

# crese

CENTRE DE RECHERCHE  
SUR LES STRATÉGIES ÉCONOMIQUES

## **L**ogements sociaux : facteur d'exposition à la pollution des ménages défavorisés ?

MATHILDE STOLTZ

October 2024

**Working paper No. 2024 – 19**

**CRESE**

30, avenue de l'Observatoire  
25009 Besançon  
France  
<http://crese.univ-fcomte.fr/>

The views expressed are those of the authors  
and do not necessarily reflect those of CRESE.

**UFR SJEPEG** 

Sciences juridiques économiques  
politiques et de gestion

**UNIVERSITÉ DE  
FRANCHE-COMTÉ**

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

Mathilde Stoltz\*

*Université de Franche-Comté, CRESE, F-25000 Besançon, France.*

## 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 dynamiques. 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, Site E-PRTR, Pauvreté, Pollution.

**Classification JEL** : R38, C21, H7, O18.

---

\*Correspondance: mathilde.stoltz@univ-fcomte.fr.

# 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 communal<sup>1</sup>. 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 surreprésentés 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.* [2019a,b]). 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 [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 [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

---

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

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 Etats-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 un logement social. Parmi les communes ayant procédé à de nouvelles constructions, la présence d'un site polluant est associée à un volume 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 dresse une revue de la littérature. La section 3 détaille l'approche méthodologique adoptée pour atteindre le premier objectif de notre étude. Dans la section 4, nous présentons les données utilisées et la construction des différentes variables. La section 5 est consacrée à la présentation des statistiques descriptives. En section 6, nous exposons les résultats de nos estimations. Dans la section 7 aborde notre second objectif. Enfin, la section 8 examine le dernier objectif de notre étude et conclut par la discussion et la mise en perspective des résultats obtenus.

## 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 200,000 habitants à disposer de 20 % de logements sociaux dans leur parc résidentiel<sup>2</sup>. En 2000, la Loi de Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) s'est substituée à la loi LOV<sup>3</sup>. Elle oblige les communes de plus de 3,500 habitants (1,500 pour les communes d'Ile-de-France), appartenant à une agglomération ou à un Établissement Public de Coopération Intercommunale (EPCI) de plus de 50,000 habitants et qui comprend au moins une commune de plus de 15,000 habitants, à posséder au moins 20 % de logements sociaux dans leur parc résidentiel<sup>4</sup>. 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

---

2. Loi n°91-662 du 13/08/1991.

3. Loi n°2000-1208 du 13/12/2000.

4. 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 %.

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 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 par 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.* [2019b] 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 (voir 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 [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 Etats-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 (Laferrère [2013]), peut induire une baisse du prix de l’immobilier et rendre l’implantation de sites industriels plus avantageuse. A 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 français<sup>5</sup>, la surexposition des ménages pauvres aux sites industriels polluants (Banzhaf et Walsh [2008], Stoltz [2023]), et les coûts que peuvent représenter la construction 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.

### 3 Stratégie empirique

Afin d’identifier si la présence de sites industriels polluants est un déterminant pertinent de la construction de logements sociaux, 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. Pour cela, nous estimons une régression logistique binomiale, prenant la forme suivante :

$$P(Y = 1|x) = \Lambda(x'\beta) = \frac{\exp(x'\beta)}{1 + \exp(x'\beta)} \quad (1)$$

---

5. 35 % d’après Delance [2018], contre environ 14 % de ménages pauvres au sein de la population selon Gerardin [2023].

Où  $Y$  est une variable aléatoire prenant comme valeur 1 si la commune a construit au moins un logement social entre 2010 et 2019 et 0 sinon. La matrice  $x$  contient les variables explicatives,  $\beta$  est un vecteur de paramètres et  $\Lambda(\cdot)$  représente la fonction de répartition de la loi logistique.

