015b,a](#)), distinguishes three approaches to deploying it. In the context of the '50% areal containment approach, after delineating a buffer zone as the initial step, a geographical unit is deemed exposed if a minimum of 50% of its area falls within this designated buffer zone. For the "areal apportionment" approach, one deems a geographical unit exposed when it intersects the buffer zone (with socioeconomic characteristics weighted by the area of intersection). And in the 'boundary intersection' approach, we consider a geographical unit exposed if it intersects the buffer zone. Some studies, such as [Neier \(2021\)](#) or [Rüttenauer *et Best* \(2021\)](#), use the exact distance between the centroid of the geographical unit under study and the nearest source of nuisance. These approaches require having data at a relatively fine geographical scale. The third methodology involves accounting for pollutant emissions by weighting them according to their risks to human health. The assignment of the exposure status of a geographical unit can be

accomplished by employing either of the two methodologies mentioned above or by employing pollution plume modeling.

Although there are numerous methodologies for approximating residential proximity to environmental nuisances, the conclusions drawn from the literature highlight an overrepresentation of disadvantaged households around environmental nuisances (*e.g.*, [Laurian et Pottratz, 2008](#); [Mohai et Saha, 2015a](#); [Neier, 2021](#)). As noted in the introduction, understanding the causal mechanisms behind these exposure disparities would, according to [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#), help identify their origins, thereby improving public policies to reduce them. The literature primarily identifies two causal mechanisms ([Banzhaf *et al.*, 2019b,a](#); [Mohai et Saha, 2015b,a](#)) without, however, establishing the superiority of one mechanism over the other, hence drawing an analogy to the "Chicken and the Egg" debate as noted by [Mohai *et al.* \(2009\)](#) in addressing this type of issue. The first mechanism, "disproportionate siting," describes the phenomenon wherein polluting sites predominantly install themselves in areas that concentrate low-income groups. Arguments presented in the literature (*e.g.*, [Banzhaf *et al.*, 2019b](#); [Glatter-Götz *et al.*, 2019](#); [Mohai et Saha, 2015b](#); [Rüttenauer, 2018](#); [Zwickl, 2019](#)) assert that areas harboring a substantial concentration of disadvantaged households exhibit characteristics such as relatively lower land prices, an available labor force, diminished political influence, minimal opposition, and an abundant transportation network. These factors partly explain why hazardous sites focus on establishing themselves in these areas (see [Wolverton, 2009](#)).

The second mechanism, called a "post-siting demographic change" describes the phenomenon wherein pollutant sites' establishment or past presence induces demographic changes in exposed areas. Environmental nuisances potentially trigger a mechanism of "fleeing from the nuisance" for wealthier households, simultaneously leading to a mechanism of "coming to the nuisance" for low-income households. Both mechanisms originate from the extension of [Tiebout \(1956\)](#)'s "vote with their feet" mechanism, as developed by [Banzhaf et Walsh \(2008\)](#). According to this theory, households make a trade-off between neighborhood amenities, including environmental quality, and consumption, which encompasses housing expenses. Environmental nuisances can generate negative externalities, such as noise, visual disruptions, or smelly emissions, which may diminish the area's attractiveness and contribute to a decline in land value. Indeed, as [Currie *et al.* \(2015\)](#) and [Hanna \(2007\)](#) highlight, hazardous sites can exert downward pressure on land

prices. Although households, regardless of income, generally derive greater utility from a clean environment, not all are equally willing or able to pay for access to high environmental quality. Wealthier households are typically both more willing and able to pay relatively more than less affluent households for a clean environment, as suggested by [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#). Areas affected by environmental nuisances may, therefore, prompt wealthier households to move away, while attracting less affluent households to these zones, complicating the determination of which mechanism predominates.

Some studies highlight a "vote with their feet" mechanism, as demonstrated by [Banzhaf et Walsh \(2008\)](#) in California or [Rüttenauer \(2018\)](#) in West Germany, without, however, specifying whether it involves "fleeing from the nuisance" and/or "coming to the nuisance." Conversely, as [Levasseur *et al.* \(2021\)](#) observed in a study focusing on a sample of households in Southwest Europe, exposure is associated with a "fleeing from the nuisance" mechanism among wealthier households. The "disproportionate siting" and "post-siting demographic change" mechanisms do seem not to be independent. In a longitudinal study, [Mohai et Saha \(2015a\)](#) demonstrate that establishing waste treatment sites in the United States led to higher economic disparities, indicating a "post-siting demographic change." However, they also note that this demographic shift had begun before establishing these sites, revealing a "disproportionate siting" effect as well.

Empirically testing the presence of disparities in exposure to environmental nuisances amounts to testing one of the two mechanisms mentioned above. Specifically, are less affluent households more exposed than the rest of the population because they have settled closer to the nuisance or because the nuisance has installed itself close to them? An endogeneity issue arises, induced by a simultaneity bias. Most empirical studies identify the disparities in exposure to environmental nuisances by assessing whether the level of economic disadvantage in a geographical area is a relevant determinant of exposure (*e.g.*, [Laurian et Pottratz, 2008](#); [Levasseur *et al.*, 2021](#); [Neier, 2021](#); [Zwickl, 2019](#)). The primary strategies presented in the literature to address the reverse causality between income and exposure involve instrumenting or considering a past income. For instance, [Levasseur *et al.* \(2021\)](#), in assessing the likelihood of living in a polluted area, use individuals' height and parents' education level to instrument income. Conversely, [Zwickl \(2019\)](#), in evaluating the effect of income on residential distance from fracking activities, considers a past income level, explaining that disparities in exposure to environmental nuisances can be inter-

puted, in this case, as a phenomenon of "disproportionate siting" rather than a phenomenon of "post-siting demographic change." In fact, beyond correcting simultaneity bias, applying a temporal lag can also help understand the causal mechanism behind disparities in exposure to environmental nuisances. As highlighted by [Banzhaf et Walsh \(2008\)](#), who seek to identify a "vote with their feet" mechanism, considering past variability in environmental quality cannot be the result of future demographic changes ; rather, it serves as a cause.

This paper makes a threefold contribution. First, we demonstrate that newly exposed urban areas have a higher average poverty rate and a higher intensity of poverty than those that have never been exposed. In contrast, newly exposed rural areas exhibit both lower poverty rates and lower poverty intensity. Additionally, we find no significant differences in poverty rate or poverty intensity in newly exposed peri-urban areas compared to those that have never been exposed. Second, we identify that newly exposed urban and peri-urban areas are associated with a sorting mechanism. Specifically, we observe that the growth rate of the proportion of poor households is significantly higher in newly exposed areas compared to areas that have never been exposed. Third, we characterize this sorting mechanism : in newly exposed urban and peri-urban areas, sorting is linked to the "coming to the nuisance" phenomenon among poor households.

1.3 Empirical strategy

Effect of new exposure on poverty and its intensity

To assess the effect of environmental degradation on the poverty distribution across the territory, we adopted a statistical moment-based approach proposed by [Antle \(1983\)](#).⁴ This method of statistical moments enables us to assess the effect of environmental degradation (in newly exposed areas compared to never exposed ones) on the average, dispersion, and skewness of the proportion of poor households. To estimate the average effect, we use the following econometric specification :

$$\%Poverty_i = \beta_0 + \beta_1 NewlyExposed_i + \beta_2 X_i + u_i. \quad (1.1)$$

4. See Appendix [A.1](#) for a detailed presentation of [Antle \(1983\)](#)'s method of moments.

The index i corresponds to the geographical unit considered. The variable $\%Poverty_i$ corresponds to the proportion of poor households in the geographical unit considered. The variable $NewlyExposed_i$ is a dummy variable that takes the value of 1 if the geographical unit has been newly exposed to environmental hazards, and 0 if it has never been exposed. The X_i is a vector representing a unit's socioeconomic and demographic characteristics, and u_i correspond to the error term.

We estimate the impact of environmental degradation on the variance and skewness of the proportion of poor households using the second and third moments of residuals from Eq.(1.1). We consider the following specifications :

$$(\hat{u}_i)^2 = \sigma_0 + \sigma_1 NewlyExposed_i + \sigma_2 X_i + \theta_i; \quad (1.2)$$

$$(\hat{u}_i)^3 = \lambda_0 + \lambda_1 NewlyExposed_i + \lambda_2 X_i + \rho_i; \quad (1.3)$$

where θ_i and ρ_i refer to error terms.⁵ A larger dispersion in the proportion of poor households in newly exposed units may indicate a higher intensity of poverty in these areas relative to never-exposed ones. Examining the third-order moment coefficient will help identify the source of this higher (or lower) dispersion and assess the intensity of poverty. Geographical units newly exposed to the hazard, with a positive (or negative) skewness coefficient, will experience accentuated (or reduced) skewness in their distribution compared to units that have never been exposed.

We define a higher intensity of poverty as a higher variance in the proportion of poor households, resulting from an accentuation of the skewed to the right in the distribution of the proportion of poor households. In other words, this indicates that we observe a greater number of geographical units recording a high level of poverty rate.

5. The econometric approach considered induces the presence of heteroscedasticity in the error terms. Indeed, using the second (Eq.(1.2)) and third (Eq.(1.3)) moments implies that the variance of the error terms is not constant. While the estimators remain unbiased, they are no longer of minimum variance, potentially affecting the precision of the tests. To account for heteroscedasticity, we rely on bootstrapped standard errors.

"Coming to the nuisance" phenomenon ?

In this section, the objective is to assess the presence or absence of the "coming to the nuisance" phenomenon among poor households. To achieve this, we examine the impact of environmental degradation on the evolution of the poverty rate in exposed areas compared to those that have never been exposed. This involves analyzing the presence of a sorting mechanism within the studied population. To this end, we adopt the following specification :

$$\% \Delta Poverty_i = \beta_0 + \beta_1 NewlyExposed_i + \beta_2 X_i + u_i, \quad (1.4)$$

where $\% \Delta Poverty_i$ corresponds to the growth rate of the proportion of poor households between two periods for geographic unit i .⁶

As noted in the literature ([Banzhaf et Walsh, 2008](#); [Banzhaf et al., 2019b,a](#)), a modification of the socioeconomic structure resulting from environmental degradation can be associated with a phenomenon of "coming to the nuisance" among poor households, and/or a phenomenon of "fleeing from the nuisance" among wealthier households. To characterize this sorting mechanism, if it exists, we measure the relative impact of environmental degradation on the growth rate of the number of poor households. The specification takes the following form :

$$\% \Delta NbPoor_i = \beta_0 + \beta_1 NewlyExposed_i + \beta_2 X_i + u_i, \quad (1.5)$$

where $\% \Delta NbPoor_i$ corresponds to the growth rate of the number of poor households in geographic unit i between two periods. For instance, if we observe that being newly exposed, in contrast to never having been exposed, is associated with a higher growth rate of the number of poor households, we infer the existence of a phenomenon of "coming to the nuisance" among these households. However, a pertinent question arises regarding non-poor households. To explore this, we estimate the relative effect of environmental degradation on the growth rate of

6. For percentage change, we use the average of the levels from 2015 and 2019 as the denominator.

non-poor households.⁷ The following specification is employed :

$$\% \Delta NbNonPoor_i = \beta_0 + \beta_1 NewlyExposed_i + \beta_2 X_i + u_i. \quad (1.6)$$

The variable $\% \Delta NbNonPoor_i$ corresponds to the growth rate of the number of non-poor households in unit i between two periods. We are thus able to characterize, if it exists, the sorting mechanism identified using Eq. (1.4). We suggest that if being newly exposed is associated with a higher growth rate of the number of poor households, while concurrently linked to a lower growth rate of non-poor households, this indicates a phenomenon of "coming to the nuisance" of poor households.

1.4 Data

1.4.1 Socioeconomic data

Derived from the Fichier Localisé Social et Fiscal (FiLoSoFi) and produced by Insee, the 200-meter gridded data are employed to estimate the models presented in Equations (1.1) to (1.6). We focus on geographical units that are observable in both periods. To this end, we combine gridded data from 2015 and 2019 for metropolitan France.⁸ The merging of these two datasets results in a sample comprising 1,631,199 geographical units. The gridded data indicate the proportion of poor households per geographical unit, representing a relative measure of poverty, with the threshold set at 60% of the median standard of living.

To account for socioeconomic factors that may influence the level of poverty in a geographical unit, we include the proportion of single-parent families and the proportion of households living in social housing in 2015 as control variables. Both family structure and housing type are relevant predictors of poverty (*e.g.*, Gerardin, 2023; Di Fonzo *et al.*, 2022).

To consider certain economic specificities at the municipal level,⁹ we include the proportion

7. Given the data at our disposal, we are unable to identify the wealthiest households. Therefore, when we discuss the phenomenon of "fleeing from the nuisance" of wealthiest households, as suggested by the literature (Banzhaf *et al.*, 2008; Banzhaf *et al.*, 2019b,a), we can only focus on the phenomenon of "fleeing from the nuisance" of non-poor households.

8. For robustness, we also consider combined gridded data from 2017 and 2019. See Tables A.4.5 and A.4.6 in the Appendix A.4.

9. To assign these municipal data to geographical units, we compute the intersection area between the geogra-

of households whose reference person holds a position as a farmer, artisan, merchant, or business owner in 2015. These two variables are derived from the Population Census, specifically Insee's "Couple - Families - Households" survey. Both correspond to a self-employed status, which is considered an economic disadvantage (Sicsic, 2018). We also include the proportion of employed individuals aged 15 or older working in their municipality of residence. This variable is derived from the Population Census conducted by Insee. Furthermore, to address housing market pressures within the municipality, which serve as a proxy for real estate prices, we incorporate a categorical variable known as ABC zoning. This variable classifies municipalities based on the imbalance between housing supply and demand. The ABC zoning system is defined by Article D304-1 of the Construction and Housing Code and is provided by the Ministry of Ecological Transition. Zones A, B, and C correspond to municipalities with very tight, tight, and relaxed housing markets, respectively.

Finally, to account for the heterogeneity introduced by population density in the relationship between poverty and exposure, as noted by [Neier \(2021\)](#) and [Salesse \(2022\)](#), we introduce a categorical variable representing municipal density in 2019. This variable, derived from the 7-level municipal grid published by Insee, considers both the total number of inhabitants and their spatial concentration within the municipality. The density variable takes a value of 2 if the municipality is classified as urban (including major urban centers, intermediate urban centers, and small towns), 1 if it is classified as peri-urban (including urban fringes), and 0 if it is classified as rural (including rural towns, municipalities with dispersed housing, and those with very dispersed housing).¹⁰

For all control variables, except for the density variable, the year 2015 was chosen to estimate equations (1.1) to (1.6) to address a potential endogeneity issue arising from simultaneity bias.

1.4.2 Variable of environmental degradation

For the variable of environmental degradation, we consider the location of polluting sites listed in the European Pollutant Release and Transfer Register (E-PRTR) in metropolitan France

phical units and the municipalities, assigning municipal data to the geographical units with the highest intersection area with a municipality.

10. For robustness, we also consider a binary classification of the density variable (urban vs. rural). See Table A.4.1, A.4.2, A.4.3, A.4.7 and A.4.8 in the Appendix A.4.

since 2006.¹¹ The location of these sites is taken from the Pollutant Release and Transfer Register, published by the French Ministry for Ecological Transition and Territorial Cohesion. This register of pollutant emissions is a national inventory of chemical substances released into the air, water, and soil. Also, it includes sites producing and processing hazardous and non-hazardous waste. This inventory meets the obligation of European Union member states to communicate to the European Commission data on pollutant emissions from sites carrying out at least one of the nine activities listed in Appendix I of the previous Regulation.¹² Although the geographical coordinates of these polluting sites are provided, for the sake of homogeneity, we have redefined them using the geocoding service of the official national website Adresse.data.gouv.fr, as the reference geographical coordinate system had different projections in the initial database.

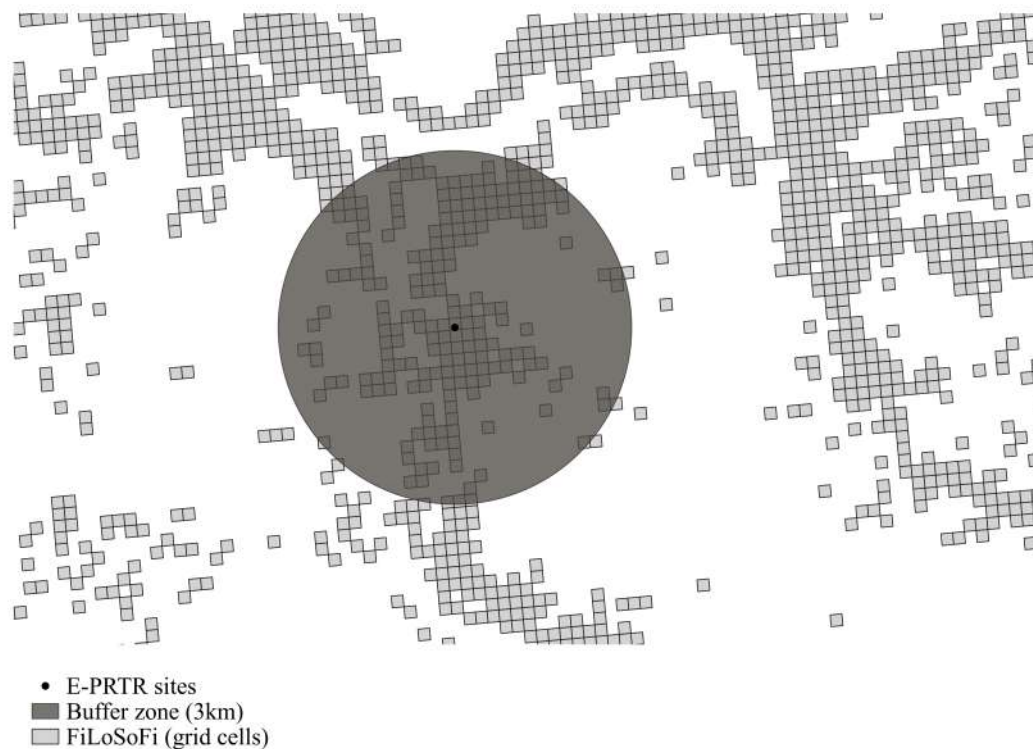
To identify the potential existence of a "coming to the nuisance" phenomenon of poor households, we focus on geographic units that have become exposed to E-PRTR sites (indicating environmental degradation) and those that have consistently been exempt from such exposure. To do so, using the locations of E-PRTR sites registered since 2006, we define a 3-kilometer buffer zone around each of these sites (see Figure 1.1).¹³ Utilizing the merged gridded data (2015 and 2019), we establish an exposure profile for each geographic unit based on the year of construction of E-PRTR sites, categorizing units as either exposed or unexposed. A geographic unit is considered exposed if at least 50% of its surface area falls within the buffer zone, following the "50% areal containment" method proposed by Mohai et Saha (2006). Given our research objective, we restrict the sample to geographic units that were unexposed prior to 2009 but became exposed between 2009 and 2019 due to the construction of a new E-PRTR site during this period, as well as to units that were never exposed to any E-PRTR site (neither before 2009, nor between 2009 and 2019, nor after 2019). We construct a binary variable representing environmental degradation, which takes the value 1 if the unit experienced a deterioration in environmental quality

11. We do not consider emissions induced by the sites nor the toxicity of the emissions when constructing our exposure variable. Indeed, as shown by Currie *et al.* (2015), the impact of the opening of a polluting site on the housing price is independent of the site's toxicity. They justify this phenomenon by the imperfect information available to households. Moreover, as Hausman et Stolper (2021) point out, the fact that some pollutants are invisible and odorless implies that households, in their choice of location, unwittingly do not take into account the types of pollutants in the air and their toxicity to health, but rather consider what is visible, such as distance from a source of environmental nuisance.

12. The energy sector, production and processing of metals, mineral industry, chemical industry, waste and wastewater management, manufacture and processing of paper and wood, products of animal or vegetable origin from the food and beverage industry, intensive livestock farming and aquaculture and others (Appendix 1 of Regulation 166/2006 of 18/01/06).

13. Studies in environmental justice generally consider a buffer zone with a radius between 1 km and 3 km (Glatter-Götz *et al.*, 2019; Viel *et al.*, 2011; Mohai et Saha, 2015a).

FIGURE 1.1 – Construction of exposure profiles for each geographic unit



Notes : Data are from the FiLoSoFi database published by INSEE and the E-PRTR sites published by the French Ministry for Ecological Transition and Territorial Cohesion.

(newly exposed), and 0 if it remained unaffected by such negative externalities (never exposed).¹⁴

1.4.3 Descriptive statistics

Table 1.1 presents the descriptive statistics of the sample variables, distinguishing between newly exposed and never exposed geographical units. The sample consists of 1,631,199 geographical units, with 1,549,578 classified as never exposed and 81,621 as newly exposed. The descriptive statistics show that, on average, never exposed units exhibit a poverty rate of 12%, compared to 10% for newly exposed units. However, never exposed units, on average, have fewer poor households than newly exposed units. This suggests that newly exposed units have a relatively higher population density, which explains the lower average poverty rate but a higher average number of

14. This strategy remains relevant even in cases where a polluting site has been closed. For example, Currie *et al.* (2015) show that the closure of polluting sites does not lead to an increase in housing prices, which remain attractive to the most disadvantaged populations. They attribute this effect to visual disamenities, concerns about contamination in surrounding areas, and the anticipation of site reopening. Similarly, Messer *et al.* (2006) find that the closure of a polluting site accompanied by a clean-up can increase the perceived risk and reduce the area's attractiveness. Although clean-up efforts may take place, Rüttenauer et Best (2021) show that they do not necessarily signal a visible improvement in environmental quality.

poor households. These results highlight the importance of considering population density when examining the link between poverty and environmental degradation.

TABLE 1.1 – Descriptive statistics

Variable	Never Exposed		Newly Exposed		Overall	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
% Poverty	0.12	0.10	0.10	0.09	0.12	0.10
# Poor households	0.93	4.25	2.80	10.47	1.03	4.78
% Social housing	0.01	0.08	0.04	0.15	0.02	0.09
% Single parents	0.07	0.07	0.08	0.07	0.07	0.08
% Work resid.	0.28	0.15	0.29	0.17	0.28	0.15
% Farmers	0.04	0.05	0.02	0.03	0.04	0.05
% Artisans and others	0.06	0.04	0.05	0.03	0.06	0.04
ABC zoning : Obs. number (%)						
C	1,236,028 (80%)		47,488 (58%)		1,283,516 (79%)	
B	267,454 (17%)		28,529 (35%)		295,983 (18%)	
A	46,096 (3%)		5,604 (7%)		51,700 (3%)	
Density : Obs. number (%)						
Rural	1,319,354 (85%)		46,163 (57%)		1,365,517 (84%)	
Peri-urban	81,229 (5%)		10,660 (13%)		91,889 (6%)	
Urban	148,995 (10%)		24,798 (30%)		173,793 (10%)	

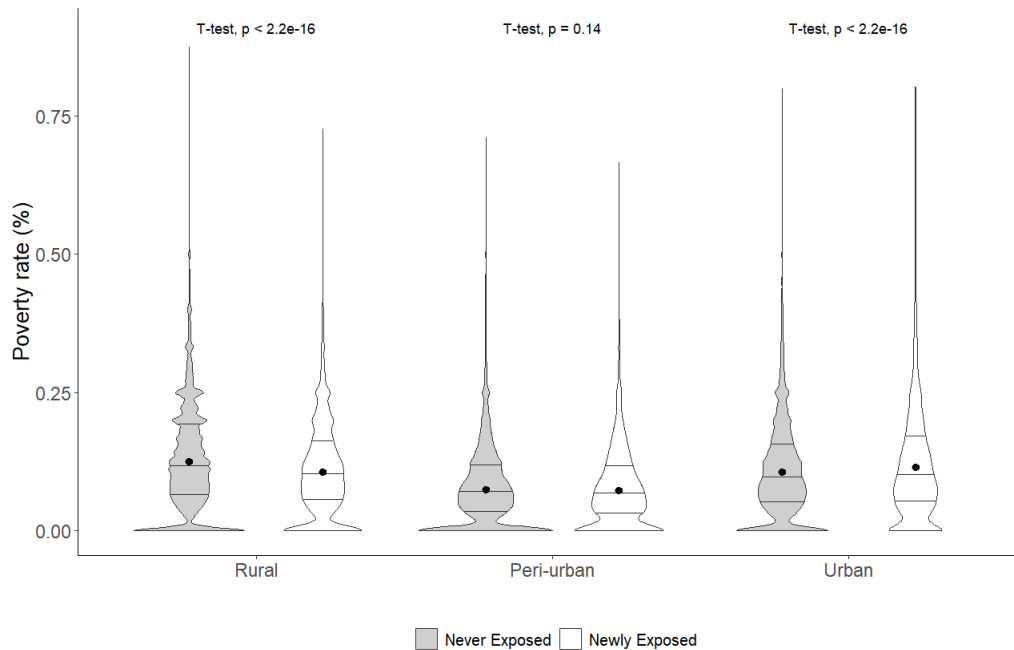
Notes : The variable "Newly Exposed" refers to geographical units that became exposed between 2009 and 2019. SD corresponds to the standard deviation. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence, calculated at the municipality level. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain.

Figure 1.2 illustrates the distribution of the proportion of poor households for newly exposed and never exposed units, differentiating across the three density categories. In rural areas, newly exposed units show a lower average and median proportion of poor households compared to never exposed units. Conversely, in urban areas, the trend is reversed, while no significant difference is observed in peri-urban areas. The mean difference test confirms a statistically significant disparity in the average proportion of poor households relative to environmental degradation across urban and rural units. We suggest, therefore, that population density generates spatial heterogeneity in the relationship between poverty and environmental degradation. This is evidenced by the disparities in new exposure to polluting sites in urban units, in contrast to the absence of such disparities disadvantaging the poorest households in rural areas.

Regardless of exposure status and density, the distribution of the proportion of poor hou-

seholds is characterized by a left-skewed distribution. This indicates a significant concentration of a low proportion of poor households. This observation aligns with the national poverty rate reported by Gerardin (2023), reaching 14.4% in 2020. However, we observe that the rightwards skewness of the distribution of the proportion of poor households varies based on density and exposure status. Newly exposed rural units have lower first and third quartile values than never-exposed units, with fewer extreme values at the tail end of the distribution. Conversely, newly exposed urban units show higher values for the first and third quartiles compared to never exposed units. Additionally, there is a greater presence of extreme values in the tail of the distribution of these newly exposed units. By the definition we provide for the intensity of poverty, we suggest that density also induces heterogeneity in the relationship between the intensity of poverty and exposure status. This heterogeneity is characterized by a higher proportion of poor households in newly exposed urban units than their never exposed counterparts. Conversely, the opposite trend is observed for newly exposed rural units. However, for peri-urban areas, while we observe relatively fewer low values of the proportion of poor households in newly exposed areas compared to never exposed areas, the distributions do not reveal any clear differences.

FIGURE 1.2 – % Poverty distribution by density and exposure variable



Notes : % Poverty corresponds to the percentage of poverty by geographical unit in 2019. The variable "Newly Exposed" refers to geographical units that became exposed between 2009 and 2019. The t-test corresponds to a test of mean difference. The circle in the violin plot represents the mean proportion of poor households.

1.5 Results

Effects of new exposure on poverty and its intensity

To explore the correlation between environmental degradation and both the proportion and intensity of poor households, we adopt the statistical moments approach proposed by Antle (1983). Table 1.2 presents the estimation results for Eq. (1.1), (1.2), and (1.3), with columns 1 to 3 reporting the results of the first-order moment (Eq. 1.1).¹⁵

TABLE 1.2 – Moments-based approach estimates for the proportion of poverty (2019)

	% Poverty			Variance	Skewness
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Newly Exposed	−0.016*** (0.0003)	−0.019*** (0.0004)	−0.014*** (0.0004)	−0.001*** (0.0001)	−0.0002*** (0.00003)
Newly Exposed*Peri-urban		0.018*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.001*** (0.0002)	0.0003*** (0.0001)
Newly Exposed*Urban		0.028*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.002*** (0.0001)	0.0004*** (0.00005)
Control Variables	No	No	Yes	Yes	Yes
Exposure Effects					
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$			−0.014*** (−34.344)	−0.001*** (−16.994)	−0.0002*** (−7.466)
Peri-urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$			−0.001 (1.46)	−0.0001 (0.184)	0.0001 (1.020)
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$			0.008*** (151.57)	0.001*** (29.888)	0.0007*** (20.759)
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.001	0.017	0.131	0.027	0.001
Adjusted R ²	0.001	0.017	0.131	0.027	0.001
F Statistic	1,969.382***	5,479.598***	20,414.720***	3,727.388***	126.245***

*Notes : See Table A.2.1 in Appendix A.2 for detailed results. Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas, with test statistics reported in parentheses. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

The results in column 1 show a significantly negative effect of environmental degradation on the poverty rate. Specifically, compared to units never exposed, newly exposed units are, on average, associated with a lower proportion of poor households. This finding may seem counterintuitive, as the negative externalities typically linked to exposure to polluting sites would suggest the opposite. Moreover, this result diverges from the existing literature, particularly from French studies. For example, researches by Salesse (2022) and Fosse *et al.* (2022) highlight a positive relationship between economic disadvantage and exposure to environmental nuisances. However, as these authors point out, population density creates heterogeneity in the relationship between

15. The detailed results are displayed in Appendix A.2 for all the benchmark results.

poverty and exposure to environmental nuisances.

The results, incorporating the density variable into the relationship between poverty and environmental degradation, are presented in columns 2 and 3 of Table 1.2. As anticipated, the relationship between the proportion of poor households and new exposure to polluting sites varies depending on the population density of the municipalities where the units under study are located. Indeed, in rural areas, new exposure is associated with a lower proportion of poor households. In contrast, newly exposed urban areas, compared to those never exposed, exhibit a higher proportion of poor households. Finally, we observe no significant difference in poverty rates between newly and never exposed peri-urban areas, as suggested by the descriptive statistics. These findings are consistent with the work of Salesse (2022) for France and Neier (2021) for Austria, both of which identified a positive relationship between exposure to environmental nuisances and socioeconomic deprivation, particularly in urban areas. We can understand the heterogeneity in the relationship between environmental quality (newly exposed *versus* never exposed areas) and poverty through the lens of housing prices.

Regarding socio-demographic factors, column 3 of Table A.2.1 (Appendix A.2) highlights that the proportion of single-parent families and proportion of households living in social housing is positively associated with the poverty rate, consistent with the existing literature (Gerardin, 2023; Di Fonzo *et al.*, 2022). The percentage of self-employed individuals is also positively correlated with the poverty rate, confirming that this occupational status indicates economic disadvantage (Sicsic, 2021). Moreover, the proportion of employed individuals working in their municipality of residence is positively associated with the proportion of poor households. Finally, areas characterized by very high and moderate pressure on the housing market exhibit a lower proportion of poor households compared to those with no pressure, suggesting that access to housing is more challenging for poor households in these areas.

To address the question of poverty intensity, we focus on the second and third moments of Antle (1983)'s statistical moments approach. Insee defines poverty intensity as a relative gap between poor households' median standard of living and the poverty threshold. In this study, we examine the association between environmental degradation and the entire distribution of the proportion of poor households. To do this, we compare the dispersion (column 4) and skewness

(column 5) of the distribution of the proportion of poor households in newly exposed units to those in never exposed units.

From column 4, we observe that newly exposed peri-urban areas do not exhibit a difference in the dispersion of the proportion of poor households compared to their counterparts that have never been exposed. Similarly, in these newly exposed areas, there is no difference in skewness relative to areas that have never been exposed (column 5). In contrast, newly exposed rural areas show lower dispersion in the proportion of poor households compared to those that have never been exposed. This relatively lower dispersion is associated with a less pronounced right skew in the distribution of the proportion of poor households. Consequently, newly exposed rural units are characterized by a relatively lower intensity of poverty than never exposed ones. Conversely, newly exposed urban areas are characterized by a relatively higher intensity of poverty than never exposed ones. In fact, these exposed areas exhibit a higher dispersion in the proportion of poor households compared to those that have never been exposed, implied by a more pronounced right skew in the distribution. These results are consistent with the analysis of the first-order moment.

Is there a "Coming to nuisance" phenomenon ?

To understand the mechanisms behind the over-representation of poor households around polluting sites, particularly in urban areas, we estimate the model presented in Eq.(1.4). The results of these estimations are reported in Table 1.3. As previously discussed, this equation assesses the effect of new exposure on the growth rate of the proportion of poor households between 2015 and 2019, allowing us to explore patterns of demographic sorting.

We find that in newly exposed urban and peri-urban units, the growth rate of the proportion of poor households is higher than in those that have never been exposed. This suggests that a demographic shift has occurred in these areas following the establishment of new polluting sites. These results indicate a greater stratification of poor households around sources of pollution. However, this shift, or sorting, does not reveal whether it results from the arrival of poor households, the departure of non-poor households, or both. In contrast, no significant difference in the growth rate of the proportion of poor households is observed between newly exposed and never

exposed rural areas.

TABLE 1.3 – Estimation results of the growth rate of poverty proportion (2015–2019)

		<i>Growth rate of poverty :</i>	
		(1)	(2)
Newly Exposed		0.016*** (0.004)	0.007 (0.005)
Newly Exposed*Peri-urban			0.035*** (0.012)
Newly Exposed*Urban			0.016* (0.008)
Control Variables		Yes	Yes
Exposure Effects			
Rural	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	Coef. 0.001	Test-stat 1.524
Peri-urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.042***	15.478
Urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.023***	12.569
Observations		1,631,199	1,631,199
R ²		0.002	0.002
Adjusted R ²		0.002	0.002
F Statistic		362.800***	303.287***

Notes : See Table A.2.2 in Appendix A.2 for detailed results. Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.

To further investigate this demographic sorting, we estimate Equations (1.5) and (1.6), with the results presented in columns 2 and 4 of Table 1.4. The results in column 2 illustrate the relative effect of new exposure on the growth rate of the number of poor households, while those in column 4 focus on the effect of environmental degradation on the growth rate of the number of non-poor households.

For newly exposed urban and peri-urban areas, we observe a higher growth rate in the number of poor households. This suggests that the higher proportion of poor households in these areas is primarily driven by an inflow of poor households. Accordingly, we propose the existence of a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households in these newly exposed areas.

By contrast, newly exposed urban areas exhibit a lower growth rate in the number of non-poor households compared to areas that have never been exposed, suggesting a "fleeing from the nuisance" dynamic among non-poor households. Moreover, the outmigration of non-poor households appears to be greater than the inflow of poor households, as indicated by a lower overall

household growth rate in newly exposed areas relative to non-exposed areas (see Table A.4.4 in Appendix A.4). In peri-urban areas, however, we do not observe any significant difference in the growth rate in the number of non-poor households between newly exposed and never-exposed areas. Nonetheless, the higher overall household growth rate in these peri-urban units suggests that the inflow of poor households exceeds the outmigration of non-poor households (see Table A.4.4 in Appendix A.4).

TABLE 1.4 – Estimation results of the growth rate of the number of poor and non-poor households (2015–2019)

	Growth of #poor households		Growth of #non-poor households	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.016*** (0.004)	0.010** (0.005)	−0.002 (0.001)	0.001 (0.002)
Newly Exposed*Peri-urban		0.033*** (0.012)		0.002 (0.004)
Newly Exposed*Urban		0.010 (0.008)		−0.009*** (0.003)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Exposure Effects	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.010**	1.966	0.001	0.436
Peri-urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.043***	14.771	0.003	0.810
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.019***	11.63	−0.009***	14.35
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
Adjusted R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
Residual Std. Error	1.002	1.002	0.385	0.385
F Statistic	385.389***	321.874***	186.892***	156.604***

Notes : See Table A.2.3 in Appendix A.2 for detailed results. Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.

