

# Évaluation de l'effet d'une politique spatialisée d'accès au logement

La loi SRU

Laurent Gobillon\*  
Benjamin Vignolles\*\*

*La Loi relative à la solidarité et au renouvellement urbains, dite loi SRU, votée en décembre 2000, impose aux communes moyennes et grandes de disposer d'au moins 20 % de logements sociaux sous peine d'amende. Nous en évaluons les effets pour les communes dont la population est voisine du seuil d'application de la loi. Les estimations sont menées en différences de différences. La loi SRU aurait eu un effet positif significatif sur la construction de logements sociaux, croissant au cours du temps. Dans les communes de notre échantillon ayant initialement un parc de logements sociaux, la loi aurait augmenté le taux de croissance annuel du nombre de logements sociaux de 1,25 point en moyenne durant la période 2000-2008. L'effet se serait concentré sur les communes initialement les plus éloignées de l'objectif de la loi, dont la proportion de logements sociaux est inférieure à 5 % en 2000. Nous trouvons aussi que la loi aurait entraîné une baisse de la ségrégation intracommunale des logements selon le type (social ou privé), peut-être à cause d'un développement plus éparpillé des logements sociaux. Nous ne mettons pas en évidence d'effet de la loi sur les prix de l'immobilier dans l'ancien.*

## EVALUATING THE EFFECT OF A SPATIALIZED POLICY FOR ACCESS TO HOUSING: THE SRU LAW

*A French law on solidarity and urban renewal, called the SRU law, was voted in December 2000 and imposes medium and large municipalities to have at least 20% of social housing, otherwise they are liable to a fine. We evaluate its effects for municipalities which population is close to the eligibility threshold. The SRU law would have had a significant positive effect on the construction of social housing which is increasing over time. For the municipalities in our sample which initially contain social housing, the law would have increased the annual growth rate of the number*

---

\* Paris School of Economics-CNRS, Center for Economic Policy Research (CEPR) et Institute for the Study of Labor (IZA). *Correspondance* : Paris School of Economics, 48 boulevard Davout, 75980 Paris Cedex 20. *Courriel* : laurent.gobillon@psemail.eu. *Page personnelle* : <http://laurent.gobillon.free.fr/>

\*\* CREST. *Correspondance* : CREST-LMI, 15 boulevard Gabriel Péri, 92245 Malakoff Cedex. *Courriel* : benjamin.vignolles@ensae.fr

Nous remercions les participants aux séminaires CREST et MEDDE-PSE, ainsi que deux rapporteurs anonymes, pour leurs commentaires et discussions. Nous remercions également toute l'équipe de la sous-direction des statistiques du logement et de la construction du service de l'Observation et des Statistiques (soes) du Commissariat général au développement durable (CGDD), où l'essentiel du travail sur les données a été effectué, pour leur accueil chaleureux et leurs remarques toujours utiles.

of social dwellings by 1.25 point on average over the 2000-2008 period. The effect would have concentrated on municipalities which are initially the furthest from the target of the law, with a proportion of social housing lower than 5% in 2000. We also find that the law would have led to a decrease in the within-municipality segregation of dwellings according to their type (social or private), maybe because of a more scattered development of social housing. We are unable to find any effect of the law on housing prices in the resale real estate market.

Classification JEL : R31, R38.

## INTRODUCTION

La Loi du 13 décembre 2000 relative à la solidarité et au renouvellement urbains (SRU), et plus précisément son article 55, impose aux communes de disposer de 20 % de logements sociaux sous peine d'amende. Le but est d'inciter les communes moyennes et grandes à développer leur parc social locatif afin d'assurer une meilleure intégration des populations fragilisées. En effet, la loi SRU est censée favoriser la relocalisation de ménages modestes dans des quartiers de meilleure qualité habités par des ménages plus riches et leur permettre de bénéficier des avantages liés à un contexte de mixité sociale (Selod [2004])<sup>1</sup>. L'objectif du présent article est d'évaluer au niveau communal l'effet de la loi SRU tant sur la construction de logements sociaux que sur la ségrégation locale et les prix de l'immobilier. Il entend contribuer au débat sur l'efficacité des politiques publiques dont l'objet est de mieux insérer spatialement les populations défavorisées.

Des travaux français se sont intéressés à des politiques du logement permettant de favoriser la mobilité résidentielle des ménages modestes, mais elles sont peu ou non spatialisées. Gobillon et Le Blanc [2005], [2008] montrent ainsi que la mise en place du prêt à taux zéro a eu un effet positif non seulement sur l'accès à la propriété, mais aussi sur la mobilité résidentielle. Ce prêt aidé a toutefois favorisé l'achat de logements par les ménages modestes dans des quartiers périphériques parfois mal desservis, dans ce qui peut parfois être considéré comme de véritables « lotissements PTZ » (Wellhoff [2004]). Les aides au logement peuvent aussi favoriser la mobilité résidentielle vers des logements mieux localisés, mais Fack [2005], [2006] montre l'existence d'un effet inflationniste de ces aides sur les niveaux des loyers qui vient contrebalancer leurs effets bénéfiques pour les ménages. L'expérience américaine revêt aussi un intérêt particulier puisqu'une expérience contrôlée, le *Moving to Opportunity Program*, a proposé aléatoirement des aides au logement à des ménages de quartiers pauvres sous une contrainte spatiale, à savoir la relocalisation vers un quartier moins pauvre. Les résultats montrent que bien que les ménages traités mobiles se relocalisent vers des quartiers de meilleure qualité et bénéficient d'améliorations dans certaines dimensions du bien-être comme la santé, leurs résultats sur le marché du travail ne se sont pas améliorés (Katz, Kling et Liebman [2001] ; Kling, Liebman et Katz [2007]).

---

1. Nous entendons ici par ménages modestes, les ménages dont le niveau de revenus les rend éligibles à un logement social.

C'est dans ce contexte que nous évaluons les effets d'une politique d'accès au logement spatialisée française, la loi SRU, qui peut favoriser la mobilité résidentielle de ménages en des lieux où ils n'auraient pas forcément les moyens de louer un logement dans le secteur privé ou de devenir propriétaires. La loi intervient dans un contexte de débats sur les bienfaits de la mixité sociale (Epstein et Kirszbaum [2003] ; Selod [2004]). Aider à la relocalisation de ménages modestes doit leur permettre d'échapper aux effets néfastes de la ségrégation dans des quartiers pauvres comme des effets de pair négatifs sur l'éducation, le manque de réseaux sociaux pour s'insérer sur le marché du travail, la transmission d'une vision négative du travail par certains habitants ou encore le problème de « délit de sale adresse » selon lequel des employeurs potentiels adoptent un comportement discriminatoire envers les habitants de certains quartiers au motif qu'ils auraient en moyenne une faible productivité. Elle doit aussi permettre aux ménages modestes relocalisés d'éviter les problèmes liés au manque de transports vers les centres d'emploi ou d'infrastructures, ou encore les problèmes de violence urbaine. Une relocalisation peut cependant se faire au coût d'une perte d'un réseau d'entraide spécifique localisé (Greenwood [1997]), notamment un réseau ethnique pour les immigrés ou descendants d'immigrés, qui peut leur permettre de mieux s'insérer socialement et d'acquérir de l'information et des recommandations pour des emplois. Il n'est par ailleurs pas du tout évident qu'il soit possible pour des ménages modestes de développer un réseau social dans une commune où il existe une distance socioéconomique importante avec les habitants. Si des ménages modestes se retrouvent dans le logement social d'une commune riche, ils pourraient être dans l'incapacité de s'intégrer socialement et de trouver un emploi proche adapté à leur niveau de qualifications. L'imposition par la loi SRU d'un seuil de 20 % de logements sociaux, uniforme sur l'ensemble du territoire, est d'ailleurs contestée car elle ne repose sur aucune analyse théorique ou empirique.

L'approche adoptée pour évaluer l'effet de la loi SRU consiste à construire des indicateurs communaux concernant les logements sociaux et les prix des logements, puis à déterminer dans quelle mesure la loi a eu une influence sur ces indicateurs à l'aide d'une approche en différences de différences. Comme la loi n'est appliquée qu'aux communes d'au moins 3 500 habitants en province et 1 500 habitants en Île-de-France, nous restreignons l'analyse aux communes autour de ces discontinuités comportant entre 2 800 et 6 000 habitants en province, et entre 800 et 6 000 habitants en Île-de-France. Les indicateurs communaux sont construits à partir du panel exhaustif de logements Filocom pour les années impaires de la période 1997-2009 (se rapportant aux années écoulées de la période 1996-2008) et à partir de la base de prix de transactions de logements anciens de la base des notaires pour les années paires de la période 2000-2008.

La première partie présente le logement social en France comme outil privilégié des politiques publiques du logement et revient sur le cadre juridique mis en place par la loi SRU. Nous présentons ensuite les données utilisées pour l'évaluation, avant d'exposer et de justifier la méthodologie adoptée. Enfin nous présentons successivement des statistiques descriptives sur l'échantillon retenu pour notre évaluation de l'effet de la loi, puis les résultats de l'impact de la loi sur différents indicateurs locaux. La conclusion propose des pistes pour élargir la réflexion.