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'un site polluant sur le volume de logements sociaux construits dans chaque commune. Pour ce faire, nous considérons, comme variable d'intérêt, le nombre de logements sociaux construits durant la période allant de 2010 à 2019. La variable dépendante étant une variable discrète, nous utilisons un modèle de régression linéaire généralisé. La fonction de lien reliant la variable dépendante et les variables explicatives suit une distribution de Poisson, dont la fonction de masse prend la forme suivante :

$$P(Y_i = y_i | X_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (2)$$

Où  $y = 0, 1, \dots$ ,  $\lambda_i$  représente le paramètre de la loi de Poisson et  $i = 1, \dots, N$ . L'une des hypothèses principales de la loi de Poisson est l'égalité entre la moyenne et la variance conditionnelle de la variable dépendante. Cependant, cette hypothèse est fréquemment transgressée, et se caractérise le plus souvent par un ratio entre variance et moyenne conditionnelle de la variable supérieur à 1, faisant référence alors à un cas de sur-dispersion ([Wooldridge \[2010\]](#)). La sur-dispersion peut produire une sous-estimation fallacieuse des écart-types estimés associés à chaque paramètre, augmentant ainsi la statistique de test calculée.

Pour tenir compte de la sur-dispersion, une stratégie consiste à estimer un modèle quasi-Poisson, via la méthode de la quasi-vraisemblance de [Wedderburn \[1974\]](#). L'estimation des paramètres à l'aide de cette méthode ne modifie pas les paramètres estimés mais corrige la variance estimée associée à chaque paramètre. En revanche, d'après [Palmer \*et al.\* \[2007\]](#), cette méthode sous-estime encore les variances estimées associées à chaque paramètre. La méthode alternative la plus courante à la régression quasi-Poisson consiste à estimer un modèle binomial négatif ([Wooldridge \[2010\]](#)). L'intérêt de ce modèle est qu'il permet de relâcher l'hypothèse d'équi-dispersion du modèle standard de Poisson, en introduisant une hétérogénéité latente dans le modèle, prenant la forme suivante :

$$E(Y_i | X_i, \epsilon_i) = \exp(\alpha + X_i' \beta + \epsilon_i) = h_i \lambda_i \quad (3)$$

Telle que,  $h_i = \exp(\epsilon_i)$ , où  $h_i$  suit une loi de Gamma de moyenne 1 et de variance  $\theta$ . Selon la paramétrisation donnée à la loi Gamma, notamment sur la forme fonctionnelle qui sera donnée à l'hétéroscédasticité, deux modèles principaux émergent ([Cameron et Trivedi \[1986\]](#)) : Negbin I où le ratio variance – espérance conditionnelle de la variable dépendante est constant, et Negbin II où le ratio variance – espérance conditionnelle de la variable dépendante est linéaire par rapport à la moyenne. Pour discriminer entre les deux modèles, une stratégie, suggérée par [Greene \[2008\]](#), consiste à réaliser un test de [Vuong \[1989\]](#). Pour ces deux modèles, les paramètres sont estimés par maximum de vraisemblance.

## 4 Présentation et description des données

### 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 Polluants<sup>6</sup>.

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 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.* »<sup>7</sup>. 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 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, comme pour la localisation des logements sociaux. 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, 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.

---

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

7. 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).

A 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 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 2008<sup>8</sup>. 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 commune<sup>9</sup>.

## 4.2 Variables de contrôle

Plusieurs déterminants de la construction de logement sociaux ont été identifiés par la littérature. Pour contrôler les différents déterminants pouvant influencer la probabilité qu'une commune construite 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 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 sinon<sup>10</sup>. 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. A partir des résultats des élections municipales de 2008, nous avons

---

8. 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.

9. En Annexe A.1, nous justifions notre choix d'utiliser 2008, comme année de référence.

10. Le choix de l'année 2011 est contraint par la disponibilité des données.

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)<sup>11</sup>. 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, 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 Écologique<sup>12</sup>. 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<sup>13, 14</sup>. Enfin, pour

---

11. Ces données sont produites par le Ministère de l'Intérieur et des Outre-Mer et sont diffusées sur le site [data.gouv.fr](http://data.gouv.fr). Cependant, les données disponibles ne concernent que les communes de plus de 3,500 habitants. Pour les communes de moins de 3,500 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 3,500 habitants.

12. Le zonage A, B et C est disponibles sur le site [data.gouv.fr](http://data.gouv.fr).

13. 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.

14. 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.

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 proche <sup>15</sup>.