Urban areas, and to a lesser extent peri-urban areas, characterized by relatively high population density (Beck *et al.*, 2022), generally experience higher real estate prices compared to rural areas. The literature highlights a positive relationship between population density and property values (*e.g.*, Combes *et al.*, 2019; Le Hir et Bono, 2023). The presence of amenities such as public services, transportation, shops, and employment opportunities enhances a geographical area's attractiveness, contributing to upward pressure on housing prices. Conversely, the introduction of a new environmental nuisance, such as pollution, noise, or unpleasant odors, can generate negative externalities, reducing the desirability of the newly exposed area. This reduced desirability can lead to decreased attractiveness and a decline in housing prices. For example, Currie *et al.* (2015) and Hanna (2007) show that polluting sites have adverse effects on nearby real estate prices. Consequently, these newly exposed areas may become more attractive to lower-income

households, particularly poor households. This observation may help explain the “coming to the nuisance” phenomenon associated with poor households in newly exposed urban and peri-urban areas.

Newly exposed rural areas are characterized solely by a higher growth rate in the number of poor households. However, this movement of poor households does not alter the demographic structure of newly exposed rural areas compared to rural areas that have never been exposed. Additionally, we observe a higher growth rate in the total number of households in these newly exposed areas (see Table A.4.4 in Appendix A.4). We suggest that the presence of new polluting sites, due to the employment opportunities they generate, increases the attractiveness of these areas for poor households.

1.6 Sensitivity analysis

In this section, we employ the same empirical strategy as before, now focusing on the median standard of living. The median standard of living is derived from the FiLoSoFi database. Initially presented as a sum of winsorized living standards per geographical unit, we divided this sum by the number of households in each geographical unit to derive an average standard of living per household.¹⁶

Aiming to explore whether there is a phenomenon of "coming to the nuisance" of poor households, we explore the dynamics of standard of living to support our previous findings. To this end, we first examine the effect of being in a newly exposed area compared to an area that has never been exposed on the distribution of the logarithm of the median standard of living in 2019, using Antle's (1983) moments method. Secondly, we assess the impact of being newly exposed, as opposed to never having been exposed, on the growth of the median standard of living between 2015 and 2019.

The first column of Table 1.5 presents the effects of new exposure, relative to never having been exposed, on the logarithm of the standard of living in 2019. In newly exposed urban and peri-urban areas, the logarithm of the standard of living is lower compared to areas that have

16. See Table A.3.1 in Appendix A.3 for descriptive statistics.

never been exposed. These findings are consistent with previous literature (*e.g.*, Salesse, 2022; Neier, 2021), which explores the relationship between environmental nuisances and socioeconomic deprivation. In contrast, newly exposed rural areas exhibit a higher standard of living than rural areas that have never been exposed. These results concerning the first-order moment are in line with previous findings regarding the poverty rate.

TABLE 1.5 – Estimation results of standard of living

	AverStandLiv	Variance	Skewness	Growth rate
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.020*** (0.001)	-0.004*** (0.0004)	0.0002 (0.0003)	-0.002*** (0.001)
Newly Exposed*Peri-urban	-0.032*** (0.002)	0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)
Newly Exposed*Urban	-0.055*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.001 (0.0004)	0.001 (0.001)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
Exposure Effects				
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.020*** (21.367)	-0.004*** (-10.121)	0.001 (0.617)	-0.002*** (4.174)
Peri-urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	-0.012*** (79.162)	-0.001 (0.694)	-0.001 (0.106)	-0.004*** (7.867)
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	-0.035*** (1,316.3)	0.003*** (10.678)	0.001 (0.616)	-0.001 (1.846)
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.253	0.014	0.0004	0.001
Adjusted R ²	0.253	0.014	0.0004	0.001
F Statistic	46,142.360***	1,905.197***	55.333***	138.711***

Notes : See Table A.3.1 in Appendix A.3 for detailed results. Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. In the exposure section, a *t*-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas, with test statistics reported in parentheses. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.

With respect to the second-order moment, we find that the relative effect of environmental degradation in rural areas is significant and negative. This result indicates a relatively lower disparity in standards of living in these newly exposed areas. Conversely, in newly exposed urban areas, we observe a higher level of disparity in standards of living.

The results concerning the effects of new exposure, compared to never having been exposed, on the growth of the standard of living between 2015 and 2019 are presented in column 4. We find that newly exposed rural areas are associated with a lower growth rate in the standard of living compared to rural areas that have never been exposed. In conjunction with the previous results, these findings support the hypothesis that the establishment of polluting sites attracts poor households.

Additionally, newly exposed peri-urban areas experience a relatively lower growth rate in the standard of living compared to areas that have never been exposed. In light of the findings from the previous section regarding the growth in the proportion of poor households, we suggest that the slower growth in the standard of living in newly exposed peri-urban areas supports the existence of a “coming to the nuisance” trend among poor households. In contrast, for newly exposed urban units, we do not observe any significant difference in the growth rate of the standard of living compared to those that have never been exposed. This result may be explained by the relatively higher population density in urban areas and the greater heterogeneity/dispersion in socioeconomic profiles.

1.7 Discussion and concluding remarks

Our study is the first national study in France to examine whether environmental degradation leads to a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households, particularly at this fine level of analysis. To address this, we first analyze the correlation between environmental degradation and poverty and its intensity. Secondly, to identify a sorting mechanism, we evaluate the impact of new exposure, relative to never having been exposed, on the growth rate of the proportion of poor households between 2015 and 2019. Third, we aim to characterize, if it exists, this sorting mechanism, analyzing the effect of new exposure, relative to never having been exposed, on the growth rates of both poor and non-poor households.

Our initial findings are consistent with the existing literature. Similar to the studies conducted by [Salesse \(2022\)](#) and [Neier \(2021\)](#), our results indicate that exposure to urban areas is associated with a higher proportion of poor households. Additionally, the results show a higher intensity of poverty in newly exposed urban areas. Urban areas are characterized by high population density and substantial service availability, which place pressure on housing prices ([Combes *et al.*, 2019](#); [Le Hir et Bono, 2023](#)). However, the emergence of new polluting sites that generate negative externalities can lead to a decline in housing prices, as demonstrated by [Currie *et al.* \(2015\)](#) and [Hanna \(2007\)](#). Consequently, newly exposed areas become more attractive to lower-income households.

Moreover, we find that new exposure in peri-urban areas, compared to areas that have never been exposed, is not associated with a higher poverty rate or a higher intensity of poverty. We suggest that newly exposed peri-urban areas allow for access to larger housing for the middle class. In fact, [Levasseur *et al.* \(2021\)](#) highlight a positive relationship between dwelling size and the probability of living in a polluted area.

In contrast, newly exposed rural areas exhibit lower poverty rates and a lower intensity of poverty compared to never-exposed rural areas, suggesting that the introduction of polluting sites has stimulated surrounding economic activities. This finding diverges from [Fosse *et al.* \(2022\)](#), who identify disparities in exposure detrimental to more deprived households in rural areas, particularly with regard to agricultural pollution (an aspect not fully considered in the present study, see footnote 12 in sub-section 1.4.2).

We also observe a relatively higher growth rate in the proportion of poor households in newly exposed urban and peri-urban areas compared to areas that have never been exposed. These findings suggest a shift in the socioeconomic structure surrounding newly established polluting sites. Furthermore, we note a relatively higher growth rate in the number of poor households around these new installations, accompanied, solely in urban areas, by a relatively lower growth rate in the number of non-poor households. This suggests the presence of both a "coming to the nuisance" phenomenon among poor households in newly exposed urban and peri-urban areas and a "fleeing from the nuisance" behavior among non-poor households solely in newly exposed urban areas. For newly exposed rural areas, our results indicate a higher growth rate in the number of poor households, but no change in the economic structure.

The fact that poor French households are more exposed to environmental nuisances, partially due to their "coming to the nuisance," raises concerns regarding health and equality of opportunities. As highlighted in the introduction, [Hajat *et al.* \(2015\)](#) shed light on the Triple Jeopardy for low-income households. Their overexposure increases the risk of poor health, even though they already face a heightened risk compared to the rest of the population. Additionally, [Banzhaf *et al.* \(2019a\)](#) emphasize the risk of perpetuating the poverty trap for future generations. Finally, [Gerardin \(2023\)](#) shows that many poor French households live in social housing (17.2%). Given

that the construction of social housing is a responsibility delegated to municipalities, questions arise regarding the location of social housing, which, since the late 1990s, tends to accommodate more low-income households ([Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#)). These elements underscore the necessity of incorporating environmental factors into public health, poverty alleviation, and urbanization policies to ensure equal opportunities among individuals.

Chapitre 2

Logements sociaux : un facteur d'exposition à la pollution des ménages défavorisés ? ¹

Résumé

Dans un contexte de paupérisation des locataires du parc social et de surexposition des ménages défavorisés aux nuisances environnementales, cette étude examine dans quelle mesure l'offre de logements sociaux contribue à ces phénomènes. Trois questions sont posées. Premièrement, nous analysons en France l'influence de la présence de sites industriels polluants sur la construction de logements sociaux. Deuxièmement, nous identifions les facteurs déterminant la localisation des logements sociaux à proximité de ces sites. Enfin, nous comparons la proportion de ménages pauvres autour des sites polluants, en distinguant ceux avec ou sans nouveaux logements sociaux. En mobilisant les données du Répertoire des logements locatifs des bailleurs sociaux (RPLS) et du Registre européen des rejets et transferts de polluants (E-PRTR), trois résultats émergent. Tout d'abord, nous constatons que la présence de sites polluants est un déterminant pertinent de la construction de nouveaux logements sociaux. Ensuite, nous montrons que les communes les plus précaires tendent à construire davantage de logements sociaux près de sites polluants. Enfin, nous observons une proportion plus importante de ménages pauvres autour des sites polluants lorsque de nouveaux logements sociaux y sont construits. Ces résultats suggèrent que ces constructions contribuent à la surexposition des ménages pauvres aux nuisances environnementales.

Mots-clés : Logement social, Sites E-PRTR, Pauvreté, Pollution.

Classification JEL : R38, C21, H7, O18.

1. Ce chapitre a été révisé et resoumis dans la *Revue d'Économie Politique*.

2.1 Introduction

En 2023, le parc locatif social français représentait 15,9 % des résidences principales, soit plus de 5,3 millions de logements (Tailleur et Wolber, 2023). L'hexagone figure parmi les pays européens enregistrant le plus grand nombre de logements sociaux (Kirchhof et Garnier, 2020). Accessible à environ 60 % de la population (OCDE, 2020), en raison de conditions de ressources pour être éligible relativement élevées, le système d'offre français est dit généraliste, tout comme au Royaume-Uni. Ce modèle se distingue du système universel danois et autrichien, où aucune condition d'accès n'existe, ou du système espagnol et luxembourgeois, dit résiduel, qui réserve les logements sociaux essentiellement aux ménages les plus défavorisés. La politique de l'habitat social menée en France vise à promouvoir la mixité sociale et à garantir l'accès au logement pour les ménages les plus modestes, en proposant des loyers inférieurs à ceux du parc locatif privé.

Depuis le début des années 1980, un phénomène de paupérisation du parc social est toutefois observé, portant ainsi atteinte au principe de mixité sociale. La construction de « grands ensembles » dès les années 1960 aurait contribué à accroître la concentration des ménages modestes dans le parc social (Botton *et al.*, 2020). Alors qu'en 1984, la proportion de ménages locataires appartenant au premier quartile de niveau de vie y était de 24,1 %, ce taux est passé à 35,7 % en 2006 (Laferrère, 2013). Ces derniers éléments sont corroborés par les résultats plus récents de Beaubrun-Diant et Maury (2022) : ceux-ci suggèrent que la promulgation de la loi n°2007-290 en 2007 du droit au logement opposable (DALO), ainsi que la crise financière de 2008 ont accéléré l'appauvrissement des locataires du parc social et la ségrégation économique des ménages pauvres au niveau communal². En 2016, parmi les locataires du parc social, 85 % avaient un niveau de vie inférieur au niveau de vie médian des ménages locataires du parc privé, et 35 % étaient des ménages pauvres (Delance, 2018).

Parallèlement, de nombreuses études montrent que les ménages les plus défavorisés sont sur-représentés autour des nuisances environnementales (Neier, 2021 ; Rüttenauer et Best, 2021 ; Salesse, 2022 ; Schaeffer et Tivadar, 2019), faisant des inégalités d'exposition un fait stylisé en sciences sociales (Banzhaf *et al.*, 2019b,a). La baisse d'attractivité d'une zone, induite par la présence de nuisances (comme des sites industriels polluants), peut mener les ménages les plus défavorisés à « venir vers la nuisance », comme suggéré par Banzhaf et Walsh (2008) et Stoltz

2. Cette loi reconnaît un droit au logement décent pour les ménages les plus défavorisés.

et Joui (2023). En effet, la présence de sites polluants peut entraîner une baisse du prix des logements environnants (Currie *et al.*, 2015 ; Hanna, 2007), les rendant ainsi plus attractifs pour les ménages les plus modestes.

Dans la continuité des travaux de Banzhaf et Walsh (2008) et de Stoltz et Joui (2023), et compte tenu de la surreprésentation de ménages défavorisés au sein du parc locatif social, il nous semble dès lors pertinent d'examiner si l'offre de logements sociaux contribue, ou non, à la surreprésentation des ménages pauvres autour de nuisances environnementales.

À notre connaissance, trois études menées aux États-Unis soulignent la surreprésentation des logements sociaux dans des zones présentant, d'une part, une concentration élevée de particules fines d'un diamètre de 2,5 micromètres dans l'air (Chakraborty *et al.*, 2022) et, d'autre part, un nombre important de sites polluants (Coffey *et al.*, 2020 ; Cutter *et al.*, 2001). Contrairement aux États-Unis, la France bénéficie cependant d'un parc locatif social relativement plus développé, *a priori* accessible à une part plus importante de la population (OCDE, 2020). Cela justifie l'intérêt que nous portons au cas français.

Pour aborder la question de la contribution du parc locatif social à la surexposition des ménages pauvres français, plusieurs objectifs émergent. En nous focalisant sur les logements sociaux construits entre 2010 et 2019, notre premier objectif consiste à évaluer si la présence de sites industriels polluants constitue un déterminant de la construction de logements sociaux. Pour ce faire, nous procédons en deux étapes. Tout d'abord, en considérant l'ensemble des communes de France métropolitaine, nous évaluons si la présence de sites industriels polluants est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux. Si tel est le cas, la seconde étape restreint notre analyse aux seules communes ayant procédé à de nouvelles constructions, afin de déterminer si la présence de sites polluants influence le volume de logements sociaux construits. Ensuite, en limitant notre échantillon aux communes ayant à la fois procédé à de nouvelles constructions et abritant des sites polluants, notre deuxième objectif est de saisir les facteurs susceptibles d'influencer la construction de logements sociaux à proximité de ces sites. Nous nous intéressons notamment à la situation économique des ménages de la commune avant les nouvelles constructions. Enfin, dans une perspective descriptive, et en utilisant le même échantillon, notre dernier objectif est de mesurer la proportion de ménages pauvres autour des sites polluants ayant ou non

accueilli de nouveaux logements sociaux sur la période d'étude. Ce dernier objectif nous permet ainsi d'apprécier la responsabilité potentielle des logements sociaux dans la surexposition des ménages pauvres aux sites polluants.

Notre contribution à la littérature est double. Premièrement, nous abordons la relation entre les sites polluants et l'offre récente de logements sociaux, une question qui, à notre connaissance, n'a pas encore été explorée dans le cas de la France. Deuxièmement, en appliquant un décalage temporel entre la construction des sites polluants et celle des logements sociaux, nous visons à identifier un mécanisme causal, suggérant une contribution des logements sociaux à la surexposition des ménages les plus défavorisés aux sites polluants.

Nos principaux résultats indiquent qu'à l'échelle communale, la présence d'un site polluant est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux. En effet, lorsque nous considérons l'ensemble des communes françaises, la présence initiale d'un site polluant accroît la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social. Parmi les communes ayant procédé à de nouvelles constructions, la présence d'un site polluant est associée à un nombre de logements sociaux construits plus important. De plus, lorsque nous nous focalisons sur les communes ayant à la fois construit des logements sociaux et accueillant des sites polluants, nous mettons en évidence le fait qu'une commune économiquement défavorisée aura une probabilité d'autant plus forte que ces logements soient construits à proximité d'un site polluant. Enfin, dans ces mêmes communes, en mesurant la proportion de ménages pauvres autour des sites polluants après les nouvelles constructions de logements, nous observons que la proportion moyenne de ménages pauvres est plus importante autour des sites polluants lorsque ceux-ci disposent, à proximité, de nouveaux logements sociaux.

L'article est construit comme suit. La section 2.2 dresse une revue de la littérature. La section 2.3 détaille l'approche méthodologique adoptée pour atteindre le premier objectif de notre étude. Dans la section 2.4, nous présentons les données utilisées et la construction des différentes variables. La section 2.5 est consacrée à la présentation des statistiques descriptives. En section 2.6, nous exposons les résultats de nos estimations. La section 2.7 aborde notre second objectif. Enfin, la section 2.8 examine le dernier objectif de notre étude et conclut par la discussion et la mise en perspective des résultats obtenus.

2.2 Revue de la littérature

Depuis le début des années 1990, la politique de l'habitat social menée en France vise à promouvoir la mixité sociale. Cette dernière est portée notamment par un soutien financier (comme des subventions et l'exemption de taxe foncière) des autorités publiques aux bailleurs sociaux pour les inciter à accroître l'offre de logements sociaux. En parallèle, l'Etat a voté, en 1991 la Loi d'Orientation pour la Ville (LOV) qui oblige les communes de plus de 200000 habitants à disposer de 20 % de logements sociaux dans leur parc résidentiel³. En 2000, la Loi de Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) s'est substituée à la loi LOV⁴. Elle oblige les communes de plus de 3500 habitants (1500 pour les communes d'Ile-de-France), appartenant à une agglomération ou à un Établissement Public de Coopération Intercommunale (EPCI) de plus de 50000 habitants et qui comprend au moins une commune de plus de 15000 habitants, à posséder au moins 20 % de logements sociaux dans leur parc résidentiel⁵. L'objectif poursuivi par ces deux lois est d'accroître l'offre de logements, notamment dans les communes sous-dotées, afin d'améliorer la répartition spatiale du parc social et, de fait, la mixité sociale. Des sanctions financières sont prévues pour les communes qui ne se conformeraient pas à la loi.

Malgré l'amélioration de la distribution spatiale des logements sociaux depuis la fin des années 1990, soulignée par [Beaubrun-Diant et Maury \(2022\)](#), le phénomène de paupérisation des locataires du parc social n'a pas permis à la loi SRU de réduire la ségrégation économique en France. Cette répartition spatiale inégale des individus selon des caractéristiques économiques est d'ailleurs considérée dans la littérature comme un processus inhérent à la structure des espaces urbains ([Schone, 2013](#)). La recherche potentielle d'un « entre-soi », notamment pour les ménages les plus aisés, et d'un phénomène de relégation lié au prix de l'immobilier, notamment pour les ménages les plus pauvres, peuvent en partie expliquer ce phénomène ([Botton *et al.*, 2020](#)). Certaines communes sont d'ailleurs accusées de contribuer au phénomène d'« entre-soi » des ménages aisés, en ne se conformant pas à l'application de la loi SRU, comme relevé par [Chapelle *et al.* \(2022\)](#), ou en favorisant leur population dans le processus d'attribution de logement social, et ce, au détriment de la mixité sociale au sein de la commune ([Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#) ; [Desage, 2016](#)). De plus, comme montré par [Schone \(2013\)](#), les craintes des élus

3. Loi n°91-662 du 13/08/1991.

4. Loi n°2000-1208 du 13/12/2000.

5. La loi n°2014-366 du 24/03/2014 pour l'accès au logement et un urbanisme rénové (Alur) porte ce seuil, pour certaines communes, à 25 %.

locaux quant à l'instabilité de la base électorale induite par la construction de logements sociaux contribuent à entretenir la ségrégation spatiale des ménages. En émettant l'hypothèse que les communes politiquement orientées à droite abritent davantage de propriétaires et celles orientées à gauche davantage de locataires, [Schone \(2013\)](#) suggère que l'inquiétude des propriétaires de voir la valeur de leur bien diminuer du fait de la construction de logements sociaux, associée à la crainte des élus locaux d'être réprouvés par le suffrage aux élections futures, expliqueraient que les communes gérées par un maire de droite construisent moins de logements sociaux que celles gérées par un maire de gauche.

Les difficultés que rencontrent le parc locatif social pour promouvoir la mixité économique peuvent également se justifier par le second objectif qu'il porte, à savoir garantir un accès au logement décent pour les ménages les plus en difficultés (loi DALO de 2007). En effet, accroître le ciblage des locataires du parc social en faveur des ménages les plus modestes peut se faire au détriment de la mixité sociale ([OCDE, 2020](#)). Cependant, comme souligné par cette dernière étude, ce ciblage peut s'avérer nécessaire dans un contexte où les difficultés économiques des ménages augmentent. Ces éléments corroborent les conclusions de [Laferrère \(2013\)](#), et plus récemment celles de [Beaubrun-Diant et Maury \(2022\)](#), qui mettent en évidence une paupérisation des locataires du parc social français, malgré la mise en place de mesures pour tenter d'y remédier.

En parallèle, une littérature abondante portant sur le concept de justice environnementale, et plus spécifiquement sur celui de justice distributive au sens de la définition de [Kuehn \(2000\)](#), met en évidence une charge environnementale disproportionnellement supportée par les ménages les plus défavorisés ([Neier, 2021](#) ; [Rüttenauer et Best, 2021](#) ; [Schaeffer et Tivadar, 2019](#) ; [Zwickl, 2019](#)). [Banzhaf et al. \(2019a\)](#) mettent ainsi en lumière deux mécanismes principaux à l'œuvre pour comprendre ce phénomène. Le premier mécanisme, nommé « *disproportionate siting* » (ou « implantation disproportionnée »), indique que les firmes industrielles polluantes s'implantent de façon disproportionnée à proximité de quartiers regroupant des ménages pauvres. Un prix du foncier relativement faible, une force de travail disponible à proximité et relativement peu coûteuse sont des déterminants d'implantation des firmes industrielles, lesquels peuvent décrire des quartiers où résident des ménages pauvres ([Wolverton, 2009](#)).

Le second mécanisme, correspondant à une extension du modèle de tri résidentiel de [Tiebout](#)

(1956), stipule que les ménages réalisent un arbitrage entre les aménités que peuvent apporter un quartier de vie (notamment environnementales) et la consommation (englobant notamment les dépenses de logements). Ainsi, la présence *ex ante* de sites industriels polluants induit la coexistence de deux phénomènes, un processus de « fuite de la nuisance » des ménages aisés et celui de « venue vers la nuisance » des ménages les plus défavorisés. En effet, la présence de telles nuisances environnementales, en se répercutant sur le prix de l'immobilier (Currie *et al.*, 2015 ; Hanna, 2007), peut rendre un quartier moins attractif pour les ménages les plus aisés (Levasseur *et al.*, 2021) et à l'inverse plus attractifs pour les ménages les plus pauvres (Banzhaf et Walsh, 2008 ; Stoltz et Jouf, 2023).

Ces deux mécanismes peuvent s'appliquer aux logements sociaux et aux sites industriels polluants. En effet, si nous considérons, comme mis en évidence aux États-Unis par Coffey *et al.* (2020) et Cutter *et al.* (2001), que les logements sociaux sont surreprésentés autour de sites industriels polluants, se pose alors la question de qui est arrivé en premier : les logements sociaux ou les sites polluants ? Ainsi, tout comme pour l'étude de la relation entre pauvreté et exposition, un problème d'endogénéité se pose, induit pas un biais de simultanéité dans la relation entre les deux variables. En effet, l'implantation de logements sociaux, source parfois d'une stigmatisation (Laferrière, 2013), peut induire une baisse du prix de l'immobilier et rendre l'implantation de sites industriels plus avantageuse. À l'inverse, la présence de sites polluants peut induire une baisse du prix du foncier rendant ainsi moins onéreuse la construction de logements sociaux à proximité. Ce dernier propos corrobore la réflexion de Chapelle *et al.* (2022), qui soulignent un arbitrage entre les coûts de construction et le choix de localisation des logements. D'après les auteurs, la construction d'un logement social dans une zone géographique relativement aisée, caractérisée par une offre relativement importante de services publics, d'infrastructures, de commerces, peut potentiellement être plus onéreuse. En revanche, ces nouvelles constructions pourraient être moins onéreuses, si elles se trouvaient dans des zones relativement plus modestes, caractérisées par un plus faible accès à toutes ces aménités.

En considérant conjointement, la part non négligeable de ménages pauvres au sein du parc locatif social français⁶, la surexposition des ménages pauvres aux sites industriels polluants (Banzhaf et Walsh, 2008 ; Stoltz et Jouf, 2023), et les coûts que peuvent représenter la construc-

6. 35 % d'après Delance (2018), contre environ 14 % de ménages pauvres au sein de la population selon Gerardin (2023).

tion de logements sociaux selon la localisation de ces derniers ([Chapelle et al., 2022](#)), il semble essentiel d'étudier la possible contribution du parc social à la surreprésentation des ménages pauvres à proximité de sites industriels polluants. En outre, comme soulevé par [Aissaoui et al. \(2015\)](#), certains ménages éligibles aux logements sociaux ne disposent que d'un nombre limité de logements dans leur choix de localisation. Une politique du logement social soucieuse de l'exposition des ménages pauvres jouera alors un rôle crucial.

2.3 Stratégie empirique

Afin d'identifier si la présence de sites industriels polluants est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux à l'échelle communale, nous scindons notre approche méthodologique en deux étapes.

La première, menée au niveau national, consiste à évaluer l'effet de la présence d'au moins un site polluant sur la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social entre 2010 et 2019. Nous abordons cette relation comme l'effet de la présence d'un site polluant sur la décision d'entreprendre, ou non, la construction d'au moins un logement social, sur la période, à l'échelle communale. Ainsi, adaptée à l'analyse de résultats binaires, nous estimons une régression logistique binomiale.

$$Pr(LS_i = 1|X_i) = G(\beta_0 + \beta_1 E-PRTR_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,i}) \quad (2.1)$$

Où G représente la fonction de répartition logistique. La variable LS est une variable binaire, prenant la valeur de 1 si la commune i a construit au moins un logement social entre 2010 et 2019 et de 0 sinon. La variable $E-PRTR_i$, également binaire, prend la valeur de 1 si la commune i dispose d'au moins un site enregistré dans le registre européen des rejets et des transferts de polluants (E-PRTR) antérieure à la construction des logements sociaux, et de 0 sinon. Le vecteur X_i représente les variables de contrôles considérées à l'échelle communale.

Dans la deuxième étape, nous nous intéressons uniquement aux unités géographiques, les communes, ayant construit au moins un logement social durant la période 2010-2019. Notre objectif est de mesurer ainsi l'effet de la présence d'au moins un site polluant sur le nombre de

logements sociaux construits dans chaque commune. La variable dépendante étant une variable discrète, nous adoptons un modèle de comptage.

Le modèle de régression standard pour ce type d'analyse est le modèle de Poisson. Cependant, celui-ci impose l'hypothèse d'équidispersion, c'est-à-dire que la variance de la variable dépendante est supposée égale à son espérance conditionnelle. Cette hypothèse étant restrictive, nous utilisons un modèle binomial négatif (Greene, 2008), qui permet d'introduire une hétérogénéité inobservée en relâchant cette contrainte. La spécification adoptée est la suivante :

$$E(\#LS_i|X_i, v_i) = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 E-PRTR_i + \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{k,i}) \cdot h_i \quad (2.2)$$

où $h_i = \exp(v_i)$ suit une loi gamma de moyenne 1 et de variance θ . La forme fonctionnelle adoptée pour modéliser l'hétérogénéité latente dans h_i permet de distinguer deux principales spécifications du modèle binomial négatif (Cameron et Trivedi, 1986) : Negbin I où le ratio variance – espérance conditionnelle de la variable dépendante est constant, et Negbin II où ce ratio est linéaire par rapport à la moyenne. Afin de choisir entre ces deux modèles, nous suivons la stratégie proposée par Greene (2008) et réalisons un test de Vuong (1989). Pour les deux spécifications, les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance.

2.4 Présentation et description des données

2.4.1 Variables principales

Pour savoir si la présence de sites industriels polluants est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux, nous basons notre analyse sur deux variables principales : les logements sociaux construits entre 2010 et 2019 et la présence, *ex ante* à la construction de ces logements, de sites listés dans le Registre Européen des Rejets et des Transferts de Polluants⁷.

Les éléments portant sur la construction des logements sociaux sont issus du répertoire des logements locatifs des bailleurs sociaux (RPLS). D'après la définition donnée par Tailleur et Wolber (2023), « *Le parc locatif social désigne l'ensemble des logements, conventionnés ou non, des bailleurs des catégories suivantes : organisme public de l'habitat (OPH), entreprise sociale*

7. Nous les nommerons par la suite sites E-PRTR.

*pour l'habitat (ESH) ou associations agréées. Le parc social comprend également les logements conventionnés des sociétés d'économie mixte (SEM) agréées. Sont ainsi exclus les logements non conventionnés appartenant à une SEM de France métropolitaine dont les caractéristiques sont proches du secteur libre. »*⁸. Dans le cadre de ce travail, nous ne considérons que les logements sociaux collectifs qui ont été construits entre 2010 et 2019 en France métropolitaine. En accord avec notre stratégie empirique présentée en section 2.3, nous construisons donc deux variables. La première est une variable catégorielle, prenant la valeur de 1 si l'unité géographique, ici la commune, a construit au moins un logement social entre 2010 et 2019, et 0 sinon. La seconde variable est une variable discrète, qui comptabilise, parmi les communes ayant construit au moins un logement social sur cette période, le nombre total de logements construits.

Pour construire la variable représentant l'exposition aux sites E-PRTR, nous utilisons la localisation de ces derniers, en restreignant notre analyse à la France métropolitaine. Le règlement européen n°166/2006 du 18/01/2006 oblige, sous certaines conditions (voir annexe I et II du précédent règlement), les entités à déclarer leurs émissions dans le but de créer un registre européen des émissions polluantes. Les données sont issues du site *Géorisques.fr*, lesquelles sont produites par l'Institut National de l'Environnement Industriel et des Risques (INERIS).

La construction de la variable désignant la présence de sites E-PRTR considère un décalage temporel entre la date de construction des sites E-PRTR et celle des logements sociaux. Nous tenons compte de ce décalage pour corriger un potentiel problème d'endogénéité induit par un biais de simultanéité. Comme nous l'avons évoqué dans la section 2.2, lesquels sont arrivés en premier : les logements sociaux ou les sites polluants ? D'une part, la présence de logements sociaux peut réduire l'attractivité d'une zone et donc diminuer les prix du foncier, rendant ainsi les coûts d'implantation de sites industriels relativement plus faibles. D'autre part, la présence de sites polluants, en réduisant le prix du foncier alentour comme le montrent Currie *et al.* (2015) et Hanna (2007) aux Etats-Unis, peut rendre la construction de logements moins onéreuse.

À la lumière de cette question et de notre principal objectif, consistant à évaluer si la présence de sites industriels polluants est un déterminant de la construction de logements sociaux, nous considérons les sites E-PRTR construits strictement avant 2008. Pour ce faire, après avoir extrait

8. Le conventionnement d'un logement correspond à une convention signée entre le bailleur social et l'Etat qui donne droit au locataire de bénéficier de l'aide personnalisée au logement (APL).

la localisation et les numéros de SIRET des entités listées comme sites E-PRTR en 2008, et après avoir extrait, à partir de la base SIRENE (Registre de l'ensemble des établissements présents sur le territoire), la date de construction et les numéros de SIRET de tous les établissements inscrits dans cette base, nous avons fusionné ces deux bases de données pour en déduire la date de construction des sites E-PRTR et ne considérer que les sites construits strictement avant 2008⁹. Ainsi, pour déterminer si une commune abrite un site polluant, nous considérons une variable catégorielle prenant la valeur de 1 quand une commune accueille un site polluant et la valeur de 0 sinon. Cette variable indiquera alors la présence d'une source de dégradation environnementale dans une commune¹⁰.

2.4.2 Variables de contrôle

Pour contrôler les différents déterminants pouvant influencer la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social, nous intégrons des variables relatives à l'obligation légale, à la dynamique démographique passée, à la densité de population, à la nuance politique de la commune et au comportement passé vis-à-vis du parc social.

Les données sur l'obligation légale de construction de logements sociaux, conformément à la loi SRU, proviennent du Ministère de la Transition Écologique. Nous construisons une variable catégorielle prenant la valeur 1 si la commune était soumise à la loi SRU en 2011, et 0 sinon. Pour capturer la dynamique démographique passée, nous utilisons les données du Recensement de la population de l'INSEE pour créer une variable catégorielle valant 1 si la commune a connu une croissance démographique positive entre 1999 et 2009, et 0 sinon. Concernant la densité de population, nous élaborons une variable catégorielle à partir de la grille communale en 7 niveaux de l'INSEE, avec une valeur de 2 pour les communes urbaines, 1 pour les péri-urbaines, et 0 pour les communes rurales. La nuance politique de la commune est quant à elle déterminée à partir des résultats des élections municipales de 2008. Comme le suggèrent [Jaupart \(2020\)](#) et [Schone \(2013\)](#), l'orientation politique joue un rôle déterminant dans l'offre de logements sociaux. Ainsi, nous créons une variable catégorielle prenant la valeur 2 si le maire est identifié à gauche, 1 s'il est centriste, et 0 s'il est identifié à droite. Enfin, suivant les conclusions de [Korsu \(2016\)](#), qui

9. Nous avons considéré l'année 2008 comme notre année de référence pour les sites E-PRTR pour s'assurer que ces sites remplissaient déjà les conditions figurant aux annexes I et II du règlement européen n°166/2006 du 18/01/2006.

10. En Annexe [B.1](#), nous justifions notre choix d'utiliser 2008, comme année de référence.

met en évidence une concentration des nouvelles constructions de logements sociaux dans des zones déjà bien équipées, nous intégrons une variable binaire prenant la valeur 1 si la commune comptait au moins un logement social construit avant 2008, et 0 sinon.

Dans le cadre de la seconde étape de notre stratégie empirique, nous conservons certaines variables de la première étape, notamment celles relatives à la nuance politique de la commune, à son comportement passé vis-à-vis des logements sociaux et à sa dynamique démographique. Comme le soulignent [Gobillon et Vignolles \(2016\)](#) et [Schone \(2013\)](#), la construction de logements sociaux peut influencer l'attractivité d'une zone. Pour approcher l'attractivité d'une commune, nous intégrons la composante migratoire du solde démographique. Ainsi, nous créons une variable prenant la valeur de 1 lorsque le taux de croissance annuel moyen du solde migratoire est strictement positif, et 0 sinon. Nous procédons de même pour le solde naturel.

Nous ajoutons également des variables liées au déséquilibre entre l'offre et la demande sur le marché immobilier, à la disponibilité foncière, et aux dynamiques de densité de population entre communes voisines. Pour caractériser le déséquilibre entre l'offre et la demande sur le marché immobilier, nous utilisons le zonage ABC, défini à l'article D304-1 du Code de la construction et de l'habitat, qui classe les communes en zones A (très tendues), B (tendues), et C (non tendues). De plus, comme [Schone \(2013\)](#), nous prenons en compte la disponibilité foncière en calculant la proportion de sols artificialisés à partir de la base Corine Land Cover de 2006. Enfin, pour tenir compte des dynamiques de densité entre communes voisines, nous calculons l'inverse de la distance à la commune « ville-centre » la plus proche. En nous basant sur le découpage en unités urbaines du Recensement de 2017 de l'INSEE, nous utilisons le statut de chaque commune et mesurons l'inverse de la distance euclidienne entre leurs centroïdes et celui de la ville-centre la plus proche.

En Annexe [B.2](#) figure une description détaillée de chaque variable de contrôle. De plus, nous proposons, en Annexe [B.3](#), le Tableau [B.3.1](#), dans lequel figure un résumé de l'ensemble des variables considérées pour chacune des deux étapes précédemment décrites. Enfin, nous prêtons attention aux problèmes de multicollinéarité. Les facteurs d'inflation de la variance (VIF) sont, pour toutes les variables explicatives, inférieurs à 2, indiquant une faible corrélation entre les différentes variables.