## LE LOGEMENT SOCIAL EN FRANCE : UN OUTIL PRIVILÉGIÉ DES POLITIQUES DU LOGEMENT ET DE LA VILLE

Le parc social locatif français est l'héritier direct des premières interventions publiques en matière de logement, datant de la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. Il s'est largement développé sous l'impulsion de l'État providence durant les Trente Glorieuses. Très encadré par les partenaires sociaux (par le biais du « 1 % logement »), il avait alors vocation à accueillir une population mixte issue des classes moyennes. Mais face au développement du chômage et au creusement des inégalités territoriales en France depuis le début des années 1970, il est devenu un levier d'action privilégié des pouvoirs publics en matière de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale (Stébé [2013]).

Le parc résidentiel social locatif regroupe l'ensemble des logements gérés par des bailleurs (publics ou privés) en convention avec l'État pour offrir, en échange de facilités de financement, des loyers moins élevés que sur le marché locatif classique à des locataires vérifiant les critères d'éligibilité en matière de revenus. Ainsi, il a été estimé que pour les habitants de logements HLM, le loyer est 40 % moins élevé que ce qu'il serait dans des logements comparables du secteur privé (Le Blanc, Laferrère et Pigois [1999] ; Trevien [2014]).

Le secteur social de l'immobilier locatif représentait, en 2011, 4 396 198 logements, soit 13 % du parc résidentiel total et un tiers du parc locatif. Il se compose à 92,3 % d'habitations à loyers modérés (HLM) – qu'elles soient gérées par un office public de l'habitat (OPH) ou par une entreprise sociale pour l'habitat (ESH) – et à 7,7 % de logements faisant l'objet d'une gestion coopérative dans le cadre de sociétés d'économie mixte (SEM). Le logement social est surtout présent dans les grandes villes françaises ainsi que dans leurs banlieues. Il est particulièrement surreprésenté dans les régions de Champagne-Ardenne, d'Île-de-France, du Nord-Pas-de-Calais et de Haute-Normandie.

Concernant les occupants des logements sociaux, les familles monoparentales et les ménages âgés sont surreprésentés (Trevien [2014]), tout comme les immigrants et plus particulièrement les Algériens et les Marocains dont presque 50 % sont en logement social (Verdugo [2016]). Il existe par ailleurs à la fois un sous-peuplement et un surpeuplement important (Jacquot [2007])<sup>2</sup>. Tandis que le sous-peuplement est le fait de ménages âgés de petite taille et intervient tant dans les petites que les grandes agglomérations, le surpeuplement est le fait de familles avec enfants et concerne surtout les grandes agglomérations. Le surpeuplement va souvent de pair avec des ressources faibles et des conditions de logement insatisfaisantes. Bien que les logements sociaux concentrent principalement des ménages modestes, les ménages aisés du dernier quintile de revenus représentent tout de même aux alentours de 5 % des occupants (Trevien [2014]).

---

2. Le surpeuplement et le sous-peuplement sont appréciés au niveau de chaque logement en mettant en regard le nombre d'habitants du logement et son nombre de pièces.

## La loi SRU pour inciter au développement du logement social dans les communes

C'est dans ce contexte que l'article 55 de la loi SRU est voté en décembre 2000, avec pour objectif d'inciter les moyennes et grandes communes à construire des logements sociaux. En effet, avec la diminution des aides publiques au secteur, la construction de logements sociaux est de plus en plus à la charge des collectivités locales, ce qui a rendu plus difficile le pilotage de l'offre sociale locative et de ses dynamiques au niveau du territoire (Davezies [2008]). Dans ce cadre, la loi SRU se présente comme un dispositif incitatif à l'égard des communes visant à pallier les défaillances de coordination (Driant [2011]).

L'article 55 de la loi SRU instaure l'obligation pour les communes de plus de 3 500 habitants en province (de plus de 1 500 habitants en Île-de-France) appartenant à une agglomération<sup>3</sup> de plus de 50 000 habitants et comptant au moins une commune de plus de 15 000 habitants selon le recensement de 1999, d'avoir un nombre de logements sociaux équivalent à au moins 20 % de l'ensemble de leurs résidences principales<sup>4</sup>. En 2001, il y avait environ 950 communes entrant dans le champ d'application de la loi, dont environ 70 % étaient au-dessous des 20 % de logements sociaux<sup>5</sup>.

Les communes contrevenant à l'article 55 de la loi SRU doivent s'acquitter d'une amende proportionnelle à leur potentiel fiscal et à l'écart entre la part de logements sociaux constatée et l'objectif des 20 %<sup>6</sup>. D'après de Code de la construction et de l'habitation (CCH), cette amende est calculée comme le produit de 20 % du potentiel fiscal de la commune et de l'écart aux 20 % de logements sociaux, exprimé en points de pourcentage<sup>7</sup>. Elle est plafonnée à 5 % des dépenses de fonctionnement de la commune lors de l'année antérieure. Elle est par ailleurs annulée si elle s'élève à moins de 3 811,23 euros.

Les communes insuffisamment pourvues en logement social sont tenues de rattraper leur retard en la matière sur une période de vingt ans. L'évaluation des efforts effectués en vue de la réalisation de cet objectif a lieu tous les trois ans

---

3. Avant 2009, le terme « agglomération » utilisé dans les textes renvoie à l'unité urbaine selon sa définition de 1999. D'après la définition de l'Insee, l'unité urbaine est une commune ou un ensemble de communes qui comporte sur son territoire une zone bâtie d'au moins 2 000 habitants où aucune habitation n'est séparée de la plus proche de plus de 200 mètres. En outre, chaque commune concernée possède plus de la moitié de sa population dans cette zone bâtie.

4. Les communes ne doivent en outre pas avoir connu de baisse de leur population entre 1990 et 1999 pour entrer dans le champ d'application.

5. Ces statistiques descriptives ont été calculées à partir des données Filocom présentées plus loin. Elles tendent à sous-estimer la valeur de l'indicateur défini par l'article 55 de la loi SRU, car les foyers de travailleurs, pour handicapés ou personnes âgées, ainsi que les centres d'hébergement et de réinsertion sociale ne sont pas recensés dans les données utilisées. Le biais introduit est cependant considéré comme négligeable, d'autant plus que les types de logements omis sont essentiellement concentrés dans les grandes communes et que l'analyse est menée sur un sous-ensemble de communes moyennes (cf. *infra*).

6. Le potentiel fiscal d'une commune correspond aux ressources fiscales obtenues si les taux locaux de taxation étaient uniformisés et fixés à leur valeur moyenne sur l'ensemble du territoire. Plus le potentiel fiscal est élevé, plus une commune peut être considérée comme riche.

7. Cette formule simplifiée a été introduite en 2006. Avant cette date, la pénalité était de 152,45 euros par logement manquant pour les communes dont le potentiel fiscal était inférieur à 762,25 euros, mais elle était égale au produit de 20 % du potentiel fiscal par habitant et de l'écart aux 20 % de logements sociaux pour les autres communes.

par les services déconcentrés de l'État. Dans ce laps de temps, les communes contrevenantes sont censées avoir rattrapé l'équivalent de 15 % de leur retard initial<sup>8</sup>. Par ailleurs, à partir de 2006, le nombre de logements sociaux construits lors de l'une de ces phases triennales ne doit pas être inférieur à 30 % du nombre de logements sociaux construits lors de la phase précédente. Si une commune n'a pas respecté ses engagements, elle peut être sujette à une majoration de son amende. Le taux de majoration est au maximum égal au rapport entre le nombre de logements sociaux manquants et l'objectif triennal fixé. Par ailleurs, le préfet peut alors conclure une convention avec un organisme HLM en vue de la réalisation des objectifs fixés, soit par des constructions neuves, soit par voie d'acquisition-amélioration, et la commune est contrainte de participer financièrement à la réalisation du projet.

## Évaluations de la loi SRU

Bilek, Costes et Monmousseau [2007] ont calculé que pour l'Île-de-France, l'article 55 de la loi SRU prévoyait la construction cumulée de 13 000 logements sociaux par période triennale après 2001. Toutefois, fin 2004, seulement 7 200 logements sociaux supplémentaires ont été recensés. En 2005, le non-respect des objectifs fixés a conduit à la collecte de 7,5 millions d'euros d'amendes en Île-de-France et 36,2 millions d'euros à l'échelle nationale.

Ces chiffres ne permettent cependant pas de dire si l'article 55 de la loi SRU a entraîné une accélération de la construction de logements sociaux, ce qui n'a été quantifié jusqu'à présent que par une seule étude (Bono, Davidson et Trannoy [2013]). Cette étude est menée au niveau communal pour la période 1998-2009, et utilise les données de l'Enquête sur le parc locatif social (EPLS) pour les stocks de logements sociaux et les données Filocom pour les stocks de résidences principales. Une limite des données est que l'EPLS contient des valeurs manquantes sans qu'on puisse en déterminer les causes. Les auteurs s'intéressent à l'évolution du nombre et de la part de logements sociaux avant et après 2005, considérant qu'entre 1998 et 2005 inclus, les logements sociaux construits dépendent de décisions prises avant la loi SRU. Des modèles en différences de différences et en changement de tendance (par rapport à la tendance prédite par les valeurs passées) sont estimés. Les résultats montrent de façon robuste un impact positif mais faible de la loi : sur quatre ans, cet effet positif serait de 0,35 point, ou encore de quarante logements sociaux pour une commune de 20 000 habitants.