En Annexe A.2, figure le Tableau A.2.1, laquelle fournit un résumé de l'ensemble des variables considérées pour chacune des deux étapes précédemment décrites. Enfin, nous prêtons attention aux problèmes de multicolinéarité. 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.

## 5 Analyse descriptive

Le Tableau 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 34,807 communes métropolitaines retenues, 86.12 % d'entre elles n'en ont pas construit. Lorsque 4,830 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 %). A 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

---

15. 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 ».

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives des communes avec ou sans logements sociaux

		France entière					
		Pas construit		Construit		Ensemble	
		#	%	#	%	#	%
E-PRTR	0	28,324	94.49	3,581	74.14	31,905	91.66
	1	1,653	5.51	1,249	25.86	2,902	8.34
Densité	Rurale	28,583	95.35	2,105	43.58	30,688	88.16
	Péri-urbaine	1,321	4.41	1,507	31.20	2,828	8.12
	Urbaine	73	0.24	1,218	25.22	1,291	3.71
Nuance politique	Droite	188	0.63	1023	21.18	1211	3.48
	Centre/Autres	29,617	98.80	2,620	54.24	32,237	92.62
	Gauche	172	0.57	1,187	24.58	1,359	3.90
SRU	0	29,948	99.90	4,045	83.75	33,993	97.66
	1	29	0.10	785	16.25	814	2.34
LS	0	24,811	82.77	955	19.77	25,766	74.03
	1	5,166	17.23	3,875	80.23	9,041	25.97
Démographie	0	7,520	25.09	1,041	21.55	8,562	24.60
	1	22,457	74.91	3,789	78.45	26,246	75.40
Observations		29,977	86.12	4,830	13.88	34,807	-

Notes : Pour des raisons de lisibilité, les p-values des tests d'indépendance du chi-deux ne sont pas reportés. 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 1,653 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.

construits, nous restreignons notre analyse aux 4,830 communes qui ont construit au moins un logement social sur la période. Le Tableau 2 fournit les statistiques des variables auxquelles nous avons eu recours pour cette deuxième étape. Entre 2010 et 2019, au total 558,885 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 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 1)<sup>16</sup>. Quant au volume de

16. Pour rappel, dans les communes de moins de 3,500 habitants, les données n'étant pas disponibles, nous avons appliqué la catégorie « Autres ».

TABLEAU 2 – Statistiques descriptives des communes ayant construits des logements sociaux

Variabes (continues)	Moyenne	Médiane	ET	Min	Max	Somme
Somme LS	116	28	396	1	11,642	558,885
% 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	3,581	65.75	p-value < 2.2e-16		
	1	1,249	258.96			
LS	0	955	18.47	p-value < 2.2e-16		
	1	3,875	139.68			
Solde naturel	0	1,107	51.82	p-value < 2.2e-16		
	1	3,723	134.71			
Solde migratoire	0	1,624	186.71	1.67e-14		
	1	3,206	79.74			
Zonage ABC	Très tendues	620	314.52	3.888e-08		
	Tendue	2,311	139.88			
	Non tendues	1,899	21.38			
Nuance politique	Droite	1,023	158.48	2.042e-06		
	Centre/Autres	2,620	31.04			
	Gauche	1,187	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.

logements sociaux construits, le Tableau 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 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. 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 4.2, un solde migratoire positif permet effectivement d'approcher l'attractivité d'une commune. Dans le Tableau 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.

## 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 3 présente les résultats des estimations d'une régression logistique en colonne (1) et d'une régression négative binomiale en colonne (2)<sup>17</sup>. Pour la régression logistique, les effets marginaux figurent dans le Tableau A.4 en Annexe A.3.

Les résultats, présentés dans la colonne (1) du Tableau 3, montrent que la présence antérieure d'un site polluant a un effet significativement positif sur la construction d'un logement social. Autrement dit, la probabilité qu'une commune construise un logement social, entre 2010 et 2019, est plus importante quand cette dernière accueille un site polluant que quand elle n'en accueille pas. 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 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 %<sup>18</sup>).

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

---

17. 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 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 A.5, dans le Tableau A.5.1.

18. 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]).