TABLE 2.1 – Statistiques descriptives des communes avec ou sans logements sociaux

		France entière					
		Pas construit		Construit		Ensemble	
		#	%	#	%	#	%
E-PRTR	0	28324	94,49	3581	74,14	31905	91,66
	1	1653	5,51	1249	25,86	2902	8,34
Densité	Rurale	28583	95,35	2105	43,58	30688	88,16
	Péri-urbaine	1321	4,41	1507	31,20	2828	8,12
	Urbaine	73	0,24	1218	25,22	1291	3,71
Nuance politique	Droite	188	0,63	1023	21,18	1211	3,48
	Centre/ Autres	29617	98,80	2620	54,24	32237	92,62
	Gauche	172	0,57	1187	24,58	1359	3,90
SRU	0	29948	99,90	4045	83,75	33993	97,66
	1	29	0,10	785	16,25	814	2,34
LS	0	24811	82,77	955	19,77	25766	74,03
	1	5166	17,23	3875	80,23	9041	25,97
Démographie	0	7520	25,09	1041	21,55	8562	24,60
	1	22457	74,91	3789	78,45	26246	75,40
Observations		29977	86,12	4830	13,88	34807	-

Notes : Pour des raisons de lisibilité, les p-values des tests d'indépendance du chi-deux ne sont pas reportées. L'hypothèse nulle de ce test correspond à l'indépendance entre deux variables. Le symbole # indique le nombre de communes correspondant aux différentes modalités des variables. Par exemple, pour la modalité 1 de la ligne « E-PRTR », dans la colonne « Pas construit », # signifie que 1653 communes françaises, ayant au moins un site E-PRTR, n'ont pas construit de logements sociaux sur la période. Le symbole % représente, en fonction de la construction ou non de logements sociaux, la proportion de communes pour chaque modalité des variables indépendantes. En considérant le même exemple que précédemment, cela signifie que parmi les communes qui n'ont pas construit de logements sociaux, 5,51 % possèdent au moins un site E-PRTR. La variable « E-PRTR » fait référence à la présence ou non, dans la commune, d'au moins un site E-PRTR construit avant 2008. La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social construit avant 2008.

2.5 Analyse descriptive

Le Tableau 2.1 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans la première étape, en distinguant les communes qui ont construit au moins un logement social entre 2010 et 2019, de celles qui ne l'ont pas fait. Parmi les 34807 communes métropolitaines retenues, 86,12 % d'entre elles n'en ont pas construit. Lorsque 4830 communes françaises ont au moins construit un logement social sur la période, 25,86 % d'entre elles possédaient au moins un site E-PRTR construit avant 2008, contre 5,51 % des communes qui n'ont pas construit de logements sociaux. La réalisation d'un test d'indépendance du chi-deux rejette l'hypothèse nulle d'indépendance entre la variable construction d'au moins un logement social et la variable présence d'au moins un site E-PRTR. Ainsi, nous suggérons que la présence d'au moins un site polluant est associée à une probabilité plus importante de construire au moins un logement social.

La quasi-totalité des communes qui n'ont pas construit de logements sociaux se concentre dans

des zones rurales (95,35 %). À l'inverse, les communes qui ont construit au moins un logement social présentent une meilleure répartition à travers le territoire. La proportion de communes urbaines et péri-urbaines est relativement plus importante, parmi celles ayant construit des logements sociaux, que celles qui n'en n'ont pas construit. Cette répartition plus diversifiée au sein du territoire se reflète également à travers d'autres variables. Les communes ayant construit des logements sociaux présentent une plus grande variété politique, une proportion plus élevée de communes soumises à la loi SRU, une plus grande part de communes ayant déjà réalisé des constructions de logements sociaux dans le passé, ainsi qu'une proportion plus importante de communes ayant enregistré une croissance démographique strictement positive entre 1999 et 2009.

Pour évaluer si la présence de sites E-PRTR influence le volume de logements sociaux construits, nous restreignons notre analyse aux 4830 communes qui ont construit au moins un logement social sur la période. Le Tableau 2.2 fournit les statistiques des variables auxquelles nous avons eu recours pour cette deuxième étape. Entre 2010 et 2019, au total 558885 logements sociaux collectifs ont été construits. Alors que les communes qui ne disposaient pas de site polluant ont construit en moyenne 65,75 logements, lorsqu'elles disposaient d'au moins un site polluant, elles en ont construit en moyenne 258,96. Ainsi, nous suggérons qu'en plus d'accroître la probabilité de construire au moins un logement social, la présence d'au moins un site E-PRTR est associée à un volume de logements sociaux construits relativement plus élevé.

Les communes qui ont construit au moins un logement social entre 2010 et 2019 sont des communes qui disposent en moyenne d'une disponibilité foncière et d'une distance, au centre le plus proche, élevée. Ces éléments sont cohérents avec la variable densité présentée dans le Tableau 2.1, où la majorité des communes qui ont construit au moins un logement social se trouvent en zones rurales. C'est la raison pour laquelle nous observons qu'une grande partie de ces communes sont des zones identifiées comme centriste ou « Autres » (cf. Tableau 2.1)¹¹. Quant au volume de logements sociaux construits, le Tableau 2.2 montre qu'en moyenne les communes politiquement orientées à gauche sont celles qui ont construit le plus de logements sociaux sur la période.

Les caractéristiques démographiques susceptibles d'accroître l'offre de logement sociaux, telles qu'un solde naturel positif et un fort déséquilibre sur le marché immobilier, sont effectivement

11. Pour rappel, dans les communes de moins de 3500 habitants, les données n'étant pas disponibles, nous avons appliqué la catégorie « Autres ».

TABLE 2.2 – Statistiques descriptives des communes ayant construits des logements sociaux

Variables (continues)	Moyenne	Médiane	ET	Min	Max	Somme
Somme LS	116	28	396	1	11642	558885
% Sols artificialisés	0,11	0,05	0,16	≈ 0	1	-
Inv. dist. centre plus proche	0,2	0,02	0,38	≈ 0	1	-
Variables (catégorielles)	#		Moyenne	Test de Welch		
E-PRTR	0	3581	65,75	p-value < 2,2e-16		
	1	1249	258,96			
LS	0	955	18,47	p-value < 2,2e-16		
	1	3875	139,68			
Solde naturel	0	1107	51,82	p-value < 2,2e-16		
	1	3723	134,71			
Solde migratoire	0	1624	186,71	1,67e-14		
	1	3206	79,74			
Zonage ABC	Très tendues	620	314,52	3,888e-08		
	Tendue	2311	139,88			
	Non tendues	1899	21,38			
Nuance politique	Droite	1023	158,48	2,042e-06		
	Centre/Autres	2620	31,04			
	Gauche	1187	265,73			

Notes : ET correspond à l'écart-type. Nous avons réalisé des tests de différences de moyenne à l'aide du test de Welch. Ce dernier, dont l'hypothèse nulle stipule que deux variables ont la même moyenne, permet de réaliser des tests de différence de moyennes entre deux variables aux variances différentes. Par souci de lisibilité, seule la p-value la plus élevée est reportée sur le tableau. Le symbole # indique le nombre de communes correspondant aux différentes modalités des variables. « LS » signifie logement social. La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d'au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social construit avant 2008.

associées à un volume de logements construits plus important. De plus, comme suggéré par [Korsu \(2016\)](#), il semblerait qu'un comportement passé favorable à parc social est associé à un volume de logements construits plus élevé. Ce constat met en lumière la problématique de la ségrégation du parc social évoquée dans la section 2.2. Malgré la mise en place d'une politique publique pour tenter d'y remédier (LOV, puis SRU), il semble que la présence de logements sociaux existants reste un déterminant important dans la construction de nouveaux logements sociaux.

Enfin, comme nous l'avons suggéré en sous-section 2.4.2, un solde migratoire positif permet effectivement d'approcher l'attractivité d'une commune. Dans le Tableau 2.2, il est observé que les communes ayant enregistré un solde migratoire positif durant la décennie précédant la construction de nouveaux logements sociaux tendent à construire, en moyenne, moins de logements sociaux que celles ayant connu un solde migratoire négatif ou nul. Ce résultat contribue à une meilleure compréhension de la relation entre croissance démographique et offre de logements sociaux. À notre connaissance, les études existantes sur ce lien n'explorent pas en détail les différentes composantes du solde démographique (comme les travaux de [Schone \(2013\)](#) ou de [Verdugo \(2011\)](#)), ce qui pourrait expliquer l'absence de significativité dans certaines analyses.

2.6 Résultats

Afin de clarifier si la présence de sites industriels polluants constitue un déterminant pertinent pour la construction de logements sociaux, nous procédons en deux étapes. Premièrement, en considérant l'ensemble des communes métropolitaines françaises, nous évaluons l'effet de la présence de sites E-PRTR sur la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social. Deuxièmement, en nous concentrant uniquement sur les communes ayant construit des logements sociaux durant la période étudiée, nous analysons l'effet de la présence de sites E-PRTR sur le volume de logements sociaux construits.

Ainsi, le Tableau 2.3 présente les résultats des estimations d'une régression logistique en colonne (1) et d'une régression négative binomiale en colonne (2)¹². Pour la régression logistique, les effets marginaux figurent dans le Tableau B.5.1 en Annexe B.5.

Les résultats, présentés dans la colonne (1) du Tableau 2.3, montrent que la présence antérieure d'au moins un site polluant a un effet significatif et positif sur la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social entre 2010 et 2019¹³. Par ailleurs, en se focalisant uniquement sur les communes qui ont construit au moins un logement social sur la période étudiée, les résultats de la colonne (2) montrent que la présence d'au moins un site E-PRTR a un effet significatif et positif sur le volume de logements sociaux construits. Précisément, quand une commune accueille au moins un site E-PRTR, l'offre de logements sociaux y est relativement plus importante, d'environ 84 %^{14 15}.

12. Plus précisément, en colonne (2) figurent les résultats de l'estimation d'une régression négative binomiale attribuant une forme quadratique à la variance conditionnelle. Comme évoquée dans la section 2.3, après avoir estimé une régression de Poisson, la réalisation d'un test de dispersion indique la présence d'une sur-dispersion de la distribution du nombre de logements sociaux construits. Par conséquent, nous estimons une régression négative binomiale, en attribuant à la variance conditionnelle de la variable dépendante, une forme linéaire et une forme quadratique. À partir du test de Vuong (1989), qui plaide en faveur d'une régression binomiale négative attribuant une forme quadratique à la variance conditionnelle, et du Critère d'Information d'Akaike (AIC), qui est plus faible pour ce même modèle, nous présentons donc uniquement les résultats de ce modèle. En revanche, les résultats des estimations du modèle de Poisson et du modèle attribuant une forme linéaire à la variance conditionnelle figurent en Annexe B.7, dans le Tableau B.7.1.

13. Bien que nous contrôlions pour la densité de population, nous estimons trois régressions logistiques distinctes pour les zones urbaines, péri-urbaines et rurales afin de vérifier que ces résultats ne masquent pas une hétérogénéité liée à cette variable dans la relation entre la présence de sites polluants et la décision de construire des logements sociaux. Les résultats figurent dans le Tableau B.6.1 de l'Annexe B.6.

14. Pour disposer de l'amplitude de l'effet pour les variables explicatives de type catégorielles, nous procédons à la transformation suivante : $(exp(0,613) - 1) * 100$ (Wooldridge, 2010).

15. Comme précédemment, bien que nous prenions en compte plusieurs variables de contrôle liées à la densité de population, nous vérifions que les résultats ne masquent pas une hétérogénéité induite par cette dernière en effectuant deux analyses de robustesse. La première consiste à estimer trois régressions binomiales négatives distinctes pour les zones urbaines, péri-urbaines et rurales, dont les résultats figurent dans le Tableau B.8.1 en Annexe B.8. Ensuite, nous réalisons une régression par la méthode des moindres carrés ordinaires, en prenant

TABLE 2.3 – Estimations de la probabilité et du nombre de logements sociaux construits

	Variables dépendantes :	
	LS = 1 <i>versus</i> LS = 0	# LS (NB2)
	(1)	(2)
E-PRTR	0,351*** (0,065)	0,613*** (0,035)
Centre/Autres	-1,618*** (0,102)	-0,860*** (0,040)
Gauche	0,151 (0,132)	0,317*** (0,042)
LS	1,978*** (0,046)	0,442*** (0,039)
Péri-urbaines	1,677*** (0,055)	— —
Urbaines	2,822*** (0,141)	— —
SRU	2,296*** (0,215)	— —
Démographie	0,767*** (0,058)	— —
Solde migratoire	— —	-0,076* (0,032)
Solde naturel	— —	0,267*** (0,035)
Tendues	— —	-0,691*** (0,045)
Non tendues	— —	-1,818*** (0,051)
% Sols artificialisés	— —	0,164* (0,085)
Inv. dist. centre plus proche	— —	0,599*** (0,039)
Constante	-2,480*** (0,115)	3,754*** (0,072)
Observations	34808	4830
Log Likelihood	-7821,629	-24152,84
AIC	15661,260	48329,69
AUC	0,8942	—

Notes : La variable « LS = 1 *versus* LS = 0 » fait référence aux communes ayant construit au moins un logement social entre 2010 et 2019. La variable « # LS » indique le nombre de logements sociaux construits entre 2010 et 2019, parmi les communes qui ont construit. NB2 fait référence à la régression binomiale négative attribuant une forme quadratique à la variance conditionnelle. La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d'au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable nuance politique. La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. La référence de la variable « Densité » correspond aux communes rurales. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

L'un des principaux mécanismes pouvant expliquer ces résultats est le prix du foncier. En effet, plusieurs travaux ont mis en évidence que la présence d'un site polluant induit une pression à la baisse des prix de l'immobilier dans le périmètre voisin du site, érodant ainsi l'attractivité de la zone en question (Currie *et al.*, 2015 ; Hanna, 2007). De plus, cette baisse des prix du foncier rend la construction, notamment des logements sociaux, moins coûteuse. Dans ce sens, Chapelle *et al.* (2022) ont montré que le choix de localisation d'un logement social est une conséquence directe de l'arbitrage entre coût de construction et mixité sociale ou économique. De plus, compte tenu de la part non négligeable de ménages pauvres locataires du parc social (35 % des locataires sont des ménages pauvres, selon Delance (2018)), la présence de sites industriels polluants représente à la fois des opportunités d'emplois pour ces ménages, mais également un risque d'exposition.

S'agissant de l'orientation politique de la commune suite aux élections municipales de 2008, les résultats en colonne (1) montrent qu'il n'existe pas de différence significative sur la probabilité de construire au moins un logement social entre les communes orientées à gauche et celles orientées à droite. En revanche, lorsque nous nous focalisons sur les communes ayant construit des logements sociaux durant la période étudiée (colonne (2)), nous constatons que les communes orientées à gauche construisent en moyenne 3,24 fois plus de logements sociaux que celles orientées à droite. Ainsi, bien que la décision de construire ou non un logement social ne soit pas influencée par l'orientation politique (gauche *versus* droite), le volume de logements construits l'est. Nos résultats corroborent les travaux de Jaupart (2020) et Schone (2013), qui indiquent un effort de construction plus important dans les communes situées davantage à gauche du spectre politique. En revanche, pour les communes orientées au centre ou sans couleur politique, la probabilité de construire est plus faible que pour les communes orientées à droite (colonne (1)). De plus, lorsqu'il y a construction, le volume de logements construits y est également plus faible (colonne (2)). Compte tenu de ce qui a été mis en évidence dans la section précédente, ce résultat semble cohérent car une large majorité des communes orientées au centre ou sans couleur politique se situe dans des zones rurales.

En ce qui concerne la présence antérieure d'au moins un logement social, le Tableau 2.3 montre

comme variable dépendante le nombre de logements sociaux construits pour 1 000 habitants par hectare. Pour cela, nous utilisons le nombre d'habitants en 2019 issu du recensement de la population publié par l'Insee. Les résultats de cette seconde spécification sont présentés dans le Tableau B.9.1 en Annexe B.9.

qu'un comportement passé favorable à la construction de logements sociaux accroît à la fois la probabilité de construire au moins un logement social (colonne (1)) et le volume de logements construits parmi les communes qui en ont construit (colonne (2)). Comme suggéré dans la section précédente, les nouvelles constructions de logements sociaux semblent se concentrer essentiellement dans les communes déjà pourvues en logements sociaux, soulignant ainsi la problématique de la ségrégation géographique du parc social. Bien que [Beaubrun-Diant et Maury \(2022\)](#) aient mis en évidence une amélioration de la répartition spatiale des logements sociaux depuis la fin des années 1990, nos résultats suggèrent que la présence antérieure de logements sociaux reste un déterminant pertinent de la construction de nouveaux logements sociaux à l'échelle communale.

Les communes urbaines et péri-urbaines, plus densément peuplées et caractérisées par une présence plus importante de ménages défavorisés ([Aerts et al., 2015](#)), présentent une probabilité plus élevée de construire au moins un logement social comparativement aux communes rurales. Si les logements sociaux sont considérés comme un outil de lutte contre la ségrégation économique, ils offrent également un accès à un logement décent pour les ménages précaires et défavorisés à des loyers inférieurs à ceux du marché privé, comme en témoigne la mise en place de la loi DALO en 2007. Comme attendu, le fait d'être concerné par la loi SRU est associé à une probabilité plus importante de construire au moins un logement social. Enfin, une croissance démographique antérieure positive est associée à une probabilité de construire au moins un logement social relativement plus importante que les communes ayant enregistré une décroissance ou une stagnation démographique.

Pour conclure, les résultats de la colonne (2) du Tableau 2.3 montrent que plusieurs variables, telles que la composante migratoire et naturelle du solde démographique, le déséquilibre entre l'offre et la demande sur le marché immobilier, la proportion de sols artificialisés et la proximité au centre le plus proche, influencent de manière significative le volume de logements sociaux construits.

Comme nous l'avons suggéré en section 2.5, un solde migratoire positif, approchant l'attractivité d'une commune, est effectivement associé à un volume de logements construits plus faible. En revanche, un solde naturel strictement positif est associé à une offre 1.3 fois plus grande que celle observée dans les communes où ce solde était négatif ou nul. Par ailleurs, l'absence de dés-

équilibre ou la présence d'un faible déséquilibre sur le marché immobilier, comparativement à un fort déséquilibre, implique un volume de logements sociaux construits plus faible, respectivement de 50 % et 83 %. Enfin, le volume de logements sociaux construits est d'autant plus important que la proportion de sols artificialisés et l'inverse de la distance au centre le plus proche sont élevés. Ainsi, le nombre de logements construits semble plus important dans les communes urbanisées où la densité de population est importante.

2.7 Déterminants de la construction de logements sociaux à proximité de sites polluants

Dans la section précédente, nous avons montré que les communes abritant au moins un site E-PRTR dispose d'une probabilité relativement plus grande de construire un logement social que celles qui n'en abritent pas. Parmi celles ayant construit, nous avons également mis en évidence que la présence de sites E-PRTR est associée à un volume de logements construits relativement plus élevé. Ainsi, ces résultats indiquent, qu'à l'échelle communale, la présence de sites industriels polluants est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux.

À ce stade, une question se pose : parmi les communes qui ont à la fois construit des logements sociaux et abrité un site E-PRTR, quels sont les facteurs qui expliquent que certaines construisent ces nouveaux logements à proximité de ces sites ? Dit autrement, parmi les communes ayant construit des logements sociaux et abritant un site E-PRTR, nous cherchons à identifier les facteurs susceptibles d'influencer la construction de logements sociaux à proximité de ces sites. Pour ce faire, nous construisons deux profils de communes.

À partir des bases de données RPLS et E-PRTR, nous nous focalisons sur les communes ayant construit au moins un logement social entre 2010 et 2019 et abritant au moins un site E-PRTR construit strictement avant 2017. Pour chaque année de construction de logements sociaux, nous distinguons les communes qui ont construit ces nouveaux logements à moins de 500 mètres d'un site E-PRTR de celles ayant construit à plus de 500 mètres, en appliquant un décalage d'au minimum deux années entre l'année de construction du logement et celle de construction du site

polluant ¹⁶. Par exemple, pour la construction de logements sociaux en 2010, nous distinguons les communes qui ont construit au moins une fois en 2010 à moins de 500 mètres d'un site E-PRTR (construit strictement avant 2008) de celles ayant toujours construit en 2010 au-delà de 500 mètres d'un site E-PRTR (construit strictement avant 2008). En répétant cette méthodologie pour chaque année de construction de logements sociaux, deux profils de communes émergent. Le premier, que nous nommons les communes de *Type 1*, concerne les communes ayant construit au moins une fois entre 2010 et 2019 un logement social à moins de 500 mètres d'un site E-PRTR. Le second, que nous appelons les communes de *Type 0*, intègre les communes qui, entre 2010 et 2019, n'ont jamais construit de logements sociaux à moins de 500 mètres d'un site E-PRTR.

Une fois les deux profils de commune définis, et compte tenu de notre objectif, nous estimons une régression logistique binomiale, dont la variable dépendante prend la valeur de 1 si la commune est de *Type 1* et de 0 si la commune est de *Type 0*.

Dans une perspective exploratoire, nous supposons que plusieurs facteurs sont susceptibles d'influencer la construction de logements sociaux à proximité de sites polluants. Ces facteurs incluent des variables déjà évoquées, comme le déséquilibre sur le marché immobilier, la nuance politique, le comportement passé vis-à-vis du parc social, la proportion de sols artificialisés, et la proximité au centre le plus proche. À cela, nous ajoutons deux nouvelles variables. La première, relative à la densité de sites E-PRTR présents dans la commune avant 2017, donne une indication quant à l'absence d'alternatives de construction dans des zones dites non exposées. Autrement dit, nous supposons que plus le nombre de sites polluants par mètre carré est important au sein de la commune, plus les risques d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0* augmentent, en raison d'un nombre d'alternatives, comme lieu de construction, relativement plus faible.

Enfin, pour estimer si la précarité financière des ménages influence le fait d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0*, nous intégrons une seconde variable, le revenu fiscal médian des ménages de la commune en 2008. Cette variable est issue de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux, réalisée par l'INSEE ¹⁷. De là, nous calculons les quintiles du revenu fiscal

16. En robustesse, nous considérons une zone tampon de 1 kilomètre.

17. Selon la définition de l'INSEE, le revenu fiscal par ménage comprend les revenus d'activités salariées ou non salariées, les indemnités de chômage, de maladie, les pensions d'invalidité ou de retraite ainsi qu'une partie des revenus du patrimoine.

médian des ménages de 2008 pour les communes de *Type 1* et de *Type 0*, en utilisant comme référence dans notre analyse le premier quintile de revenu.

Dans un premier temps, nous proposons, dans le Tableau B.10.1 en Annexe B.10, une analyse descriptive des éventuels facteurs pouvant influencer la construction des logements sociaux à proximité des sites E-PRTR. Parmi les communes qui ont construit des logements sociaux entre 2010 et 2019, 1410 l'ont fait alors même qu'elles abritaient au moins un site E-PRTR. Nous comptabilisons 43,26 % de communes de *Type 1* et 56,74 % de *Type 0*.

Nous pouvons aussi constater une précarité financière plus importante dans les communes de *Type 1* que dans celles de *Type 0*. Effectivement, quand environ 15 % des communes de *Type 0* appartiennent au premier quintile de revenu fiscal, cette proportion passe à environ 26 % pour les communes de *Type 1*. De plus, à mesure que le quintile de revenu augmente, la proportion de communes de *Type 0* croît, quand celles de *Type 1* décroît. En revanche, bien que les deux profils de communes enregistrent un stock de logement social en amont des nouvelles constructions largement majoritaire, la quasi-totalité des communes de *Type 1* dispose d'un stock de logement social, ce qui peut potentiellement expliquer la proportion relativement plus élevée, dans ces communes, du premier quintile de revenu fiscal.

Les variables approchant l'absence d'alternative quant à la localisation des nouveaux logements sociaux, telles que la densité de sites E-PRTR et la proportion de sols artificialisés, sont en moyenne plus élevées dans les communes de *Type 1*. En outre, les caractéristiques des communes de *Type 1* suggèrent un besoin de construction plus important que les communes de *Type 0*. En effet, en moyenne, les communes de *Type 1* se trouvent plus proches des villes centres, lesquelles peuvent indiquer une pression démographique relativement importante en leur sein et dans les communes voisines, élément qui est confirmé par la proportion plus importante de communes où existent une forte tension sur le marché immobilier. Ainsi, il est cohérent d'observer que la proportion de communes de *Type 0*, orientées politiquement au centre ou sans nuance politique, est plus importante que pour les communes de *Type 1*, caractérisant davantage des communes éloignées des centres (cf. Tableau 2.1 et Tableau 2.2).

Les résultats des estimations de la régression logistique, menée pour identifier les facteurs

susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0*, sont reportés dans le Tableau 2.4¹⁸.

TABLE 2.4 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0*

	Variable dépendante :
	<i>Type 1</i> versus <i>Type 0</i>
Site E-PRTR/m ²	0,033*** (0,005)
% Sols artificialisés	1,192** (0,382)
Tendues	-0,656*** (0,192)
Non tendues	-1,469*** (0,231)
Inv. dist. centre plus proche	0,335* (0,146)
Centre/Autres	-0,351* (0,168)
Gauche	-0,207 (0,142)
Quintile 2	-0,501** (0,185)
Quintile 3	-0,605** (0,195)
Quintile 4	-0,824*** (0,205)
Quintile 5	-0,886*** (0,222)
LS	0,572* (0,284)
Constante	0,151 (0,405)
Observations	1410
Log Likelihood	-842,264
AIC	1710,527
AUC	0,7303

Notes : La variable « Site E-PRTR/m² » fait référence à la densité de site E-PRTR par commune, lesquels sont construits depuis avant 2017. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable nuance politique. « Quintile 1 » est la référence de la variable « Quintile de revenu fiscal ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Les résultats du Tableau 2.4 montrent que plus la densité de sites E-PRTR, la proportion de sols artificialisés, le déséquilibre sur le marché immobilier, la proximité avec des communes centres sont élevés, plus la probabilité d'être dans une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0* est importante. Nous suggérons que les caractéristiques démographiques et géographiques dans les communes de *Type 1* impliquent un besoin plus élevé de logements sociaux, lequel est satisfait via une plus grande proximité avec des sites polluants. S'agissant de la couleur politique de la commune, seul l'effet de la nuance centriste ou sans couleur est significativement différent de 0. Le fait d'être une commune politiquement orientée au centre ou sans nuance politique diminue la

18. Les effets marginaux figurent dans le Tableau B.11.1 en Annexe B.11. De plus, une robustesse a été menée en considérant une zone tampon de 1 kilomètre. Les résultats des estimations sont reportés dans le Tableau B.12.1 en Annexe B.12 et les effets marginaux associés se trouvent dans le Tableau B.13.1 en Annexe B.13.

probabilité d'être de *Type 1*, ce qui semble cohérent avec les précédents résultats (les communes sans nuance politique sont relativement plus éloignées des centres).

Enfin, concernant la situation économique des ménages de la commune en amont des nouvelles constructions de logements sociaux, nous observons que les communes appartenant au deuxième, troisième, quatrième et cinquième quintiles de revenu ont une probabilité plus faible d'être une commune de *Type 1* que les communes appartenant au premier quintile de revenu. Ces résultats soulignent qu'une plus grande précarité financière caractérise les communes qui ont construit à proximité de sites polluants. Nous suggérons que ces communes connaissent une plus grande précarité financière, notamment du fait de la présence relativement plus élevée de logements sociaux en amont des nouvelles constructions dans les communes de *Type 1*.

En résumé, les communes de *Type 1*, comparativement aux communes de *Type 0*, se caractérisent par une situation économique moins bonne, une nécessité accrue de construire des logements sociaux, illustrées par le déséquilibre sur le marché immobilier et la proximité plus élevée aux centres-villes. De plus, elles disposent d'un nombre d'alternatives pour la localisation des nouveaux logements plus limité, comme semblent le suggérer la proportion de sols artificialisés et la densité de sites E-PRTR plus élevées.

2.8 Discussion et conclusion

2.8.1 Discussion

Dans la section précédente, nous avons montré que la présence d'au moins un site E-PRTR est un déterminant pertinent, à la fois de la construction d'un logement social et du volume de logements sociaux construits. De plus, nous avons souligné une situation économique relativement moins bonne dans les communes qui construisent des logements sociaux à proximité de sites polluants.

Compte tenu de l'article de [Beaubrun-Diant et Maury \(2022\)](#), qui révèle un appauvrissement des locataires du parc social depuis la fin des années 1990, de l'article de [Stoltz et Jouf \(2023\)](#), qui souligne une proportion de ménages pauvres en moyenne plus importante à proximité des

sites E-PRTR, notamment dans les zones urbaines et, de nos résultats présents, une question demeure. Les logements sociaux contribuent-ils à la surreprésentation des ménages pauvres autour des sites polluants ?

À partir de l'échantillon construit précédemment, c'est-à-dire les communes ayant construit au moins un logement social entre 2010 et 2019 et abritant au moins un site E-PRTR construit strictement avant 2017, et après avoir représenté autour de chaque site polluant une zone tampon de 500 mètres, nous avons distingué deux catégories de zone tampon, celles qui ont accueilli au moins une fois, entre 2010 et 2019, un logement social et celles qui n'en ont jamais accueilli ¹⁹. À l'aide des données carroyées publiées par l'INSEE, nous avons déterminé la proportion moyenne de ménages pauvres en 2019 pour chaque catégorie de zone tampon. Pour tenir compte de l'hétérogénéité spatiale de la relation entre situation économique défavorable et exposition aux nuisances environnementales, comme souligné par Salesse (2022), nous scindons en trois groupes de densité ces deux catégories de zone tampon, en attribuant la densité de la commune à laquelle le site polluant appartient ²⁰.

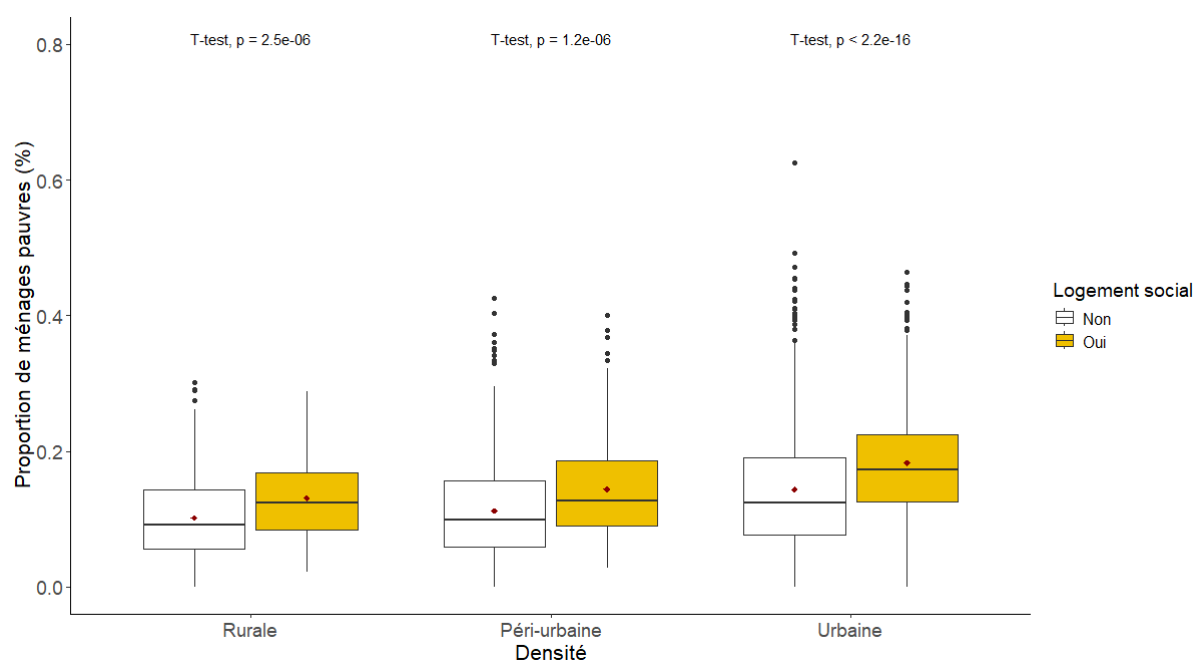
La Figure 2.1 montre la distribution de la proportion de ménages pauvres, pour les zones urbaines, péri-urbaines et rurales. Elle distingue les zones ayant accueilli au moins un logement social entre 2010 et 2019 de celles n'en ayant accueilli aucun. Indépendamment de la densité de population de la commune, la proportion moyenne de ménages pauvres en 2019 est plus élevée autour des sites polluants lorsqu'un logement social s'est construit entre 2010 et 2019. Compte tenu du fait, qu'en moyenne, la proportion de ménages pauvres est relativement plus importante autour des sites E-PRTR (Stoltz et Jouf, 2023), nous pouvons affirmer à présent qu'à l'intérieur même de ces zones, la proportion de ménages pauvres y est plus importante lorsqu'il y a présence de logements sociaux. Nous suggérons que la présence de logements sociaux à proximité de sites polluants contribue à la surexposition des ménages pauvres français, en accentuant probablement le phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres français.

Au vu de ces éléments, et compte tenu des objectifs portés par les logements sociaux qui sont, d'une part, de contribuer à davantage de mixité sociale, et d'autre part, de garantir un accès

19. En analyse complémentaire, nous avons représenté une zone tampon de 1 kilomètre, voir Figure B.14.1, en Annexe B.14.

20. Nous utilisons pour cela la variable densité usitée en étape 1.

FIGURE 2.1 – Distribution de la proportion de ménages pauvres autour des sites E-PRTR



Notes : Nous avons réalisé des tests de différences de moyenne à l'aide du test de Welch. Ce dernier, dont l'hypothèse nulle stipule que deux variables ont la même moyenne, permet de réaliser des tests de différence de moyennes entre deux variables aux variances différentes. L'ordonnée « % de ménages pauvres » correspond à la proportion de ménages pauvres en 2019. La variable « Logement social » indique si à moins de 500 mètres d'un site E-PRTR, construit strictement avant 2017, au moins un logement social a été construit entre 2010 et 2019.

au logement pour les ménages les plus défavorisés, nous formulons deux remarques. La première est que l'accroissement de la mixité économique au sein du parc social peut potentiellement être affectée par la proximité de ces derniers de sites polluants. En effet, la proximité d'un logement social d'un site polluant peut potentiellement pousser les classes moyennes, pourtant elles aussi en partie éligibles au parc social, à se loger dans d'autres communes où les logements sociaux se trouvent relativement plus éloignés des sites polluants.

La seconde remarque est que les logements sociaux ont pour objectif de garantir un accès au logement pour les ménages les plus défavorisés, et notamment les ménages pauvres. Cependant, la proportion de ménages pauvres est plus importante autour d'un site polluant lorsqu'un logement social s'y trouve. Nous suggérons que les logements sociaux contribuent à accentuer un phénomène naturellement présent, qui est celui de la « venue vers la nuisance » des ménages pauvres. En effet, la présence de sites polluants est associée à une baisse de l'attractivité des zones environnantes, contribuant à réduire le prix du foncier, rendant alors l'accès au logement plus aisé pour les ménages les plus défavorisés. De plus, dans la continuité de l'article de [Beaubrun-Diant et Maury \(2022\)](#), nous suggérons que potentiellement l'appauvrissement des locataires du parc social pourrait être en partie expliquée par la construction de logements sociaux à proximité de

sites polluants.

2.8.2 Conclusion

Dans cet article, l'objectif principal a été de dresser un état des lieux quant à la relation entre construction de logements sociaux et sites polluants, afin d'identifier si l'offre de logements sociaux contribue à la surreprésentation des ménages pauvres aux sites polluants. Nous avons mis en évidence que la présence d'au moins un site E-PRTR accroît la probabilité que la commune construise au moins un logement social. De plus, nous avons également montré que la présence d'au moins un site polluant est associée à un volume de logements sociaux construit relativement plus élevé. En outre, les communes caractérisées par une plus grande précarité financière initiale disposent d'une probabilité plus importante de construire au moins un logement social à proximité d'un site E-PRTR. Enfin, comme discuté dans la section précédente, la proportion de ménages pauvres est plus élevée lorsqu'un logement social a été construit à proximité d'un site E-PRTR. À la lumière de ces éléments, nous suggérons que la construction de logements sociaux à proximité de nuisances contribue à la surreprésentation des ménages pauvres autour de sites polluants. Potentiellement, cela accentue le phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres, et ce, de façon plutôt homogène sur le territoire.