Notre étude se distingue de ce travail sous plusieurs aspects. En termes de données, nous utilisons la base Filocom pour construire les stocks communaux tant de logements que de logements sociaux, ce qui nous permet d'éviter les valeurs manquantes. Nous contrastons par ailleurs les périodes 2000-2004 et 2000-2008 pour étudier les effets à court et moyen terme de la loi SRU. Enfin, nous étudions l'effet de la loi non seulement sur la production de logements sociaux, mais aussi sur la ségrégation intracommunale du parc social et sur les prix de l'immobilier.

---

8. En pratique, le rattrapage effectué se calcule par la différence entre l'inventaire en fin de période et l'inventaire en début de période, nombre auquel doivent être rajoutés les logements financés durant la période mais non mis en services (et donc non comptabilisés dans l'inventaire en fin de période).

En effet, nous souhaitons évaluer si la loi SRU a entraîné une réduction de la ségrégation intracommunale avec la construction de logements sociaux dispersés à l'intérieur des communes ne vérifiant pas les 20 % de logements sociaux, ou à une augmentation de cette ségrégation avec une agrégation de logements sociaux dans des quartiers particuliers. Les élus locaux pourraient en effet vouloir isoler les habitants des logements sociaux pour ne pas mécontenter les autres habitants. Enfin, la construction de logements sociaux pourrait rendre une commune moins attractive, ce qui pourrait entraîner une baisse des prix de l'immobilier.

## LES DONNÉES : BASES FILOCOM ET NOTARIALES

Les données utilisées proviennent de deux sources différentes : les bases Filocom pour les années impaires entre 1997 et 2009, et les bases notariales pour les années paires entre 2000 et 2008.

Les bases Filocom sont établies par la direction générale des Finances publiques (DGFIP) et le service de l'Observation et des Statistiques (soes) à partir des données recueillies lors de la collecte de la taxe d'habitation. Il s'agit d'un recensement exhaustif des logements de France métropolitaine au 1<sup>er</sup> janvier de l'année considérée et, à titre illustratif, 33 820 701 logements sont recensés au 1<sup>er</sup> janvier 2011. Dans la suite, on fera référence à l'année  $t$  écoulee quand le recensement des logements a lieu au 1<sup>er</sup> janvier de l'année  $t + 1$ . La base contient notamment des informations sur la section cadastrale et la commune où les logements sont localisés, les caractéristiques des logements, le statut d'occupation des logements et les revenus annuels des ménages. Ces informations permettent de construire des variables communales : le stock de logements sociaux, leur proportion dans l'ensemble des résidences principales, le revenu moyen des ménages et un indice de ségrégation utilisé pour mesurer le niveau de ségrégation intracommunale des logements sociaux.

La mesure du nombre de logements sociaux utilisée ici diffère légèrement de celle retenue par l'article 55 de la loi SRU. En effet, les données Filocom ne portent que sur les logements individuels soumis à la taxe d'habitation et, de ce fait, n'incluent ni les centres d'hébergement et de réinsertion sociale (CHRS) ni les foyers de travailleurs, qui figurent pourtant parmi les logements sociaux au sens de la loi SRU.

La ségrégation intracommunale du logement social dans le parc de logements est mesurée à l'aide de l'indice de Duncan et Duncan [1955] qui est compris entre 0 et 1 (*cf.* annexe I). Une ségrégation plus forte se traduit par une valeur de l'indice plus élevée. La valeur de l'indice correspond à la part de logements sociaux qui devrait être réallouée au sein de la commune à une section cadastrale différente pour obtenir une répartition uniforme des logements sociaux dans la commune considérée.

Les bases des notaires consistent en un recensement des transactions de logements anciens conclues en France métropolitaine et regroupent les informations des bases Bien pour l'Île-de-France et des bases Perval pour les autres régions.

Le recensement est effectué par les chambres régionales des notaires à la fin de l'année écoulée. À titre illustratif, le nombre total de transactions dans l'ancien en France serait d'environ 800 000 par an au début des années 2000 (Friggit [2008]). Les locaux divers prévus pour un autre usage que l'habitation, ainsi que les propriétés agricoles, les garages et les parkings privés sont exclus de notre analyse. Dans la suite, on fera référence à l'année  $t$  écoulée quand le recensement des logements a lieu au 31 décembre de l'année  $t$ . Les bases notariales contiennent notamment des informations sur la localisation du bien au niveau de la section cadastrale et de la commune, l'année de construction du logement en intervalles, le type de bien (maison ou appartement), la surface et le prix.

Cette base de données est utilisée pour calculer un indicateur de prix au mètre carré par commune. Une procédure particulière est appliquée pour imputer les surfaces qui sont manquantes à partir de la base Filocom. La procédure consiste à calculer, pour un logement donné, la surface moyenne dans sa section cadastrale des logements ayant fait l'objet d'une mutation qui sont du même type et comportent le même nombre de pièces (pour plus de détails sur la construction de l'indicateur de prix, cf. annexe II).

## ÉVALUER L'EFFET PROPRE DE LA LOI SRU

La loi SRU ne se présente pas comme un traitement aléatoire puisqu'elle affecte les communes de manière déterministe en fonction de leur taille ainsi que de celle de leur agglomération. Or, étant donné que le profil socioéconomique et la composition du parc résidentiel des communes varient fortement en fonction de leur taille et de leur position dans le système urbain, la loi affecte les communes de manière différenciée selon leurs caractéristiques structurelles. Il convient donc de mettre en place une méthodologie permettant d'identifier l'impact causal de cette mesure, en dépit des effets de sélection des communes concernées par la loi<sup>9</sup>. Notre méthodologie repose sur la combinaison de deux techniques d'estimation classiques dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques (Blundell et Costa Dias [2009] ; Imbens et Wooldridge [2009]) : l'estimation par différences de différences et l'exploitation des discontinuités dans les régressions.

L'approche par différences de différences consiste à comparer l'évolution du parc social locatif dans les communes concernées par la loi SRU et dans les communes non concernées. Elle s'appuie sur le principe selon lequel l'évolution pour les communes non traitées constitue un bon contrefactuel de ce que serait l'évolution du parc social locatif pour les communes traitées en l'absence de traitement. Sous l'hypothèse que les différences systématiques entre les deux groupes évoluent de manière identique sur la période étudiée, cette méthode permet de s'affranchir des biais de sélection sur les variables inobservables, inhérents à l'application de la loi SRU.

---

9. Par « communes concernées », nous entendons ici les communes entrant dans le champ d'application de la loi, qu'elles présentent une proportion de logements sociaux inférieure ou supérieure aux 20 %.



## Une analyse restreinte au sous-ensemble de communes dont la taille se situe juste au-dessous ou juste au-dessus du seuil d'application de la loi

La validité des hypothèses sous-tendant l'estimation en différences de différences peut cependant être remise en question car les communes traitées et non traitées diffèrent par leur taille qui est un facteur entrant de façon complexe dans la dynamique du parc social local<sup>10</sup>. Il est malaisé de prendre en compte la taille avec des variables explicatives et nous avons plutôt exploité une discontinuité du traitement par rapport à la taille (Hahn, Todd et Van der Klaauw [2001] ; Imbens et Lemieux [2008]). Nous avons restreint l'analyse au sous-ensemble de communes dont la taille se situe juste au-dessous ou juste au-dessus du seuil qui détermine le champ d'application de la loi (1 500 habitants en Île-de-France et 3 500 habitants en province). Cette restriction assure une meilleure comparabilité des communes traitées et non traitées, et on peut penser que leur position par rapport au seuil est aléatoire, car il est improbable que les communes aient manipulé à l'avance le comptage donnant leur taille au recensement de 1999, surtout que le comptage intervient trois ans avant la mise en place de la loi SRU.

Dans le cas présent, l'application de la mesure est certes complètement déterminée par l'ensemble des conditions sur la taille des communes et celle de leur agglomération. Cependant, pour une taille de commune donnée, l'existence de la condition supplémentaire sur la taille de l'agglomération rend possible l'existence simultanée de communes concernées par la loi et d'autres qui ne le sont pas. Cette coexistence participe à l'identification de l'impact de la loi. Il est à noter que les restrictions sur l'échantillon imposées pour garantir la validité interne du modèle réduisent en même temps la validité externe de l'étude puisque les résultats ne seront valables que pour le sous-échantillon de communes moyennes sélectionnées d'après leur taille<sup>11</sup>.

