

Les déterminants de la réalisation de logements sociaux : analyse empirique du respect de la loi SRU en Ile-de-France

Fanny Monmousseau¹

CES – Laep-Matisse

Juillet 2008

Version de travail -ne pas citer

Introduction

Face au problème de la ségrégation sociale constatée à l'échelle urbaine, l'Etat français a créé en décembre 2000 un nouveau dispositif législatif : la loi Solidarité et Renouvellement Urbains (SRU, Article 55). L'objectif est d'atteindre une plus grande mixité sociale à l'échelle urbaine grâce à une répartition plus équilibrée et plus diversifiée de l'offre de logements entre les communes. Dans cette optique, certaines communes urbanisées sont dans l'obligation de détenir un minimum de 20 % de logements sociaux en proportion de leurs résidences principales et veiller à une répartition équilibrée de ces logements au sein de l'espace urbain. Si elles ne respectent pas la loi, elles sont soumises à un prélèvement annuel sur leurs recettes fiscales tant que leur taux de logement social n'a pas atteint la barre des 20 %. Elles doivent également définir et respecter un plan triennal de réalisation de logements sociaux supplémentaires. Cet engagement triennal consiste à réaliser au moins 15 % du nombre de logements sociaux manquants pour atteindre le seuil des 20 %.

Ce dispositif présente un caractère *novateur*, tant dans le domaine de la politique du logement social que dans celui de la lutte contre les déséquilibres socio-territoriaux (Subra, 2006). La politique du logement social française repose traditionnellement sur des aides à la personne et des aides à la pierre en vue d'offrir aux personnes les plus modestes un logement à un prix abordable [Ali Said-Guérain (2007)]. Pour ce qui est de la résorption des déséquilibres socio-territoriaux, la loi SRU se démarque des mesures traditionnelles de la politique de la ville en matière de lutte contre les ghettos urbains et des systèmes traditionnels de péréquation financière entre les communes. Ainsi, en vue de juger l'efficacité d'un dispositif différent de ceux jusque là mis en œuvre, nous proposons une *analyse descriptive et économétrique de ses premiers résultats*.

L'*analyse descriptive* proposée dans cette contribution repose sur le bilan des résultats de la loi à l'issue de la première période triennale. Ce bilan est dressé à l'échelle d'une des régions les moins bien dotées en logements sociaux : l'Ile-de-France. Comme à l'échelle de la France, de fortes disparités communales sont constatées en matière de respect des objectifs triennaux : certaines communes dépassent largement leurs objectifs alors que d'autres présentent des résultats insuffisants. Selon les détracteurs de la loi,

l'incapacité de certaines communes à respecter la loi serait liée aux prix élevés du foncier et de l'immobilier, à la rareté des parcelles, à la faiblesse des ressources financières des communes, etc. En outre, d'après les sondages d'opinion, les caractéristiques sociopolitiques des communes et des

¹Contact : Fanny.Monmousseau@univ-paris1.fr

habitants influenceraient également les comportements adoptés par les municipalités soumises à la loi.

S'appuyant sur les arguments avancés par les détracteurs de la loi et les résultats des sondages d'opinion, l'*analyse économétrique* a ensuite pour objectif d'identifier les déterminants du degré de respect des engagements triennaux des communes. Ainsi testons-nous l'influence du niveau de prélèvement, du taux de logement social initial, de la couleur politique du maire, du potentiel fiscal, des caractéristiques des électeurs, des prix de l'immobilier, de la disponibilité foncière, etc. Les estimations logistiques qui ont été menées révèlent notamment l'influence significativement positive du taux de logement social initial et des disponibilités foncières ainsi que l'influence négative de l'ancienneté de résidence des habitants et du caractère rural des communes.

Cette analyse empirique se situe dans la continuité des travaux théoriques de Bilek, Costes et Monmousseau (2008) qui montraient grâce à un modèle principal-agent que l'effort réalisé par les élus locaux dépend d'arbitrages économiques et politiques. Notre contribution est donc d'autant plus utile qu'elle s'inscrit dans une dynamique de recherche sur la loi SRU, qu'il n'existe pas à notre connaissance d'études économétriques sur ce sujet et qu'elle intervient à l'issue de la première période triennale.