TABLEAU 3 – Estimations de la probabilité et du nombre de logements sociaux construits

	<i>Variables dépendantes :</i>	
	LS = 1 versus 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	34,808	4,830
Log Likelihood	-7,821.629	-24,152.84
AIC	15,661.260	48,329.69
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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

tenu de la part non négligeable de ménages pauvres locataires du parc social (35 % 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 3 montre 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 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 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 déséquilibre 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.

## 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<sup>19</sup>. 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<sup>20</sup>. De là, nous calculons les quantiles du revenu fiscal médian des ménages de 2008 pour les communes de *Type 1* et de *Type 0*, en utilisant comme référence dans notre analyse le premier quantile de revenu.

Dans un premier temps, nous proposons, dans le Tableau 4, 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, 1,410 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*.

---

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

20. Selon la définition de l'Institut national de la statistique et des études économiques (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.

TABLEAU 4 – Statistiques descriptives des communes de *Type 0* et de *Type 1*

Commune ayant construit entre 2010 et 2019 et ayant au moins un site E-PRTR #1,410						
		<i>Type 0</i>		<i>Type 1</i>		Test du chi-deux
		# (800)	% (56.74 %)	# (610)	% (43.26 %)	
Quantile de revenu fiscal	]0; 22,614.8]	120	15.25	160	26.23	1.034e-05
	]22,614.8; 25,576.8]	162	20.25	120	19.67	
	]25,576.8; 29,173.0]	166	20.75	116	19.02	
	]29,173.0; 33,870.2]	179	22.375	103	16.88	
	> 33,870.2	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 <sup>2</sup> (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; 22,614.8] de la ligne « Quantile de revenu fiscal », dans la colonne « Type 0 », # signifie que 120 communes françaises de Type 0 sont des communes appartenant au premier quantile 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 quantile 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.

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 quantile de revenu fiscal, cette proportion passe à environ 26 % pour les communes de *Type 1*. De plus, à mesure que le quantile 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 quantile 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 1 et Tableau 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 5<sup>21</sup>.

Les résultats du Tableau 5 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 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 quantiles de revenu ont une probabilité plus faible d’être une commune de *Type 1* que les communes appartenant au premier quantile 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.

## 8 Discussion et conclusion

### 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

---

21. Les effets marginaux figurent dans le Tableau A.6.1 en Annexe A.6. De plus, une robustesse a été menée en considérant une zone tampon de 1 kilomètre. Les résultats des estimations sont reportés dans le Tableau A.7.1 en Annexe A.7 et les effets marginaux associés se trouvent dans le Tableau A.8.1 en Annexe A.8.

TABLEAU 5 – Estimation de la probabilité d’être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0*

	<i>Variable dépendante :</i>	
	<i>Type 1 versus 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)
Quantile 2	-0.501**	(0.185)
Quantile 3	-0.605**	(0.195)
Quantile 4	-0.824***	(0.205)
Quantile 5	-0.886***	(0.222)
LS	0.572*	(0.284)
Constante	0.151	(0.405)
Observations	1,410	
Log Likelihood	-842.264	
AIC	1,710.527	
AUC	0.7303	

*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. « Quantile 1 » est la référence de la variable « Quantile 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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

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 \[2023\]](#) qui souligne la proportion de ménages pauvres en moyenne plus importante à proximité des sites E-PRTR, notamment dans les zones urbaines et péri-urbaines, et de nos résultats présents, une question demeure. Les logements sociaux contribuent-ils à la sur-représentation des ménages pauvres autour des sites polluants ?

A 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 <sup>22</sup>. 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 <sup>23</sup>.

La Figure 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 \[2023\]](#)), 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.