## Prendre en compte la part initiale de logements sociaux dans la commune en 2000

Nous estimons deux spécifications alternatives du modèle selon que nous souhaitons quantifier un effet homogène de la loi SRU ou un effet hétérogène selon la part initiale de logements sociaux dans la commune en 2000. Nous considérons des spécifications en taux de croissance à deux dates, l'une avant la mise en place de la réforme ( $t = 0$ ) et l'autre après la mise en place de la réforme ( $t = 1$ ). Nous considérons les évolutions à court terme sur la période 2000-2004, et les évolutions à moyen terme sur la période 2000-2008<sup>12</sup>.

---

10. Par exemple, les communes plus peuplées disposent souvent de moins de place pour la construction de logements sociaux. Inversement, disposer de plus de logements peut permettre de lever une taxe locale plus élevée, ce qui peut encourager la construction sociale.

11. Malgré tout, étant donné que les plus grandes communes étaient contraintes par la Loi d'orientation pour la ville (LOV) depuis juillet 1991 de respecter des seuils en termes de taille de leur parc social, le fait de ne retenir pour l'évaluation d'impact que des communes de taille moyenne, non concernées par de tels dispositifs avant la loi SRU, peut se justifier.

12. Les effets de la loi SRU à des dates postérieures à 2008 ne sont pas étudiés ici, du fait de la forte modification du contexte économique et social consécutive à la crise de la fin des années 2000 et dont les effets sur les marchés immobiliers locaux pourraient biaiser l'évaluation.

La première spécification – modèle (1) – est utilisée pour estimer un effet homogène de la loi SRU et s'écrit :

$$Y_{i,1} - Y_{i,0} = \alpha \mathbb{1}_{\{D_i=1\}} + \sum_{j=1}^R \gamma_j \mathbb{1}_{\{r(i)=j\}} + Z_i \delta + \varepsilon_{i,t} , \quad (1)$$

où  $Y_{i,1} - Y_{i,0}$  est le taux de croissance d'une variable d'intérêt  $Y_{i,t}$  pour la commune  $i$  entre les deux dates,  $\mathbb{1}_{\{D_i=1\}}$  est l'indicatrice de traitement,  $\mathbb{1}_{\{r(i)=j\}}$  est une indicatrice d'appartenance de la commune à la région  $j$ ,  $R$  est le nombre de régions et  $Z_i$  représente huit variables : le revenu moyen par ménage de la commune, ce même revenu au carré, le nombre total de logements de la commune, ce même nombre au carré, ainsi que ces quatre variables mesurées au niveau de l'unité urbaine<sup>13</sup>. Les indicatrices de régions ont été introduites dans cette spécification pour prendre en compte des tendances hétérogènes des régions qui peuvent être liées à la taille des communes ou de l'agglomération, et être corrélées avec le traitement. Leur introduction implique que l'effet de la loi soit identifié par une comparaison des communes traitées et non traitées au sein de chaque région. La spécification prend par ailleurs en compte les tendances communales différenciées selon le revenu et le nombre total de logements tant au niveau de la commune que de celui de l'agglomération, puisqu'elles peuvent être liées à la taille de la commune ou de l'agglomération, et donc au traitement.

La seconde spécification – modèle (2) – a pour objectif d'estimer un effet hétérogène de la réforme et s'écrit :

$$Y_{i,1} - Y_{i,0} = \sum_{k=1}^K \alpha_k \mathbb{1}_{\{T_i=k\}} \mathbb{1}_{\{D_i=1\}} + \sum_{j=1}^R \gamma_j \mathbb{1}_{\{r(i)=j\}} + Z_i \delta + \varepsilon_{i,t} , \quad (2)$$

où  $K$  est le nombre de catégories,  $\mathbb{1}_{\{T_i=k\}}$  est une indicatrice prenant la valeur 1 si la commune appartient à la catégorie  $k$ , 0 sinon, sachant que l'on a défini trois catégories selon la proportion initiale de logements sociaux dans la commune en 2000 : moins de 5 %, de 5 % à 20 %, plus de 20 %. Cette spécification permet d'évaluer s'il existe des effets hétérogènes de la loi SRU selon l'éloignement par rapport à l'objectif fixé par la loi et notamment pour les communes contrevenantes (c'est-à-dire celles pour lesquelles la proportion de logements sociaux était initialement inférieure au seuil). Ces effets hétérogènes sont capturés par les coefficients  $\alpha_k$ .

La suite de cette étude se structure en deux temps. Il s'agit tout d'abord de mettre en évidence l'impact de la loi SRU sur le logement social dans les communes, avant d'analyser ses conséquences sur les prix immobiliers.

## STATISTIQUES DESCRIPTIVES

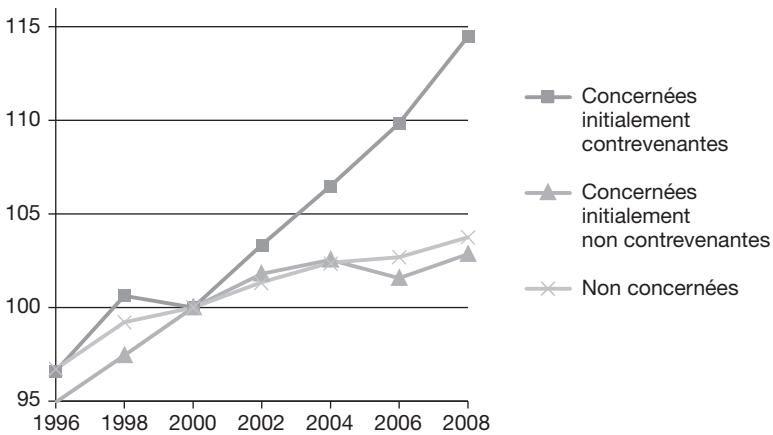
Entre 2000 et 2008, le nombre total de logements sociaux dans les communes concernées par l'article 55 de la loi SRU qui présentaient un parc social locatif de taille inférieure à l'objectif prévu par la loi a augmenté de près de 14,5 % (cf. fig. 1)<sup>14</sup>. Cet accroissement n'est *a priori* pas dû uniquement à la loi SRU

13. Nous n'introduisons pas de constante dans le modèle : elle ne serait pas identifiée car nous utilisons comme variables explicatives un jeu complet d'indicatrices de régions.

14. L'évolution de la part de logement social dans les différents groupes de communes est représentée sur la figure A1 en annexe II. Les leçons que l'on peut en tirer sont similaires à celles de l'examen de la figure 1.

puisque le nombre de logements sociaux en France métropolitaine manifeste une tendance à la hausse, quelle que soit la situation initiale des communes vis-à-vis de la loi SRU. Ainsi, sur la même période, et en dépit de quelques fluctuations, le volume total de logements sociaux a connu une hausse d'environ 2,9 % dans les communes concernées par la loi SRU mais respectant ses objectifs en termes de logements sociaux dès sa mise en place. De plus, le nombre total de logements sociaux dans les communes non concernées par cette mesure a également augmenté de près de 3,7 % sur la période. Bien que la hausse soit bien supérieure dans les communes ciblées par la loi SRU, il convient d'évaluer dans quelle mesure cette hausse est effectivement attribuable à cette loi.

Figure 1. Évolution du nombre de logements sociaux en France (en base 100) selon la situation des communes vis-à-vis de l'article 55 de la loi SRU en 2001



Lecture : Indices en base 100 en 2000.

Champ : France métropolitaine.

Source : Données Filocom.

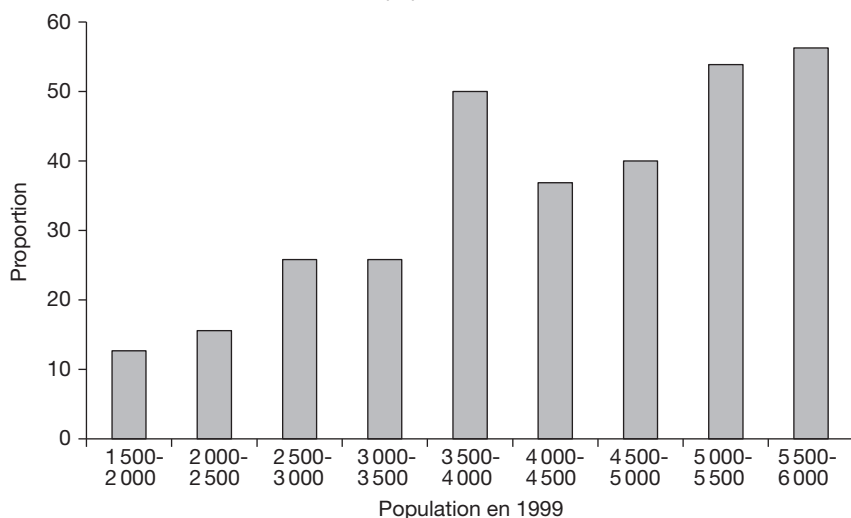
Pour notre évaluation, nous restreignons l'ensemble de communes à celles dont la taille se trouve juste au-dessous ou juste au-dessus du seuil d'application de la loi. L'échantillon obtenu comporte 2 072 communes dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 6 000 habitants pour les communes de province et entre 800 et 6 000 habitants pour les communes d'Île-de-France, et 15,7 % de ces communes sont concernées par la loi SRU. Parmi les communes concernées, 88,3 % sont contrevenantes<sup>15</sup>.