Cette contribution est organisée en deux parties. Après un rappel des objectifs et des dispositions de l'article 55 de la loi SRU, nous dressons un premier bilan d'application de la loi en Ile-de-France. L'analyse économétrique fait l'objet de la seconde partie et vise à identifier les déterminants du comportement différencié des municipalités.

1. Bilan d'application de l'article 55 en Ile-de-France

La première période triennale étant écoulée, un bilan des premiers résultats du dispositif est proposé afin de déterminer dans quelle mesure les communes se sont mises en conformité avec la loi. Ce bilan est proposé dans le cadre de l'Ile-de-France pour deux raisons. D'une part, cette région concentre 25 % des communes de France métropolitaine soumises aux obligations de la loi SRU et présente le déficit régional de logements sociaux le plus important (40 % de l'objectif triennal à réaliser sur toute la France). D'autre part, en concentrant 45 % des communes ayant fait l'objet d'un constat de carence, la région Ile-de-France offre une parfaite illustration des disparités de comportement constatées à l'échelle intercommunale. Ainsi proposons-nous un bilan des résultats qu'impliquent l'application et le respect de la loi SRU en Ile-de-France.

Pour juger le degré de mise en conformité des communes avec le cadre législatif,

nous vérifions si leurs engagements triennaux ont été respectés *et* si leur taux de logement social a augmenté sur la première période triennale.

1.1.1. Les engagements triennaux ont-ils été respectés ?

Compte tenu de leur taux de logement social au 1^{er} janvier 2001, les 185 communes d'Ile-de-France soumises à l'article 55 devaient engager la construction cumulée de 24 210 logements sociaux (près de 13 000 en dehors de Paris). 17 850 logements sociaux environ ont effectivement été construits et livrés (un peu plus de 7 000 hors Paris) et 13 507 ont été financés (9 577 hors Paris). Si l'on s'en tient à la différence entre les inventaires de 2001 et 2004, l'objectif triennal n'a pas été atteint (coefficient de réalisation égal à 0,74 et à 0,56 hors Paris). Mais en tenant compte des délais de construction et de livraison de logements comme le préconise la circulaire ministérielle de février 2005 alors le bilan de la première période triennale est globalement satisfaisant puisque l'objectif triennal a été largement dépassé. Le coefficient de réalisation au sens large de l'objectif triennal s'établit à 1,29 (1,29 hors Paris).

Toutefois, bien que le taux de réalisation au sens large soit globalement satisfaisant, ce résultat positif doit être nuancé à deux égards. D'une part, les logements sociaux nouvellement offerts ne s'adressent pas aux mêmes catégories de population selon le type de prêt locatif aidé dont ces logements ont bénéficié. Ainsi les bons résultats des communes en termes de respect de l'objectif triennal doivent être fortement nuancés quand elles construisent une proportion très élevée de logements sociaux PLS (logements qui ne sont pas destinés à aux ménages les plus modestes)².

D'autre part, ce chiffre agrégé à l'échelle régionale masque une situation hétérogène tant à l'échelle départementale que communale. Dans l'ensemble des départements, à l'exception du Val-de-Marne et dans une moindre mesure des Yvelines, les objectifs triennaux ont largement été dépassés. Bien que leurs objectifs triennaux soient les plus bas témoignant d'un parc locatif social déjà bien développé (mais encore insuffisant), les départements de Seine-Saint-Denis et de Seine-et-Marne présentent les taux de réalisation les plus élevés (1.99 et 2.44). Les départements du Val-de-Marne et des Yvelines sont dans la situation inverse : ils présentent les taux de réalisation les plus bas (0.67 et 0.99) alors que leurs objectifs triennaux sont les plus élevés.