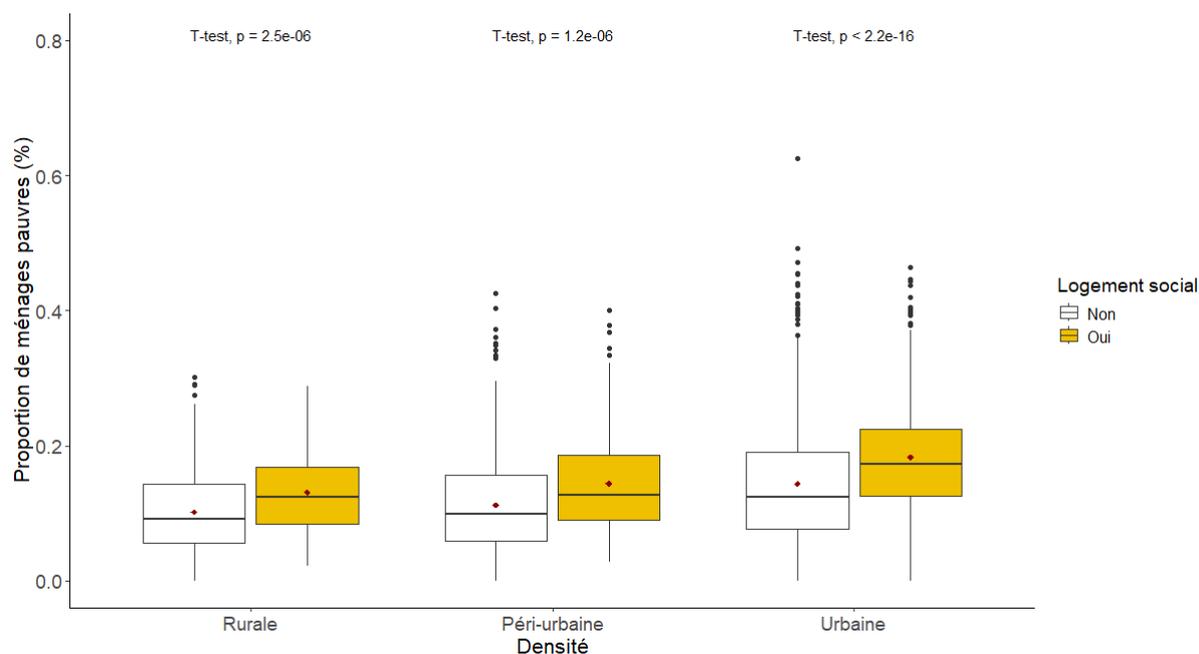
Au vu de ces éléments, et compte tenu des objectifs portés par les logements sociaux qui sont, d'une part, de contribuer à davantage de mixité sociale, et d'autre part, de garantir un accès au logement pour les ménages les plus défavorisés, nous formulons deux remarques. La première est que l'accroissement 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

---

22. En analyse complémentaire, nous avons représenté une zone tampon de 1 kilomètre, voir Figure A.2, en Annexe A.9.

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

FIGURE 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.

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.

## 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 sur-représentation 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 construite 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. A la lumière de ces éléments, nous suggérons que la construction de logements sociaux à proximité de nuisances contribue à la sur-représentation 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.