L'échantillon a été déterminé pour pouvoir comparer des communes concernées par la loi avec d'autres qui ne le sont pas, soit parce qu'elles sont au-dessous du seuil minimal de taille, soit parce que leur agglomération est au-dessous du seuil minimal de taille. Pour préciser les sources d'identification, nous représentons graphiquement les proportions de communes concernées par la loi selon leur taille, séparément pour l'Île-de-France et la province, car les

15. De plus, 9,1 % des communes (soit 189 d'entre elles) ne comprennent pas du tout de logement social. Cette proportion est de 9,7 % pour les communes non concernées par la loi (soit 169 d'entre elles parmi 1 747) et 6,2 % pour les communes concernées (20 d'entre elles parmi 325).

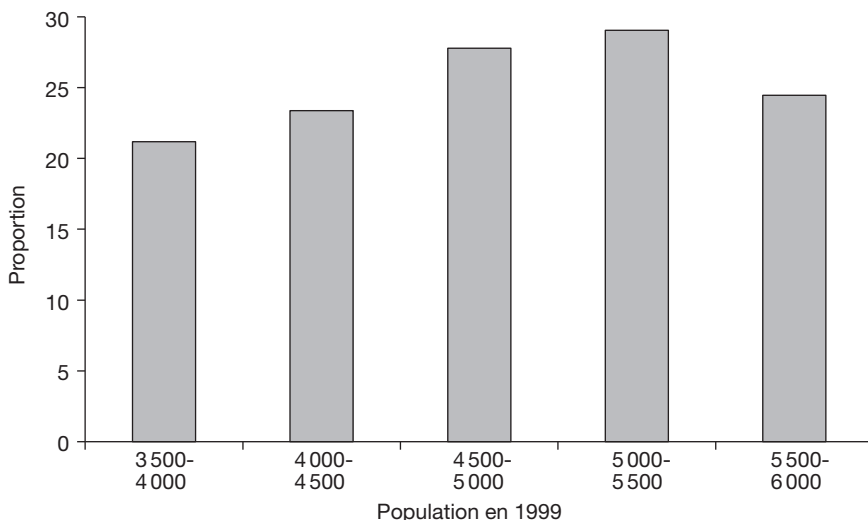
critères d'application de la loi y sont différents. Pour ce qui est de l'Île-de-France, la proportion de communes concernées par la loi tend à croître avec la taille des communes (cf. fig. 2). Elle est supérieure à 35 % pour les communes de plus de 3 500 habitants. La situation est différente en province puisqu'il n'y a pas de tendance marquée avec la taille des communes et que la proportion de communes concernées ne dépasse pas 30 % quel que soit l'intervalle de taille (cf. fig. 3).

Figure 2. Proportion des communes concernées par l'article 55 de la loi SRU en Île-de-France selon la population des communes en 1999



Champ : Communes d'Île-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 1 500 et 6 000 habitants.  
Source : Données Filocom.

Figure 3. Proportion des communes concernées par l'article 55 de la loi SRU en province selon la population des communes en 1999



Champ : Communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 3 500 et 6 000 habitants.  
Source : Données Filocom.

Dans l'ensemble, que ce soit en Île-de-France ou en province, tous les intervalles de taille de commune participent à l'identification de l'effet de la loi SRU, mais avec une part de communes concernées variant selon la taille. Par ailleurs, il est important de noter que les communes non concernées par la loi du fait qu'elles se trouvent sous le seuil minimal de taille de commune, jouent un rôle important dans l'identification puisque, pour l'Île-de-France et la province, elles représentent respectivement 46,7 % et 44,1 % des communes non concernées par la loi. Nous prendrons en compte les différences de taille entre communes concernées et non concernées par la loi en introduisant des variables de contrôle liées à la taille dans les régressions.

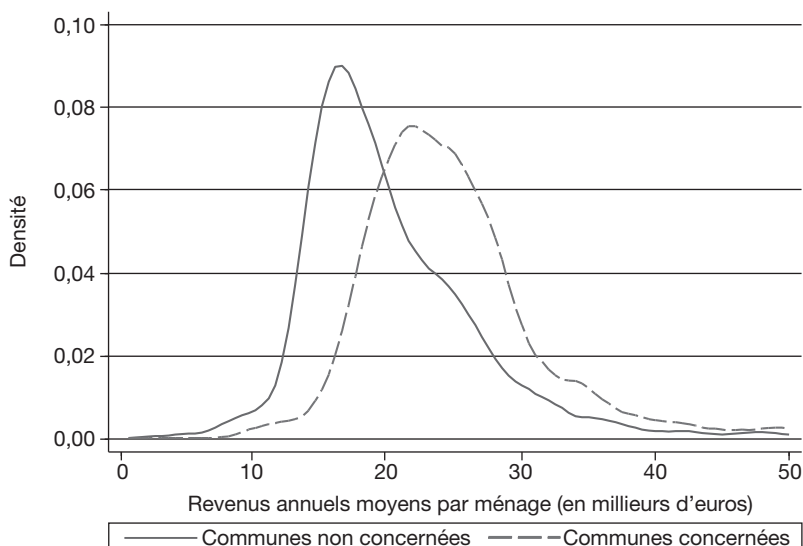
Par ailleurs, les estimations par différences de différences ne révèlent pas d'effet significatif de la loi sur la période 1997-2001, antérieure à son application, pour les variables d'intérêt construites à partir des données de Filocom qui seront utilisées dans l'étude, si ce n'est pour l'indice de ségrégation (*cf.* annexe II, tableau A1)<sup>16</sup>. La loi est associée à une augmentation de la concentration des logements sociaux avant sa mise en place, mais, comme nous le verrons, elle est plutôt associée à une baisse de cette concentration après sa mise en place. Pour les autres variables (les logarithmes du nombre et de la proportion de logements sociaux), nos tests d'égalité de tendance avant la mise en place de la loi SRU ne se substituent pas à l'hypothèse identificatrice de tendances similaires pour les communes traitées et non traitées en l'absence de mesure, puisqu'elles s'appliquent à une période qui lui est antérieure ; elles la rendent tout de même plus crédible sur la période suivant l'entrée en vigueur de la loi.

Nous souhaitons par ailleurs nous faire une idée des différences de caractéristiques des communes concernées et non concernées par la loi, notamment en termes de revenus. La distribution des revenus moyens par ménage pour les communes concernées est dilatée et décalée vers la droite par rapport à celle des communes non concernées (*cf.* fig. 4). Nous prenons en compte ces différences de revenus entre communes concernées et non concernées à l'aide de variables de contrôle dans les régressions afin d'éviter des biais dans notre évaluation de l'effet de la loi SRU. Les formes relatives des distributions des écarts entre 20 % et les parts de logements sociaux pour les communes concernées et non concernées par la loi sont assez proches au sens où leurs distributions sont unimodales avec un pic environ à la même valeur de l'écart à l'objectif de la loi (*cf.* fig. 5). Les communes concernées ont cependant une distribution un peu plus dilatée à gauche du pic de leur distribution.

---

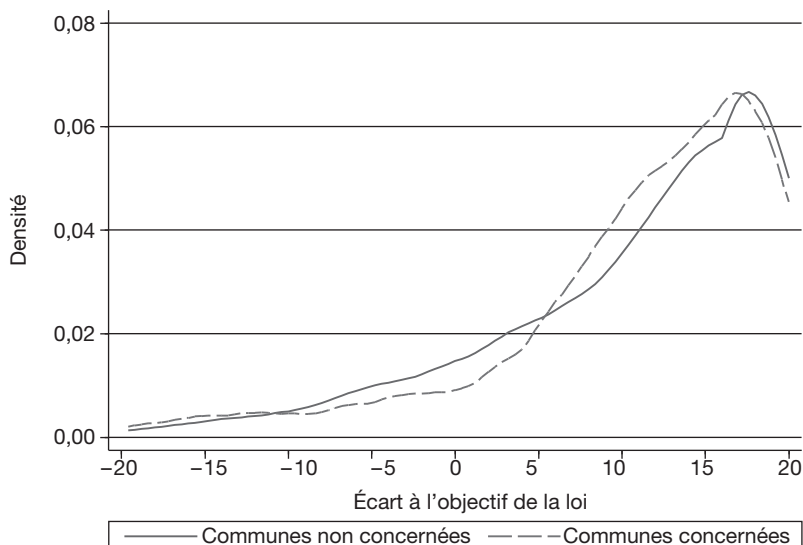
16. Ces variables sont le logarithme du nombre de logements sociaux, le logarithme de la part de logements sociaux parmi les résidences principales et l'indice de ségrégation intracommunale des logements sociaux. Il convient toutefois de noter que la loi serait associée positivement et significativement aux tendances passées du logarithme du nombre et de la part de logements sociaux lorsque l'on considère plutôt la période 1999-2001. On ne peut cependant exclure qu'il existe des erreurs de mesures assez fortes lorsque l'on considère une période de seulement deux ans, qui peuvent générer des effets relativement aléatoires. Il est par ailleurs possible que le climat politique se soit durci juste avant la mise en place de la loi SRU, ce qui a pu pousser certaines communes à réagir avant qu'elle ne soit adoptée.