Ces disparités constatées à l'échelle départementale s'accompagne également de disparités intercommunales. D'une part, on constate une importante hétérogénéité dans le taux de réalisation des communes franciliennes, celui-ci s'étendant de -1 à 30. Le fait que le coefficient de variation s'établisse à près de 0,5 confirme l'existence d'une dispersion relative importante. D'autre part, bien que le mode de calcul défini par la circulaire soit plus favorable, certaines communes n'ont pas atteint leur objectif triennal (coefficient de réalisation au sens large inférieur à 1). Précisément, près de la moitié des communes (89 sur 184³) a respecté ses engagements triennaux parmi lesquelles 40 communes ont réalisé plus du double de leurs objectifs. En conséquence, les bons résultats constatés à l'échelle de l'Ile-de-France sont essentiellement dus aux importants efforts réalisés par un petit nombre de communes. A l'opposé, dans 25 communes, le parc locatif social de 2004 comprend un nombre de logements sociaux égal ou inférieur au nombre constaté en 2001 si bien que leur taux de réalisation est négatif ou nul. Dans les 70 autres communes où le

taux de réalisation est positif mais inférieur à 1, seules 9 communes ont réalisé un effort tel que plus des trois quarts de leur objectif triennal ont été atteints.

En rapprochant le coefficient de réalisation au sens large de l'objectif triennal et le taux de logement social au 1^{er} janvier 2001, nous constatons que près de la moitié des communes détenant moins de 5 % de logements sociaux ont réalisé moins du tiers de leurs objectifs (Tableau 1). De plus, la répartition des communes franciliennes par croisement de ces deux

² Les logements PLS sont caractérisés par des loyers égaux à ceux des logements PLUS majorés de 50 %. Bien qu'il s'agisse de logements sociaux au sens de la loi SRU, leur caractère social est parfois discuté puisqu'une partie non négligeable des demandeurs de logements sociaux ne peut y accéder en raison du niveau plus élevé des loyers. De plus, les ménages pouvant y prétendre ne bénéficient pas des aides personnelles au logement du fait de revenus supérieurs au seuil défini par la CAF [Robert (2006)].³ L'échantillon ne comprend que 184 communes au lieu de 185 communes car nous ne disposons pas du nombre de logements financés et non recensés en 2004.

données est équivalente à celle constatée pour l'ensemble des communes françaises quand le taux de logement social est inférieur à 5 % et supérieur à 15 %. En revanche, elle est éloignée de la tendance nationale lorsque le taux de logement social est compris entre 5 et 15 % : la part des communes ayant réalisé moins du tiers de leurs objectifs est plus élevée (41 % contre 30 % et 34 % contre 19 %). De plus, comme dans l'ensemble des villes françaises, ce sont les communes aux coefficients de réalisation les plus bas qui sont les moins peuplées (7400 habitants contre 40 900 pour les communes ayant dépassé leurs objectifs triennaux).

Tableau 1-Répartition des communes franciliennes selon leur degré de respect des objectifs et leur taux de logement social

| Taux de logement social | Coefficient de réalisation au sens large de l'objectif légal | | | | | Population moyenne des communes | Nombre et part de communes |
|--|--|--------------------------|------------------------|---------------------|-------------|---------------------------------|----------------------------|
| | inférieur à 1/3 | compris entre 1/3 et 2/3 | compris entre 2/3 et 1 | supérieur à 1 | Moyenne | | |
| taux < 5 % | 24 (46 %) [42 %] | 11 (21 %) [23 %] | 5 (10 %) [10 %] | 12 (23%) [25 %] | 0,63 [0,65] | 5 700 | 52 (28 %) [24 %] |
| 5 % ≤taux < 10 % | 24 (41 %) [30 %] | 3 (5 %) [15 %] | 6 (10 %) [15 %] | 26 (44%) [40 %] | 1,23 [1,08] | 11 800 | 59 (32 %) [32 %] |
| 10 % ≤taux < 15 % | 12 (34 %) [19 %] | 4 (11 %) [16 %] | 2 (6 %) [11 %] | 17 (49%) [54 %] | 1,27 [1,5] | 76 900 ⁴ | 35 (19 %) [23 %] |
| 15 % ≤taux < 20 % | 2 (5 %) [7 %] | 1 (2 %) [3 %] | 3 (8 %) [5 %] | 33 (85%) [85 %] | 8,73 [8,96] | 21 600 | 39 (21 %) [21 %] |
| Population moyenne des communes | 7 400 | 16 400 | 10 232 | 40 900 ⁵ | | | |
| Nombre et part | 62 (33 %) [26 %] | 19 (10 %) [14 %] | 16 (9 %) [11 %] | 88 (48%) [49 %] | 2,55 [2,65] | | 185 |