Chapitre 3

Access to environmental amenities and disamenities : an analysis of the distribution of standard of living among french urban households ¹

Abstract

In a context where research into distributive justice is receiving increasing attention, this study examines the effect of access to environmental amenities and exposure to environmental nuisances on the distribution of household incomes in French urban areas. Using 200-metre grid data providing information on household income, and the geolocation of environmental amenities and nuisances, we apply a conditional quantile regression approach. Our results reveal that the presence of environmental amenities influences the economic composition of households, provided that the heterogeneity of the different categories of environmental amenities is taken into account. In addition, we emphasise that the presence of environmental amenities, in a context of exposure, modifies the distribution of household incomes. These results provide useful indications for urban policies aimed at a more equitable distribution of households around environmental amenities and disamenities.

Keywords : Environmental amenity, Environmental disamenity, Income, Environmental justice, Distributive justice.

1. This chapter is under review in *Urban Studies*.

3.1 Introduction

According to the latest figures from the National Institute of Statistics and Economic Studies (Insee), in 2021, approximately 78.8% of the French population resided in an urban unit.² In this context, the presence of environmental amenities is of critical importance due to their health and climate-related benefits. Furthermore, [Landry et Chakraborty \(2009\)](#) highlight the idea that urban areas concentrate both desirable land uses (such as parks) and undesirable ones (such as hazardous waste treatment sites). This coexistence of desirable and undesirable land uses raises questions about their spatial distribution within urban areas.

As noted by [Timmons Roberts et al. \(2018\)](#), the distribution of environmental goods and burdens across the population pertains to issues of distributive justice, following the taxonomy of [Kuehn \(2000\)](#) on the concept of environmental justice. This involves examining whether inequalities in access and exposure to environmental amenities and disamenities exist across households based on their economic status. Indeed, a substantial body of literature has documented the overrepresentation of disadvantaged households in proximity to environmental disamenities, partly driven by the negative effect of such disamenities on real estate prices.³ The presence of disamenities generates negative externalities (such as pollution, noise, and odors) that reduce the attractiveness of an area, leading to a decline in property values and encouraging the settlement of lower-income households, a phenomenon described as "coming to the nuisance" ([Stoltz et Jouf, 2023](#)).

In contrast, findings on the economic composition of households near environmental amenities are more mixed. For instance, while [König \(2024\)](#) find no relationship between average income levels and proximity to environmental amenities in German urban areas, [Landry et Chakraborty \(2009\)](#) report a higher proportion of low-income households in less tree-covered areas in Tampa, Florida. Similarly, [Schaeffer et Tivadar \(2019\)](#) show that low-income households in the Grenoble-Alpes metropolitan area in France tend to live farther from green spaces than non-poor households.

However, studies analyzing the effect of environmental amenities on real estate prices, or more

2. Insee defines an urban unit as a municipality or a group of municipalities where a continuous built-up area of more than 2,000 inhabitants is present.

3. See [Banzhaf et al. \(2019b\)](#) for a literature review.

broadly on associated gentrification dynamics, are relatively more abundant.⁴ For example, Li (2023) identifies a positive effect of planting new trees in New York City on property values. Similarly, Rigolon et Németh (2020) show that the construction of new parks in the ten largest U.S. cities increases the likelihood of gentrification in those cities.

The focus on distributive justice issues is particularly justified by the societal challenges related to the unequal distribution of environmental amenities and disamenities. Indeed, exposure to disamenities increases the risks of perpetuating the poverty trap for future generations (Banzhaf *et al.*, 2019b) and exacerbates health risks for the most disadvantaged households (Hajat *et al.*, 2015). In contrast, access to environmental amenities contributes to household well-being (Krekel *et al.*, 2016 ; Bertram et Rehdanz, 2015) and is associated with various health benefits (Koebe, 2024 ; WHO, 2016).

Although studies on environmental justice generally acknowledge an unequal distribution of households around environmental disamenities and amenities (Banzhaf *et al.*, 2019b), partly driven by real estate prices that vary depending on the location of housing, additional evidence regarding the economic composition near environmental amenities seems necessary. Furthermore, to the best of my knowledge, no study has explored the combined effect of environmental amenities and disamenities on the economic distribution of households, even though urban areas concentrate both desirable and undesirable land uses (Landry et Chakraborty, 2009). Thus, this paper pursues two objectives : (i) to analyze the presence or absence of inequalities in access to environmental amenities in French urban areas, and (ii) to explore the combined relationship between environmental amenities and disamenities on the economic composition of households.

To this end, we use household standard of living data from 2019, provided by Insee at the 200-meter grid level. We also consider the location of environmental amenities in French urban areas in 2018, produced by the European Environment Agency (EEA). Using a conditional quantile regression approach, we compare the distribution of household standard of living in areas with environmental amenities to those without them. To account for the heterogeneity of environmental amenities, we categorize them into different groups in the analysis. Finally, to assess whether

4. According to Banzhaf et McCormick (2012) : "*Gentrification is a phenomenon with many reinforcing characteristics, incorporating three hallmarks of community change : rising property values and rental costs ; renewal or creation of housing stock corresponding to the appreciation of housing values ; and changes in demographic composition, especially economic status but perhaps affecting race, education, and household size as well.*"

environmental amenities influence the economic structure of households in areas affected by environmental disamenities, we use the location of sites listed in the European Pollutant Release and Transfer Register (E-PRTR). By interacting these two variables, we are able to compare the distribution of household standard of living in areas with only disamenities to those where both amenities and disamenities coexist.

The paper is structured as follows. The next section presents the theoretical framework in which this study is situated. Section 3.3 describes the variables and the statistical approach used. Section 3.4 presents the descriptive statistics. Section 3.5 discusses the results focusing solely on environmental amenities. Section 3.6 addresses the combined analysis of environmental amenities and disamenities. Finally, Section 3.7 provides the discussion and conclusion.

3.2 Background

The theoretical framework underpinning this analysis corresponds to the extension of the "tiebout voting" model by Tiebout (1956), introduced by Banzhaf et Walsh (2008), which incorporates issues of environmental amenities and disamenities into household residential choices. Households make their location decisions based on their willingness to pay for a healthy environment. Given that households prefer neighborhoods with good environmental quality, and considering the literature on hedonic prices, housing prices in these neighborhoods will be higher. Conversely, neighborhoods characterized by the presence of environmental disamenities will be relatively less attractive, leading to lower real estate prices.

In this regard, an extensive body of literature highlights lower living standards, on average, in proximity to environmental disamenities, such as waste treatment sites (Mohai et Saha, 2015a), hazardous industrial sites (Laurian et Pottratz, 2008), and areas with high levels of exposure to pollutants (Fosse et al., 2022). The causal mechanisms at play have also been studied, suggesting two main channels : the "disproportionate siting" phenomenon and the "coming to the nuisance" phenomenon. The first mechanism suggests that emitting or hazardous entities tend to locate in areas with a relatively disadvantaged population, due to lower land prices (Banzhaf et al., 2019b). The second mechanism corresponds to the "coming to the nuisance" phenomenon and describes how the presence of disamenities exerts downward pressure on housing prices, as shown in some

studies ([Currie et al., 2015](#); [Hanna, 2007](#)). These housing units thus become more affordable for lower-income households, which end up "coming to the nuisance" ([Banzhaf et Walsh, 2008](#); [Stoltz et Joui, 2023](#)).

The mechanisms at play for environmental amenities follow a similar logic. Indeed, as highlighted by [Kim et Wu \(2022\)](#) and [Li \(2023\)](#), the presence of environmental amenities in proximity to a residence can exert upward pressure on its price due to increased attractiveness. However, the effect of environmental amenities on land prices and the economic composition of surrounding households varies depending on their nature. For instance, [Stromberg et al. \(2021\)](#) note a positive effect of forests on real estate prices, while the presence of parks (in areas with high concentrations of activities and housing) has a negative impact on the prices of nearby properties. These results suggest that some environmental amenities may not always be perceived as such. Indeed, the findings of [Kim et Wu \(2022\)](#) bring this phenomenon to light. Some environmental amenities may generate disamenities (such as noise, odors, and congestion), justifying the categorization of environmental amenities based on their use (passive or active), as done in their study. While the presence of passive-use amenities (such as forests) is associated with higher property prices, active-use amenities (such as golf courses) are, conversely, linked to lower property prices.

Thus, discrepancies in the definition of environmental amenities may partly explain the contrasting results observed in the literature. Consequently, while [König \(2024\)](#) demonstrates the absence of a relationship between the standard of living of urban households in Germany and a range of environmental amenities, other studies focusing on specific types of environmental amenities reach different conclusions. For example, [Landry et Chakraborty \(2009\)](#) show that the proportion of low-income households is lower in urban areas with more trees, while [Schaeffer et Tivadar \(2019\)](#) observe a higher proportion of non-poor households in areas with a high Normalized Difference Vegetation Index (NDVI).

Finally, to the best of our knowledge, no theoretical framework currently exists that establishes an *a priori* assumption regarding the combined effect of environmental amenities and disamenities on the economic composition of surrounding households. Hedonic pricing models and the "voting with their feet" approach incorporate these dimensions, typically using a continuous variable that reflects either an improvement or a deterioration in environmental quality

(Banzhaf *et al.*, 2019b ; Banzhaf *et al.*, 2019a). However, no study, whether theoretical or empirical, appears to analyze the joint presence of environmental amenities and disamenities and its impact on the profiles of surrounding households. Therefore, given the numerous benefits identified in the literature, both for households and the environment, associated with the presence of environmental amenities (Barboza *et al.*, 2021 ; Krekel *et al.*, 2016), we propose, in an exploratory approach, to examine the existence of such a relationship.

3.3 Methods

We conduct a cross-sectional study analyzing the relationship between access to environmental amenities and the economic composition of households in French Functional Urban Areas (FUAs).⁵ As with many studies on the topic (König, 2024 ; Landry et Chakraborty, 2009 ; Kim et Wu, 2022), we limit our analysis to urban areas. For this reason, we focus our analysis on areas categorized as "large urban centers" and "intermediate urban centers," based on the 7-level municipal density grid published by the Insee (Beck *et al.*, 2022). Conducting this study exclusively in these areas helps avoid spatial heterogeneity in living standards induced by the urban-rural gradient, as observed in studies on environmental justice (Salesse, 2022 ; Stoltz et Jouf, 2023). Moreover, as suggested by König (2024), the presence of environmental amenities in urban areas is relatively lower, which may reveal more pronounced inequalities in access to these amenities.

3.3.1 Dependent variable

To capture the economic composition of households, we use grid data published by the Insee, derived from the 2019 Fichier Localisé Social et Fiscal (Filosofi). The 200-meter grid data provides, at this scale, the sum of the winsorized income levels of individuals. To approximate the average standard of living of households per grid cell, we divide this sum by the number of households present in each cell. Thus, our dependent variable corresponds to the natural logarithm of the average standard of living per grid cell in 2019.⁶

5. Each FUA consists of a "city," which corresponds to one or more municipalities where the majority of the population resides in an urban center of over 50,000 inhabitants, and a "commuter zone," which includes all municipalities where at least 15% of the employed population works in the associated "city."

6. Observations of variables established at the municipal level were assigned to the grid cells with the highest intersection area between the cell and the municipality.

3.3.2 Main independent variables

To address the issue of environmental amenities, we use the location of different land uses in France in 2018, as provided by the Urban Atlas, produced by the EEA. The Urban Atlas provides a classification of various land uses in different European FUA based on satellite imagery. A total of 27 different classes are identified. Given our objective, which is to study the economic composition of households near environmental amenities, we restrict our analysis to the classes corresponding to forests, herbaceous vegetation areas, sports areas, and urban green spaces.^{7 8}

For the construction of the variable measuring the presence of environmental amenities, we proceed in two stages. First, we adopt a broad definition of urban environmental amenities, taking into account the presence of at least one of the four selected categories. To ensure that the variable reflects strong accessibility to at least one of these amenities, or even pedestrian accessibility, as stated by [Rigolon et Németh \(2020\)](#) and [Jünger \(2022\)](#), we construct a 400-meter buffer zone around the centroid of each square.⁹ Thus, the variable *Amenity* takes the value of 1 if at least one of the four categories of amenities is located within the buffer zone, and 0 otherwise. Second, taking into account the considerations of [Stromberg et al. \(2021\)](#) and [Kim et Wu \(2022\)](#), we distinguish between the four categories of environmental amenities, constructing, in the same way as previously described, four variables representing access or non-access to each of these categories.

Regarding the study of the combined relationship between the presence of amenities and environmental nuisances and the economic composition of households, we include a variable approximating exposure to environmental nuisances. For this, we use the location of sites recorded in the European Pollutant Release and Transfer Register (E-PRTR) in 2018, and construct a 1.5

7. We do not consider the amenity category corresponding to "open spaces with little or no vegetation," as only 1% of the final sample has this feature nearby. As [König \(2024\)](#) points out, we also exclude agricultural areas due to the pesticide exposure associated with residential proximity to these areas ([Bukalasa et al., 2017](#); [Dereumeaux et al., 2020](#)).

8. Forest areas include deciduous forests, coniferous forests, mixed forests, transitional wooded areas where tree cover exceeds 30% and tree height is greater than 5 meters. Herbaceous vegetation areas correspond to spaces where vegetation cover exceeds 50%, tree cover over 5 meters is less than 30%, including maquis, garrigues, abandoned agricultural land, herbaceous areas with shrubs, natural meadows, dwarf forests, and shrubbery along waterways. Sports areas include public or commercial sports facilities (golf courses, equestrian areas, amusement parks, beach resorts, holiday villages, marinas). Urban green spaces encompass public gardens, playgrounds, zoos, public parks, castle parks, urban forests under significant human pressure, and cemeteries.

9. For robustness, we also consider a buffer zone of 800 meters. The results are reported in Appendix C.3, Figure C.3.1.1.

km buffer zone around each site.¹⁰ Thus, the variable *E-PRTR* takes the value of 1 if the buffer zone intersects at least one square, and 0 otherwise.

3.3.3 Control variables

To account for factors that may influence the economic structure of households in an area, beyond access to environmental amenities or exposure to environmental nuisances, we consider variables related to the presence of educational institutions, public safety, and the labor market situation (Banzhaf *et al.*, 2019b; Banzhaf *et al.*, 2019a).

To this end, we introduce a variable characterizing the presence or absence of private schools within an area. We use the location of primary and secondary schools, built in 2019 or earlier, as provided by the Ministry of National Education, Sports, and Youth. By defining a 500-meter buffer around each centroid of the gridded data, we define the variable *Private School*. This variable takes the value of 1 if at least one private school is located within 500 meters of the centroid, and 0 otherwise.

Also likely to influence the economic composition of households in a given area, we include a variable approximating public safety. Additionally, as highlighted by Troy et Grove (2008), while the presence of parks may be perceived as an amenity that increases the surrounding housing prices, they emphasize that the combination of parks with a high crime rate can exert downward pressure on the prices of nearby housing. To capture this, we construct the variable *Delinquency Incidents* using data provided by the Ministry of the Interior. This variable corresponds to the natural logarithm of the number of criminal incidents recorded in 2019 at the municipal level.¹¹ Finally, to characterize the labor market situation, we incorporate the proportion of active individuals aged 15 to 64 employed at their workplace, as produced by Insee from the Population Census, at the municipal level.

10. Environmental justice studies typically consider buffer zones with radii between 1 km and 3 km (Banzhaf et Walsh, 2008; Mohai et Saha, 2015a).

11. The recorded criminal incidents include cases of assault and battery, sexual violence, violent or non-violent thefts with or without weapons, burglaries, vehicle thefts or thefts from vehicles, willful destruction and damage, and drug trafficking and use.

3.3.4 Statistical approach

To examine the economic composition of households when environmental amenities are present or absent, we adopt a conditional quantile regression approach, as proposed by [Koenker et Bassett \(1978\)](#). This methodology allows us to assess the differentiated effects of access to environmental amenities on the conditional distribution of household living standards. To this end, we estimate a vector of coefficients, β_ρ , for each decile ($\rho = 0.1, 0.2, \dots, 0.9$), with the following econometric specification :

$$y_i = X_i\beta_\rho + u_{\rho i} \quad (3.1)$$

with,

$$Quant_\rho(y_i|X_i) = X_i\beta_\rho \quad (3.2)$$

Where $Quant_\rho(y_i|X_i)$ represents the ρ th conditional decile of the distribution of the standard of living y . X denotes a vector of independent variables, the index i represents the geographical units (squares), and $u_{\rho i}$ represents the error term with no specific parametric assumption.

Thus, each estimated parameter, for a given independent variable and a specific ρ , measures the difference in the effect of the independent variable on the dependent variable, holding all else constant. In the context of studying the relationship between environmental amenities and the standard of living, this involves, for example, comparing the ρ th decile of the standard of living distribution between areas with at least one amenity and those with none, with all other variables held constant.

The primary advantage of quantile regression lies in its ability to provide a more comprehensive analysis than models based on the mean ([Koenker et Hallock, 2001](#)). Indeed, the estimated coefficients may vary across quantiles, allowing for a better understanding of the heterogeneity of effects on the standard of living. Furthermore, this approach is recognized for its robustness in the presence of skewed distributions or heteroscedasticity in the data.

3.4 Descriptive statistics

The Table 3.1 summarizes the descriptive statistics of the final sample, which consists of 178,325 observations. Among these, 25,650 urban areas lack any environmental amenities within 400 meters, while 152,675 areas have at least one. The descriptive statistics reveal that, on average, the standard of living of households without any environmental amenities is slightly higher than that of households with at least one environmental amenity (11.02 *versus* 11.01). However, the dispersion in the standard of living is greater in areas with at least one environmental amenity compared to those without any. These results highlight the importance of considering both the different components of environmental amenities, as suggested by the literature (Kim et Wu, 2022 ; Stromberg *et al.*, 2021), and the heterogeneity of the relationship between standard of living and environmental amenities, rather than relying solely on an analysis of the first moment of the distribution.

TABLE 3.1 – Descriptive statistics

Variables	No Env. Amnety		At least one		Overall	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Standard of living (ln)	11.02	0.30	11.01	0.33	11.01	0.32
% Employed individuals	0.63	0.06	0.62	0.07	0.63	0.07
Delinquency Incidents (ln)	6.73	1.43	7.29	1.69	7.21	1.66
Private School : Obs. number (%)						
0	25,008 (97 %)		149,016 (98%)		174,024 (98%)	
1	642 (3%)		3659 (2%)		4,301 (2%)	

Notes : SD corresponds to the standard deviation. The variable Private School takes the value 0 if no private school is located nearby and 1 if uniquely at least one private school is present nearby.

Table 3.2 presents the average household income levels, as well as the standard deviations of income levels, according to the proximity of various categories of environmental amenities.¹² Households with nearby forested areas exhibit a relatively higher average income level compared to those without such proximity. Moreover, the income dispersion is lower, suggesting a more homogeneous population in terms of income levels in areas where forested spaces are present. The same results apply to the economic composition of households located near vegetated grassy areas. Conversely, households situated near sports areas or green spaces report lower income levels than those located further away from these amenities. However, income dispersion is greater in areas containing these spaces.

12. Violin plots of the income distribution, by category of environmental amenities, are shown in Figure C.1.1.1, in Appendix C.1.

TABLE 3.2 – Standard of living and environmental amenity variable

Environmental Amenity	No		At least one	
	Mean	SD	Mean	SD
Forests	10.97	0.33	11.10	0.30
Herbaceous Areas	11.01	0.33	11.02	0.27
Sports Areas	11.04	0.31	10.98	0.33
Green Spaces	11.05	0.29	10.99	0.34

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test), see table C.1.2.1, in Annexe C.1.

These results suggest three hypotheses. The first is that the presence of forested and green spaces is associated with access inequality, disadvantaging the most disadvantaged households. While economic profiles are more heterogeneous in proximity to green spaces and sports areas, the second hypothesis posits that access inequalities to these amenities favor the most disadvantaged households. Finally, the third hypothesis, already highlighted in the literature (Kim et Wu, 2022), suggests that the data structure indicates two profiles of environmental amenities in urban areas : those for passive use (corresponding to passive recreational use) and those for active use (corresponding to active recreational use).

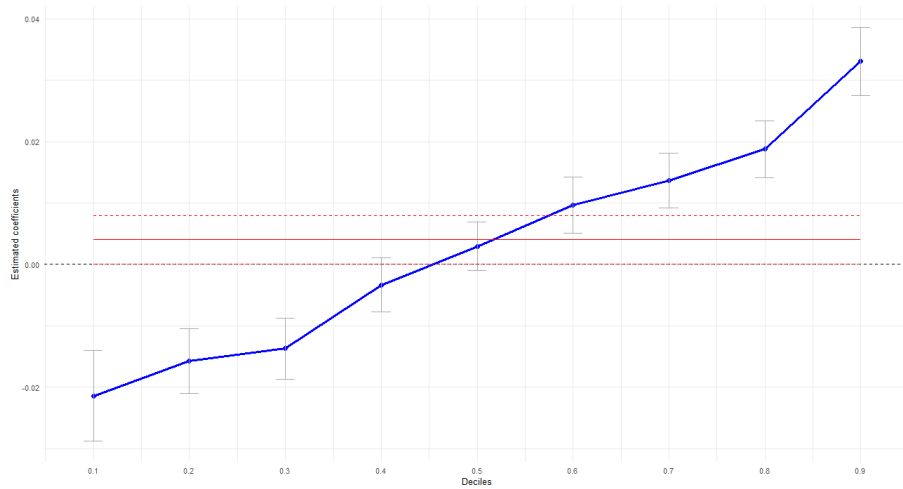
3.5 Results

As a reference point, we begin with an Ordinary Least Squares (OLS) regression. Figure 3.1 shows that, regardless of the type of amenity, the presence of at least one environmental amenity, compared to its absence, is associated with a higher average standard of living.¹³ Furthermore, to compare the (conditional) distribution of the standard of living—measured across its different deciles—between areas with at least one environmental amenity and those without, we employ the quantile regression approach of Koenker et Bassett (1978).¹⁴

13. See Appendix C.1.3, Table C.1.3.1, for detailed OLS regression results.

14. The estimations were conducted using the quantreg package (Koenker et al., 2018). Standard errors were computed using the kernel-based method proposed by Powell (1988). Model parameters were estimated using the Frisch-Newton interior point method (Portnoy et Koenker, 1997).

FIGURE 3.1 – Environmental amenity and standard of living, OLS and QR



Notes : The red line represents the estimated parameter associated with the variable Amenity using the OLS method. The dashed lines indicate the lower and upper bounds of the confidence interval for the estimated parameter. The blue line corresponds to the results of the conditional quantile regression approach, showing the nine estimated parameters (deciles) associated with the variable Amenity. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters. Control variables are included in each regression.

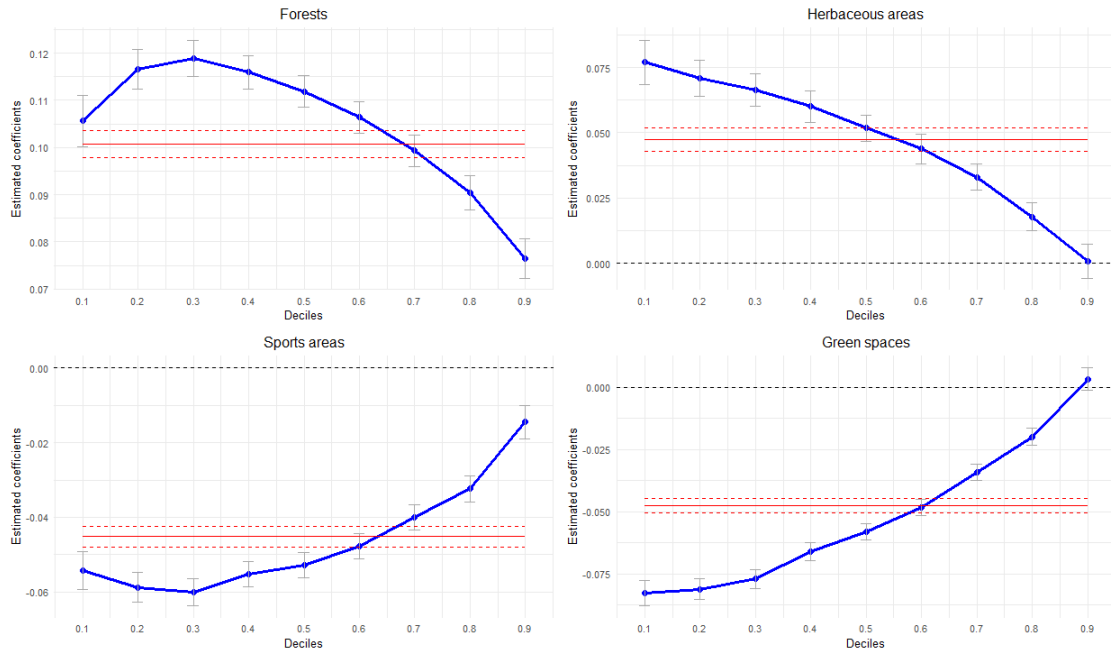
From Figure 3.1, we observe greater heterogeneity in household economic profiles when at least one amenity is located nearby.¹⁵ This increased dispersion is driven by relatively lower values in the first three deciles and higher values in the top four deciles. Considering the previously presented descriptive results, as well as the findings of Kim et Wu (2022) and Stromberg *et al.* (2021), we suggest that this heightened heterogeneity in household economic profiles stems from the different categories of environmental amenities that make up the *Amenity* variable.

Figure 3.2 presents the estimated coefficients (OLS and quantile regression) for each category of environmental amenities.¹⁶ In areas with forested or grassy spaces, compared to those without, the economic composition of households appears more advantaged and more homogeneous. Indeed, the presence of forested or grassy amenities is associated with generally higher decile levels. Moreover, the gap between the deciles of areas benefiting from these amenities and those without them tends to narrow as the deciles of interest increase. In these areas, household economic profiles are more homogeneous.

15. The detailed results are provided in Figure C.1.3.1 in Appendix C.1.

16. The detailed results are provided in Figures C.1.3.2 to C.1.3.5 in Appendix C.1. For robustness, we consider an 800-meter buffer zone. The results of these additional conditional quantile regressions are reported in Appendix C.3, Figure C.3.1.1.

FIGURE 3.2 – Categories of environmental amenities and standard of living, QR and OLS



Notes : The red lines represent the estimated parameters associated with each category of environmental amenities using the OLS method. The dashed lines indicate the lower and upper bounds of the confidence intervals for the estimated parameters. The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach, showing the estimated parameters (deciles) associated with the different categories of environmental amenities. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters. Control variables are included in each regression.

We suggest that areas with these environmental amenities are characterized by relatively higher real estate prices, which explains the presence of wealthier and more homogeneous household profiles. This is notably highlighted by [Stromberg et al. \(2021\)](#) in the city of Stockholm, where the presence of forested spaces is associated with higher apartment prices. More generally, [Kim et Wu \(2022\)](#) emphasize that the presence of natural spaces contributes to gentrification processes in New York City, particularly through rising real estate prices. In this way, we suggest an unequal distribution of these amenities to the detriment of lower-income households.

In contrast, areas with sports areas or green spaces, relative to those lacking such amenities, tend to exhibit lower overall income deciles but, at the same time, more heterogeneous economic profiles. The gap between income deciles in areas with and without these amenities widens as lower deciles are considered. Thus, while households appear to be relatively more heterogeneous in terms of income levels, this increased disparity seems largely driven by lower values in the first deciles, indicating a higher concentration of low-income households.

The greater presence of low-income households in areas with these amenities suggests two key considerations. First, access to such environmental amenities may enhance the (subjective) well-being of nearby populations, as shown by [Bertram et Rehdanz \(2015\)](#) and [Krekel *et al.* \(2016\)](#) in their studies on German households. These findings, therefore, imply positive outcomes in terms of distributive justice. Second, the results may indicate that these environmental amenities generate negative externalities, such as noise or congestion effects ([Troy et Grove, 2008](#) ; [Crompton, 2001](#)). In this sense, areas equipped with these amenities, if perceived by households as sources of nuisance, may become less attractive and thus be characterized by a higher concentration of relatively disadvantaged households. Moreover, [Bertram et Rehdanz \(2015\)](#) and [Krekel *et al.* \(2016\)](#) highlight the existence of an inverted U-shaped relationship between the size of urban green spaces and households' subjective well-being. We therefore suggest that the mere presence of sports areas and green spaces, rather than their absence, may generate negative externalities that help explain the higher concentration of low-income households in these areas.

In contrast, the literature on the hedonic pricing method does not support the suggestion that the relatively lower levels observed in the first deciles in these areas are driven by a price mechanism. Indeed, while [Anderson et West \(2006\)](#) highlight that sports infrastructures such as golf courses are associated with lower housing prices, [Stromberg *et al.* \(2021\)](#) report a similar relationship for parks located in business districts. Along the same lines, the presence of active recreational spaces is found to mitigate gentrification dynamics, according to [Kim et Wu \(2022\)](#). Conversely, other studies suggest that the presence of new parks leads to an increase in property values ([Rigolon et Németh, 2020](#) ; [Votsis, 2017](#)).

Finally, in light of these findings, we confirm our previous hypothesis regarding the dichotomy between active and passive spaces in the environmental amenities under consideration. Natural spaces with passive recreational use, such as forests and herbaceous areas, are associated with a more homogeneous and affluent population. In contrast, sports areas and green spaces characterized by active recreational infrastructures, such as sports parks, playgrounds, or public gardens, can generate nuisances—such as noise and congestion—as highlighted by [Crompton \(2001\)](#). In this sense, these negative externalities could explain the relatively greater economic diversity observed in these areas, driven by comparatively lower living standards.

3.5.1 Sensitivity analysis

In this subsection, we examine the relationship between the presence of environmental amenities and the proportion of poor households. To do so, we use the proportion of poor households in 2019, derived from the gridded data of the FiLoSoFi database, as the dependent variable. Given this variable, we estimate an OLS regression.¹⁷ The objective is to assess the relationship between access to environmental amenities and the average proportion of poor households. Based on previous findings, we divide the variable *Amenity* into two categories, distinguishing between those with passive recreational use (natural areas) and those with active recreational use.

TABLE 3.3 – Proportion of poor households and access to environmental amenities

	% Poor households	
	(1)	(2)
Passive	−0.020*** (0.0005)	
Active		0.008*** (0.001)
Private school	−0.016*** (0.002)	−0.017*** (0.002)
Delinquency incidents (ln)	0.005*** (0.0002)	0.005*** (0.0002)
% Employed individuals	−0.504*** (0.004)	−0.502*** (0.004)
Constant	0.408*** (0.003)	0.388*** (0.003)
Observations	178,325	178,325
R ²	0.141	0.134
Adjusted R ²	0.141	0.134
F Statistic	7,302.705***	6,891.510***

*Notes : The variable Passive (respectively, Active) takes the value of 1 if at least one passive (respectively, active) amenity is located within 400 metres of the centroid of a geographical unit (square). The estimated standard deviations are in brackets. ***, ** and * indicate a significance level of 1%, 5% and 10% respectively.*

The first column of Table 3.3 presents the average effect of the presence of at least one passive amenity, relative to its absence, on the proportion of poor households. As previously suggested, the presence of natural amenities is associated with more advantaged household economic profiles. Similarly, we observe that the presence of natural spaces corresponds to a relatively lower proportion of poor households. In contrast, we find that the relatively higher economic diver-

17. For robustness, we conduct the same analysis using an 800-meter buffer zone to define access to environmental amenities. The results are presented in Table C.3.2.1 in Appendix C.3.

sity in areas with active amenities is also characterized by a higher average proportion of poor households compared to areas without such amenities (column (2) of Table 3.3). These findings reinforce the previous results.

3.6 Environmental amenity and disamenity : how do they relate to standard of living ?

In the previous section, we demonstrated that the presence of passive amenities is associated with a relatively more advantaged and socioeconomically homogeneous population. We also observed greater economic diversity in areas featuring active amenities. Thus, environmental amenities influence the distribution of income levels in French urban areas. However, as noted by Landry et Chakraborty (2009), urban areas concentrate both environmental amenities and disamenities.

In this section, we aim to determine whether the presence of environmental amenities, in areas also affected by environmental disamenities, alters the distribution of income levels. In other words, we seek to explore the potential role of environmental amenities in shaping income distribution when environmental disamenities are present. To do so, after presenting some descriptive statistics on the variables used for this purpose, we discuss the results obtained using the approach outlined in subsection 3.6.2.

3.6.1 Descriptive statistics

As previously highlighted, the relationship between the presence of environmental amenities and the distribution of living standards varies depending on the type of amenity under consideration. Therefore, for this analysis, we divide our sample into two subsamples. The first subsample includes areas where no active amenity is present, comprising 51,961 observations (Table 3.4). The second subsample consists of the remaining 107,969 observations, where no passive amenity is recorded (Table 3.5).

Consistent with the environmental justice literature (Banzhaf et Walsh, 2008 ; Stoltz et Jouf, 2023), Tables 3.4 and 3.5 indicate that the average living standard is lower in areas experiencing at least one environmental disamenity, regardless of the presence or absence of environmental

amenities.

TABLE 3.4 – Standard of living and environmental passive amenity and E-PRTR variables

Variables		Obs. number	Mean	SD
E-PRTR	0	37,677	11.10	0.28
	1	14,284	11.00	0.29
Passive	0	25,650	11.02	0.30
	1	26,311	11.11	0.26
EPRTR = 1 & Passive	0	8,391	10.96	0.29
	1	5,893	11.05	0.27

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test), see Table C.2.1.1 in Annexe C.2.

In Table 3.4, we observe that the average standard of living in areas affected by disamenities is higher when these areas also feature passive amenities. Moreover, the standard deviation indicates a relatively more homogeneous population in terms of living standards in these areas. Based on these findings, we suggest, first, that the presence of passive amenities in exposed areas alters the distribution of living standards and, second, that these passive amenities mitigate the negative impact of exposure on living standards.

TABLE 3.5 – Standard of living and environmental active amenity and E-PRTR variables

Variables		Obs. number	Mean	SD
E-PRTR	0	66,310	11.00	0.33
	1	41,659	10.91	0.31
Active	0	25,650	10.02	0.30
	1	82,319	10.95	0.34
EPRTR = 1 & Active	0	8,391	10.96	0.29
	1	33,268	10.90	0.32

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test), see Table C.2.1.2 in Annexe C.2.

Conversely, Table 3.5 shows that the average standard of living is relatively lower in areas featuring both disamenities and active amenities compared to areas with disamenities alone. However, the dispersion of living standards is relatively higher in these areas. We hypothesize that the presence of active amenities in exposed areas amplifies the negative effect of exposure on living standards while being associated with greater economic diversity among households.

3.6.2 Results

To assess, in an exposure context, the relationship between the presence of a specific type of amenity and the distribution of living standards, we estimate the following conditional quantile regression model : ¹⁸

$$y_i = \beta_{1\rho} E-PRTR_i + \beta_{2\rho} Amenity_i + \beta_{3\rho}(E-PRTR_i \times Amenity_i) + \sum_{j=4}^6 \beta_{\rho j} x_{ij} + u_{i\rho} \quad (3.3)$$

where, $\beta_{1\rho}$ and $\beta_{2\rho}$ are parameter vectors associated, respectively, with the variable indicating the presence or absence of E-PRTR sites, and with the variable indicating the presence or absence of a specific category of amenities (passive or active). Thus, the estimated parameter vector $\hat{\beta}_{1\rho}$ corresponds to the effect of the presence of at least one E-PRTR site, compared to its absence, in areas lacking environmental amenities (both active and passive), on the different decile levels of the income distribution.