Figure 4. Estimation de la densité des revenus moyens communaux en 2001



Champ : Communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 6 000 habitants et communes d'Île-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants.  
 Source : Données Filocom.

Figure 5. Estimation de la densité des écarts des communes aux objectifs de 20 % de logements sociaux parmi les résidences principales en 2001



Lecture : L'écart est calculé comme 20 % moins la part de logements sociaux.  
 Champ : Communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 6 000 habitants et communes d'Île-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants.  
 Source : Données Filocom.

## LES RÉSULTATS DE NOTRE ÉVALUATION DE LA LOI SRU

Nous essayons tout d'abord de déterminer si la loi SRU a réellement stimulé la construction de logements sociaux dans les communes. Pour ce faire, nous étudions son impact sur l'évolution du logarithme du nombre de logements sociaux ainsi que sur celle du logarithme de la part de logements sociaux parmi les résidences principales des communes. L'inclusion des variables de contrôle fait que l'on raisonne à taille et niveau de richesse des communes et des unités urbaines donnés.

### L'effet de la loi SRU sur le parc de logements sociaux des communes

La loi SRU aurait exercé un effet positif sur la construction de logements sociaux dans les communes : les communes entrant dans son champ d'application ont connu, en moyenne, un taux de croissance du nombre de leurs logements sociaux de 10,5 points supérieur à celui des communes non concernées entre 2000 et 2008, ce qui correspond à une différence de taux de croissance annuel d'environ  $100 \times \left[ (1 + 0,105)^{1/8} - 1 \right] \approx 1,25$  points (cf. tableau 1, col. 3)<sup>17</sup>.

Ce chiffre correspond à un peu plus de la moitié du taux de croissance du nombre moyen de logements sociaux pour les communes concernées par la loi, qui s'élève à environ 18 % pour la période 2000-2008. Pour fixer les idées, le nombre moyen de logements sociaux d'une commune concernée par la loi de notre échantillon est passé de 169 en 2000 à 200 en 2009, ce qui correspond à une hausse de 31 logements dont 18 attribuables à la loi SRU. Il convient toutefois de garder à l'esprit que l'effet de la loi SRU est mesuré avec pas mal d'imprécision puisque son intervalle de confiance est [1,8 % ; 19,5 %]<sup>18</sup>. L'évolution du nombre de logements sociaux s'est traduite pour les communes traitées par un taux de croissance moyen de la part des logements sociaux parmi les résidences principales de 8,3 points supérieur (cf. tableau 2, col. 3), soit une élévation de la part communale médiane d'environ 0,55 point<sup>19</sup>.

17. Les coefficients sont estimés dans le cadre d'une spécification en logarithme. Ces coefficients s'apparentent donc à une approximation de la semi-élasticité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative considérée. Soit  $b$  l'un des coefficients estimés, la formule donnant l'effet, en pourcentage, de la variable explicative qui lui est associée sur la variable dépendante est :  $100 \times [\exp(b) - 1]$ . Lorsque  $b$  est petit, l'effet, en pourcentage, de la variable explicative est donné approximativement par :  $100 \times b$ . Il est à noter que l'utilisation d'une spécification en logarithme fait disparaître les communes n'ayant pas de logement social à une des dates de la période étudiée. Nous ne reportons pas ici les résultats d'une spécification en niveau, car il existe déjà dans ce cas un effet de la loi SRU sur la période 1996-2000, avant l'application de la loi, ce qui suggère que l'hypothèse de tendance commune pour les communes traitées et non traitées en l'absence de traitement ne serait pas vérifiée.

18. C'est aussi le cas des effets de la loi SRU qui sont reportés plus loin.

19. Il est important de noter que les unités urbaines des communes concernées par la loi SRU sont en moyennes bien plus grandes que celles des communes non concernées par cette loi. C'est une conséquence mécanique de la définition de la loi. La médiane de taille des unités urbaines en termes de population de 1999 est respectivement de 419 334 pour les communes concernées et de 7 621 pour les communes non concernées (le troisième quartile de ces dernières étant bien plus élevé à 91 434). Nous avons fait des tests de robustesse consistant à réestimer la spécification en différence du logarithme du nombre de logements sociaux en restreignant notre échantillon successivement aux communes dont l'unité urbaine a une taille supérieure à 7 621, comprise entre 7 621 et 80 000 (donc dans un intervalle contenant le seuil de taille défini par la loi), ou supérieure à 91 434. Ces échantillons contiennent un nombre de communes non concernées bien moins important. Il est cependant intéressant de constater que les résultats restent qualitativement similaires et même quantitativement assez proches de ceux obtenus pour nos régressions principales.

De plus, l'effet de la loi SRU irait croissant au cours du temps puisque son effet (non significatif) se situe autour de 5 points pour les deux variables d'intérêt entre 2000 et 2004 (cf. tableaux 1 et 2, col. 1). Cela peut tenir aux délais structurels existant entre la définition des projets immobiliers visant à promouvoir l'extension du parc social locatif dans une commune et la construction effective des logements. L'effet croissant de la loi peut traduire un effort soutenu des communes concernées qui semble illustrer le caractère crédible du dispositif incitatif mis en place. On peut aussi noter qu'un changement de majorité politique est intervenu en 2002 et que la nouvelle majorité a confirmé les dispositions de la loi SRU, notamment la menace d'amende pour les communes récalcitrantes. Alors que la construction de logements publics a pu être initialement timide parce que certaines communes pouvaient être tentées de temporiser en l'absence d'information sur la position de la nouvelle majorité vis-à-vis de la loi SRU, cette construction a pu s'accélérer ensuite.

L'estimation d'un effet hétérogène de la loi SRU montre que les communes traitées initialement les moins dotées en logements sociaux sont les seules à avoir développé leur parc social locatif sous l'effet de la loi (cf. tableaux 1 et 2, col. 4). Ainsi, pour les communes traitées disposant en 2000 d'une proportion de logements sociaux inférieure à 5 %, l'effet de la loi SRU sur le taux de croissance du nombre et de la part de logements sociaux entre 2000 et 2008 est de l'ordre de 60 points. La perspective d'une amende plus élevée pourrait donc inciter les communes les moins pourvues à développer leur parc social locatif.

Tableau 1. Impact de la loi SRU sur l'évolution communale du logarithme du nombre de logements sociaux

	2000-2004		2000-2008	
	(1) Modèle 1 : traitement homogène	(2) Modèle 2 : traitement hétérogène	(3) Modèle 1 : traitement homogène	(4) Modèle 2 : traitement hétérogène
Indicatrice de traitement	0,0508 (0,0315)		0,0997** (0,0399)	
Indicatrice de traitement × indicatrice de proportion de logements sociaux en 2000...				
...inférieure à 5 %		0,2828*** (0,0439)		0,4813*** (0,0551)
...comprise entre 5 % et 20 %		-0,0528 (0,0366)		-0,0620 (0,0460)
...supérieure à 20 %		-0,0639 (0,0643)		-0,1252 (0,0807)
N	1 862	1 862	1 853	1 853
R <sup>2</sup>	0,050	0,079	0,087	0,133

*Lecture* : Les écarts types estimés sont présentés entre parenthèses au-dessous de ces coefficients ; \* effet significatif à 10 % ; \*\* effet significatif à 5 % ; \*\*\* effet significatif à 1 %. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le logarithme des revenus moyens par ménage de la commune en 2000, le carré de ce logarithme, le logarithme du nombre total de logements de la commune en 2000, le carré de ce logarithme, ainsi que les quatre variables correspondantes calculées au niveau de l'unité urbaine. Les coefficients estimés correspondants ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

*Champ* : Communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 6 000 habitants et communes d'Île-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes n'ayant pas de logement social à une des dates des périodes étudiées ne sont pas considérées.

*Source* : Données Filocom.



Tableau 2. Impact de la loi SRU sur l'évolution communale du logarithme de la part des logements sociaux parmi les résidences principales

	2000-2004		2000-2008	
	(1) Modèle 1 : traitement homogène	(2) Modèle 2 : traitement hétérogène	(3) Modèle 1 : traitement homogène	(4) Modèle 2 : traitement hétérogène
Indicatrice de traitement	0,0410 (0,0311)		0,0795** (0,0392)	
Indicatrice de traitement × indicatrice de proportion de logements sociaux en 2000...				
...inférieure à 5 %		0,2710*** (0,0434)		0,4632*** (0,0540)
...comprise entre 5 % et 20 %		- 0,0644* (0,0362)		- 0,0898 (0,0451)
...supérieure à 20 %		- 0,0628 (0,0635)		- 0,1202 (0,0792)
N	1 862	1 862	1 853	1 853
R <sup>2</sup>	0,043	0,072	0,077	0,125

Lecture, champ et source : Cf. tableau 1.