| | | | | | | | |
|-------------|--|--|--|--|--|--|--|
| de communes | | | | | | | |
|-------------|--|--|--|--|--|--|--|

Source : données
DGUHC

Lecture : les chiffres entre parenthèses indiquent les pourcentages en ligne excepté dans la dernière colonne ; les chiffres entre crochets correspondent aux parts calculées sur l'ensemble des communes françaises.

1.1.2. Le taux de logement social a-t-il augmenté ?

Le caractère suffisant des résultats des communes pour atteindre in fine les 20 % de logements sociaux requis ne doit pas être apprécié sur le seul critère du coefficient de réalisation de l'objectif triennal légal. Cet objectif triennal est un *minimum légal* à atteindre en trois ans, égal à 15 % du manque de logements sociaux pour atteindre les 20 % requis. Or, le respect à terme de l'objectif de 20 % dépend de l'évolution de deux variables : le nombre de logements locatifs sociaux et le nombre de résidences principales. Atteindre l'objectif légal de 20 % suppose donc que les maires maintiennent un *effort permanent* dans la réalisation de logements sociaux tout *en anticipant* l'évolution de leur parc de logements non sociaux tant dans les communes déficitaires que dans celles dont le taux est légèrement supérieur à 20 %. En conséquence, le taux de logement social n'augmentera que si le taux de croissance du parc locatif social est supérieur à celui du parc de résidences principales. Il existe alors pour chaque commune un *minimum théorique* de logements sociaux à réaliser tel que le taux de croissance du parc de logements sociaux égalise celui du parc global de logements⁶.

⁴ Sans Paris (2 125 250 avec Paris). ⁵ Sans Paris (16 950 avec Paris).

Pour chaque commune sur la période 2001-2004, la valeur du minimum théorique s'obtient en faisant le

Le calcul du *coefficient de réalisation du minimum théorique au sens large*⁷ permet ensuite d'apprécier l'effort des communes pour augmenter leur taux de logement social, *tout en tenant compte des logements sociaux financés mais non recensés en 2004*. Notons que sur l'échantillon des 186 communes d'Ile-de-France (avec Paris), ce minimum théorique prend une valeur négative dans le cas de 9 communes en raison de la réduction de leur parc de résidences principales.

Une valeur négative du coefficient de réalisation au sens large dans le cas où l'objectif minimum théorique est négatif⁸ et une valeur supérieure à 1 dans le cas contraire signifient que le taux de logement social observé en 2001 est inférieur au taux de logement social *théorique* de 2004. 143 communes franciliennes ont dépassé ce minimum théorique parmi lesquelles on retrouve les 9 communes caractérisées par un minimum théorique négatif. Les 42 autres communes ont réalisé un effort insuffisant compte tenu du taux de progression de leur parc de résidences principales (6 ont vu leur parc de logements sociaux diminuer ; 18 n'ont réalisé aucun logement social ; les 18 autres ont fait un effort insuffisant au regard de la valeur du minimum théorique)⁹.

L'analyse croisée des coefficients de réalisation au sens large du minimum théorique et du minimum légal permet alors de classer les communes en différentes catégories (Tableau 2).