Thus, $\beta_{1\rho} + \beta_{2\rho} + \beta_{3\rho}$ provides information on the effect of the presence of the amenity under study (and the absence of the other amenity), in areas exposed to at least one nuisance, on the different decile levels of income, compared to areas without nuisances and without the amenity under study. Given the objective pursued, the comparison between $\beta_{1\rho}$ and $\beta_{1\rho} + \beta_{2\rho} + \beta_{3\rho}$ allows us to identify the sole effect of the amenity under study, in an exposure context, on the different decile levels of income, compared to areas without the amenity. ¹⁹

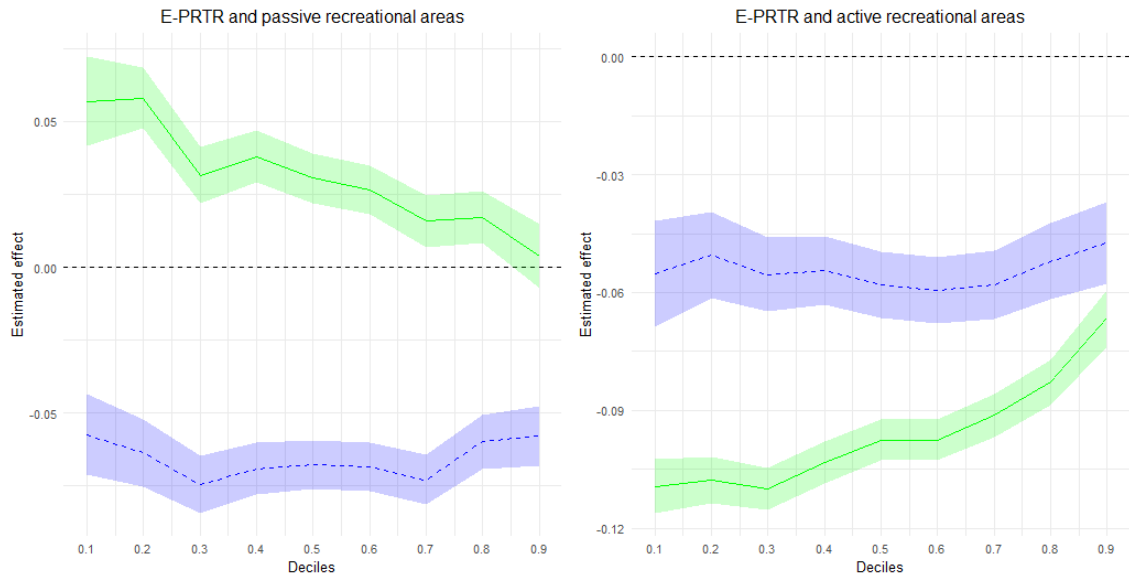
Figure 3.3 presents the results of the econometric specification for each type of amenity. ²⁰ The graph on the left shows the results associated with the presence of nuisances in the area and the availability of passive environmental amenities (but without active amenities). The graph on the right identifies, in an exposure context, the differences in living standards between areas solely exposed and those with both nuisances and active amenities (but without passive amenities).

18. Appendix C.2 contains Figure C.2.2.1, which presents the results of the conditional quantile regression where only the *E-PRTR* variables and the controls are included.

19. For robustness, we estimate the same econometric specification considering an 800-meter buffer zone to measure accessibility to environmental amenities. The results are reported in Appendix C.3 in Figure C.3.3.1.

20. Appendix C.2 provides the details of the results with control variables in Figures C.2.2.2 and C.2.2.3.

FIGURE 3.3 – Presence of E-PRTR sites and distribution of standard of living, QR



Notes : The dashed curves represent the vectors of estimated parameters when the area has at least one E-PRTR site but no environmental amenities. The solid curves correspond to the sum of the vectors of estimated parameters associated with having at least one polluting site and at least one environmental amenity. The associated confidence intervals were constructed assuming a 5% risk.

Thus, in the left graph, we observe that the presence of passive amenities in an exposure context is associated with relatively higher decile levels compared to areas that are solely characterized by nuisances. Moreover, the decile level differences are relatively consistent between exposed areas without passive amenities and the reference areas, highlighting a relatively close dispersion of living standards between these two types of areas. In contrast, compared to the reference, areas with both nuisances and passive amenities exhibit higher decile levels as we focus on the smaller deciles (D1 to D4), indicating a lower dispersion of living standards. From this, we deduce that the presence of passive amenities in exposed areas is associated with a relatively more advantaged and homogeneous population than in areas only subject to nuisances. In this sense, it appears that passive amenities contribute to a redistribution of exposure to environmental nuisances among the different economic groups of households.

The right graph highlights a relatively more disadvantaged population in areas with both nuisances and active amenities compared to areas with only nuisances. Indeed, the levels of each decile are relatively lower in areas with both amenities and nuisances than in areas with only exposure. Moreover, the difference is more pronounced as the deciles of interest are smaller.

This latter point suggests a higher dispersion in terms of living standards in areas combining nuisances and active amenities, indicating greater socioeconomic diversity among households in these areas. However, we note that this diversity is partly driven by relatively lower levels in the first deciles. In this sense, we suggest that the presence of active amenities in exposed areas amplifies the negative relationship between living standards and environmental nuisances. In terms of distributive justice, this may indicate that, despite a relatively more disadvantaged population in exposed areas, these households also have more access to active amenities.

From these elements, we propose two hypotheses. Although areas exposed to environmental nuisances are characterized by relatively lower real estate prices (Currie *et al.*, 2015; Hanna, 2007), it appears that the presence of passive amenities mitigates this effect. Conversely, the presence of active amenities, due to the negative externalities they can induce (Crompton, 2001; Troy et Grove, 2008), seems to amplify the negative effect of environmental nuisances on surrounding property prices.

3.6.3 Sensitivity analysis

To ensure the consistency of the previous results, this subsection aims to identify, within the context of exposure to environmental nuisances, whether the presence of amenities (either passive or active) modifies the average proportion of surrounding poor households. To this end, we use the proportion of poor households in 2019, derived from the FiLoSoFi gridded dataset, as the dependent variable.²¹

As before, to identify the effect of the presence of one of the two environmental amenities on the average proportion of households, in an exposure context, we divide our sample into two subsamples. This allows us to assess the effect of the presence of one of the two amenities on the average proportion of poor households, considering the absence of the other amenity.

Table C.3.4.1, in Appendix C.3, shows that in areas exposed to environmental nuisances, the presence of passive amenities is associated with a relatively lower average proportion of poor households than in areas solely exposed to nuisances. Given previous results suggesting lower economic profile mixing in areas with passive nuisances, partly due to relatively higher first de-

21. Table C.3.4.1, in Appendix C.3, presents the OLS regression results, considering a buffer zone of 400 and 800 meters to measure access to environmental amenities.

cile levels, it seems consistent to identify a lower proportion of poor households.

In contrast, areas exposed to both nuisances and active amenities exhibit, on average, a higher proportion of poor households than those exposed solely to nuisances. In light of prior results indicating a relatively more heterogeneous population in these areas, particularly due to very low first decile levels, it seems consistent to observe a relatively higher proportion of poor households.

3.7 Discussion and conclusion

This study is the first to analyze the effect of the presence of environmental amenities on the distribution of living standards in French urban areas, particularly at this level of analysis. Furthermore, it is also the first study to assess whether the presence of environmental amenities, in a context of exposure to nuisances, modifies the distribution of living standards in surrounding areas. To this end, using a conditional quantile regression approach, we measured the decile differences between areas with and without environmental amenities. Additionally, for the second objective, we compared the living standard distributions between areas with both amenities and nuisances and those with only nuisances.

Our results reveal that the presence of environmental amenities in French urban areas affects the economic composition of surrounding households. However, in line with findings from studies on hedonic pricing models ([Stromberg *et al.*, 2021](#) ; [Kim et Wu, 2022](#)), this effect is heterogeneous depending on the type of environmental amenities studied. It is therefore essential to account for this when examining the relationship between access to environmental amenities and the economic structure of surrounding households. On the one hand, we provide further evidence of the need to distinguish environmental amenities based on their recreational use (active or passive). On the other hand, we highlight the importance of distribution analysis to more accurately assess the economic profiles of surrounding households. Specifically, we show that the presence of passive spaces (forest and herbaceous areas) tends to concentrate a more affluent and more homogeneous population. This result suggests an unequal distribution of the population near natural amenities, to the detriment of the most disadvantaged households. Moreover, we find that active environmental amenities (sports areas and green spaces) are associated with greater

economic diversity, particularly driven by relatively lower first decile levels.

Finally, our results indicate that the presence of environmental amenities in areas exposed to nuisances is associated with a shift in the distribution of living standards. On the one hand, the presence of passive amenities in areas exposed to nuisances is linked to a relatively more affluent and homogeneous population in terms of living standards compared to areas with only nuisances. On the other hand, we show that areas with both nuisances and active amenities, compared to areas with only nuisances, are characterized by a relatively more disadvantaged and more diverse population in terms of living standards. This greater dispersion is partly due to relatively lower first decile levels. This result highlights that the most disadvantaged household profiles are likely to be found in areas where nuisances and active amenities coexist.

Given these results, several implications arise. In a context where France aims for a zero net artificialization of land by 2050, beyond the environmental impacts of such a reform, the preservation of natural spaces also seems to have a dimension in terms of environmental justice. On the one hand, these areas could benefit from social housing policies aimed at encouraging the settlement of lower-income households, thereby promoting greater social mix. On the other hand, in areas exposed to nuisances, the presence of natural spaces is associated with a more affluent population, illustrating a distribution of environmental burdens among different economic profiles of households, which implies positive outcomes in terms of distributive justice. The same applies to areas combining active amenities and nuisances. Lastly, the greater economic diversity observed in areas equipped with active amenities suggests that public policies aimed at promoting urban green spaces (such as the National Urban Renewal Program, the New National Urban Renewal Program, the Biodiversity Plan, or the Eco-district Label) could contribute positively to the socio-economic diversity of urban areas.

Conclusion

En 2022, la France affiche un taux de pauvreté de l'ordre de 14,4 %, dont environ 17 % vivent dans des logements sociaux ([Gerardin, 2023](#)). De plus, la littérature académique met en évidence un appauvrissement des locataires du parc social depuis plusieurs années ([Laferrère, 2013](#) ; [Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#)). Au-delà d'une défaveur monétaire, les ménages les plus précaires sont plus susceptibles de vivre à proximité de nuisances environnementales, mais en même temps ils se trouvent relativement plus éloignés des aménités environnementales. Ces éléments sont considérés comme un fait stylisé en sciences sociales ([Banzhaf *et al.*, 2019b](#)).

Cette thèse s'inscrit alors dans ce contexte et a proposé d'étudier deux mécanismes susceptibles d'être à l'origine de la surreprésentation des ménages les plus défavorisés à proximité de nuisances environnementales, que sont le phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres et la construction de logements sociaux à proximité de ces nuisances. Aussi, dans la continuité du travail de [König \(2024\)](#), qui souligne l'absence de relation entre le niveau de vie et l'accès aux aménités environnementales dans les zones urbaines allemandes, cette thèse a proposé d'étudier cette relation, en cherchant à identifier le rôle potentiel de ces aménités sur la composition économique des ménages environnants en présence de nuisances environnementales.

Ainsi, dans un premier chapitre, nous avons étudié l'effet d'une dégradation de la qualité environnementale sur l'évolution de la pauvreté environnante entre deux périodes. Les travaux portant sur les questions de justice environnementale demeurent en majorité focalisés sur l'étude de la corrélation entre le niveau de vie et l'exposition à des nuisances environnementales, en adoptant une approche fondée sur la localisation disproportionnée de ces dernières. Peu de recherches ont tenté d'identifier le mécanisme de « venue vers la nuisance » des ménages les plus défavorisés. L'étude de ce phénomène revêt un double intérêt. D'une part, s'il est avéré, il permettrait d'améliorer la compréhension de la formation des inégalités d'exposition. D'autre part,

comme le suggère [Aissaoui *et al.* \(2015\)](#), le choix de localisation résidentielle des ménages les plus précaires repose sur un nombre de choix limité, notamment à travers le parc social. Un tel phénomène mettrait en lumière un canal d'intervention possible des pouvoirs publics afin de lutter contre la charge environnementale disproportionnellement portée par les ménages les plus défavorisés. Deux résultats principaux émergent de ce chapitre. Tout d'abord, nous montrons que l'installation de nouveaux sites polluants dans les zones urbaines, relativement à celles qui n'ont jamais accueilli de telles nuisances, est associée à une proportion moyenne de ménages pauvres et à une intensité de la pauvreté plus élevées. À l'inverse, nous montrons que la proportion moyenne de ménages pauvres ainsi que l'intensité de la pauvreté sont plus faibles dans les zones rurales nouvellement exposées que dans celles exemptes de telles nuisances. Concernant les zones péri-urbaines, nos résultats ne suggèrent aucune différence en ces termes. Ces éléments appuient la littérature identifiant une hétérogénéité dans la relation entre exposition et caractéristiques socio-économiques des ménages, induite notamment par la densité de population. Ensuite, nous montrons qu'une dégradation de la qualité environnementale entraîne une modification de la structure socio-économique des ménages environnants. En particulier, les zones urbaines et péri-urbaines nouvellement exposées connaissent un taux de croissance de la proportion de ménages pauvres relativement plus important que les zones exemptes de telles nuisances. Cette modification de la structure économique des ménages dans ces zones se caractérise par un taux de croissance du nombre de ménages pauvres plus élevé, suggérant un phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres en France. Dans un contexte de paupérisation des locataires du parc social ([Laferrère, 2013](#) ; [Beaubrun-Diant et Maury, 2022](#)), la question de leur possible contribution dans ce phénomène mérite alors d'être posée.

Le deuxième chapitre s'attache à investiguer cette question. Pour cela, ce chapitre analyse, à l'échelle communale, si la présence de sites polluants influence la décision qu'une commune engage de nouvelles constructions de logements sociaux. Il vise également à caractériser le profil économique des ménages des communes procédant à des constructions à proximité de sites polluants. Trois principaux résultats émergent de cette analyse. A l'échelle communale, la présence de sites polluants accroît la probabilité qu'une commune décide de construire au moins un logement social. Lorsque ces dernières procèdent à de nouvelles constructions, nous observons que la présence de nuisances environnementales est associée à un nombre de logements qui sera construit plus important. Nous montrons également que les communes qui choisissent d'implan-

ter de nouveaux logements à proximité de sites polluants sont aussi celles qui, en amont de ces constructions, se caractérisent par une situation économique des ménages relativement plus défavorable. Enfin, nous observons que la proportion de ménages pauvres, après la construction de nouveaux logements sociaux, est en moyenne plus élevée lorsque des logements sociaux ont été construits autour de sites polluants, que lorsqu’aucun logement n’a été construit à proximité. En ce sens, ce chapitre amorce l’étude de la relation entre construction de logements sociaux et présence de sites polluants, comme facteur contribuant à la surreprésentation des ménages pauvres à proximité de nuisances environnementales.

Cependant, comme énoncé précédemment, les ménages les plus précaires, en plus de supporter une charge environnementale plus importante, ces derniers sont également relativement plus éloignés des aménités environnementales. Compte tenu de l’article de [König \(2024\)](#), soulignant l’absence de relation entre le niveau de vie moyen des ménages urbains allemands et la présence d’aménités environnementales, nous avons exploré cette relation dans le cas des zones urbaines françaises, en nous focalisant sur la distribution du niveau de vie. Plus à même de représenter l’environnement auquel sont réellement confrontés les ménages, nous avons également étudié le rôle que pouvaient avoir les aménités environnementales, dans le cas d’exposition à des sites polluants, sur la distribution du niveau de vie. Les résultats de ce chapitre peuvent se résumer en deux points principaux. D’une part, nous mettons en évidence une hétérogénéité dans la relation entre le niveau de vie et l’accès à des aménités environnementales. Cette hétérogénéité est induite par le type d’aménités environnementales à l’étude, que nous avons scindé en deux groupes : les aménités passives (aménités naturelles) et les aménités actives (parcs de jeux, jardins publics, etc.). Quand l’accès à des aménités passives est associé à une population relativement plus favorisée et plus concentrée en termes de niveaux de vie, l’accès à des aménités actives est elle associée à une population relativement plus défavorisée, mais en même temps plus dispersée en termes de niveau de vie. D’autre part, nous montrons que la présence d’aménités environnementales, dans un contexte d’exposition, modifie la distribution du niveau de vie. Plus particulièrement, l’accès à des aménités passives, dans un contexte d’exposition, est associée à une population relativement plus favorisée et plus concentrée, que les zones uniquement pourvues de nuisances. A l’inverse, dans un contexte d’exposition, la présence d’aménités actives est associée à une population relativement plus défavorisée et plus hétérogène, que lorsque la zone est uniquement pourvue de nuisances. À la lumière de ces trois travaux, il apparaît que, dans le cas des ménages français en

particulier, la défaveur monétaire conduit à une proximité accrue aux nuisances environnementales, notamment aux sites E-PRTR. Cette proximité pourrait être induite par la construction de logements sociaux à proximité de ces sites, par un accès plus restreint aux espaces naturels, mais aussi par un accès relativement plus important aux espaces récréatifs actifs (tels que les aires de jeux ou les jardins publics), en particulier dans les zones où des nuisances sont présentes.

À l'issue des travaux menés dans cette thèse, un certain nombre de prolongements sont envisageables. Pour le premier chapitre, nous comptons tout d'abord tenir compte de la structure spatiale des données, notamment dans les zones urbaines, en adoptant une approche intégrant à la fois l'autocorrélation et l'hétérogénéité spatiale. Dans la lignée de certains travaux menés en justice environnementale, qui identifient la présence d'autocorrélation et d'hétérogénéité spatiale dans l'étude de la corrélation entre caractéristiques socio-économiques des ménages et exposition aux nuisances, la question qui se pose alors est de savoir si le phénomène de « venue vers la nuisance » des ménages pauvres urbains en France présente une telle structure. Si tel est le cas, l'objectif serait alors de comprendre ce qui peut être à l'origine de l'hétérogénéité spatiale. Plusieurs facteurs explicatifs sont envisagés, comme la densité locale de l'emploi, la monocentricité ou polycentricité de la ville, la présence d'inégalités plus ou moins forte, ou l'attitude de la commune vis-à-vis du parc locatif. Pour le second chapitre, l'extension naturelle consiste à considérer une échelle d'analyse plus fine dans l'étude de la relation entre construction de logements sociaux et présence de sites polluants. L'approche adoptée dans ce second chapitre s'inscrit dans la lignée des approches des travaux fondateurs en justice environnementale. L'idée étant d'aborder la question à une échelle agrégée, pour identifier une potentielle relation, avant d'adopter une approche spatialement plus fine. Ainsi, compte tenu des résultats que nous avons obtenu, nous comptons étudier dans quelle mesure les constructions récentes de logements sociaux se réalisent à proximité de sites polluants. Par ailleurs, au sein du parc social, selon les types de prêts et de subventions accordés aux organismes ayant financé la construction de logements sociaux, quatre types de logements sociaux existent, lesquels sont accessibles à une part plus ou moins élevée de la population, dépendant notamment de plafond de revenu. L'objectif sera également d'étudier quel type de logements sociaux sont construits à proximité de nuisances. Aussi, pour adopter une approche causale, et tenter d'identifier si les logements sociaux sont véritablement un vecteur d'exposition à la pollution des ménages défavorisés, une extension envisagée consiste, à l'aide de la méthode des doubles différences, de comparer l'évolution de la proportion de ménages

pauvres, entre plusieurs périodes, autour de sites polluants lorsque des logements sociaux ont été construits à proximité de ces sites à celle des zones où aucun logement n'a été construit. Enfin, un élément suggéré dans la littérature, mais qui n'a, à notre connaissance, pas encore été étudié, serait d'évaluer l'effet de la construction de logements sociaux sur les prix immobiliers environnants. En effet, certains travaux, comme celui de [Laferrère \(2013\)](#), souligne que la construction de logements sociaux peut réduire l'attractivité d'une zone, sans pour autant le montrer.

Pour le dernier chapitre, nous envisageons deux prolongements. La littérature identifie que la dégradation de la qualité environnementale est associée à une baisse du prix immobilier environnant, et en même qu'une amélioration de cette dernière, par la plantation d'arbres dans des zones urbaines par exemple, accroît les prix des logements environnants. Cependant, une question demeure, qu'en est-il quand coexistent aménités et nuisances environnementales ? En effet, il serait tout à fait plausible d'avoir un site polluant construit dans une zone et en même temps une politique consistant à améliorer les espaces verts d'une ville. De ce fait, une extension envisagée est l'étude de telles situations sur les prix immobiliers environnants. Par ailleurs, plusieurs politiques publiques ont été mises en place ces dernières décennies visant notamment à accroître la mixité économique de certains quartiers par le biais de l'accroissement d'équipements verts urbains, comme le label Écoquartier lancé en 2009 et, le programme « Action cœur de ville » lancé en 2018, il semblerait pertinent d'analyser l'efficacité de telles politiques sur l'évolution de la composition économique des ménages.

Table des figures

1.1	Construction of exposure profiles for each geographic unit	31
1.2	% Poverty distribution by density and exposure variable	33
2.1	Distribution de la proportion de ménages pauvres autour des sites E-PRTR . .	70
3.1	Environmental amenity and standard of living, OLS and QR	84
3.2	Categories of environmental amenities and standard of living, QR and OLS . .	85
3.3	Presence of E-PRTR sites and distribution of standard of living, QR	91
B.14.1	Distribution de la proportion de ménages pauvres autour des sites E-PRTR . .	145
C.1.1.1	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	147
C.1.3.1	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	150
C.1.3.2	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	151
C.1.3.3	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	152
C.1.3.4	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	153
C.1.3.5	Distribution of standard of living by environmental amenity variable	154
C.2.2.1	Distribution of standard of living by environmental disamenity variable	156
C.2.2.2	Distribution of standard of living by environmental passive amenities and disa- menity variable	157
C.2.2.3	Distribution of standard of living by environmental active amenities and disa- menity variable	158
C.3.1.1	Categories of environmental amenities and standard of living, QR and OLS (800 mètres)	159
C.3.3.1	Presence of E-PRTR sites and distribution of standard of living, QR (800 mètres)	161

Liste des tableaux

1.1	Descriptive statistics	32
1.2	Moments-based approach estimates for the proportion of poverty (2019)	34
1.3	Estimation results of the growth rate of poverty proportion (2015–2019)	37
1.4	Estimation results of the growth rate of the number of poor and non-poor households (2015–2019)	38
1.5	Estimation results of standard of living	40
2.1	Statistiques descriptives des communes avec ou sans logements sociaux	57
2.2	Statistiques descriptives des communes ayant construits des logements sociaux	59
2.3	Estimations de la probabilité et du nombre de logements sociaux construits	61
2.4	Estimation de la probabilité d’être une commune de <i>Type 1</i> plutôt que de <i>Type 0</i>	67
3.1	Descriptive statistics	82
3.2	Standard of living and environmental amenity variable	83
3.3	Proportion of poor households and access to environmental amenities	87
3.4	Standard of living and environmental passive amenity and E-PRTR variables	89
3.5	Standard of living and environmental active amenity and E-PRTR variables	89
A.2.1	Moments-based approach estimates for the proportion of poverty (2019)	118
A.2.2	Estimation results of the growth rate of poverty proportion (2015–2019)	119
A.2.3	Estimation results of the growth rate of the number of poor and non-poor households (2015–2019)	120
A.3.1	Statistics of the standard of living	121
A.3.1	Estimation results of standard of living	122
A.4.1	Robustness estimates of the proportion of poverty (Urban vs Rural)	123
A.4.2	Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion (Urban vs Rural)	124
A.4.3	Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households (Urban vs Rural)	125
A.4.4	Estimates of the evolution of households number	126
A.4.5	Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion between 2017 and 2019 (Exposure 2011–2019)	127
A.4.6	Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households between 2017 and 2019 (Exposure 2011–2019)	128
A.4.7	Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion (Exposure 10–17 Urban vs Rural)	129

A.4.8	Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households between 2017 and 2019 (Exposure 11–19 Urban vs Rural)	130
B.3.1	Résumé des variables pour chaque étape	134
B.4.1	Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social	135
B.5.1	Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social : effets marginaux	136
B.6.1	Effet de la présence d’un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social : robustesse	137
B.7.1	Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits	138
B.8.1	Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits : robustesse	139
B.9.1	Effet de la présence d’au moins un site polluant sur l’offre de logements sociaux pour 1000 habitants par hectare	140
B.10.1	Statistiques descriptives des communes de <i>Type 0</i> et de <i>Type 1</i>	141
B.11.1	Estimation de la probabilité d’être une commune de <i>Type 1</i> plutôt que de <i>Type 0</i> : effets marginaux	142
B.12.1	Estimation de la probabilité d’être une commune de <i>Type 1</i> plutôt que de <i>Type 0</i>	143
B.13.1	Estimation de la probabilité d’être une commune de <i>Type 1</i> plutôt que de <i>Type 0</i> : effets marginaux	144
C.1.2.1	Standard of living and environmental amenity variable	148
C.1.3.1	Standard of living : OLS results	149
C.2.1.1	Standard of living and environmental passive amenity and E-PRTR variables	155
C.2.1.2	Standard of living and environmental active amenity and E-PRTR variables	155
C.3.2.1	Proportion of poor households and access to environmental amenities	160
C.3.4.1	Proportion of poor households	162

Bibliographie

- AERTS, A.-T., CHIRAZI, S. et CROS, L. (2015). [Une pauvreté très présente dans les villes-centres des grands pôles urbains](#). *Insee première*, 1552(4).
- AGYEMAN, J., SCHLOSBERG, D., CRAVEN, L. et MATTHEWS, C. (2016). [Trends and directions in environmental justice: from inequity to everyday life, community, and just sustainabilities](#). *Annual review of environment and resources*, 41(1):321–340.
- AISSAOUI, H., BOUZOUINA, L. et BONNEL, P. (2015). [Choix de localisation résidentielle, entre contraintes du marché et préférences individuelles: Application à l'aire urbaine de Lyon \(1999\)](#). *Économie Régionale et Urbaine*, (4):629–656.
- ANDERSON, S. T. et WEST, S. E. (2006). [Open space, residential property values, and spatial context](#). *Regional science and urban economics*, 36(6):773–789.
- ANTLE, J. M. (1983). [Testing the stochastic structure of production: A flexible moment-based approach](#). *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(3):192–201.
- BADEN, B. M. et COURSEY, D. L. (2002). [The locality of waste sites within the city of Chicago: A demographic, social, and economic analysis](#). *Resource and Energy Economics*, 24(1-2):53–93.
- BANZHAF, H. S., MA, L. et TIMMINS, C. (2019a). [Environmental justice: The economics of race, place, and pollution](#). *Journal of Economic Perspectives*, 33(1):185–208.
- BANZHAF, H. S., MA, L. et TIMMINS, C. (2019b). [Environmental justice: Establishing causal relationships](#). *Annual Review of Resource Economics*, 11:377–398.
- BANZHAF, H. S. et MCCORMICK, E. (2012). [2. Moving beyond Cleanup: Identifying the Crucibles of Environmental Gentrification](#), pages 23–51. Stanford University Press, Redwood City.
- BANZHAF, H. S. et WALSH, R. P. (2008). [Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout's mechanism](#). *American Economic Review*, 98(3):843–863.
- BARBOZA, E. P., CIRACH, M., KHOMENKO, S., IUNGMAN, T., MUELLER, N., BARRERA-GÓMEZ, J., ROJAS-RUEDA, D., KONDO, M. et NIEUWENHUIJSEN, M. (2021). [Green space and mortality in European cities : a health impact assessment study](#). *The Lancet Planetary Health*, 5(10):e718–e730.
- BARKER, D., MARTYN, C., OSMOND, C. et WIELD, G. (1995). [Abnormal liver growth in utero and death from coronary heart disease](#). *Bmj*, 310(6981):703–704.

- BARKER, D. J. (1990). [The fetal and infant origins of adult disease](#). *BMJ : British Medical Journal*, 301(6761):1111.
- BARKER, D. J. (1995). [Fetal origins of coronary heart disease](#). *Bmj*, 311(6998):171–174.
- BARKER, D. J. (2004). [The developmental origins of chronic adult disease](#). *Acta paediatrica*, 93:26–33.
- BEAUBRUN-DIANT, K. et MAURY, T.-P. (2022). [On the Impact of Public Housing on Income Segregation in France](#). *Demography*, 59(2):685–706.
- BECK, S., DE BELLEFON, M.-P., FOREST, J., GERARDIN, M. et LEVY, D. (2022). [La grille communale de densité à 7 niveaux](#).
- BERTRAM, C. et REHDANZ, K. (2015). [The role of urban green space for human well-being](#). *Ecological economics*, 120:139–152.
- BOTTON, H., CUSSET, P.-Y., DHERBÉCOURT, C. et GEORGE, A. (2020). [Quelle évolution de la ségrégation résidentielle en France?](#) *La Note d'Analyse*, (4):1–12.
- BOUTIER, K. (2012). [Durée de construction des logements : le rôle des tensions dans l'industrie du bâtiment entre 1990 et 2010](#). *CGDD*.
- BUKALASA, J. S., BRUNEKREEF, B., BROUWER, M., VERMEULEN, R., de JONGSTE, J. C., van ROSSEM, L., VONK, J. M., WIJGA, A., HUSS, A. et GEHRING, U. (2017). [Proximity to agricultural fields as proxy for environmental exposure to pesticides among children: The PIAMA birth cohort](#). *Science of The Total Environment*, 595:515–520.
- BULLARD, R. D. (1983). [Solid waste sites and the black Houston community](#). *Sociological Inquiry*, 53(2-3):273–288.
- CAIN, L., HERNANDEZ-CORTES, D., TIMMINS, C. et WEBER, P. (2023). [Recent Findings and Methodologies in Economics Research in Environmental Justice](#). *CESifo Working Paper*.
- CAMERON, A. C. et TRIVEDI, P. K. (1986). [Econometric models based on count data. Comparisons and applications of some estimators and tests](#). *Journal of Applied Econometrics*, 1(1):29–53.
- CHAKRABORTY, J., COLLINS, T. W., GRINESKI, S. E. et AUN, J. J. (2022). [Air pollution exposure disparities in US public housing developments](#). *Scientific Reports*, 12(1):9887.
- CHAKRABORTY, J., MAANTAY, J. A. et BRENDER, J. D. (2011). [Disproportionate proximity to environmental health hazards: methods, models, and measurement](#). *American Journal of Public Health*, 101(S1):S27–S36.
- CHAPELLE, G., GOBILLON, L. et VIGNOLLES, B. (2022). [Public housing development and segregation: Sru law in france](#).
- COFFEY, E., WALZ, K., CHIZEWER, D., BENFER, E. A., TEMPLETON, M. N. et WEINSTOCK, R. (2020). [Poisonous Homes: The Fight for Environmental Justice in Federally Assisted Housing](#). *Shriver Center on Poverty Law and Earth Justice*.

- COLLINS, M. B., MUNOZ, I. et JAJA, J. (2016). [Linking ‘toxic outliers’ to environmental justice communities](#). *Environmental Research Letters*, 11(1):015004.
- COMBES, P.-P., DURANTON, G. et GOBILLON, L. (2019). [The costs of agglomeration: House and land prices in French cities](#). *The Review of Economic Studies*, 86(4):1556–1589.
- CROMPTON, J. L. (2001). [The impact of parks on property values: A review of the empirical evidence](#). *Journal of leisure research*, 33(1):1–31.
- CURRIE, J., DAVIS, L., GREENSTONE, M. et WALKER, R. (2015). [Environmental health risks and housing values: Evidence from 1,600 toxic plant openings and closings](#). *American Economic Review*, 105(2):678–709.
- CURRIE, J. et MORETTI, E. (2007). [Biology as destiny? Short-and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight](#). *Journal of Labor economics*, 25(2):231–264.
- CUTTER, S. L., HODGSON, M. E. et DOW, K. (2001). [Subsidized inequities: The spatial patterning of environmental risks and federally assisted housing](#). *Urban Geography*, 22(1):29–53.
- DELANCE, P. (2018). [11 millions de personnes sont locataires d’un logement social](#). *Insee première*, 1715.
- DEREUMEAUX, C., FILLOL, C., QUENEL, P. et DENYS, S. (2020). [Pesticide exposures for residents living close to agricultural lands: A review](#). *Environment international*, 134:105210.
- DESAGE, F. (2016). [«Un peuplement de qualité» Mise en œuvre de la loi SRU dans le périurbain résidentiel aisé et discrimination discrète](#). *Gouvernement & Action Publique*, (3):83–112.
- DI FONZO, D., FABRI, A. et PASETTO, R. (2022). [Distributive justice in environmental health hazards from industrial contamination: A systematic review of national and near-national assessments of social inequalities](#). *Social Science & Medicine*, 297:114834.
- FOSSE, J., SALESSE, C. et VIENNOT, M. (2022). [Inégalités environnementales et sociales se superposent-elles?](#) *La note d’analyse de France Stratégie*, 112(7):1–16.
- GERARDIN, M. (2023). [Pauvreté et territoires : Davantage de jeunes et de locataires du parc social dans les grandes villes, plus de retraités parmi les pauvres dans le rural](#). *Insee Première*, Edition 2021(1968).
- GLATTER-GÖTZ, H., MOHAI, P., HAAS, W. et PLUTZAR, C. (2019). [Environmental inequality in Austria: Do inhabitants’ socioeconomic characteristics differ depending on their proximity to industrial polluters?](#) *Environmental Research Letters*, 14(7):074007.
- GOBILLON, L. et VIGNOLLES, B. (2016). [Évaluation de l’effet d’une politique spatialisée d’accès au logement: la loi SRU](#). *Revue Economique*, 67(3):615–637.
- GREENE, W. (2008). [Functional forms for the negative binomial model for count data](#). *Economics Letters*, 99(3):585–590.
- HAJAT, A., HSIA, C. et O’NEILL, M. S. (2015). [Socioeconomic disparities and air pollution exposure: A global review](#). *Current Environmental Health Reports*, 2:440–450.

- HANNA, B. G. (2007). [House values, incomes, and industrial pollution](#). *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(1):100–112.
- HAUSMAN, C. et STOLPER, S. (2021). [Inequality, information failures, and air pollution](#). *Journal of Environmental Economics and Management*, 110:102552.
- HAUTDIDIER, B., SCHAEFFER, Y. et TIVADAR, M. (2021). [Ségrégation environnementale et risques industriels. Les populations à bas revenu de la métropole Aix-Marseille-Provence sont-elles plus exposées aux sites Seveso?](#)
- HECKMAN, J. J. (2007). [The economics, technology, and neuroscience of human capability formation](#). *Proceedings of the national Academy of Sciences*, 104(33):13250–13255.
- INSEE (2021). [Fiche 1-10 Pauvreté monétaire en France depuis 1970](#). *Insee Références*, Edition 2021:128–129.
- JAUPART, P. (2020). [The elusive quest for social diversity: Public housing, diversity, and politics in France](#). *Economics Letters*, 197:109626.
- JBAILY, A., ZHOU, X., LIU, J., LEE, T.-H., KAMAREDDINE, L., VERGUET, S. et DOMINICI, F. (2022). [Air pollution exposure disparities across US population and income groups](#). *Nature*, 601(7892):228–233.
- JÜNGER, S. (2022). [Land use disadvantages in Germany: A matter of ethnic income inequalities?](#) *Urban Studies*, 59(9):1819–1836.
- KIM, S. K. et WU, L. (2022). [Do the characteristics of new green space contribute to gentrification?](#) *Urban Studies*, 59(2):360–380.
- KIRCHHOF, Y. et GARNIER, J. (2020). [Éclairages Logement social et territoires](#). *Banque des Territoires*, 22:1–31.
- KOEBE, J. (2024). [Green Cities, Healthier Children: The Effect of Expanding Urban Green Space on Body Weight for Primary School Starters](#). *Health Economics*.
- KOENKER, R. et BASSETT, G. (1978). [Regression quantiles](#). *Econometrica : journal of the Econometric Society*, pages 33–50.
- KOENKER, R. et HALLOCK, K. F. (2001). [Quantile regression](#). *Journal of economic perspectives*, 15(4):143–156.
- KOENKER, R., PORTNOY, S., NG, P. T., ZEILEIS, A., GROSJEAN, P. et RIPLEY, B. D. (2018). [Package ‘quantreg’](#). *Reference manual available at R-CRAN : https://cran.r-project.org/web/packages/quantreg/quantreg.pdf*.
- KÖNIG, C. (2024). [Neighbourhood structure and environmental quality: A fine-grained analysis of spatial inequalities in urban Germany](#). *Urban Studies*, 61(10):1968–1989.
- KORSU, E. (2016). [Building social mix by building social housing? An evaluation in the Paris, Lyon and Marseille Metropolitan Areas](#). *Housing Studies*, 31(5):598–623.