### L'effet de la loi SRU sur la ségrégation intracommunale du parc social

La ségrégation aurait diminué dans les communes concernées après la mise en place de la loi (cf. tableau 3, col. 3), ce qui suggère en moyenne un développement éparpillé des logements sociaux plutôt qu'une concentration de ces logements dans un petit nombre de quartiers. L'effet serait plus fort pour les communes concernées se caractérisant par un large écart initial par rapport à l'objectif de la loi (cf. tableau 3, col. 4). La construction de logements sociaux éparpillés peut s'expliquer par la tendance dans les années 2000 à privilégier les plans de développement mixte alliant logements sociaux et privés (Driant [2011]).

Tableau 3. Impact de la loi SRU sur l'évolution communale de la ségrégation spatiale des logements sociaux

	2000-2004		2000-2008	
	(1) Modèle 1 : traitement homogène	(2) Modèle 2 : traitement hétérogène	(3) Modèle 1 : traitement homogène	(4) Modèle 2 : traitement hétérogène
Indicatrice de traitement	- 1,4000* (0,0743)		- 3,4182*** (0,9230)	
Indicatrice de traitement × indicatrice de proportion de logements sociaux en 2000...				
...inférieure à 5 %		- 2,9959*** (1,0522)		- 6,4591*** (1,3024)
...comprise entre 5 % et 20 %		- 0,7413 (0,8774)		- 2,8334*** (1,0867)
...supérieure à 20 %		- 0,3999 (1,5415)		1,1123 (1,9092)
N	1 862	1 862	1 853	1 853
R <sup>2</sup>	0,025	0,028	0,053	0,060

Lecture, champ et source : Cf. tableau 1.

## L'effet de la loi SRU sur les prix des logements

La dernière partie de notre analyse est consacrée à l'étude de l'effet de la loi SRU sur les marchés immobiliers locaux, et plus particulièrement sur le niveau communal des prix sur le marché des logements anciens.

La loi SRU a eu un impact négatif sur le niveau moyen des prix immobiliers dans l'ancien mais son ordre de grandeur est assez faible et il n'est pas significatif (cf. tableau 4, col. 1 et 3). Toutefois, l'effet est non négligeable sur la période 2000-2008 pour les communes ayant une part de logements sociaux inférieure à 5 %. Il correspond à une baisse de prix de l'ordre de 5 % et il est significatif à 10 % (cf. tableau 4, col. 4). Dans l'ensemble, l'assertion selon laquelle les communes concernées par la loi auraient connu une certaine perte d'attractivité n'est que très faiblement soutenue par nos résultats.

Tableau 4. Impact de la loi SRU sur l'évolution communale du logarithme du niveau moyen des prix immobiliers dans le secteur des logements anciens

	2000-2004		2000-2008	
	(1) Modèle 1 : traitement homogène	(2) Modèle 2 : traitement hétérogène	(3) Modèle 1 : traitement homogène	(4) Modèle 2 : traitement hétérogène
Indicatrice de traitement	- 0,0162 (0,0195)		- 0,0250 (0,0191)	
Indicatrice de traitement × indicatrice de proportion de logements sociaux en 2000...				
...inférieure à 5 %		- 0,0322 (0,0276)		- 0,0489* (0,0270)
...comprise entre 5 % et 20 %		- 0,0037 (0,0231)		- 0,0150 (0,0226)
...supérieure à 20 %		- 0,0287 (0,0405)		- 0,0102 (0,0396)
N	1 836	1 836	1 833	1 833
R <sup>2</sup>	0,094	0,095	0,149	0,150

Lecture et champ : Cf. tableau 1.

Source : Données Filocom, Perval et Bien.

## CONCLUSION

Cet article a proposé une évaluation de l'effet de la loi SRU sur la construction de logements sociaux, la ségrégation intracommunale du parc social et le prix moyen des logements vendus sur le marché de l'immobilier ancien. L'analyse est menée au niveau communal et l'échantillon est restreint aux communes disposant d'un parc social proche du seuil d'application de la loi en termes de taille de la population. Les résultats montrent que la loi a eu un effet positif

sur la construction de logements sociaux, mais uniquement dans les communes dont la part de logements sociaux était faible avant que la loi ne soit appliquée. Elle pourrait par ailleurs être à l'origine d'un développement plus éparpillé des logements sociaux, mais, vu que son effet sur les prix de l'immobilier est très faible, on ne peut lui imputer une baisse d'attractivité des communes concernées par la loi.

L'analyse proposée présente toutefois certaines limites qu'il convient de souligner. Tout d'abord, les résultats ne s'appliquent qu'aux communes disposant d'un parc de logements sociaux qui sont proches du seuil d'application de la loi en termes de population, et la validité externe aux autres communes concernées par la loi n'est pas garantie. En outre, l'approche retenue ne permet pas de prendre en compte les externalités éventuelles de la loi sur les communes non concernées, et les effets mesurés incluent donc l'influence de ces externalités.

La question des effets de la loi SRU sur la ségrégation et la mixité sociale mériterait d'être approfondie. En effet, nous avons montré que la ségrégation intracommunale entre sections cadastrales des communes concernées par la loi diminue après la mise en place de la loi, mais rien ne garantit que la ségrégation diminue au sein des logements collectifs, alors que c'est peut-être à ce niveau-là que la mixité sociale peut avoir des effets bénéfiques. Par ailleurs, nous n'avons pas pris en compte la qualité des logements dans notre analyse. Les nouveaux logements sociaux construits dans des communes riches peuvent être de bonne qualité et les loyers correspondants relativement élevés, même s'ils restent au-dessous du niveau du marché. Dans ce cas, ils peuvent n'attirer que les populations éligibles à un logement social qui sont les moins modestes. Il convient de noter que ce n'est pas forcément une mauvaise chose, car la cohabitation de différents groupes sociaux peut être difficile si la distance sociale entre ces groupes est trop importante.

Enfin, la loi SRU a pour objectif une proportion de 20 % de logements sociaux dans l'ensemble des communes. Il n'est pas dit que cette proportion soit optimale pour chacune des communes puisque celles-ci diffèrent par leur capacité à accueillir des populations modestes, par les bénéfices que ces populations peuvent tirer de la mixité sociale et par l'effet que les nouveaux venus peuvent avoir sur la population locale. Une analyse approfondie serait nécessaire pour essayer de déterminer quelle est la proportion optimale de logements sociaux selon les caractéristiques des communes.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BILEK A., COSTES N. et MONMOUSSEAU F. [2007], « La loi SRU incite-t-elle les maires à construire du logement social ? Les enseignements d'une analyse principal-agent », *Économie publique/Public economics*, 20, p. 207-237.
- BLUNDELL R. et COSTA DIAS M. [2009], « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », *Journal of Human Resources*, 44 (3), p. 565-640.
- BONO P.-H., DAVIDSON R. et TRANNOY A. [2013], « Analyse contrefactuelle de l'article 55 de la loi SRU sur la production de logements sociaux », *Amse Working Paper*, 2013-5.
- DAVEZIES L. [2008], *La République et ses territoires : la circulation invisible des richesses*, Paris, Seuil.

- DRIANT J.-C. [2011], « Les mutations en sourdine du logement social », *Regards croisés sur l'économie*, 9, p. 187-197.
- DUNCAN O. et DUNCAN B. [1955], « A Methodological Analysis of Segregation Indexes », *American Sociological Review*, 20 (2), p. 210-217.
- EPSTEIN R. et KIRSZBAUM T. [2003], « L'enjeu de la mixité sociale dans les politiques urbaines », *Regards sur l'actualité*, 292, p. 63-74.
- FACK G. [2005], « Pourquoi les ménages à bas revenus paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002) », *Économie et Statistique*, 381-382, p. 17-40.
- FACK G. [2006], « Are Housing Benefit an Effective Way to Redistribute Income? Evidence from a Natural Experiment in France », *Labour Economics*, 13 (6), p. 747-771.
- FRIGGIT J. [2008], « Diverses évaluations du nombre de transactions de logements anciens », *Note pour le Conseil scientifique des indices Notaires-Insee*, version 35, juillet.
- GOBILLON L. et LE BLANC D. [2005], « Quelques effets du prêt à taux zéro », *Économie et Statistique*, 381-382, p. 63-89.
- GOBILLON L. et LE BLANC D. [2008], « Economic Effects of Upfront Subsidies to Ownership : The Case of the Prêt à Taux Zéro in France », *Journal of Housing Economics*, 17 (1), p. 1-33.
- GREENWOOD J. [1997], « Internal Migration in Developed Countries », dans M. ROSENZWEIG et O. STARK (dir.), *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1, Amsterdam, Elsevier, p. 647-720.
- HAHN J., TODD P. et VAN DER KLAUW W. [2001], « Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design », *Econometrica*, 69 (1), p. 201-209.
- IMBENS G. et LEMIEUX T. [2008], « Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice », *Journal of Econometrics*, 142 (2), p. 615-635.
- IMBENS G. et WOOLDRIDGE J. [2009], « Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation », *Journal of Economic Literature*, 47 (1), p. 5-86.
- JACQUOT A. [2007], « L'occupation du parc HLM : éclairage à partir des enquêtes Logement de l'Insee », *Document de travail de la Direction des statistiques démographiques et sociales*, F0708.
- KATZ L., KLING J. et LIEBMAN J. [2001], « Moving to Opportunity in Boston: Early Results of a Randomized Mobility Experiment », *Quarterly Journal of Economics*, 116 (2), p. 607-654.
- KLING J., LIEBMAN J. et KATZ L. [2007], « Experimental Analysis of Neighborhood Effects », *Econometrica*, 75 (1), p. 83-119.
- LE BLANC D., LAFERRÈRE A. et PIGOIS R. [1999], « Les effets de l'existence du parc HLM sur le profil de consommation des ménages », *Économie et Statistique*, 328, p. 37-60.
- SELOD H. [2004], « La mixité économique et sociale », dans F. MAUREL, A. PERROT, J.-M. PRAGER, J.-P. PUIG et J. THISSE (dir.), *Villes et économie*, Paris, La Documentation française, p. 129-156.
- STÉBÉ J.-M. [2013], *Le logement social en France*, Paris, PUF.
- TREVIEN C. [2014], « Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ? », *Économie et Statistique*, 471, p. 33-64.
- VERDUGO G. [2016], « Public Housing Magnets: Public Housing Supply and Immigrants' Location Choices », *Journal of Economic Geography*, à paraître.
- WELLSHOFF F. [2004], *Effets du prêt à taux zéro sur le développement des territoires périurbains et ruraux*, rapport n° 2003-0100-01, La Défense, Conseil général des Ponts et Chaussées.