Tableau 2-Classification des communes franciliennes selon leurs résultats triennaux

| MINIMUM LEGAL... | MINIMUM THEORIQUE... | NOMBRE DE COMMUNES CONCERNEES |
|--|----------------------|-------------------------------|
| ...atteint (Coefficient supérieur à 1) | ...atteint | 86 |
| | ...quasiment atteint | 0 |
| | ...non atteint | 4 |
| ...quasiment atteint (Coefficient quasiment égal à 1) | ...atteint | 4 |
| | ...quasiment atteint | 0 |
| | ...non atteint | 0 |
| ...non atteint (Coefficient inférieur à 1) | ...atteint | 53 |
| | ...quasiment atteint | 2 |
| | ...non atteint | 36 |

Source : traitement des données DGUHC

Des 185 communes franciliennes, 86 apparaissent comme les municipalités les plus « vertueuses » puisqu'elles ont à la fois respecté leur objectif triennal légal et augmenté leur taux de logement social théorique. La seconde moitié de l'échantillon est essentiellement composée de communes dont l'objectif triennal légal n'a pas été atteint. 36 d'entre elles ont réalisé un effort insuffisant : ni le minimum légal ni le minimum théorique n'ont été atteints. Et, bien que 53 communes n'aient pas atteint leur objectif triennal légal, leur taux de logement social théorique est supérieur au taux observé en 2001. Dans le cas de 4 communes, bien que légèrement inférieur au minimum légal, le nombre de logements sociaux supplémentaires (recensés ou non) a été suffisant pour que le taux théorique de logements sociaux soit supérieur au taux observé en 2001.

produit du taux de croissance observé du parc de résidences principales (représentant le taux de croissance théorique minimum du parc locatif social) et du stock de logements sociaux détenu en 2001. ⁷Taux : [(Différence entre les inventaires de 2001 et 2004) + nombre de logements financés mais non recensés en 2004]/minimum théorique ⁸Signifiant que l'accroissement de logements sociaux au sens large est positif. ⁹L'analyse ne porte que sur 185 communes au lieu des 186 initiales car nous ne disposons pas de toutes les données concernant la ville de Wissous.

Il ressort donc de ces premiers résultats que les communes se sont très inégalement conformées aux objectifs fixés par la loi SRU. Un tel constat nous conduit à nous interroger, dans la section suivante, sur les raisons susceptibles d'expliquer une telle hétérogénéité dans le comportement des municipalités.

2. Analyse économétrique

2.1. Données et variables utilisées

Cette sous-section présente l'échantillon et les données sur lesquelles repose l'analyse économétrique.

2.1.1. La variable expliquée

L'analyse économétrique a pour objectif d'expliquer le degré de respect de l'objectif triennal des communes franciliennes. Ainsi, l'échantillon comprend les communes d'Ile-de-France qui présentaient au 1^{er} janvier 2001 un taux de logement social inférieur à 20 % et qui étaient soumises au respect de la loi SRU. Paris est exclu de l'échantillon afin de ne pas biaiser les résultats. Dans le cadre de notre étude, les communes sont réparties en quatre classes selon la valeur prise par leur coefficient de réalisation de l'objectif triennal.

Cette variable continue sous-jacente représente le rapport de la somme des logements sociaux réalisés sur la période et de ceux financés mais non livrés sur le nombre de logements sociaux que la commune s'était engagée à produire en début de période. Cette information est issue de l'inventaire prévu par la loi SRU et obtenue auprès de la DGUHC. Le tableau 3 fournit une description statistique de la variable continue.

Tableau 3-Description de la variable dépendante continue sous-jacente

| | Coefficient au sens large |
|--------------------------|--------------------------------------|
| Min -max | -0.97 – 30.06 |
| Moyenne | 2.02 |
| Ecart-type | 4.20 |
| Médiane | 0.13 |
| Skewness | 4.18 |
| Kurtosis | 22.80 |
| Nombre d'observations | 180 |

Source : traitement données DGUHC

Compte tenu de la forte variance qui caractérise la variable continue, nous avons choisi de la discrétiser en quatre classes. La variable dépendante catégorielle ainsi construite est appelée « RESPECT » et est telle que :

- RESPECT = 0 si la commune a fait un effort nul ou mineur (coefficient au sens large inférieur ou égal à 0) ;
- RESPECT = 1 si l'objectif triennal n'est pas respecté tel que le coefficient au sens large appartient à]0 ; 0.9[
- RESPECT = 2 si l'objectif triennal est atteint (ou quasiment) tel que la commune présente un coefficient initial appartenant à [0.9 ; 3[

-RESPECT = 3 si la commune a réalisé au moins le triple de son objectif triennal.