- KREKEL, C., KOLBE, J. et WÜSTEMANN, H. (2016). [The greener, the happier? The effect of urban land use on residential well-being](#). *Ecological economics*, 121:117–127.
- KUEHN, R. R. (2000). [A taxonomy of environmental justice](#). *Environmental Law Reporter News & Analysis*, 30:10681.
- LAFERRÈRE, A. (2013). [Pauperization and polarization of French social housing](#). *Revue Economique*, 64(5):805–832.
- LANDRY, S. M. et CHAKRABORTY, J. (2009). [Street trees and equity: evaluating the spatial distribution of an urban amenity](#). *Environment and Planning a*, 41(11):2651–2670.
- LAURIAN, L. et POTTRATZ, D. (2008). [The distribution of environmental risks: Analytical methods and French data](#). *Population*, 63(4):617–634.
- LAVAINÉ, E. (2015). [An econometric analysis of atmospheric pollution, environmental disparities and mortality rates](#). *Environmental and Resource Economics*, 60:215–242.
- LE HIR, B. et BONO, P.-H. (2023). [Dépenses de logement et de transport: Quels arbitrages?](#) *La note d'analyse*, 2:1–16.
- LEVASSEUR, P., ERDLLENBRUCH, K. et GRAMAGLIA, C. (2021). [Why do people continue to live near polluted sites? Empirical evidence from Southwestern Europe](#). *Environmental Modeling & Assessment*, 26(4):631–654.
- LI, L. (2023). [Environmental goods provision and gentrification: Evidence from MillionTrees-NYC](#). *Journal of Environmental Economics and Management*, 120:102828.
- MCCOY, E. (2017). [Which came first, coal-fired power plants or communities of color ? Assessing the disparate siting hypothesis of environmental justice](#).
- MCLEAN, G., GUNN, J., WYKE, S., GUTHRIE, B., WATT, G. C., BLANE, D. N. et MERCER, S. W. (2014). [The influence of socioeconomic deprivation on multimorbidity at different ages: A cross-sectional study](#). *British Journal of General Practice*, 64(624):e440–e447.
- MESSER, K. D., SCHULZE, W. D., HACKETT, K. F., CAMERON, T. A. et MCCLELLAND, G. H. (2006). [Can stigma explain large property value losses? The psychology and economics of Superfund](#). *Environmental and Resource Economics*, 33:299–324.
- MOHAI, P., LANTZ, P. M., MORENOFF, J., HOUSE, J. S. et MERO, R. P. (2009). [Racial and socioeconomic disparities in residential proximity to polluting industrial facilities: Evidence from the Americans' changing lives study](#). *American Journal of Public Health*, 99(S3):S649–S656.
- MOHAI, P. et SAHA, R. (2006). [Reassessing racial and socioeconomic disparities in environmental justice research](#). *Demography*, 43(2):383–399.
- MOHAI, P. et SAHA, R. (2007). [Racial inequality in the distribution of hazardous waste: A national-level reassessment](#). *Social Problems*, 54(3):343–370.

- MOHAI, P. et SAHA, R. (2015a). [Which came first, people or pollution? Assessing the disparate siting and post-siting demographic change hypotheses of environmental injustice.](#) *Environmental Research Letters*, 10(11):115008.
- MOHAI, P. et SAHA, R. (2015b). [Which came first, people or pollution? A review of theory and evidence from longitudinal environmental justice studies.](#) *Environmental Research Letters*, 10(12):125011.
- NEIER, T. (2021). [Austrian air—just clean for locals: A nationwide analysis of environmental inequality.](#) *Ecological Economics*, 187:107100.
- OCDE (2020). [Le logement social: un élément essentiel des politiques de logement d’hier et de demain.](#) *Synthèses sur l’emploi, le travail et les affaires sociales*.
- OCDE (2024). [Justice environnementale : Contexte, défis et approches nationales.](#) *OCDE*.
- OUIDIR, M., LEPEULE, J., SIROUX, V., MALHERBE, L., MELEUX, F., RIVIÈRE, E., LAUNAY, L., ZAROS, C., CHEMINAT, M., CHARLES, M.-A. *et al.* (2017). [Is atmospheric pollution exposure during pregnancy associated with individual and contextual characteristics? A nationwide study in France.](#) *Journal of Epidemiology & Community Health*, 71(10):1026–1036.
- PASTOR, M., SADD, J. et HIPP, J. (2001). [Which came first? Toxic facilities, minority move-in, and environmental justice.](#) *Journal of urban affairs*, 23(1):1–21.
- PORTNOY, S. et KOENKER, R. (1997). [The Gaussian hare and the Laplacian tortoise : computability of squared-error versus absolute-error estimators.](#) *Statistical Science*, 12(4):279–300.
- POWELL, J. (1988). Estimation of monotonic regression models under quantile restrictions.
- RIGOLON, A. et NÉMETH, J. (2020). [Green gentrification or ‘just green enough’: Do park location, size and function affect whether a place gentrifies or not?](#) *Urban Studies*, 57(2):402–420.
- ROSOFSKY, A., LEVY, J. I., ZANOBBETTI, A., JANULEWICZ, P. et FABIAN, M. P. (2018). [Temporal trends in air pollution exposure inequality in Massachusetts.](#) *Environmental Research*, 161:76–86.
- RÜTTENAUER, T. (2018). [Neighbours matter: A nation-wide small-area assessment of environmental inequality in Germany.](#) *Social Science Research*, 70:198–211.
- RÜTTENAUER, T. et BEST, H. (2021). [Environmental Inequality and Residential Sorting in Germany: A Spatial Time-Series Analysis of the Demographic Consequences of Industrial Sites.](#) *Demography*, 58(6):2243–2263.
- SALESSE, C. (2022). [Inequality in exposure to air pollution in France: Bringing pollutant cocktails into the picture.](#) *IDEAS*.
- SCHAEFFER, Y. et TIVADAR, M. (2019). [Measuring environmental inequalities: Insights from the residential segregation literature.](#) *Ecological Economics*, 164:106329.

- SCHÄFER, I., HANSEN, H., SCHÖN, G., HÖFELS, S., ALTINER, A., DAHLHAUS, A., GENSICHEN, J., RIEDEL-HELLER, S., WEYERER, S., BLANK, W. A. *et al.* (2012). [The influence of age, gender and socio-economic status on multimorbidity patterns in primary care. First results from the multicare cohort study.](#) *BMC Health Services Research*, 12(1):1–15.
- SCHONE, K. (2013). [Construction de logements sociaux et stratégies électorales locales.](#) *Revue Economique*, 64(5):833–856.
- SHAO, S., LIU, L. et TIAN, Z. (2021). [Does the environmental inequality matter? A literature review.](#) *Environmental Geochemistry and Health*, pages 1–24.
- SICSIC, M. (2021). [Vues d'ensemble Inégalités de niveau de vie et pauvreté entre 2008 et 2018.](#) *Revenus et patrimoine des ménages, Insee Références*, Edition 2021:9–32.
- STOLTZ, M. et JOUF, C. (2023). ["Coming to the nuisance": Unraveling the link between exposure to hazardous sites and poverty.](#)
- STROMBERG, P. M., ÖHRNER, E., BROCKWELL, E. et LIU, Z. (2021). [Valuing urban green amenities with an inequality lens.](#) *Ecological Economics*, 186:107067.
- TAILLEUR, D. et WOLBER, O. (2023). [Au 1er janvier 2023, 15,9 % des résidences principales sont des logements locatifs sociaux.](#) *SDES*.
- TIEBOUT, C. M. (1956). [A pure theory of local expenditures.](#) *Journal of Political Economy*, 64(5):416–424.
- TIMMONS ROBERTS, J., PELLOW, D. et MOHAI, P. (2018). [Environmental justice.](#) *Environment and Society : Concepts and Challenges*, pages 233–255.
- TROY, A. et GROVE, J. M. (2008). [Property values, parks, and crime: A hedonic analysis in Baltimore, MD.](#) *Landscape and urban planning*, 87(3):233–245.
- United Church of CHRIST, C. f. R. J. (1987). [Toxic wastes and race in the United States: A national report on the racial and socio-economic characteristics of communities with hazardous waste sites.](#) Public Data Access.
- US GENERAL ACCOUNTING OFFICE, U. G. (1983). [Siting of hazardous waste landfills and their correlation with racial and economic status of surrounding communities.](#) *GAOfRCED-83-168.* Washington, DC : US. General Accounting Office.
- VERDUGO, G. (2011). [Fragmentation urbaine et chocs économiques: deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France.](#) *Economie et statistique*, 446(1):3–24.
- VIEL, J.-F., HÄGI, M., UPEGUI, E. et LAURIAN, L. (2011). [Environmental justice in a French industrial region: Are polluting industrial facilities equally distributed?](#) *Health & Place*, 17(1): 257–262.
- VOTSIS, A. (2017). [Planning for green infrastructure: The spatial effects of parks, forests, and fields on Helsinki's apartment prices.](#) *Ecological Economics*, 132:279–289.

- VUONG, Q. H. (1989). [Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses](#). *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 307–333.
- WHO (2016). [Urban green spaces and health](#). Rapport technique, World Health Organization. Regional Office for Europe.
- WOLVERTON, A. (2009). [Effects of socio-economic and input-related factors on polluting plants' location decisions](#). *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 9(1).
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010). [Econometric analysis of cross section and panel data](#). MIT press.
- ZWICKL, K. (2019). [The demographics of fracking: A spatial analysis for four US states](#). *Ecological Economics*, 161:202–215.

Appendix - Chapitre 1

A.1 Moment-based approach

To assess the effect of environmental degradation on the poverty distribution across the territory, we adopted a statistical-moment-based approach inspired by Antle (1983). We consider the proportion of poor households as a function, which has an exposure status (newly exposed *versus* never exposed geographical units), a component linked to socioeconomic and demographic characteristics, and a component related to what we will define as the intensity of poverty. It can be represented as follows :

$$\%Poverty_i = g(NewlyExposed_i, X_i, \epsilon_i), \quad (3.4)$$

where the index i corresponds to the geographical unit considered. The variable $\%Poverty_i$ corresponds to the proportion of poor households in the geographical unit considered. The variable $NewlyExposed_i$ is a dummy variable that takes the value of 1 if the geographical unit has been newly exposed to environmental hazards, and 0 if it has never been exposed. The X_i is a vector representing a unit's socioeconomic and demographic characteristics, and ϵ_i is a vector of unobservable and/or omitted variables that can influence the proportion of poor households.

We employ a statistical-moment-based approach to assess the probability distribution of the stochastic poverty function $g(NewlyExposed_i, X_i, \epsilon_i)$. To do that, we proceed to estimate an Ordinary Least Squares (OLS) model, whose econometric specification takes the following form :

$$g(NewlyExposed_i, X_i, \epsilon_i) = f_1(NewlyExposed_i, X_i, \beta_1) + u_i, \quad (3.5)$$

where β_1 represents the various vectors of model parameters indexed by 1 to characterize the moment of order 1, and the error term u is a random variable of zero mean and constant variance in the case of our specification. Thus, $f_1(NewlyExposed_i, X_i, \beta_1)$ corresponds to the expectation of the poverty function, that is, the first statistical moment. The vector of estimated parameters, β_1 , captures the effects of environmental degradation, along with socioeconomic and demographic characteristics, on the average proportion of poor households per unit.

Higher-order statistical moments of Eq. (3.5) are expressed as follows :

$$E[(g(NewlyExposed_i, X_i, \epsilon_i) - f_1(NewlyExposed_i, X_i, \beta_1))^k | X] = f_k(NewlyExposed_i, X_i, \beta_k). \quad (3.6)$$

When $k = 2$, $f_2(NewlyExposed_i, X_i, \beta_2)$ refers to the moment of order 2, where β_2 describes the effect of environmental degradation and socioeconomic and demographic characteristics on the variance of the proportion of poor households. When $k = 3$, $f_3(NewlyExposed_i, X_i, \beta_3)$ refers to the moment of order 3, where β_3 describes the effect of environmental degradation and socioeconomic and demographic characteristics on the skewness of the proportion of poor households.

This statistical moment-based approach enables us to distinguish the effect of new exposure, relative to never exposure, on the average, the variance, and the skewness of the proportion of poor households. To estimate the average effect, we use the following econometric specification based on Eq. (3.5) :

$$\%Poverty_i = \beta_0 + \beta_1 NewlyExposed_i + \beta_2 X_i + u_i. \quad (3.7)$$

We deduce the estimated residuals from the estimated coefficients, corresponding to the difference between observed value and estimated value. Thus, to estimate the effect of new exposure, relative to never exposure, on the variance of the proportion of poor households, we take the variance of the residuals obtained from Eq. (3.7) as the dependent variable. This estimate is derived from Eq. (3.6) when $k = 2$ and takes the following form :

$$(\hat{u}_i)^2 = \sigma_0 + \sigma_1 NewlyExposed_i + \sigma_2 X_i + \theta_i, \quad (3.8)$$

where θ_i refers to the error term. The variance of the proportion of poor households quantifies the dispersion of its distribution around the mean. A positive (respectively, negative) dispersion coefficient indicates that newly exposed units are associated with a larger (respectively, smaller) dispersion of the proportion of poor households than never exposed units. A relatively larger dispersion of the proportion of poor households in newly exposed units can indicate a more pronounced poverty intensity in these areas. Analyzing the third-order moment coefficient will help identify the origin of a relatively higher (respectively, smaller) dispersion on the one hand and assess the question of poverty intensity on the other.

To estimate the effect of new exposure, relative to never exposure, on the skewness of the proportion of poor households, we use Eq. (3.6) when $k = 3$, which takes the following form :

$$(\hat{u}_i)^3 = \lambda_0 + \lambda_1 NewlyExposed_i + \lambda_2 X_i + \rho_i, \quad (3.9)$$

where ρ_i refers to error term. To interpret the sign of the skewness coefficient, a statistical analysis of the distribution's skewness in the proportion of poor households helps identify the type of skewness. A right-skewed or left-skewed distribution corresponds to positive or negative skewness. Geographical units newly exposed to the hazard, with a positive (or negative) skewness coefficient, will experience accentuation (or reduction) skewness in their distribution compared to units that have never been exposed.

A higher intensity of poverty in newly exposed units is associated with greater variance in the proportion of poor households compared to never exposed units, driven by an accentuation of the skewness to the right in the distribution. In other words, newly exposed units are likely to exhibit more extreme values in the right tail of the distribution relative to never exposed units.

A.2 Benchmark results

TABLE A.2.1 – Moments-based approach estimates for the proportion of poverty (2019)

	% Poverty			Variance	Skewness
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Newly Exposed	−0.016*** (0.0003)	−0.019*** (0.0004)	−0.014*** (0.0004)	−0.001*** (0.0001)	−0.0002*** (0.00003)
Newly Exposed*Peri-urban		0.018*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.001*** (0.0002)	0.0003*** (0.0001)
Newly Exposed*Urban		0.028*** (0.001)	0.021*** (0.001)	0.002*** (0.0001)	0.0004*** (0.00005)
Peri-urban		−0.050*** (0.0003)	−0.020*** (0.0003)	−0.002*** (0.0001)	−0.0002*** (0.00002)
Urban		−0.019*** (0.0003)	−0.028*** (0.0003)	−0.002*** (0.0001)	−0.0002*** (0.00002)
Zoning B			−0.016*** (0.0002)	−0.001*** (0.00004)	0.00001 (0.00001)
Zoning A			−0.012*** (0.0004)	−0.002*** (0.0001)	−0.00001 (0.00003)
% Single parents			0.138*** (0.001)	0.005*** (0.0002)	0.00005 (0.0001)
% Farmers			0.285*** (0.002)	0.019*** (0.0003)	−0.0004*** (0.0001)
% Artisans and others			0.102*** (0.002)	0.004*** (0.0003)	0.0001 (0.0001)
% Social housing			0.131*** (0.001)	0.007*** (0.0002)	0.0002*** (0.0001)
% Work resid.			0.149*** (0.001)	0.012*** (0.0001)	0.001*** (0.00003)
Constant	0.120*** (0.0001)	0.124*** (0.0001)	0.056*** (0.0002)	0.004*** (0.00003)	0.0004*** (0.00001)
Exposure Effects					
Rural	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$		−0.014*** (−34.344)	−0.001*** (−16.994)	−0.0002*** (−7.466)
Peri-urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$		−0.001 (1.46)	−0.0001 (0.184)	0.0001 (1.020)
Urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$		0.008*** (151.57)	0.001*** (29.888)	0.0007*** (20.759)
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.001	0.017	0.131	0.027	0.001
Adjusted R ²	0.001	0.017	0.131	0.027	0.001
F Statistic	1,969.382***	5,479.598***	20,414.720***	3,727.388***	126.245***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas, with test statistics reported in parentheses. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.2.2 – Estimation results of the growth rate of poverty proportion (2015–2019)

	<i>Dependent variable :</i>	
	Growth rate of poverty	
	(1)	(2)
Newly Exposed	0.016*** (0.004)	0.007 (0.005)
Peri-urban	0.0001 (0.004)	−0.003 (0.004)
Urban	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)
Zoning B	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)
Zoning A	0.011** (0.005)	0.012** (0.005)
% Single parents	−0.634*** (0.012)	−0.634*** (0.012)
% Farmers	−0.128*** (0.015)	−0.129*** (0.015)
% Artisans and others	−0.007 (0.019)	−0.007 (0.019)
% Social housing	0.174*** (0.006)	0.174*** (0.006)
% Work resid.	0.094*** (0.005)	0.094*** (0.005)
Newly Exposed*Peri-urban		0.035*** (0.012)
Newly Exposed*Urban		0.016* (0.008)
Constant	−0.042*** (0.002)	−0.042*** (0.002)
Exposure Effects		
Rural	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.001	1.524
Peri-urban		
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.042***	15.478
Urban		
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.023***	12.569
Observations	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002
Adjusted R ²	0.002	0.002
F Statistic	362.800***	303.287***

Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable *Newly Exposed* takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.

TABLE A.2.3 – Estimation results of the growth rate of the number of poor and non-poor households (2015–2019)

	Growth of #poor households		Growth of #non-poor households	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.016*** (0.004)	0.010** (0.005)	−0.002 (0.001)	0.001 (0.002)
Newly Exposed*Peri-urban		0.033*** (0.012)		0.002 (0.004)
Newly Exposed*Urban		0.010 (0.008)		−0.009*** (0.003)
Peri-urban	0.004 (0.004)	0.0005 (0.004)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Urban	0.021*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)
Zoning B	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.001)
Zoning A	0.012** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.00004 (0.002)	0.0001 (0.002)
% Single parents	−0.679*** (0.012)	−0.680*** (0.012)	−0.089*** (0.005)	−0.089*** (0.005)
% Farmers	−0.180*** (0.016)	−0.181*** (0.016)	−0.038*** (0.007)	−0.038*** (0.007)
% Artisans and others	0.026 (0.019)	0.025 (0.019)	0.048*** (0.008)	0.048*** (0.008)
% Social housing	0.147*** (0.007)	0.147*** (0.007)	−0.066*** (0.004)	−0.065*** (0.004)
% Work resid.	0.072*** (0.005)	0.072*** (0.005)	−0.037*** (0.002)	−0.037*** (0.002)
Constant	−0.027*** (0.002)	−0.026*** (0.002)	0.031*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Exposure Effects				
Rural	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.010**	1.966	0.001	0.436
Peri-urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.043***	14.771	0.003	0.810
Urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.019***	11.63	−0.009***	14.35
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
Adjusted R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
Residual Std. Error	1.002	1.002	0.385	0.385
F Statistic	385.389***	321.874***	186.892***	156.604***

Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable *Newly Exposed* takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.

A.3 Standard of living

A.3.1 Descriptive statistics

TABLE A.3.1 – Statistics of the standard of living

AverStandLiv								
	Whole sample		Urban		Peri-urban		Rural	
	Newly Exposed	Never Exposed	Newly Exposed	Never Exposed	Newly Exposed	Never Exposed	Newly Exposed	Never Exposed
N	81,621	1,549,578	24,798	148,995	10,660	81,229	46,163	1,319,354
%	0.05	0.95	0.14	0.86	0.12	0.88	0.03	0.97
Mean	10.95	10.91	10.96	11.00	11.10	11.13	10.91	10.88
SD	0.27	0.25	0.32	0.28	0.26	0.26	0.22	0.24
Median	10.95	10.91	10.96	11.00	11.10	11.13	10.92	10.89
Mean - Median	-0.001	-0.004	-0.006	-0.008	-0.003	-0.002	-0.005	-0.007

Notes : AverStandLiv corresponds to the average standard of living in logarithm by geographical unit in 2019. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. SD corresponds to the standard deviation. N corresponds to the number of squares for each considered sample set, and the percentage distinguishes the proportion of exposed and non-exposed squares within the considered sample.

A.3.2 Standard of living results

TABLE A.3.1 – Estimation results of standard of living

	<i>Dependent variable :</i>			
	AverStandLiv	Variance	Skewness	Growth rate
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.020*** (0.001)	−0.004*** (0.0004)	0.0002 (0.0003)	−0.002*** (0.001)
Newly Exposed*Peri-urban	−0.032*** (0.002)	0.003*** (0.001)	−0.001 (0.001)	−0.002 (0.002)
Newly Exposed*Urban	−0.055*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.001 (0.0004)	0.001 (0.001)
Peri-urban	0.087*** (0.001)	0.001*** (0.0003)	0.0002 (0.0002)	−0.002*** (0.001)
Urban	0.099*** (0.001)	0.004*** (0.0003)	−0.002*** (0.0002)	−0.003*** (0.0005)
Zoning B	0.122*** (0.001)	0.013*** (0.0002)	−0.0001 (0.0001)	−0.0001 (0.0004)
Zoning A	0.261*** (0.001)	0.027*** (0.0004)	0.0001 (0.0003)	−0.001 (0.001)
% Single parents	−0.326*** (0.003)	0.002* (0.001)	0.003*** (0.001)	0.022*** (0.002)
% Farmers	−0.460*** (0.004)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.076*** (0.003)
% Artisans and others	0.080*** (0.005)	0.009*** (0.002)	0.004*** (0.001)	−0.002 (0.003)
% Social housing	−0.411*** (0.002)	0.019*** (0.001)	0.004*** (0.0005)	0.018*** (0.002)
% Work resid.	−0.527*** (0.001)	0.026*** (0.0004)	−0.002*** (0.0003)	−0.002*** (0.001)
Constant	11.052*** (0.001)	0.035*** (0.0002)	−0.002*** (0.0001)	0.044*** (0.0003)
Exposure Effects				
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.020*** (21.367)	−0.004*** (−10.121)	0.001 (0.617)	−0.002*** (4.174)
Peri-urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.012*** (79.162)	−0.001 (0.694)	−0.001 (0.106)	−0.004*** (7.867)
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.035*** (1,316.3)	0.003*** (10.678)	0.001 (0.616)	−0.001 (1.846)
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.253	0.014	0.0004	0.001
Adjusted R ²	0.253	0.014	0.0004	0.001
F Statistic	46,142.360***	1,905.197***	55.333***	138.711***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas, with test statistics reported in parentheses. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

A.4 Robustness

TABLE A.4.1 – Robustness estimates of the proportion of poverty (Urban vs Rural)

	% Poverty			Variance	Skewness
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Newly Exposed	−0.016*** (0.0003)	−0.019*** (0.0004)	−0.014*** (0.0004)	−0.001*** (0.0001)	−0.0002*** (0.00002)
Newly Exposed*Urban		0.027*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.002*** (0.0001)	0.0004*** (0.00004)
Urban		−0.030*** (0.0002)	−0.025*** (0.0002)	−0.002*** (0.00004)	−0.0002*** (0.00001)
% Work resid.			0.146*** (0.001)	0.012*** (0.0001)	0.001*** (0.00003)
Zoning B			−0.016*** (0.0002)	−0.001*** (0.00003)	0.00001 (0.00001)
Zoning A			−0.012*** (0.0004)	−0.002*** (0.0001)	−0.00000 (0.00003)
% Social housing			0.130*** (0.001)	0.007*** (0.0002)	0.0002*** (0.0001)
% Single parents			0.138*** (0.001)	0.005*** (0.0002)	0.00005 (0.0001)
% Farmers			0.287*** (0.002)	0.019*** (0.0003)	−0.0004*** (0.0001)
% Artisans and others			0.104*** (0.002)	0.004*** (0.0004)	0.0001 (0.0001)
Constant	0.120*** (0.0001)	0.124*** (0.0001)	0.057*** (0.0002)	0.004*** (0.00004)	0.0004*** (0.00001)
Exposure Effects					
Rural	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$		−0.014*** (−31.26)	−0.001*** (−18.02)	−0.0002*** (−7.787)
Urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$		0.005*** (93.849)	0.0004*** (18.563)	0.0002*** (19.286)
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.001	0.012	0.130	0.027	0.001
Adjusted R ²	0.001	0.012	0.130	0.027	0.001
F Statistic	1,969.382***	6,803.946***	24,455.000***	4,469.187***	158.479***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for urban areas, with test statistics reported in parentheses. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.2 – Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion (Urban vs Rural)

	Growth rate of Poverty	
	(1)	(2)
Newly Exposed	0.016*** (0.004)	0.007 (0.005)
Newly Exposed*Urban		0.022*** (0.007)
Urban	0.009*** (0.003)	0.007** (0.003)
% Work resid.	0.100*** (0.005)	0.100*** (0.005)
Zoning B	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
Zoning A	0.012** (0.005)	0.012** (0.005)
% Social housing	0.175*** (0.009)	0.174*** (0.009)
% Single parents	−0.634*** (0.012)	−0.634*** (0.011)
% Farmers	−0.131*** (0.016)	−0.132*** (0.016)
% Artisans and others	−0.011 (0.020)	−0.011 (0.020)
Constant	−0.043*** (0.002)	−0.043*** (0.002)
<u>Exposure Effects</u>		
	Coef.	Test-stat
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.007	1.605
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.030***	19.286
Observations	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002
Adjusted R ²	0.002	0.002
F Statistic	401.844***	362.603***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.3 – Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households (Urban vs Rural)

	Growth of #poor households		Growth of #non-poor households	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.017*** (0.004)	0.010** (0.005)	−0.002 (0.001)	0.001 (0.002)
Newly Exposed*Urban		0.018** (0.008)		−0.006** (0.003)
Urban	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
% Work resid.	0.078*** (0.005)	0.078*** (0.005)	−0.037*** (0.002)	−0.037*** (0.002)
Zoning B	0.017*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.001)
Zoning A	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.0001 (0.002)	0.00001 (0.002)
% Social housing	0.149*** (0.009)	0.148*** (0.009)	−0.066*** (0.004)	−0.065*** (0.004)
% Single parents	−0.679*** (0.012)	−0.679*** (0.012)	−0.089*** (0.005)	−0.089*** (0.005)
% Farmers	−0.185*** (0.017)	−0.186*** (0.017)	−0.039*** (0.007)	−0.038*** (0.007)
% Artisans and others	0.020 (0.020)	0.020 (0.020)	0.048*** (0.008)	0.048*** (0.008)
Constant	−0.028*** (0.002)	−0.028*** (0.002)	0.031*** (0.001)	0.031*** (0.001)
Exposure Effects				
Rural	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.010**	2.034	0.001	0.426
Urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.027***	21.192	−0.005**	5.511
Observations	1,631,199	1,631,199	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
Adjusted R ²	0.002	0.002	0.001	0.001
F Statistic	426.487***	384.400***	207.655***	187.303***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.4 – Estimates of the evolution of households number

	Growth rate	
	(1)	(2)
Newly Exposed	0.001 (0.001)	0.003* (0.002)
Newly Exposed*Peri-urban		0.003 (0.004)
Newly Exposed*Urban		−0.008*** (0.003)
Peri-urban	0.009*** (0.001)	0.008*** (0.001)
Urban	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)
% Work resid.	−0.034*** (0.002)	−0.034*** (0.002)
Zoning B	0.015*** (0.001)	0.015*** (0.001)
Zoning A	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
% Social housing	−0.036*** (0.003)	−0.036*** (0.004)
% Single parents	−0.169*** (0.004)	−0.169*** (0.005)
% Farmers	−0.085*** (0.007)	−0.084*** (0.007)
% Artisans and others	0.040*** (0.007)	0.040*** (0.007)
Constant	0.029*** (0.001)	0.029*** (0.001)
<u>Exposure Effects</u>		
Rural	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.003*	1.772
Peri-urban		
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.006	2.300
Urban		
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.004**	4.1827
Observations	1,631,199	1,631,199
R ²	0.002	0.002
Adjusted R ²	0.002	0.002
F Statistic	316.659***	264.639***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2009 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.5 – Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion between 2017 and 2019 (Exposure 2011–2019)

	Growth rate of poverty	
	(1)	(2)
Newly Exposed	0.007* (0.004)	−0.006 (0.006)
Newly Exposed*Peri-urban		0.042*** (0.014)
Newly Exposed*Urban		0.027*** (0.009)
Peri-urban	0.010** (0.004)	0.007* (0.004)
Urban	0.022*** (0.003)	0.021*** (0.003)
Zoning B	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
Zoning A	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)
% Single parents	−0.423*** (0.011)	−0.423*** (0.011)
% Farmers	−0.116*** (0.013)	−0.117*** (0.013)
% Artisans and others	0.092*** (0.017)	0.092*** (0.017)
% Social housing	0.115*** (0.006)	0.114*** (0.006)
% Work resid.	0.081*** (0.005)	0.081*** (0.005)
Constant	−0.058*** (0.002)	−0.058*** (0.002)
Exposure Effects		
Rural	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	Coef. Test-stat
		0.006 −1.122
Peri-urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.035*** 8.5118
Urban	$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.020*** 8.9231
Observations	1,624,545	1,624,545
R ²	0.001	0.001
Adjusted R ²	0.001	0.001
F Statistic	215.761***	181.119***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2011 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.6 – Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households between 2017 and 2019 (Exposure 2011–2019)

	Growth of #poor households		Growth of #non-poor households	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.007 (0.004)	−0.004 (0.006)	−0.0005 (0.001)	0.003* (0.002)
Newly Exposed*Peri-urban		0.039*** (0.014)		−0.004 (0.004)
Newly Exposed*Urban		0.021** (0.009)		−0.011*** (0.003)
Peri-urban	0.011*** (0.004)	0.008** (0.004)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
Urban	0.024*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.001 (0.001)	0.002** (0.001)
Zoning B	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
Zoning A	0.013** (0.005)	0.013*** (0.005)	−0.004** (0.002)	−0.004** (0.002)
% Single parents	−0.451*** (0.011)	−0.451*** (0.011)	−0.051*** (0.004)	−0.050*** (0.004)
% Farmers	−0.151*** (0.014)	−0.152*** (0.014)	−0.016*** (0.006)	−0.016*** (0.006)
% Artisans and others	0.099*** (0.018)	0.099*** (0.018)	0.004 (0.007)	0.004 (0.007)
% Social housing	0.094*** (0.006)	0.094*** (0.006)	−0.050*** (0.003)	−0.050*** (0.003)
% Work resid.	0.073*** (0.005)	0.073*** (0.005)	−0.017*** (0.002)	−0.017*** (0.002)
Constant	−0.050*** (0.002)	−0.050*** (0.002)	0.020*** (0.001)	0.020*** (0.001)
Exposure Effects				
Rural	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.004	−0.791	0.003*	1.858
Peri-urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^{PU} + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.034***	7.593	−0.001	0.039
Urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.016**	5.562	−0.008***	10.88
Observations	1,624,545	1,624,545	1,624,545	1,624,545
R ²	0.001	0.001	0.0005	0.0005
Adjusted R ²	0.001	0.001	0.0005	0.0005
F Statistic	225.559***	188.918***	77.000***	65.111***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2011 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for peri-urban and urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.7 – Robustness estimates of the growth rate of poverty proportion (Exposure 10–17 | Urban vs Rural)

	Growth rate of Poverty	
	(1)	(2)
Newly Exposed	0.007* (0.004)	−0.006 (0.006)
Newly Exposed*Urban		0.032*** (0.008)
Urban	0.018*** (0.003)	0.016*** (0.003)
Zoning B	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
Zoning A	0.013*** (0.005)	0.014*** (0.005)
% Single parents	−0.422*** (0.011)	−0.422*** (0.011)
% Farmers	−0.119*** (0.013)	−0.120*** (0.013)
% Artisans and others	0.089*** (0.017)	0.089*** (0.017)
% Social housing	0.116*** (0.006)	0.115*** (0.006)
% Work resid.	0.086*** (0.005)	0.085*** (0.005)
Constant	−0.059*** (0.002)	−0.059*** (0.002)
<u>Exposure Effects</u>		
	Coef.	Test-stat
Rural $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.006	−1.117
Urban $H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.026***	17.671
Observations	1,624,545	1,624,545
R ²	0.001	0.001
Adjusted R ²	0.001	0.001
F Statistic	238.621***	216.285***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2011 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

TABLE A.4.8 – Robustness estimates of the growth rate of the number of poor and non-poor households between 2017 and 2019 (Exposure 11–19 | Urban vs Rural)

	Growth of #poor households		Growth of #non-poor households	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Newly Exposed	0.007* (0.004)	−0.004 (0.006)	−0.0005 (0.001)	0.003* (0.002)
Newly Exposed*Urban		0.027*** (0.008)		−0.009*** (0.003)
Urban	0.019*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.001* (0.001)	0.002** (0.001)
Zoning B	0.006** (0.002)	0.006** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
Zoning A	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	−0.004** (0.002)	−0.004** (0.002)
% Single parents	−0.451*** (0.011)	−0.451*** (0.011)	−0.051*** (0.004)	−0.050*** (0.004)
% Farmers	−0.154*** (0.014)	−0.155*** (0.014)	−0.016*** (0.006)	−0.016*** (0.006)
% Artisans and others	0.095*** (0.018)	0.096*** (0.018)	0.004 (0.007)	0.004 (0.007)
% Social housing	0.095*** (0.006)	0.094*** (0.006)	−0.050*** (0.003)	−0.050*** (0.003)
% Work resid.	0.078*** (0.005)	0.078*** (0.005)	−0.017*** (0.002)	−0.017*** (0.002)
Constant	−0.051*** (0.002)	−0.050*** (0.002)	0.020*** (0.001)	0.020*** (0.001)
Exposure Effects				
Rural	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	−0.004	−0.786	0.003*	1.858
Urban	Coef.	Test-stat	Coef.	Test-stat
$H_0 : \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^U + \beta_{[NE=1]-[NE=0]}^R = 0$	0.022***	13.099	−0.006***	8.4619
Observations	1,624,545	1,624,545	1,624,545	1,624,545
R ²	0.001	0.001	0.0005	0.0005
Adjusted R ²	0.001	0.001	0.0005	0.0005
F Statistic	249.508***	225.589***	85.552***	77.933***

*Notes : Rural areas correspond to the reference density. Bootstrap standard errors are reported in parentheses. The variable Newly Exposed takes the value of 1 if the geographical unit became exposed between 2011 and 2019, and 0 if it was never exposed. The variable "ABC zoning" reflects the degree of pressure in the housing market, with a value of "C" indicating an unstrained market, "B" indicating moderate strain, and "A" indicating high strain. % Work resid. corresponds to the proportion of employed individuals aged 15 and over who work in their municipality of residence. % Farmers corresponds to the percentage of farmers at the municipality level. % Artisans and others corresponds to the percentage of artisans, merchants, and business owners at the municipality level. In the exposure section, a t-test is conducted for rural areas and a Fisher test for urban areas. ***, **, * indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively.*

Appendix - Chapitre 2

B.1 Explication du choix de 2008 comme année de référence

Nous avons choisi l'année 2008 comme année de référence pour nous permettre d'avoir un décalage de deux années au minimum entre la construction du site et celle d'un logement social. Deux éléments justifient ce choix de deux années. Le premier argument consiste à appliquer un décalage afin que celui-ci tienne compte de la durée entre le moment de la conception du projet de construction d'un logement social et l'achèvement de ce dernier. D'après une note du Commissariat Général au Développement Durable ([Boutier \(2012\)](#)), la durée moyenne de construction de logements collectifs entre 1990 et 2010 a oscillé entre 16 et 23 mois, en comptant uniquement la durée entre l'ouverture du chantier et l'achèvement des travaux. Bien que ces données ne soient pas actualisées pour notre période d'analyse, elles permettent de donner une indication sur la durée moyenne de construction des logements sociaux collectifs. Enfin, au regard de la loi SRU, lorsqu'une commune n'atteint pas ses objectifs, c'est-à-dire qu'elle n'a pas atteint son taux cible (20 % ou 25 % de logements sociaux dans son parc résidentiel), elle doit justifier d'un effort de rattrapage. Ce rattrapage est établi par la fixation, entre autres, d'objectifs quantitatifs de production sur une période de trois années, afin d'atteindre à terme le taux cible. Ainsi, cette règle suggère que la construction de logements sociaux peut se réaliser sur une période de trois années ou moins, ce qui justifie le choix d'appliquer un décalage temporel minimal de deux années entre la mise en service du site polluant au sein de la commune et la construction de logements sociaux.