## ANNEXES

## I. MESURE DE LA SÉGRÉGATION INTRACOMMUNALE DU PARC SOCIAL

L'indicateur de ségrégation est calculé pour chacune des communes et a pour unité spatiale de référence la section cadastrale. Il s'agit d'une unité spatiale plus fine encore que les IRIS utilisés par l'Insee et regroupant des logements contigus. En France métropolitaine, il existe 263 660 sections cadastrales en 2010, et le nombre de logements par section est en moyenne de 128,3 ; celui-ci varie toutefois de 1 à 58 963 et a pour médiane 43. Le peuplement des sections cadastrales est donc un phénomène très hétérogène. Néanmoins, il s'agit de la seule unité géographique plus fine que la commune disponible dans les bases à notre disposition.

La ségrégation intracommunale du logement social dans le parc de logements est mesurée à l'aide de l'indice de Duncan et Duncan [1955] qui vérifie la formule :

$$D_j = \frac{1}{2} \sum_{h \in J} \left| \frac{s_{j,h}}{s_j} - \frac{l_{j,h} - s_{j,h}}{l_j - s_j} \right|,$$

où  $j$  indice les communes et  $h$  les sections cadastrales,  $l_j$  est le nombre total de logements de la commune,  $s_j$  est le nombre de logements sociaux de la commune,  $l_{j,h}$  est le nombre total de logements dans la section cadastrale et  $s_{j,h}$  est le nombre de logements sociaux dans la section cadastrale. Cet indice n'est calculable que pour les communes comptant au moins un logement social, soit près de la moitié d'entre elles. Il varie entre 0 et 1 et, à titre illustratif, il a pour moyenne 0,56 et pour médiane 0,59 en 2008. De plus, il est supérieur à 0,4 pour près des trois quarts des communes disposant d'un parc social locatif, ce qui traduit une relative concentration des logements sociaux au sein de certaines communes.

## II. CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR COMMUNAL DE PRIX DE L'IMMOBILIER

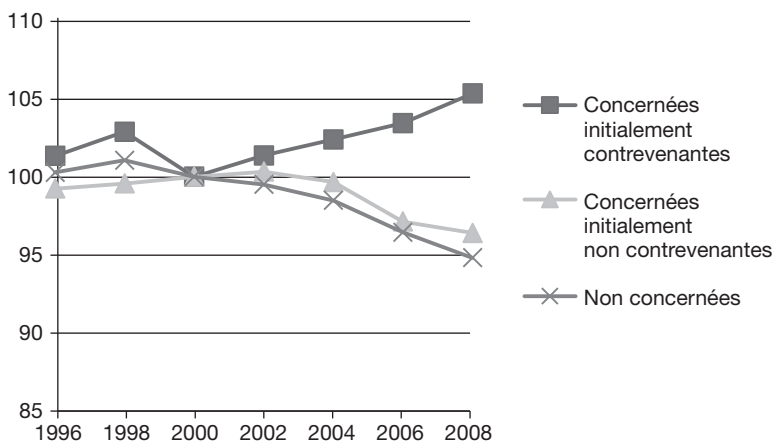
Les données issues des bases notariales ont nécessité un traitement préalable à leur exploitation. Tout d'abord, les surfaces sont manquantes pour 25,7 % des ventes de logement recensées dans ces bases. Nous les avons imputées à partir des données Filocom, qui contiennent des informations sur l'année de leur dernière mutation, ainsi que sur la surface des logements et le type de logement (maison ou appartement). Nous avons ainsi attribué aux logements des bases notariales dont la surface n'était pas renseignée, la surface moyenne des logements de la base Filocom de la même section cadastrale ayant fait l'objet d'une mutation, étant de même type et disposant du même nombre de pièces. La finesse du découpage retenu assure à cette méthode d'imputation une relative précision<sup>20</sup>

20. Nous avons testé cette méthode en imputant des surfaces déjà renseignées dans les bases notariales et en comparant surfaces réelles et imputées. L'erreur moyenne est d'environ 5 %, et le  $R^2$  de la régression des surfaces réelles sur les surfaces imputées est d'environ 0,75. Il convient toutefois de noter que l'imputation, bien qu'elle ait été réalisée séparément pour les appartements et pour les maisons, est nettement plus précise pour les appartements (pour lesquels les indicateurs prennent respectivement les valeurs de 2 % et de 0,83) que pour les maisons (pour lesquelles les indicateurs prennent respectivement les valeurs de 15 % et 0,51).

et permet de faire passer la part de logements dont la surface est manquante à 5,1 %. De plus, le fait que l'imputation ne dépende pas des valeurs observées dans les bases notariales la rend robuste aux éventuels effets de sélection sur les valeurs non renseignées. Enfin, l'absence de spécification paramétrique la rend robuste aux erreurs éventuelles de spécification.

Par ailleurs, un indice de prix immobiliers par commune a été construit à partir de ces données. Les prix par mètre carré des transactions immobilières ont été, après une transformation logarithmique, expurgés des effets liés à la période de construction (antérieure à 1850, de 1850 à 1913, de 1914 à 1947, de 1948 à 1959, de 1960 à 1980, de 1981 à 1992 et postérieure à 1991, ainsi qu'une catégorie de période mal renseignée qui concerne près de 30 % des biens) et à la saisonnalité (mesurée par les trimestres) en utilisant une spécification linéaire estimée par les moindres carrés ordinaires. L'indice de prix en niveau obtenu avec cette régression est exprimé en euros constants du premier trimestre pour des logements construits depuis 1992, ce qui permet de les rendre comparables. Une régression a été effectuée par type de logement afin d'autoriser les effets des variables de contrôle à varier selon que le logement soit une maison ou un appartement.

Figure A1. *Évolution de la part de logements sociaux en France (en base 100) selon la situation des communes vis-à-vis de l'article 55 de la loi SRU en 2001*



Lecture : Indices en base 100 en 2000.

Champ : France métropolitaine.

Source : Données Filocom.

Tableau A1. Impact de la loi SRU sur différentes variables d'intérêt sur la période de prétraitement 1996-2000

	Effectif de logements sociaux (en log)	Part de logements sociaux (en log)	Ségrégation intracommunale
Panel A			
Effet du traitement	0,0240 (0,0333)	0,0151 (0,0327)	1,2986* (0,7818)
N	1 841	1 841	1 841
R <sup>2</sup>	0,075	0,056	0,030
Panel B			
Indicatrice de traitement × indicatrice de proportion de logements sociaux en 2000...			
...inférieure à 5 %	0,0619 (0,0481)	0,0539 (0,0472)	2,5167** (1,1277)
...comprise entre 5 % et 20 %	0,0243 (0,0392)	0,0146 (0,0385)	0,7266 (0,9205)
...supérieure à 20 %	- 0,0551 (0,0689)	- 0,0626 (0,0676)	0,9820 (1,6165)
N	1 841	1 841	1 841
R <sup>2</sup>	0,076	0,058	0,031

*Lecture* : Les écarts types estimés sont présentés entre parenthèses au-dessous de ces coefficients ; \* effet significatif à 10 % ; \*\* effet significatif à 5 % ; \*\*\* effet significatif à 1 %. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le logarithme des revenus moyens par ménage de la commune en 2000, le carré de ce logarithme, le logarithme du nombre total de logements de la commune en 2000, le carré de ce logarithme, ainsi que les quatre variables correspondantes calculées au niveau de l'unité urbaine. Les coefficients estimés correspondants ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

*Champ* : Communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 6 000 habitants et communes d'Île-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes n'ayant pas de logement social à une des dates des périodes étudiées ne sont pas considérées.

*Source* : Données Filocom.