## Références

- Anne-Thérèse AERTS, Sandra CHIRAZI et Lucile CROS : [Une pauvreté très présente dans les villes-centres des grands pôles urbains](#). *Insee première*, 1552(4), 2015.
- Hind AISSAOUI, Louafi BOUZOUINA et Patrick BONNEL : [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, 2015.
- H Spencer BANZHAF, Lala MA et Christopher TIMMINS : [Environmental justice: Establishing causal relationships](#). *Annual Review of Resource Economics*, 11:377–398, 2019a.
- H Spencer BANZHAF et Randall P WALSH : [Do people vote with their feet? An empirical test of Tiebout's mechanism](#). *American Economic Review*, 98(3):843–863, 2008.
- Spencer BANZHAF, Lala MA et Christopher TIMMINS : [Environmental justice: The economics of race, place, and pollution](#). *Journal of Economic Perspectives*, 33(1):185–208, 2019b.
- Kevin BEAUBRUN-DIANT et Tristan-Pierre MAURY : [On the impact of public housing on income segregation in France](#). *Demography*, 59(2):685–706, 2022.
- Hugo BOTTON, Pierre-Yves CUSSET, Clément DHERBÉCOURT et Alban GEORGE : [Quelle évolution de la ségrégation résidentielle en France?](#) *La Note d'Analyse*, (4):1–12, 2020.
- Karine BOUTIER : [Durée de construction des logements : le rôle des tensions dans l'industrie du bâtiment entre 1990 et 2010](#). *CGDD*, 2012.
- A Colin CAMERON et Pravin K TRIVEDI : [Econometric models based on count data. Comparisons and applications of some estimators and tests](#). *Journal of Applied Econometrics*, 1(1):29–53, 1986.
- Jayajit CHAKRABORTY, Timothy W COLLINS, Sara E GRINESKI et Jacob J AUN : [Air pollution exposure disparities in US public housing developments](#). *Scientific Reports*, 12(1):9887, 2022.
- Guillaume CHAPELLE, Laurent GOBILLON et Benjamin VIGNOLLES : [Public housing development and segregation: Sru law in france](#). 2022.
- Emily COFFEY, Kate WALZ, Debbie CHIZEWER, Emily A BENFER, Mark N TEMPLETON et Robert WEINSTOCK : [Poisonous Homes: The Fight for Environmental Justice in Federally Assisted Housing](#). *Shriver Center on Poverty Law and Earth Justice*, 2020.
- Janet CURRIE, Lucas DAVIS, Michael GREENSTONE et Reed WALKER : [Environmental health risks and housing values: Evidence from 1,600 toxic plant openings and closings](#). *American Economic Review*, 105(2):678–709, 2015.
- Susan L CUTTER, Michael E HODGSON et Kirstin DOW : [Subsidized inequities: The spatial patterning of environmental risks and federally assisted housing](#). *Urban Geography*, 22(1):29–53, 2001.

- Pauline DELANCE : [millions de personnes sont locataires d'un logement social](#). *Insee première*, 1715, 2018.
- Fabien DESAGE : [«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, 2016.
- Mathilde GERARDIN : [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), 2023.
- Laurent GOBILLON et Benjamin VIGNOLLES : [Évaluation de l'effet d'une politique spatialisée d'accès au logement: la loi SRU](#). *Revue Economique*, 67(3):615–637, 2016.
- William GREENE : [Functional forms for the negative binomial model for count data](#). *Economics Letters*, 99(3):585–590, 2008.
- Brid Gleeson HANNA : [House values, incomes, and industrial pollution](#). *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(1):100–112, 2007.
- Pascal JAUPART : [The elusive quest for social diversity: Public housing, diversity, and politics in France](#). *Economics Letters*, 197:109626, 2020.
- Yannick KIRCHHOF et Julien GARNIER : [Éclairages Logement social et territoires](#). *Banque des Territoires*, 22:1–31, 2020.
- Emre KORSU : [Building social mix by building social housing? An evaluation in the Paris, Lyon and Marseille Metropolitan Areas](#). *Housing Studies*, 31(5):598–623, 2016.
- Robert R KUEHN : [A taxonomy of environmental justice](#). *Environmental Law Reporter News & Analysis*, 30:10681, 2000.
- Anne LAFERRÈRE : [Pauperization and polarization of French social housing](#). *Revue Economique*, 64(5):805–832, 2013.
- Pierre LEVASSEUR, Katrin ERDLLENBRUCH et Christelle GRAMAGLIA : [Why do people continue to live near polluted sites? Empirical evidence from Southwestern Europe](#). *Environmental Modeling & Assessment*, 26(4):631–654, 2021.
- Thomas NEIER : [Austrian air—just clean for locals: A nationwide analysis of environmental inequality](#). *Ecological Economics*, 187:107100, 2021.
- OCDE : [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*, 2020.
- Alfonso PALMER, JM LOSILLA, J VIVES et R JIMÉNEZ : [Overdispersion in the Poisson regression model](#). *Methodology*, 3(3):89–99, 2007.
- Tobias RÜTTENAUER et Henning BEST : [Environmental Inequality and Residential Sorting in Germany: A Spatial Time-Series Analysis of the Demographic Consequences of Industrial Sites](#). *Demography*, 58(6):2243–2263, 2021.