Le choix de cette discrétisation repose sur le test de combinaison des modalités présenté plus bas. 12 % des communes appartiennent à la classe 0 ; 40 % à la classe 1 ; 33 % à la classe 2 et 14 % à la classe 3.

2.1.2. Les variables explicatives

Nous présentons les variables explicatives susceptibles d'influencer le degré de respect de l'engagement triennal des communes. Elles sont regroupées en deux grandes catégories selon qu'elles représentent les capacités financières et réelles des communes à réaliser des logements sociaux supplémentaires ou qu'elles relèvent des préférences exprimées vis-à-vis du logement social.

2.1.2.1. Les capacités financières et réelles des communes

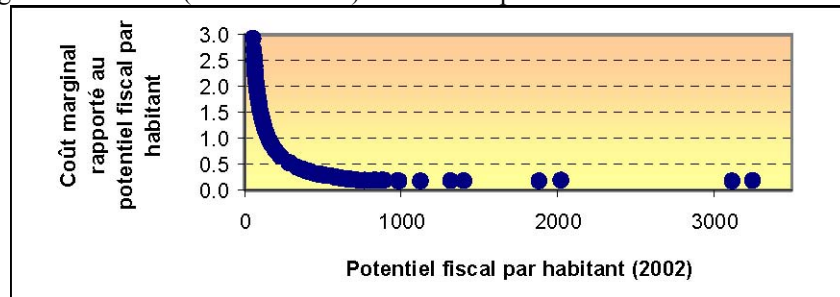
La cherté du foncier et la rareté des parcelles à bâtir, le prix élevé des biens immobiliers, l'envolée des coûts de construction, les servitudes réglementaires, l'issue infructueuse de certains appels d'offre sont autant de motifs invoqués par les municipalités pour justifier leur incapacité à réaliser de nouveaux logements sociaux [Robert (2006)]. Plusieurs caractéristiques du contexte local devraient donc rendre compte du degré de respect des communes aux objectifs qui leur sont assignés par la loi. Premièrement, les indicateurs de la situation financière des communes tels que le *potentiel fiscal par habitant* (*PFH*, 2002, source DGCL) ou la *base fiscale globale par habitant* (*BASEGLOBALE/H*, 2002, DGI) et le *niveau d'endettement* (*END*, 2002, DGCL) renseignent sur les capacités financières des communes. Toutefois, l'influence de ce type de variables est *a priori* incertaine.

D'un côté, les communes les plus riches caractérisées par une contrainte financière moins serrée, sont plus à même de se conformer aux exigences de la loi. De l'autre, le prélèvement opéré en cas de non-respect de l'objectif final et l'éventuelle majoration du prélèvement en cas de non-respect de l'engagement triennal représentent un coût d'opportunité moins élevé pour ces communes. En effet, compte tenu du mode de calcul du prélèvement appliqué pendant la première période triennale¹⁰, plus les communes disposent d'un potentiel fiscal élevé, plus le coût relatif de la pénalité marginale est faible [variable *coût relatif de la non-conformité à la loi SRU (CR)* rapportant la pénalité par logement manquant au potentiel fiscal par habitant de la commune¹¹]. Le graphique 1 illustre cette relation.

Graphique 1 -Coût relatif de la non-conformité à la loi SRU pendant la première période triennale

¹⁰ La loi du 13 juillet 2006 portant Engagement National pour le Logement (ENL) a modifié le mode de calcul du prélèvement brut. Jusqu'en 2006, celui-ci était différent selon que le potentiel fiscal de la commune était supérieur ou non à un seuil prédéfini¹⁰. Si ce seuil n'était pas atteint, le prélèvement représentait 152,45 euros par logement manquant pour atteindre le seuil de 20 %. Dans le cas où le seuil était dépassé, le prélèvement était indexé sur la richesse potentielle de la commune puisqu'il était égal à 20

% de son potentiel fiscal multiplié par le nombre de logements sociaux manquants. Depuis la loi ENL, le prélèvement marginal est fixé à 20 % du potentiel fiscal pour toutes les communes.¹¹ Les montants des pénalités marginales et totales (brutes et nettes) sont fournis par la DGUHC.