B.2 Description détaillée des variables de contrôle

La littérature identifie plusieurs déterminants de la construction de logements sociaux. Pour contrôler ceux pouvant influencer la probabilité qu’une commune en construise au moins un, nous incluons des variables liées à l’obligation légale, à la dynamique démographique, à la densité de population, à la nuance politique et au comportement passé vis-à-vis du parc social.

Les données relatives à l’obligation légale de construire des logements sociaux, en référence à la loi SRU, sont issues du site *Transparence Logement Social* du Ministère de la Transition Écologique. Nous avons construit une variable catégorielle prenant la valeur de 1 si la commune était concernée par la loi SRU en 2011, et de 0 sinon²². Ensuite, pour tenir compte de la dynamique démographique passée de la commune, laquelle peut constituer un indicateur de pression sur le marché immobilier, nous construisons, à partir des données démographiques issues du Recensement de la Population réalisé par l’INSEE, une variable catégorielle prenant la valeur de 1 si la commune a connu entre 1999 et 2009 une croissance démographique annuelle moyenne strictement positive, et 0 sinon. Par ailleurs, la densité de population étant susceptible d’influencer la construction d’au moins un logement social, nous utilisons la grille communale de densité en 7 niveaux construite par l’INSEE. Cette grille tient compte à la fois du nombre d’habitants par commune et de leur répartition spatiale. Nous créons une variable catégorielle, prenant la valeur de 2 si la commune est une commune urbaine, de 1 si elle est péri-urbaine, et de 0 si elle est rurale. Également, identifié par [Jaupart \(2020\)](#) et [Schone \(2013\)](#) comme un indicateur pertinent de la décision de construction de logements sociaux, nous tenons compte de la nuance politique de la commune. À partir des résultats des élections municipales de 2008, nous avons construit une variable catégorielle prenant la valeur de 2 si le maire de la commune est identifié à gauche (gauche et extrême gauche), de 1 s’il est identifié comme centriste ou « Autres », et de 0 s’il est identifié à droite (droite et extrême droite)²³. Enfin, en suivant les conclusions de [Korsu \(2016\)](#), qui identifie que la construction de logements sociaux entre 1999 et 2008 s’est, en partie, concentrée dans des zones déjà relativement bien dotées, nous intégrons, à partir de la base RPLS, une variable catégorielle prenant la valeur de 1 si la commune disposait d’au moins un logement social construit avant 2008, et de 0 sinon.

Pour tenir compte des variables pouvant influencer le volume de logements sociaux construits, en référence à la deuxième étape de notre stratégie empirique, nous conservons certaines variables utilisées dans la première étape. Nous maintenons les variables se rapportant à la nuance politique de la commune, à son comportement passé vis-à-vis des logements sociaux et à sa dynamique démographique passée. Concernant cette dernière variable, les travaux de [Gobillon et Vignolles \(2016\)](#) et de [Schone \(2013\)](#) suggèrent que la construction de logements sociaux influence l’attractivité d’une zone. Nous supposons de façon symétrique que l’attractivité d’une zone, matérialisée par un solde migratoire positif, peut également affecter le nombre de logements construits. Ainsi,

22. Le choix de l’année 2011 est contraint par la disponibilité des données.

23. Ces données sont produites par le Ministère de l’Intérieur et des Outre-Mer et sont diffusées sur le site data.gouv.fr. Cependant, les données disponibles ne concernent que les communes de plus de 3500 habitants. Pour les communes de moins de 3500 habitants, nous avons, par défaut, appliqué la catégorie « Autres », car pour les élections municipales de 2008, les préfets n’avaient pas l’obligation d’attribuer une nuance politique aux listes des communes de moins de 3500 habitants.

nous tenons compte des deux composantes du solde démographique, à savoir le solde migratoire et naturel. Nous créons une variable prenant la valeur de 1 lorsque le taux de croissance annuel moyen du solde migratoire est strictement positif et de 0 sinon. Nous procédons de même pour le solde naturel.

A ces variables, nous ajoutons des éléments relatifs au déséquilibre entre offre et demande sur le marché immobilier, à la disponibilité foncière et à la dynamique de densité de population entre communes proches.

Les éléments permettant de caractériser le déséquilibre entre offre et demande sur le marché immobilier sont issus du zonage A, B et C défini à l'article D304-1 du code de la construction et de l'habitat, communiqués par le Ministère de la Transition Écologique²⁴. Les zones A, B et C décrivent, respectivement, des communes très tendues, tendues et non tendues. Ensuite, pour approximer les disponibilités foncières, comme Schone (2013), nous calculons, à partir de la base corine land cover (CLC) de 2006, la proportion de sols artificialisés^{25, 26}. Enfin, pour tenir compte des dynamiques de densité de population entre communes proches, nous calculons l'inverse de la distance à la commune dite « ville-centre » la plus proche. Pour cela, à l'aide du découpage en unité urbaine réalisé à partir du Recensement de la Population de 2017 par l'INSEE, nous utilisons le statut attribué à chaque commune et calculons l'inverse de la distance euclidienne entre le centroïde de chaque commune et celui de la « ville-centre » la plus proche²⁷.

24. Le zonages A, B et C est disponibles sur le site *data.gouv.fr*.

25. Dans la base CLC, les sols artificialisés correspondent aux éléments figurant dans la classification « Territoires artificialisés », dans laquelle se trouvent des zones urbanisées (espaces structurés par des bâtiments), des zones industrielles, commerciales et réseaux de communication, des mines, décharges et chantiers, et des espaces verts artificialisés non agricoles.

26. Comme la construction de logements sociaux accroît la proportion de sols artificialisés d'une commune, à condition que ces nouvelles construction aient eu lieu sur des espaces naturels, agricoles ou forestiers, nous appliquons un décalage temporel entre ces deux variables. Ainsi, nous considérons la proportion de sols artificialisés en 2006, car il s'agit de l'année antérieure aux nouvelles constructions les plus proches de 2010.

27. Une unité urbaine correspond à une zone où une ou plusieurs communes présente une continuité du bâti, laquelle compte plus de 2,000 habitants. Dans le cas où une unité urbaine s'étend sur plusieurs communes, correspondant alors à une agglomération multicommunale, si plus de 50 % de la population de cette agglomération multicommunale se trouve dans une unique commune, cette commune est nommée « ville-centre ». Toute commune ayant une population supérieure à 50 % de la commune la plus peuplée de l'agglomération multicommunale est également appelée « ville-centre ».

B.3 Résumé des variables

TABLE B.3.1 – Résumé des variables pour chaque étape

		Construire <i>versus</i> Non construire	Nombre de construction	Construire à proximité ou non
Var. dépendante	Logement social	1/0	#	-
	Logement social exposé	-	-	Type 1/ Type 0
Princ. var. indép.	E-PRTR (av. 2008)	1/0	1/0	-
Var. de contrôle	Revenu fiscal médian	-	-	Quintile (réf. Quintile 1)
	SRU	1/0	-	-
	Densité	2 = Urbaine ; 1 = Péri-urbaine ; 0 = Rurale (réf.)	-	-
	Démographie	1/0	-	-
	Solde migratoire	-	1/0	-
	Solde naturel	-	1/0	-
	Nuance politique	2 = Gauche ; 1 = Centre/Autres ; 0 = Droite (réf.)	2 = Gauche ; 1 = Centre/Autres ; 0 = Droite (réf.)	2 = Gauche ; 1 = Centre/Autres ; 0 = Droite (réf.)
	Présence logement social (av. 2008)	1/0	1/0	1/0
	Zonage ABC	-	2 = Très tendues (réf.) ; 1 = Tendues ; 0 = Non tendues	3 = Très tendues (réf.) ; 1 = Tendues ; 0 = Non tendues
	% Sols artificialisés	-	%	%
	Inv. dist. centre plus proche	-	#	#
	Site E-PRTR/ m^2 (av. 2008)	-	-	#

Sources : RPLS, Géorisques, Ministère de la Transition Ecologique, INSEE, Ministère de l'Intérieur et des Outre-Mer, CLC.

B.4 Probabilité de construire au moins un logement social

TABLE B.4.1 – Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social

	<i>Variable dépendante :</i>	
	Construction d’au moins un logement social entre 2010 et 2019	
	(1)	(2)
E-PRTR	1,789*** (0,041)	0,351*** (0,065)
Péri-urbaines		1,677*** (0,055)
Urbaines		2,822*** (0,141)
Centre/Autres		−1,618*** (0,102)
Gauche		0,151 (0,132)
SRU		2,296*** (0,215)
LS		1,978*** (0,046)
Démographie		0,767*** (0,058)
Constante	−2,068*** (0,018)	−2,480*** (0,115)
Observations	34808	34808
Log Likelihood	−13188,290	−7821,629
AIC	26380,570	15661,260
AUC	0,6018	0,8942

Notes : La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d’au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. La référence de la variable « Densité » correspond aux communes rurales. L’orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d’au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

B.5 Probabilité de construire au moins un logement social : effets marginaux

TABLE B.5.1 – Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social : effets marginaux

<i>Dependent variable :</i>	
Construction d’au moins un logement social entre 2010 et 2019	
	(1)
E-PRTR	0,024*** (0,005)
Péri-urbaines	0,161*** (0,007)
Urbaines	0,359*** (0,027)
Centre/Autres	−0,160*** (0,014)
Gauche	0,009 (0,009)
SRU	0,258*** (0,036)
LS	0,175*** (0,005)
Démographie	0,042*** (0,003)
Observations	34807

Notes : La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d’au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. La référence de la variable « Densité » correspond aux communes rurales. L’orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d’au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le Tableau B.5.1 présente les estimations des effets marginaux des différentes variables sur la probabilité que la commune ait construit au moins un logement social entre 2010 et 2019. A la moyenne de l’échantillon de la variable « E-PRTR », le fait d’accueillir un site E-PRTR, plutôt que de ne pas en accueillir un, accroît la probabilité qu’une commune construise au moins un logement social de 0,02 point de pourcentage. Nous suggérons que la présence d’au moins un site E-PRTR est un déterminant pertinent, à l’échelle communale, de la construction de logements sociaux.

B.6 Probabilité de construire au moins un logement social : robustesse

TABLE B.6.1 – Effet de la présence d'un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social : robustesse

	<i>Variable dépendante :</i>		
	Construction d'au moins un logement social entre 2010 et 2019		
	Zones urbaines	Zones péri-urbaines	Zones rurales
E-PRTR	0,921*** (0,299)	0,181 (0,128)	0,341*** (0,078)
Centre/Autres	-1,426*** (0,346)	-1,393*** (0,154)	-1,886*** (0,141)
Gauche	0,326 (0,326)	0,286 (0,198)	0,004 (0,197)
SRU	2,990*** (0,733)	1,904*** (0,259)	2,814*** (0,402)
LS	1,293** (0,559)	1,315*** (0,100)	2,140*** (0,052)
Démographie	-0,029 (0,272)	0,602*** (0,110)	0,844*** (0,071)
Constant	1,083* (0,639)	-0,378** (0,186)	-2,384*** (0,153)
Observations	1291	2828	30688
Log Likelihood	-226,176	-1491,042	-6056,776
AIC	466,352	2996,085	12127,550
AUC	0,8059	0,8057	0,7973

Notes : La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d'au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. La référence de la variable « Densité » correspond aux communes rurales. L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

B.7 Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits

TABLE B.7.1 – Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits

	Variable dépendante :		
	Somme logement social construit entre 2010 et 2019		
	Poisson	NB1	NB2
E-PRTR	0.822*** (0,003)	0.309*** (0,027)	0.613*** (0,035)
Tendues	-0.893*** (0,003)	-0.463*** (0,035)	-0.691*** (0,045)
Non tendues	-2.316*** (0,006)	-0.881*** (0,041)	-1.818*** (0,051)
LS	0.573*** (0,008)	0.139*** (0,036)	0.442*** (0,039)
Centre/Autres	0.545*** (0,005)	0.438*** (0,035)	0.860*** (0,040)
Gauche	1.039*** (0,004)	0.671*** (0,033)	1.178*** (0,039)
Solde migratoire	-0.041*** (0,003)	-0.030 (0,026)	-0.076* (0,032)
Solde naturel	0.435*** (0,005)	0.170*** (0,031)	0.267*** (0,035)
% Sols artificialisés	0.262*** (0,006)	0.215** (0,067)	0.164* (0,085)
Inv. dist. centre plus proche	0.968*** (0,003)	0.176*** (0,032)	0.599*** (0,039)
Constante	3.619*** (0,009)	4.527*** (0,061)	3.754*** (0,072)
Observations	4830	4830	4830
Log Likelihood	-51 303,7	-25 858,21	-24 152,84
AIC	702629	51 740,42	48 329,69
Test de dispersion	238,3497 (p-value = 5,697e-09)	—	—
Test de Vuong	—	-16,079**	

Notes : En colonne (1) figure les résultats de l'estimation d'une régression de Poisson, sous l'hypothèse de l'égalité entre la moyenne et la variance conditionnelle de la variable dépendante. En colonne (2) et (3) figurent les estimation d'une régression binomiale négative attribuant, respectivement, une forme linéaire et quadratique à la variance conditionnelle. La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d'au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

B.8 Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits : robustesse

TABLE B.8.1 – Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits : robustesse

	Variable dépendante :		
	Somme logement social construit entre 2010 et 2019		
	Zones urbaines	Zones péri-urbaines	Zones rurales
E-PRTR	0.552*** (0.061)	0.236*** (0.054)	0.250*** (0.050)
Centre/Autres	0.004 (0.105)	-0.873*** (0.058)	-0.764*** (0.067)
Gauche	0.406*** (0.060)	0.070 (0.062)	0.054 (0.090)
LS	1.058*** (0.287)	0.338*** (0.064)	0.358*** (0.041)
Solde migratoire	0.079 (0.059)	0.200*** (0.049)	0.158*** (0.047)
Solde naturel	0.170* (0.094)	0.093* (0.056)	0.212*** (0.041)
Tendues	-0.461*** (0.062)	-0.351*** (0.076)	-0.425*** (0.140)
Non tendues	-1.960*** (0.137)	-0.960*** (0.089)	-1.036*** (0.138)
% Sols artificialisés	0.130 (0.119)	-0.115 (0.163)	0.166 (0.151)
Inv. dist. centre plus proche	0.832*** (0.075)	-0.087 (0.062)	0.133** (0.057)
Constante	4.096*** (0.308)	4.267*** (0.117)	3.770*** (0.161)
Observations	1291	2828	30688
Log Likelihood	-8082.69	-7400.402	-8060.16
AIC	16189.38	14824.80	16144.32

Notes : Les résultats des estimations correspondent à des régressions binomiale négative attribuant une forme quadratique à la variance conditionnelle. La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d'au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

B.9 Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur l’offre de logements sociaux : robustesse

TABLE B.9.1 – Effet de la présence d’au moins un site polluant sur l’offre de logements sociaux pour 1000 habitants par hectare

	Dependent variable :
	log(Offre de logements pour 1000 habitants par hectare)
E-PRTR	0,317*** (0,039)
Centre/Autres	−0,376*** (0,047)
Gauche	0,190*** (0,047)
LS	0,042 (0,044)
Solde migratoire	0,386*** (0,036)
Solde naturel	0,050 (0,039)
Tendues	0,269*** (0,052)
Non tendues	0,274*** (0,058)
% Sols artificialisés	−0,632*** (0,099)
Inv. dist. centre plus proche	−0,065 (0,044)
Constant	8,862*** (0,081)
Observations	4830
Adjusted R ²	0,084
F Statistic	451,59***

*Notes : La variable « E-PRTR » correspond à la présence ou non, au sein de la commune, d’au moins un site E-PRTR, construit avant 2008. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d’au moins un logement social, construit avant 2008. L’orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable « Nuance politique ». ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

B.10 Statistiques descriptives des communes de *Type 1* et de *Type 0*

TABLE B.10.1 – Statistiques descriptives des communes de *Type 0* et de *Type 1*

		<i>Type 0</i>		<i>Type 1</i>		Test du chi-deux
		# (800)	% (56,74 %)	# (610)	% (43,26 %)	
Quintile de revenu fiscal	]0; 22614,8]	120	15,25	160	26,23	1,034e-05
	]22614,8; 25576,8]	162	20,25	120	19,67	
	]25576,8; 29173,0]	166	20,75	116	19,02	
	]29173,0; 33870,2]	179	22,375	103	16,88	
	> 33870,2	171	21,375	111	18,2	
Zonage ABC	Très tendue	64	8	127	20,82	2,2e-16
	Tendue	389	48,625	358	58,69	
	Non tendue	347	43,375	125	20,49	
Nuance politique	Droite	199	24,875	206	33,77	2,017e-13
	Centre/Autres	313	39,125	123	20,16	
	Gauche	288	36	281	46,07	
Présence logement social (av. 2008)	0	92	11,5	19	3,12	1,25e-08
	1	708	88,5	591	96,88	
		Moyenne	ET	Moyenne	ET	Test de Welch
Site EPRTR/m ² (av. 2008)		8,22	10	16,8	24	2,581e-16
Inv. dist. centre plus proche		0,26	0,43	0,35	0,46	0,0008254
% Sols artificialisés		0,09	0,13	0,14	0,21	2,035e-05

Notes : L'hypothèse nulle du test de chi-deux correspond à l'indépendance entre deux variables. Le symbole # indique le nombre de communes correspondant aux différentes modalités des variables. Par exemple, pour la modalité]0 ; 22614,8] de la ligne « Quintile de revenu fiscal », dans la colonne « Type 0 », # signifie que 120 communes françaises de Type 0 sont des communes appartenant au premier quintile de revenu. Le symbole % représente, selon si la commune est de Type 0 ou de Type 1, la proportion de communes pour chaque modalité des variables indépendantes. En considérant le même exemple que précédemment, cela signifie que parmi les communes de Type 0 15,25 % appartiennent au premier quintile de revenu. ET correspond à l'écart-type. Nous avons réalisé des tests de différences de moyenne à l'aide du test de Welch. Ce dernier, dont l'hypothèse nulle stipule que deux variables ont la même moyenne, permet de réaliser des tests de différence de moyennes entre deux variables aux variances différentes.

B.11 Effets marginaux des facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0*

TABLE B.11.1 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0* : effets marginaux

	Dependent variable : <i>Type 1</i> versus <i>type 0</i>
Site E-PRTR/ m^2	0,007*** (0,001)
% Sols artificialisés	0,245** (0,079)
Tendues	-0,129*** (0,035)
Non tendues	-0,296*** (0,041)
Inv. dist. centre plus proche	0,069* (0,030)
Centre/Autres	-0,073* (0,035)
Gauche	-0,042 (0,029)
Quintile 2	-0,100** (0,035)
Quintile 3	-0,120** (0,037)
Quintile 4	-0,162*** (0,037)
Quintile 5	-0,172*** (0,039)
LS	0,114* (0,054)
Observations	1410

Notes : La variable « Site E-PRTR/ m^2 » fait référence à la densité de site E-PRTR par commune, lesquels sont construits depuis avant 2017. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable nuance politique. « Quintile 1 » est la référence de la variable « Quintile de revenu fiscal ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le Tableau B.11.1 présente les estimations des effets marginaux des différentes variables sur la probabilité qu'une commune construise au moins un logement social à proximité d'un site polluant. A la moyenne de l'échantillon de la variable « Quintile de revenu fiscal », à mesure que la commune appartient à un quintile de revenu fiscal supérieur au premier quintile, la probabilité que la commune construise à proximité d'un site polluant décroît. Ce résultat semble donc confirmer que la construction d'au moins un logement social autour d'un E-PRTR s'effectue dans des communes caractérisées par une plus grande précarité financière.

B.12 Facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* versus de *Type 0* : zone tampon de 1 kilomètre

TABLE B.12.1 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0*

	Dependent variable : <i>Type 1</i> versus <i>Type 0</i>
Site E-PRTR/m ²	0,052*** (0,009)
% Sols artificialisés	0,891* (0,480)
Tendues	−1,101*** (0,296)
Non tendues	−2,069*** (0,318)
Inv. dist. centre plus proche	0,333* (0,163)
Centre/ Autres	−0,374* (0,179)
Gauche	−0,242 (0,168)
Quintile 2	−0,434* (0,216)
Quintile 3	−0,790*** (0,221)
Quintile 4	−0,848*** (0,229)
Quintile 5	−0,685** (0,252)
LS	0,712** (0,237)
Constant	1,691*** (0,454)
Observations	1410
Log Likelihood	−724,783
AIC	1475,566
AUC	0,7722

*Notes : La variable « Site E-PRTR/m² » fait référence à la densité de site E-PRTR par commune, lesquels sont construits depuis avant 2017. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable nuance politique. « Quintile 1 » est la référence de la variable « Quintile de revenu fiscal ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

B.13 Effets marginaux des facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0* (1 kilomètre)

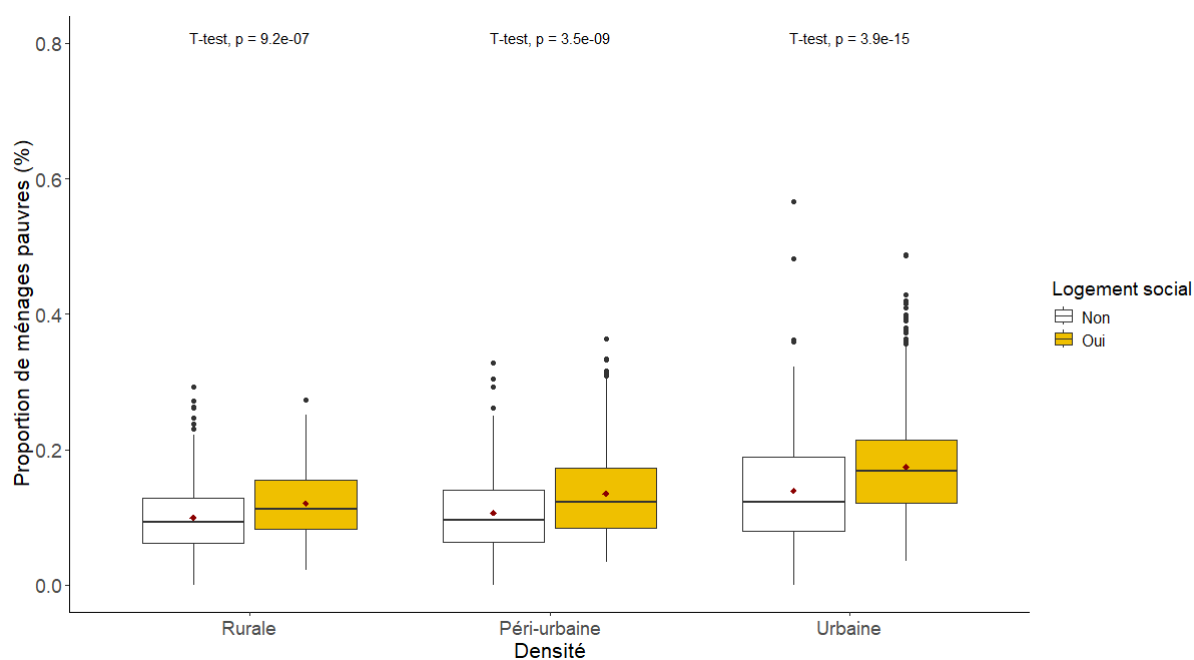
TABLE B.13.1 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0* : effets marginaux

	Dependent variable :
	<i>Type 1 versus type 0</i>
Site E-PRTR/ m^2	0,009*** (0,001)
% Sols artificialisés	0,165* (0,088)
Tendues	−0,199*** (0,051)
Non tendues	−0,423*** (0,063)
Inv. dist. centre plus proche	0,061* (0,030)
Centre/Autres	−0,072* (0,035)
Gauche	−0,045 (0,032)
Quintile 2	−0,085* (0,045)
Quintile 3	−0,162*** (0,049)
Quintile 4	−0,175*** (0,051)
Quintile 5	−0,139* (0,055)
LS	0,149** (0,055)
Observations	1410

Notes : La variable « Site E-PRTR/ m^2 » fait référence à la densité de site E-PRTR par commune, lesquels sont construits depuis avant 2017. « Très tendues » se rapporte à la référence de la variable « Zonage ABC ». L'orientation politique de la commune identifiée à droite correspond à la référence de la variable nuance politique. « Quintile 1 » est la référence de la variable « Quintile de revenu fiscal ». La variable « LS » indique la présence ou non, dans la commune, d'au moins un logement social, construit avant 2008. ***, **, * indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

B.14 Proportion ménages pauvres autour sites E-PRTR (1km)

FIGURE B.14.1 – Distribution de la proportion de ménages pauvres autour des sites E-PRTR



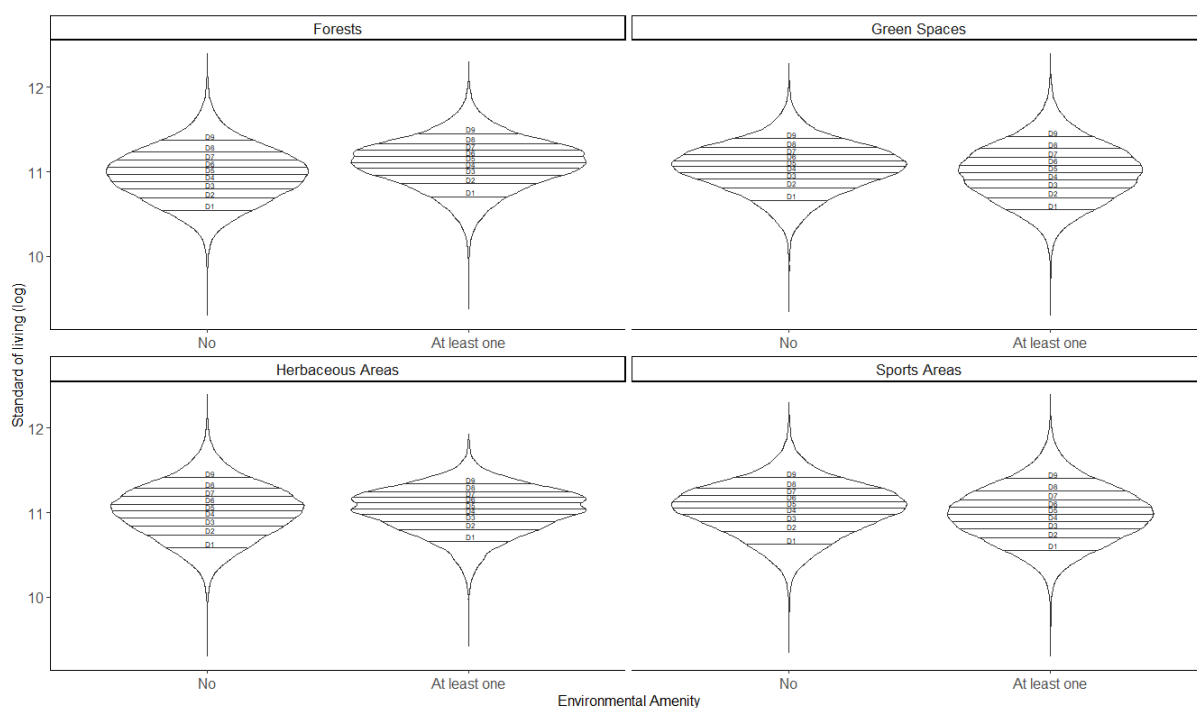
Notes : Nous avons réalisé des tests de différences de moyenne à l'aide du test de Welch. Ce dernier, dont l'hypothèse nulle stipule que deux variables ont la même moyenne, permet de réaliser des tests de différence de moyennes entre deux variables aux variances différentes. L'ordonnée correspond à la proportion de ménages pauvres en 2019. La variable « Logement social » indique si à moins de 1000 mètres d'un site E-PRTR, construit strictement avant 2017, au moins un logement social a été construit entre 2010 et 2019.

Appendix - Chapitre 3

C.1 Environmental amenity

C.1.1 Violin plots

FIGURE C.1.1.1 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The horizontal lines on the violin plots correspond to the different deciles of the standard of living.

C.1.2 Descriptive Statistics

TABLE C.1.2.1 – Standard of living and environmental amenity variable

Environmental Amenity	No		At least one		Welch test	Fisher test
	Mean	SD	Mean	SD		
Forests	10.97	0.33	11.10	0.30	< 2.2e-16	< 2.2e-16
Herbaceous Areas	11.01	0.33	11.02	0.27	9.552e-06	< 2.2e-16
Sports Areas	11.04	0.31	10.98	0.33	< 2.2e-16	< 2.2e-16
Green Spaces	11.05	0.29	10.99	0.34	< 2.2e-16	< 2.2e-16

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test), we report p-values.

C.1.3 Regression results

OLS results

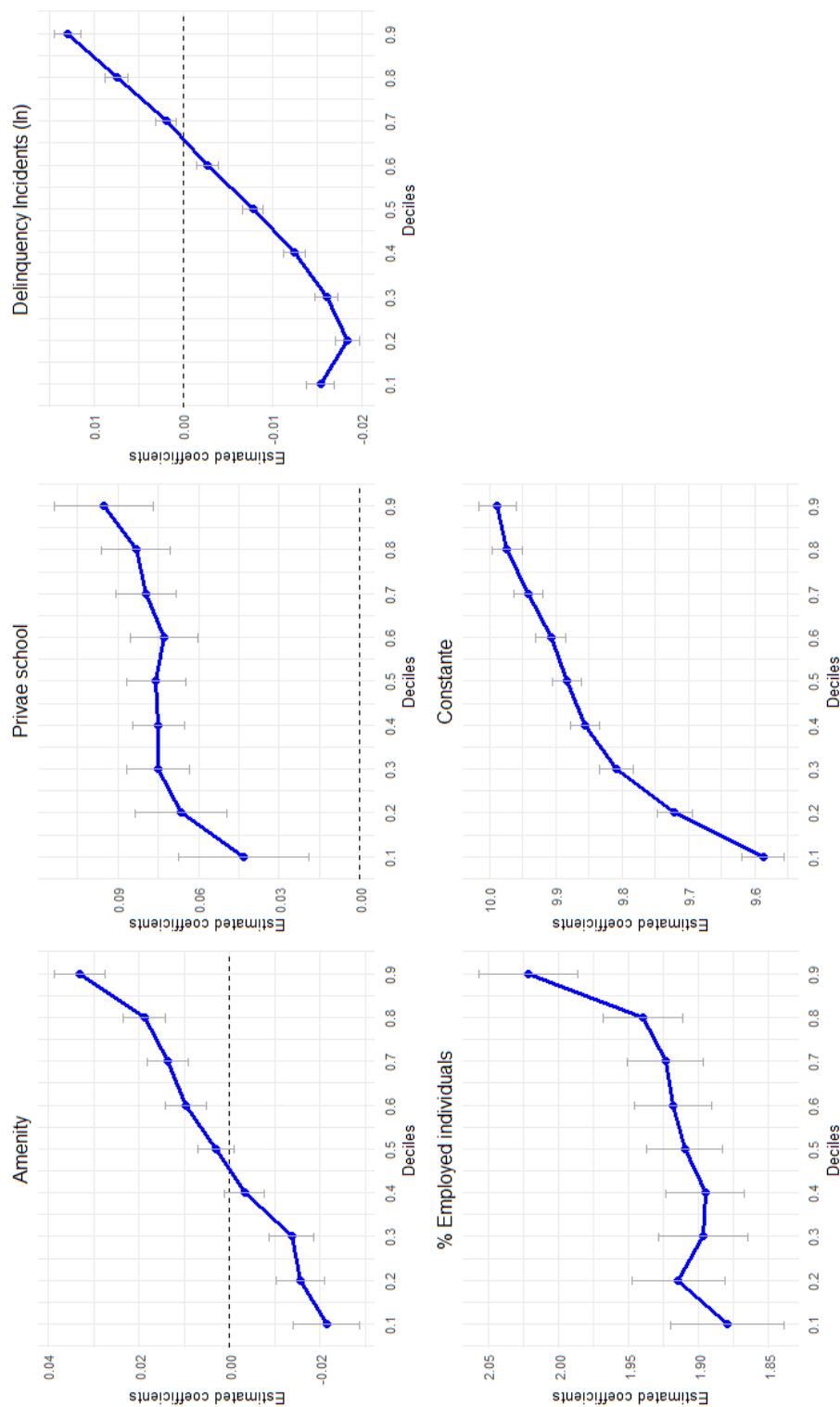
TABLE C.1.3.1 – Standard of living : OLS results

	Standard of living (ln)
Amenity	0.004** (0.002)
Private school	0.073*** (0.005)
Delinquency Incidents (ln)	−0.006*** (0.0005)
% Employed individuals	1.919*** (0.012)
Constant	9.851*** (0.009)
Observations	178,325
R ²	0.169
Adjusted R ²	0.169
F Statistic	9,081.544***

*Notes : The variable Amenity takes the value of 1 if at least one environmental amenity is located within 500 meters of the centroid of a geographical unit (square). The estimated standard errors are presented in parentheses. ***, ** and * denote significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.*

Quantile regression results : Amenity variable

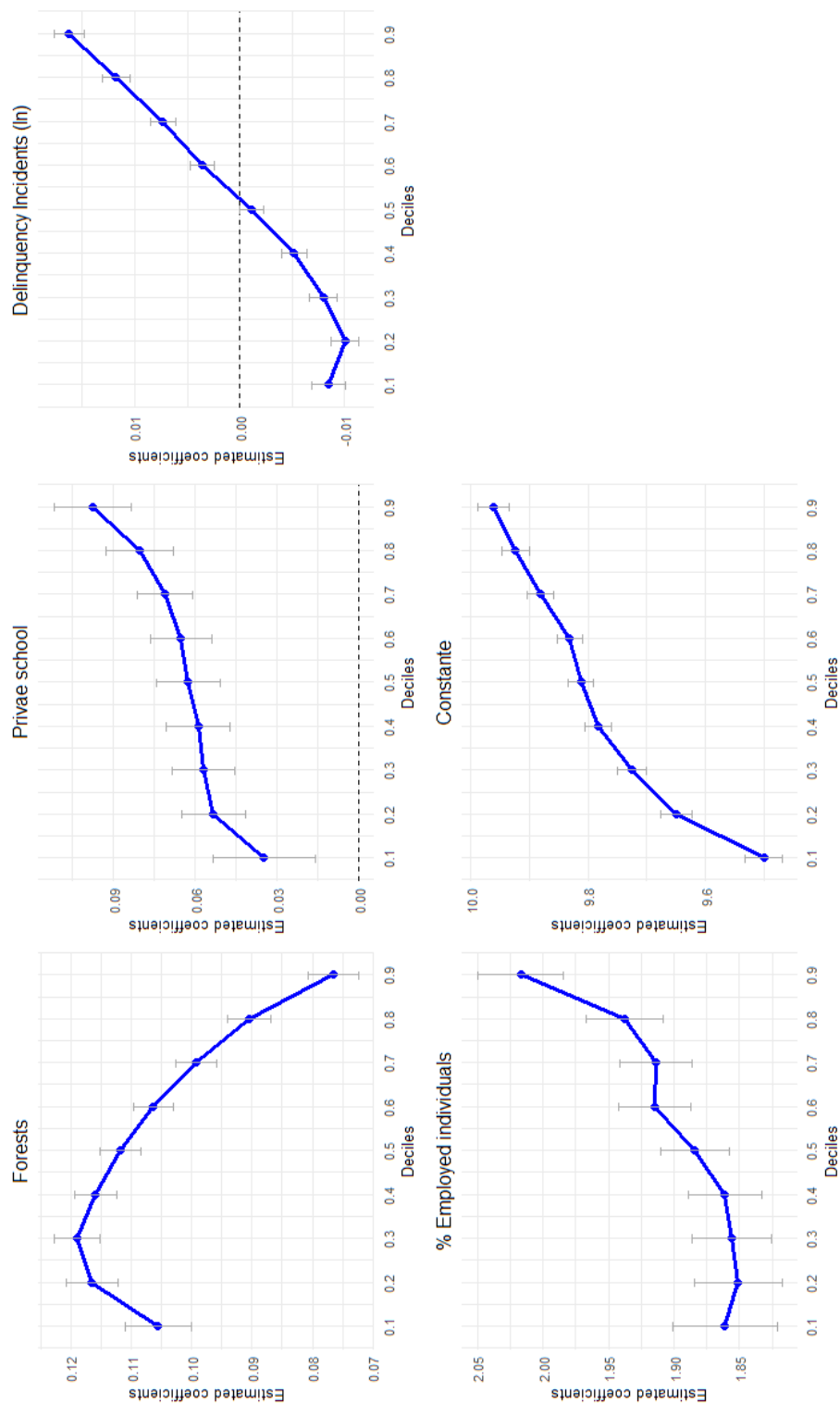
FIGURE C.1.3.1 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