- Camille SALESSE : [Inequality in exposure to air pollution in France: Bringing pollutant cocktails into the picture](#). *IDEAS*, 2022.
- Yves SCHAEFFER et Mihaï TIVADAR : [Measuring environmental inequalities: Insights from the residential segregation literature](#). *Ecological Economics*, 164:106329, 2019.
- Katharina SCHONE : [Construction de logements sociaux et stratégies électorales locales](#). *Revue Economique*, 64(5):833–856, 2013.
- Mathilde STOLTZ : [Hazardous sites exposure on poverty effects: "coming to the nuisance" phenomenon?](#) 2023.
- Delphine TAILLEUR et Odile WOLBER : [Au 1er janvier 2023, 15,9 % des résidences principales sont des logements locatifs sociaux](#). *SDES*, 2023.
- Charles M TIEBOUT : [A pure theory of local expenditures](#). *Journal of Political Economy*, 64(5):416–424, 1956.
- Gregory VERDUGO : [Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France](#). *Economie et statistique*, 446(1):3–24, 2011.
- Quang H VUONG : [Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses](#). *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, pages 307–333, 1989.
- Robert WM WEDDERBURN : [Quasi-likelihood functions, generalized linear models, and the Gauss—Newton method](#). *Biometrika*, 61(3):439–447, 1974.
- Ann WOLVERTON : [Effects of socio-economic and input-related factors on polluting plants' location decisions](#). *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 9(1), 2009.
- Jeffrey M WOOLDRIDGE : [Econometric analysis of cross section and panel data](#). MIT press, 2010.
- Klara ZWICKL : [The demographics of fracking: A spatial analysis for four US states](#). *Ecological Economics*, 161:202–215, 2019.

## A Annexe

### A.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.

## A.2 Résumé des variables

TABLEAU A.2.1 – Résumé des variables pour chaque étape

	Construire versus 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
	Revenu fiscal médian	-	-
	SRU	1/0	-
	Densité	2 = Urbaine ; 1 = Péri-urbaine ; 0 = Rurale (réf.)	-
	Démographie	1/0	-
	Solde migratoire	-	1/0
Var. de contrôle	Solde naturel	-	1/0
	Nuance politique	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
	Zonage ABC	-	2 = Très tendues (réf.) ; 1 = Tendues ; 0 = Non tendues
	% Sols artificialisés	-	%
	Inv. dist. centre plus proche	-	#
	Site E-PRTR/m <sup>2</sup> (av. 2008)	-	#

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

### A.3 Probabilité de construire au moins un logement social

TABLEAU A.3.1 – Effet de la présence d’au moins un site E-PRTR sur la probabilité de construire au moins un logement social

	Variable dépendante :	
	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	34,808	34,808
Log Likelihood	-13,188.290	-7,821.629
AIC	26,380.570	15,661.260
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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

## A.4 Probabilité de construire au moins un logement social : effets marginaux

TABLEAU A.4.1 – 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	34,807

*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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

Le Tableau A.4.1 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.

## A.5 Effet de la présence d'au moins un site E-PRTR sur le nombre de logements sociaux construits

TABLEAU A.5.1 – 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	4.830	4.830	4.830
Log Likelihood	-51,303.7	-25,858.21	-24,152.84
AIC	702,629	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 estimations 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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

## A.6 Effets marginaux des facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* plutôt qu'une commune de *Type 0*

TABLEAU A.6.1 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0* : effets marginaux

	<i>Dependent variable :</i>
	<i>Type 1 versus type 0</i>
Site E-PRTR/m <sup>2</sup>	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)
Quantile 2	-0.100** (0.035)
Quantile 3	-0.120** (0.037)
Quantile 4	-0.162*** (0.037)
Quantile 5	-0.172*** (0.039)
LS	0.114* (0.054)
Observations	1,410

*Notes : La variable « Site E-PRTR/m<sup>2</sup> » 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. « Quantile 1 » est la référence de la variable « Quantile 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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

Le Tableau A.6.1 présente les estimations des effets marginaux des différentes variables sur la probabilité qu'une commune construite au moins un logement social à proximité d'un site

polluant. A la moyenne de l'échantillon de la variable « Quantile de revenu fiscal », à mesure que la commune appartient à un quantile de revenu fiscal supérieur au premier quantile, la probabilité que la commune construite 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.