En conséquence, les influences positives du potentiel fiscal et du coût relatif de la non-conformité à la loi SRU et négative du niveau d'endettement sont incertaines.

Le raisonnement est transposable aux communes les plus pauvres : confrontées à une contrainte financière forte, elles peuvent ne pas être en mesure d'investir dans la construction de logements sociaux alors même que le prélèvement constitue une incitation d'autant plus forte qu'elles disposent de ressources limitées [Bilek, Costes et Monmousseau (2008)].

L'aide de la région Ile-de-France accordée aux communes en vue de la construction de logements sociaux est aussi susceptible de faciliter le respect des engagements triennaux des communes. L'ampleur de cette aide est évaluée par la part des logements sociaux aidés par la région dans l'ensemble des logements sociaux réalisés et financés (*FIN_REG*). Cette variable est construite à partir des informations obtenues auprès de la région.

Mais, à ressources fiscales données, les caractéristiques du marché et du parc immobilier expliquent aussi la capacité d'action plus ou moins importante du maire. Les prix et la disponibilité du foncier, le nombre de logements sociaux déjà construits, la densité urbaine, l'évolution du parc de résidences principales ainsi que l'augmentation récente des prix immobiliers constituent des indicateurs des tensions existant sur le marché immobilier local. Dans cette optique, nous testons les variables suivantes :

-la *densité de population* (*DENS*), donnée issue du recensement de la population effectué en 1999 ;

-le *prix moyen de l'immobilier observé en 2002* (*IMMO2002*) a été obtenu auprès de la Chambre des Notaires de Paris et représente le prix de vente moyen des appartements ayant fait l'objet d'une transaction immobilière en 2002. Comme nous ne disposons de cette donnée que pour un nombre limité de communes, nous procéderons à un traitement adapté des données manquantes. Concernant l'effet attendu de cette variable, comme le coût de réalisation de nouveaux logements sociaux varie selon le niveau des prix sur le marché foncier et immobilier local, les prix élevés de l'immobilier peuvent constituer un obstacle à l'acquisition des surfaces indispensables au respect de la loi. Un certain nombre de communes invoque justement le niveau élevé des prix du foncier et de l'immobilier pour justifier le non-respect de leurs engagements. Toutefois, la valeur des biens immobiliers n'est pas neutre dans le montant des ressources de la

commune puisqu'elle sert de base au calcul des impôts locaux. Compte tenu de ces deux effets agissant en sens contraire, l'influence des prix de l'immobilier est également incertaine.

-l'*ampleur des potentialités foncières* est appréciée par la part des terrains vacants dans l'espace urbain non construit de la commune en 1999 (*DISPO_URB*, donnée obtenue auprès de l'IAURIF)¹². La commune devrait donc être d'autant plus en mesure de

¹² Les données de l'IAURIF distinguent trois sous-espaces au sein de l'urbain non construit : les terrains vacants, les parcs et jardins, et les aires de sport.

respecter la loi qu'elles disposent de ressources foncières importantes ;

-le *pourcentage de logements sociaux au sens la loi SRU (TxLS)*, obtenu auprès de la DGUHC mesure l'ampleur du parc locatif social et constitue une mesure indirecte du déficit que la commune doit combler. On cherche à vérifier s'il existe une relation significativement positive entre le niveau de respect des objectifs et le taux de logement social, comme le suggère le bilan d'application. L'hypothèse sous-jacente est qu'il est d'autant plus « facile » pour une commune de dépasser son objectif triennal que celui-ci est faible grâce à l'exploitation d'économies d'échelle.