Quantile regression results : Forest variable

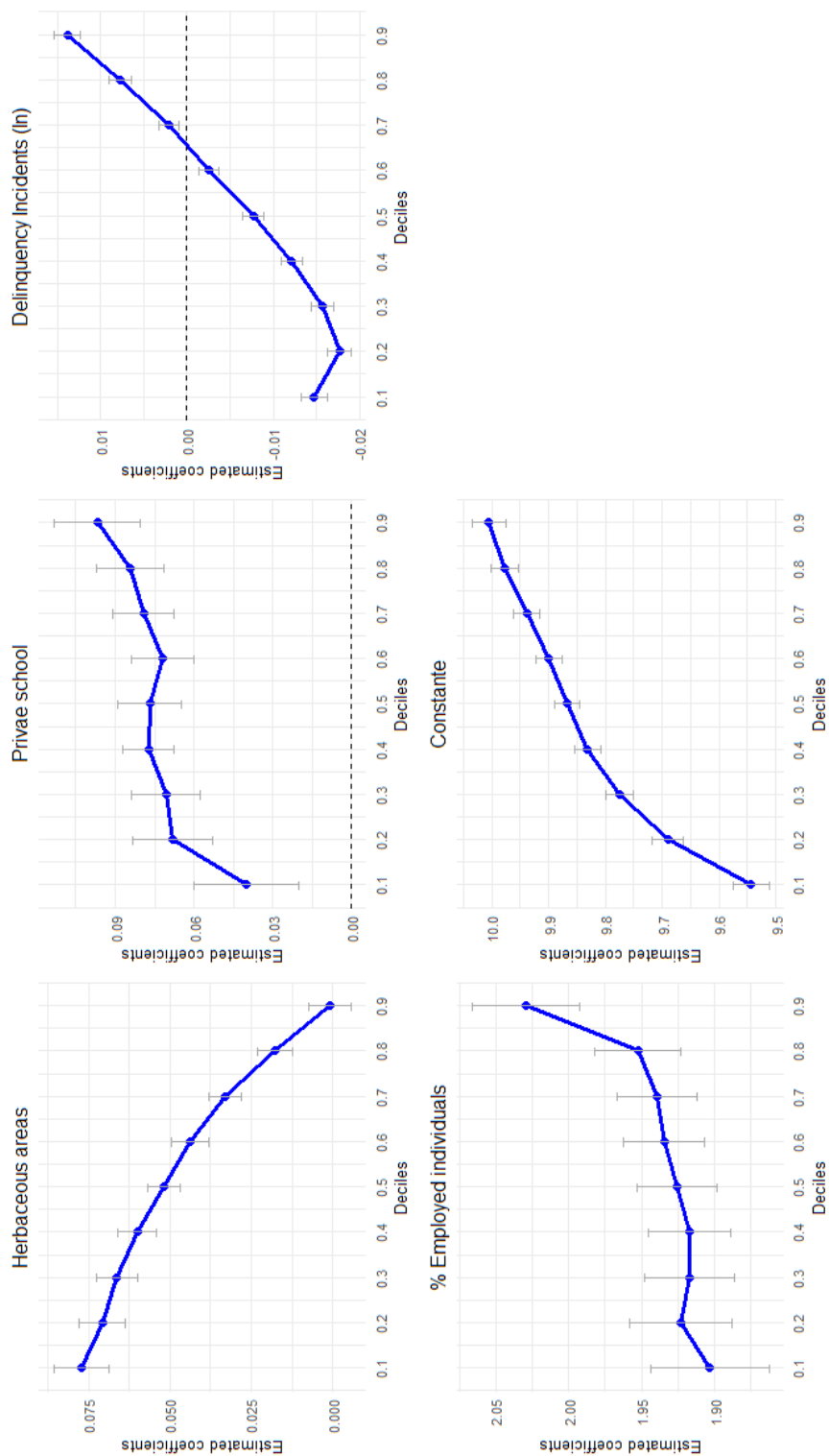
FIGURE C.1.3.2 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

Quantile regression results : Herbaceous areas variable

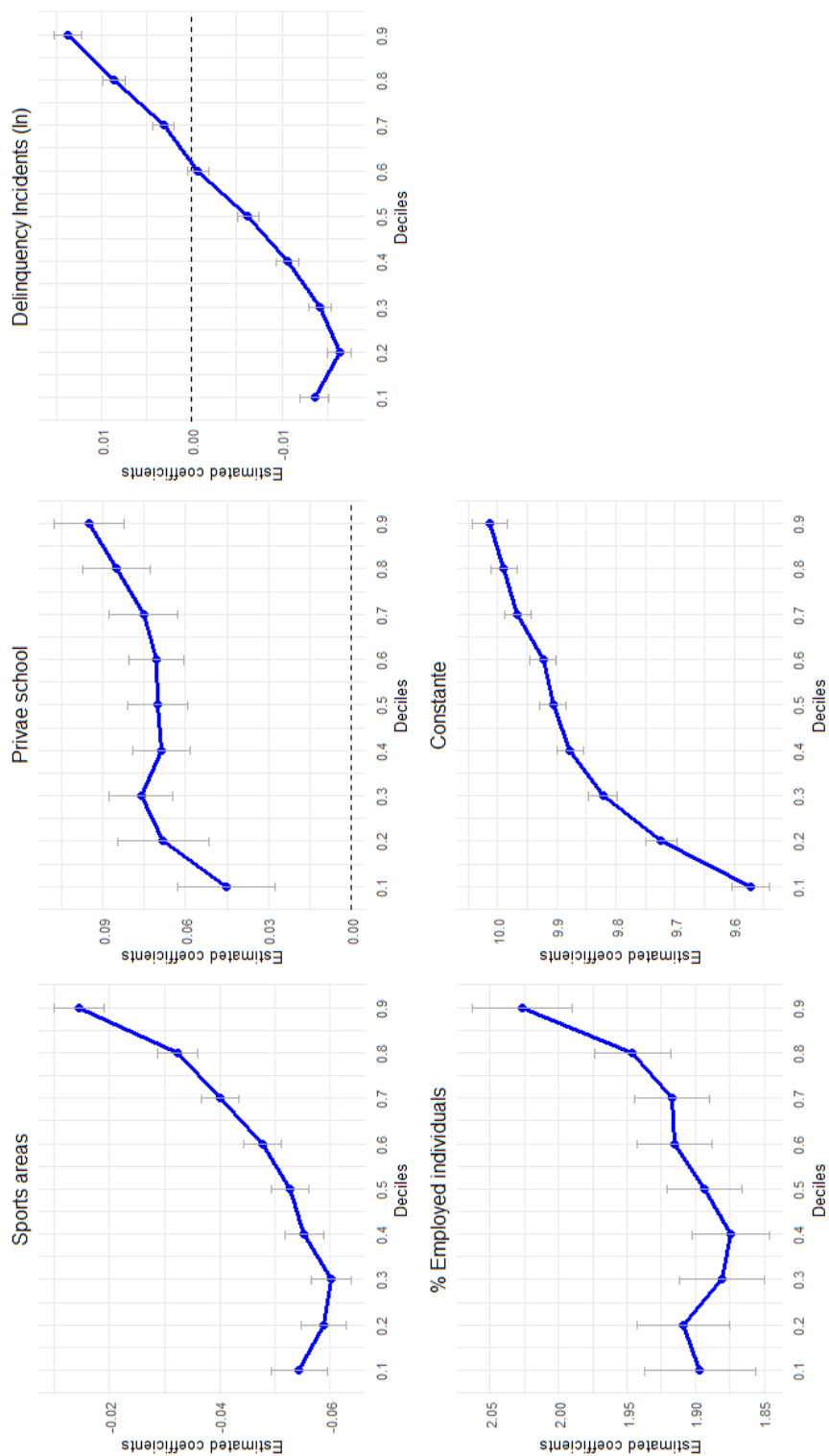
FIGURE C.1.3.3 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

Quantile regression results : Sports areas variable

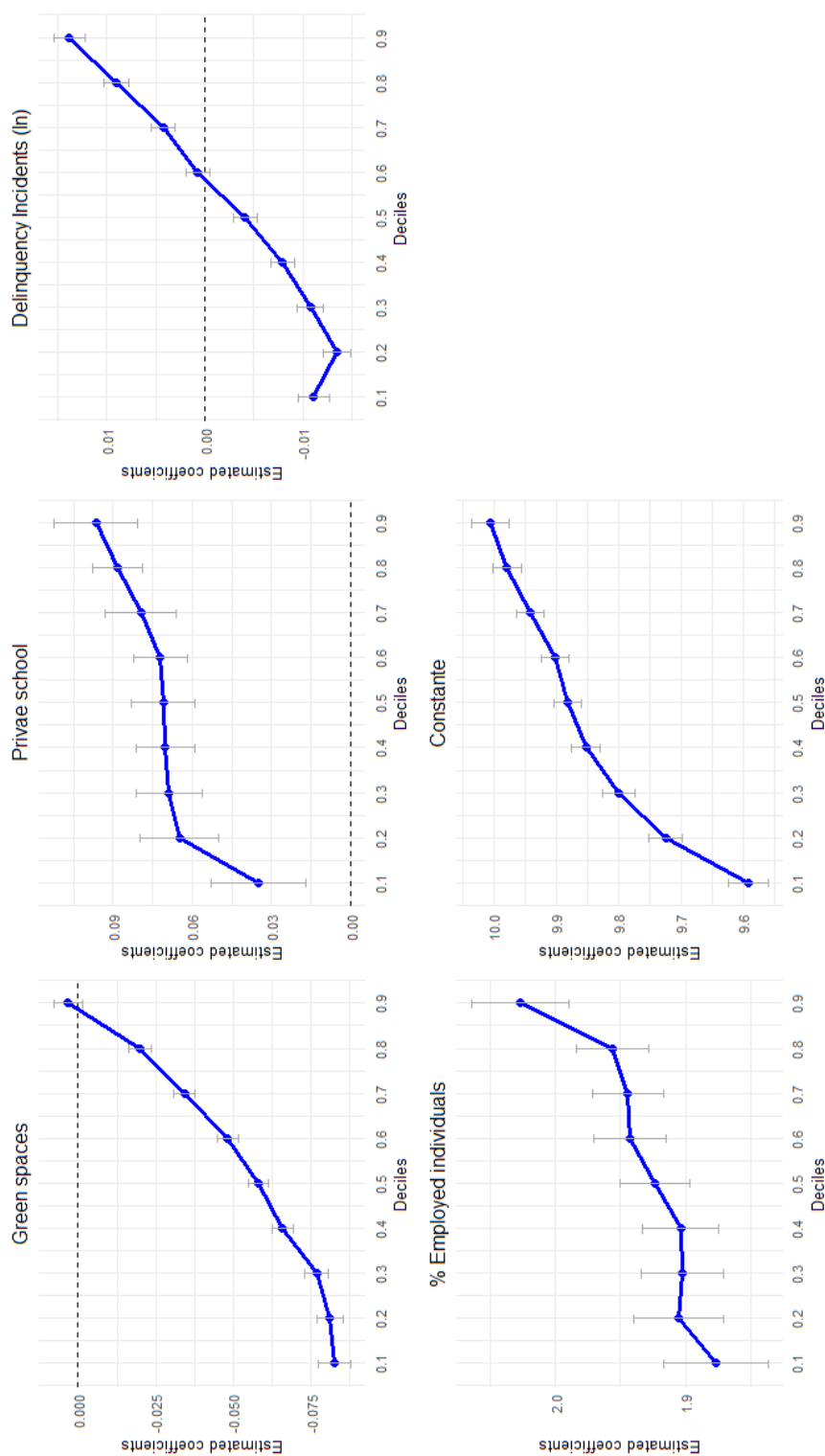
FIGURE C.1.3.4 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

Quantile regression results : Green spaces variable

FIGURE C.1.3.5 – Distribution of standard of living by environmental amenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

C.2 Environmental disamenity

C.2.1 Descriptive statistics

TABLE C.2.1.1 – Standard of living and environmental passive amenity and E-PRTR variables

Variables		Obs. number	Mean	p-value	SD	p-value
E-PRTR	0	37,677	11.10	< 2.2e-16	0.28	1.338e-05
	1	14,284	11.00		0.29	
Passive	0	25,650	11.02	< 2.2e-16	0.30	< 2.2e-16
	1	26,311	11.11		0.26	
EPRTR = 1 & Passive	0	8,391	10.96	< 2.2e-16	0.29	5.064e-12
	1	5,893	11.05		0.27	

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test).

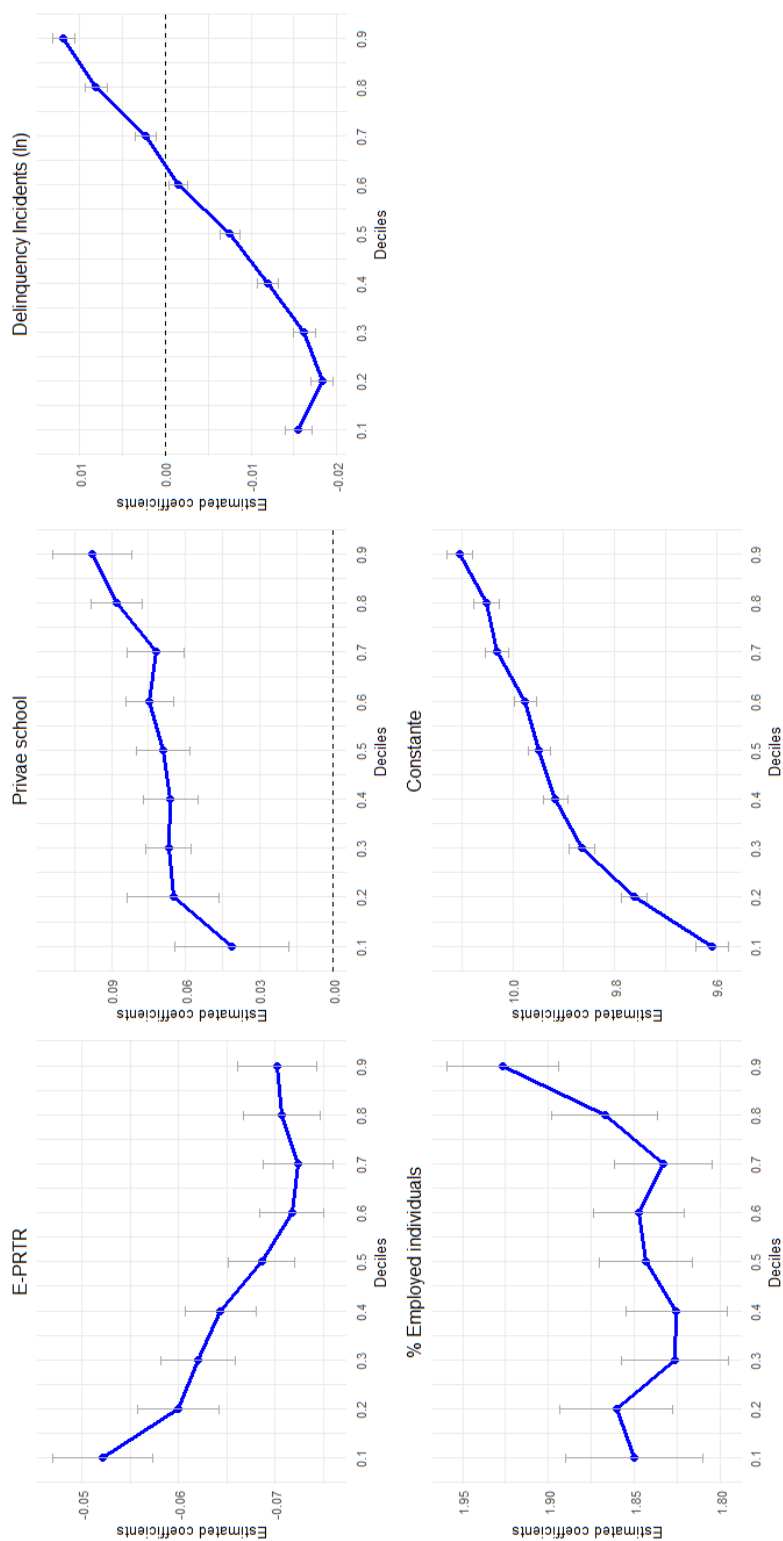
TABLE C.2.1.2 – Standard of living and environmental active amenity and E-PRTR variables

Variables		Obs. number	Mean	p-value	SD	p-value
E-PRTR	0	66,310	11.00	< 2.2e-16	0.33	< 2.2e-16
	1	41,659	10.91		0.31	
Active	0	25,650	10.02	< 2.2e-16	0.30	< 2.2e-16
	1	82,319	10.95		0.34	
EPRTR = 1 & Active	0	8,391	10.96	< 2.2e-16	0.29	< 2.2e-16
	1	33,268	10.90		0.32	

Notes : SD corresponds to the standard deviation. We conducted tests for differences in means and variances, with the null hypothesis indicating the absence of difference (Welch test and Fisher test).

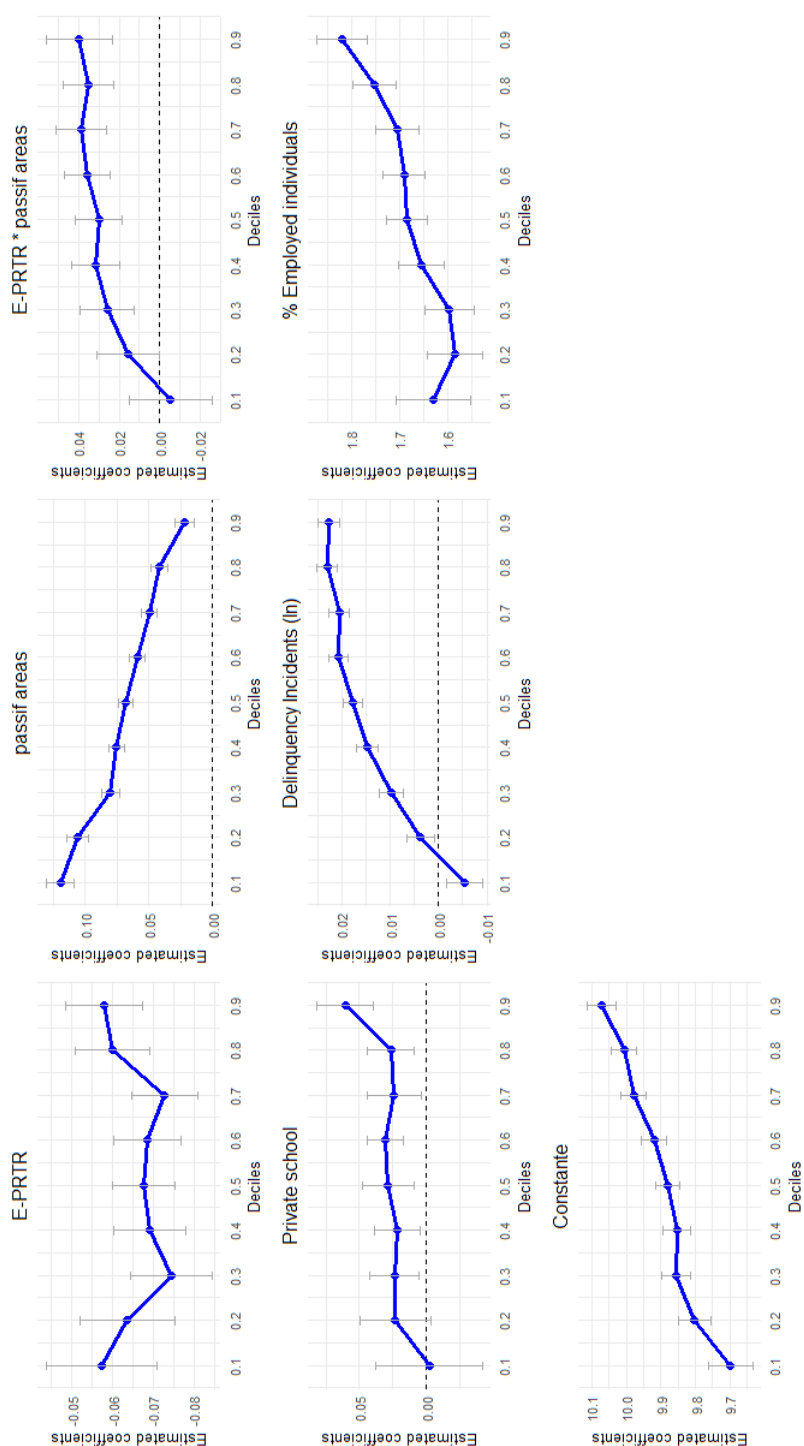
C.2.2 Quantile regression

FIGURE C.2.2.1 – Distribution of standard of living by environmental disamenity variable



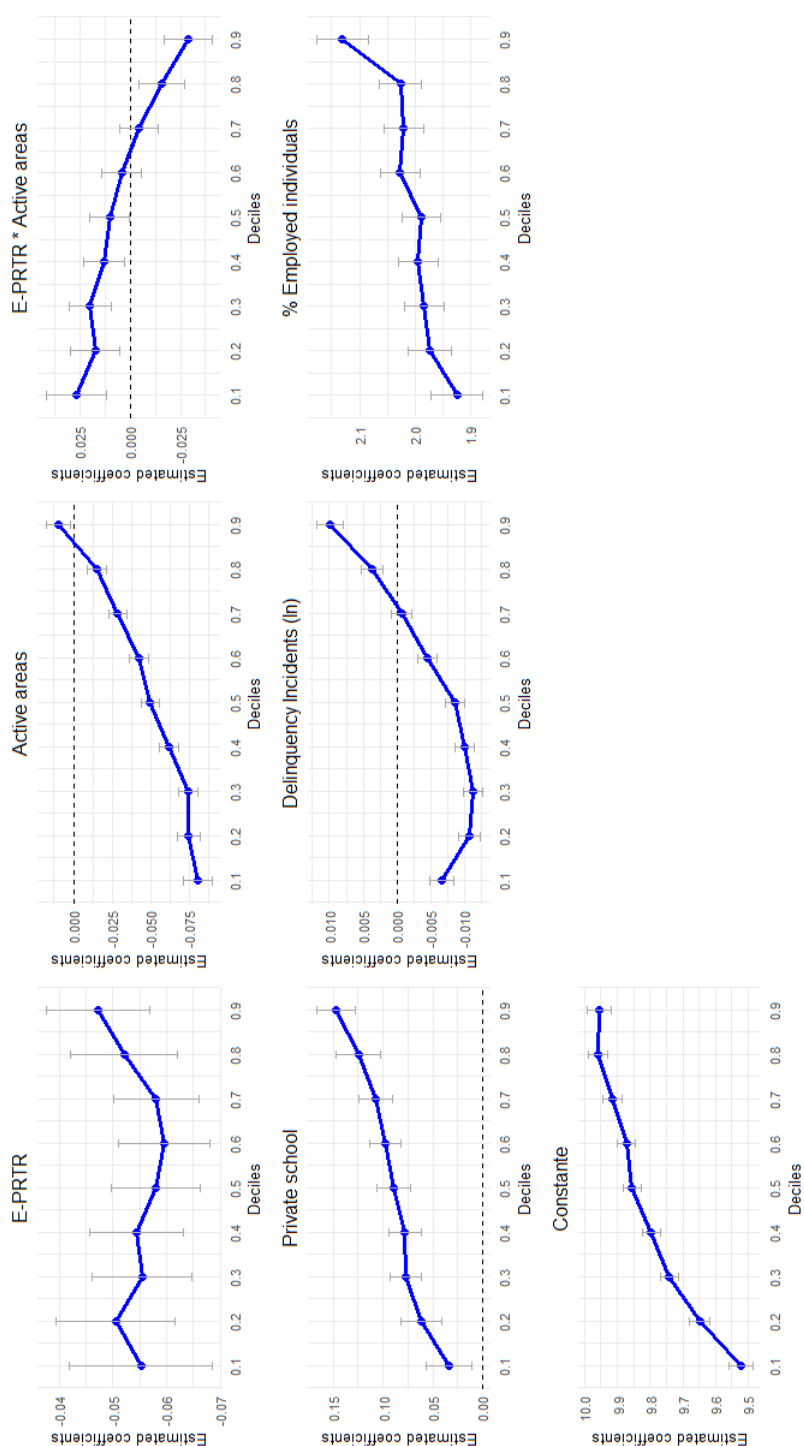
Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

FIGURE C.2.2.2 – Distribution of standard of living by environmental passive amenities and disamenity variable



Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

FIGURE C.2.2.3 – Distribution of standard of living by environmental active amenities and disamenity variable

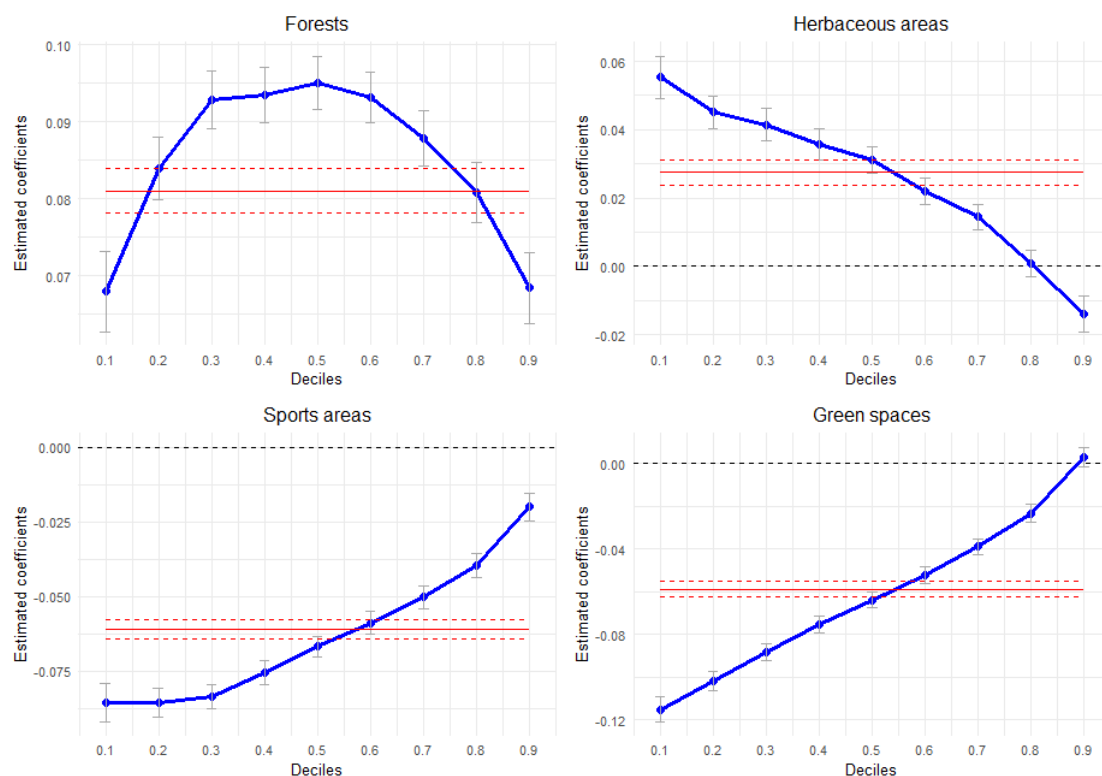


Notes : The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk.

C.3 Robustness

C.3.1 Environmental amenities

FIGURE C.3.1.1 – Categories of environmental amenities and standard of living, QR and OLS (800 mètres)



Notes : The red lines represent the estimated parameters associated with each category of environmental amenities using the OLS method. The dashed lines indicate the lower and upper bounds of the confidence intervals for the estimated parameters. The blue lines correspond to the results of the conditional quantile regression approach, showing the estimated parameters (deciles) associated with the different categories of environmental amenities. The accompanying error bars represent the confidence intervals of the estimated parameters, assuming a 5% risk. Control variables are included in each regression.

C.3.2 Proportion of poor households

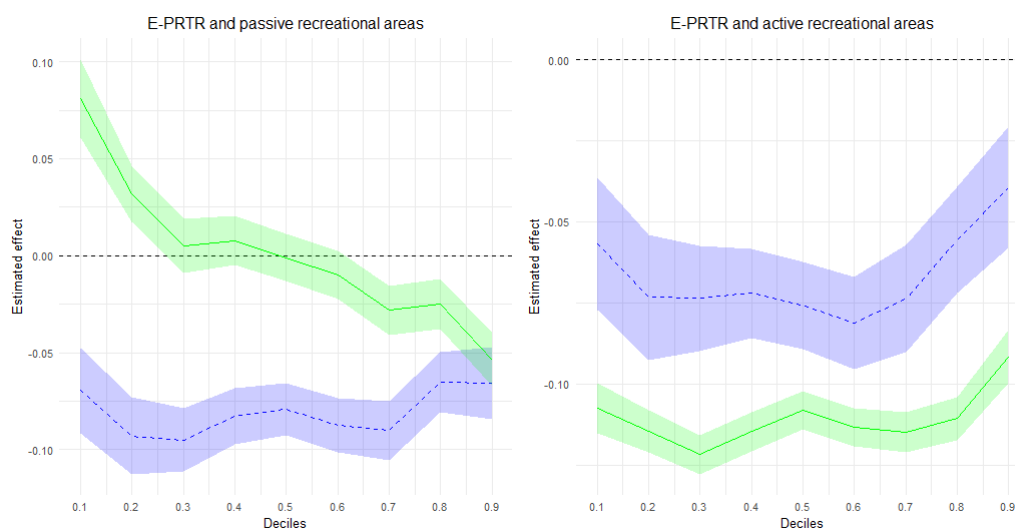
TABLE C.3.2.1 – Proportion of poor households and access to environmental amenities

	% Poor households	
	(1)	(2)
Passive	−0.021*** (0.0005)	
Active		0.006*** (0.001)
Private school	−0.015*** (0.002)	−0.017*** (0.002)
Delinquency incidente (ln)	0.004*** (0.0002)	0.006*** (0.0002)
% Employed individuals	−0.507*** (0.004)	−0.501*** (0.004)
Constant	0.420*** (0.003)	0.387*** (0.003)
Observations	178,325	178,325
R ²	0.141	0.133
Adjusted R ²	0.141	0.133
F Statistic	7,338.479***	6,843.219***

*Notes : The variable Passive (respectively, Active) takes the value of 1 if at least one passive amenity (respectively, active) is located within 400 meters of the centroid of a geographic unit (square). The estimated standard deviations are presented in parentheses. ***, ** and * indicate significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.*

C.3.3 Environmental amenities and disamenities

FIGURE C.3.3.1 – Presence of E-PRTR sites and distribution of standard of living, QR (800 mètres)



Notes : The dashed curves represent the vector of estimated parameters when the area contains at least one E-PRTR site but no environmental amenities. The solid curves represent the sum of the vectors of estimated parameters associated with the presence of at least one polluting site and at least one environmental amenity. The corresponding confidence intervals were constructed assuming a 5% risk.

C.3.4 Environmental amenities and disamenities : Proportion of poor households

TABLE C.3.4.1 – Proportion of poor households

	% Poor households			
	Active		Passive	
	400m	800m	400m	800m
Active	0.0004 (0.001)	−0.003** (0.001)		
Passive			−0.014*** (0.001)	−0.010*** (0.001)
E-PRTR	0.011*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.014*** (0.001)	0.010*** (0.002)
Active * EPRTR	0.007*** (0.002)	0.014*** (0.002)		
Passive * EPRTR			−0.008*** (0.002)	−0.008*** (0.003)
Private school	−0.022*** (0.002)	−0.025*** (0.003)	−0.007*** (0.003)	−0.001 (0.004)
Delinquency incidents (ln)	0.007*** (0.0002)	0.008*** (0.0002)	0.001*** (0.0003)	−0.004*** (0.001)
% Employed individuals	−0.528*** (0.005)	−0.532*** (0.006)	−0.423*** (0.007)	−0.413*** (0.011)
Constant	0.401*** (0.004)	0.403*** (0.005)	0.373*** (0.006)	0.400*** (0.009)
Amenity Effect (Fisher Test)		P-value (F-statistic)		
H0 : Active + EPRTR*Active = 0	0.0003718 12.67	0.008592 6.906		
H0 : Passive + EPRTR*Passive = 0			8.404e − 12 46.691	0.0006815 11.542
Observations	107,969	71,262	51,961	23,015
R ²	0.158	0.160	0.093	0.066
Adjusted R ²	0.158	0.160	0.093	0.065
F Statistic	3,387.796***	2,264.487***	888.292***	268.987***

*Notes : The variable Passive (respectively, Active) takes the value of 1 if at least one passive amenity (respectively, active) is located within 400 meters of the centroid of a geographical unit (square). The variable E-PRTR takes the value of 1 if at least one E-PRTR site is located within 1.5 km of the centroid of a geographical unit. The estimated standard errors are presented in parentheses. ***, ** and * denote significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively. For the Fisher test, the null hypothesis is specified as "H0 : EPRTR + Amenity + EPRTR*Amenity - EPRTR = 0".*

Titre : Inégalités environnementales : trois essais sur la justice environnementale

Mots clés : Justice environnementale, Sites E-PRTR, Pauvreté, Logements sociaux, Aménités environnementales

Résumé : Dans un contexte où les ménages les plus défavorisés sont considérés comme surreprésentés à proximité des nuisances environnementales, et compte tenu des conséquences sanitaires et économiques d'un tel constat, cette thèse cherche à comprendre les mécanismes sous-jacents. Dans cette perspective, nous mobilisons une approche d'économie appliquée structurée en trois essais portant sur le concept de justice environnementale. Dans un premier temps, nous analysons si une dégradation de la qualité environnementale est associée à une évolution de la structure socio-économique des ménages pauvres français, en examinant l'existence d'un phénomène de « venue vers la nuisance ». Dans un deuxième temps, nous interrogeons le rôle potentiel de la construction de logements sociaux, à proximité de sites polluants, dans la surreprésentation des ménages pauvres français exposés aux nuisances environnementales. Enfin, dans une perspective plus proche des réalités vécues par les ménages, nous explorons leur structure économique en fonction de leur accès ou non à des aménités environnementales, en évaluant l'impact de ces dernières sur la distribution du niveau de vie lorsque des sites polluants sont également présents.

Title : Environmental inequalities: three essays on environmental justice

Keywords : Environmental justice, E-PRTR sites, Poverty, Social housing, Environmental amenities

Abstract: In a context where the most disadvantaged households are considered overrepresented near environmental hazards, and given the associated health and economic consequences, this thesis seeks to understand the underlying mechanisms. From this perspective, we employ an applied economics approach structured around three essays on the concept of environmental justice. Firstly, we analyze whether a degradation of environmental quality is associated with changes in the socio-economic structure of poor households in France, examining the existence of a "coming to the nuisance" phenomenon. Secondly, we investigate the potential role of social housing construction near polluting sites in the overrepresentation of poor French households exposed to environmental hazards. Finally, from a perspective closer to the realities faced by households, we explore their economic structure depending on whether they have access to environmental amenities, assessing the impact of these amenities on the distribution of living standards when polluting sites are also present.