## A.7 Facteurs susceptibles d'influencer le fait d'être une commune de *Type 1* versus de *Type 0* : zone tampon de 1 kilomètre

TABLEAU A.7.1 – 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 <sup>2</sup>	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)
Quantile 2	-0.434* (0.216)
Quantile 3	-0.790*** (0.221)
Quantile 4	-0.848*** (0.229)
Quantile 5	-0.685** (0.252)
LS	0.712** (0.237)
Constant	1.691*** (0.454)
Observations	1,410
Log Likelihood	-724.783
AIC	1,475.566
AUC	0.7722

Notes : La variable « Site E-PRTR/m<sup>2</sup> » 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. « Quantile 1 » est la référence de la variable « Quantile 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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.

## A.8 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)

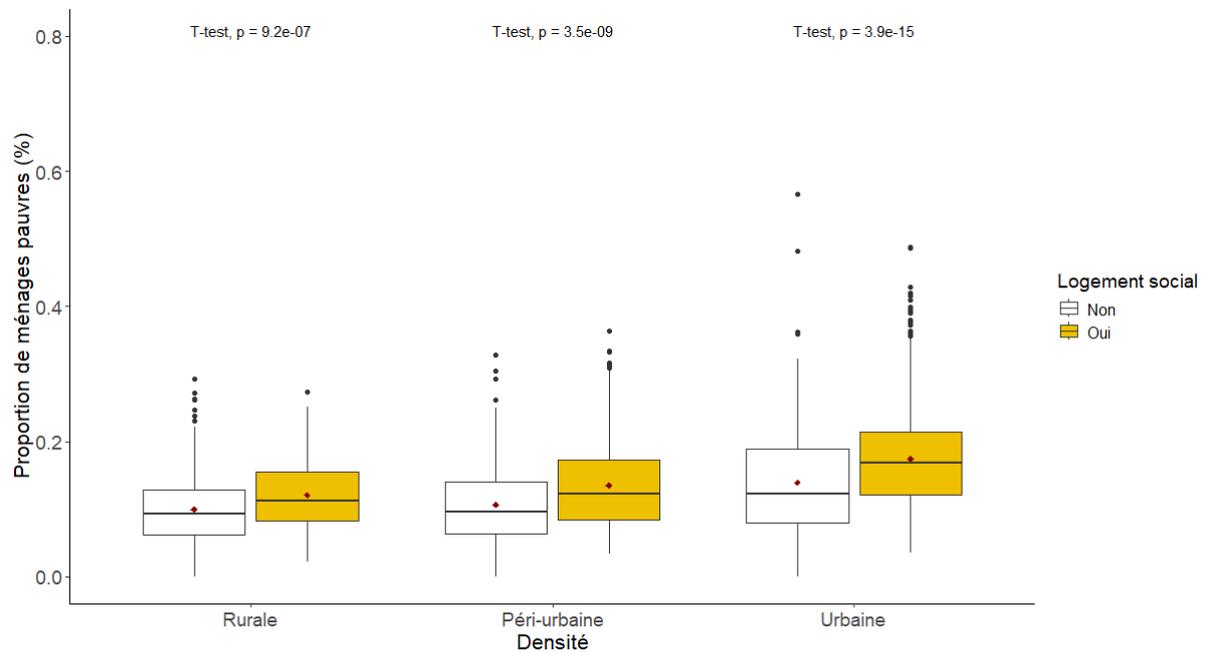
TABLEAU A.8.1 – Estimation de la probabilité d'être une commune de *Type 1* plutôt que de *Type 0* : effets marginaux

	<i>Dependent variable :</i>
	<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)
Quantile 2	-0.085· (0.045)
Quantile 3	-0.162*** (0.049)
Quantile 4	-0.175*** (0.051)
Quantile 5	-0.139* (0.055)
LS	0.149** (0.055)
Observations	1,410

*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. « Quantile 1 » est la référence de la variable « Quantile 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 0.1%, 1%, 5% et 10%. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

## A.9 Proportion ménages pauvres autour sites E-PRTR (1km)

FIGURE A.9.1 – 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 1,000 mètres d'un site E-PRTR, construit strictement avant 2017, au moins un logement social a été construit entre 2010 et 2019.