2.1.2.2. Les préférences des habitants et des élus locaux

D'autres éléments sont susceptibles d'affecter, non plus la *capacité* des maires à diversifier l'habitat mais leur *volonté* de mener une telle politique locale. Ainsi en octobre 2005, M. Amiot, directeur régional de l'Équipement de la région Rhône-Alpes, reconnaissait-il dans un article publié dans le journal Le Monde que les maires réticents ne font que « refléter le sentiment de leur population » vis-à-vis de tels programmes immobiliers¹³. Les caractéristiques économiques et socio-démographiques des habitants devraient donc influencer le comportement des élus locaux. Les caractéristiques des communes sont aussi susceptibles d'avoir un impact sur le degré de respect des engagements triennaux. Nous développons ces deux séries de variables explicatives.

Les caractéristiques des habitants

D'après un sondage intitulé « Habiter et vivre en Ile-de-France », réalisé par l'institut CSA en septembre 2006, la perception qu'ont les habitants d'une commune vis-à-vis du logement social semble dépendre de leurs caractéristiques. Les personnes interrogées devaient s'exprimer sur l'ampleur du parc locatif social de leur commune. A la question « selon vous, y a-t-il aujourd'hui trop ou pas assez de logements sociaux dans votre commune », 19 % des personnes déclarant une appartenance politique à droite considéraient qu'il y avait trop de logements sociaux contre 11 % des personnes se déclarant à gauche. Le fait d'habiter dans un pavillon individuel plutôt qu'un appartement (autre qu'un logement social), d'être propriétaire de son logement, d'avoir emménagé depuis plus de 10 ans dans la commune ou de vivre en Seine-Saint-Denis où le parc locatif social est déjà très élevé par rapport au fait de résider les Hauts-de-Seine accroît la proportion de personnes considérant qu'il y a trop de logements sociaux.

En référence aux résultats de ce sondage, nous testons donc l'influence de variables économiques et socio-démographiques telles que (données issues du recensement de 1999 ou de la Direction Générale des impôts) :

-l'orientation idéologique des habitants est approchée par l'appartenance politique du maire, représentée par la variable *GAUCHE*. Comme les communes de l'échantillon sont soit de gauche soit de droite (pas de maire sans étiquette), la variable Gauche prend la valeur 1 si le maire est de gauche, 0 sinon. Ces données sont issues du Ministère de l'Intérieur et relatives aux résultats électoraux des élections municipales de 2001.

-la *part de l'habitat collectif (HC)* renseigne sur le type d'habitat dominant (collectif ou individuel) ;

-le *pourcentage de propriétaires (PROP, Insee)* ;

¹³ Bissuel B., « Les communes respectent inégalement l'objectif de mixité sociale », *Le Monde*, 13 octobre 2005.

-la *part des emménagements effectués avant 1990 (EM_AV90)*, issues de l'Insee, renseigne sur l'ancienneté de résidence des habitants de la commune ;

-le *niveau moyen des revenus imposables des foyers fiscaux en 2002 (REV, issu de la DGI)*.

Les travaux portant sur le « syndrome NIMBY » (« *Not In My Back Yard* »), concept qualifiant le comportement de résistance des populations autochtones si celles-ci ne sont pas favorables à un degré plus élevé de mixité sociale confirment le choix de ces variables. Certaines études sur ce phénomène¹⁴ montrent en effet que ce ne sont pas nécessairement des sentiments racistes ou discriminants vis-à-vis des classes sociales en difficulté qui prévalent aux comportements de résistance face à l'implantation de logements sociaux. La peur de la dépréciation de son bien immobilier, d'une hausse du taux de criminalité, d'une dégradation de la qualité de vie, d'une dénaturation du paysage urbain à cause d'une architecture imposante et peu discrète seraient les raisons principalement invoquées par les opposants (Dansereau *et alii*, 2002). Les caractéristiques socio-économiques de la population accueillie n'affecteraient en rien le regard des autochtones sur le projet de construction de nouveaux logements sociaux. Toutefois, comme les résultats de ces études sont issus du traitement des déclarations des opposants, il est possible qu'elles sous-estiment le poids des caractéristiques des locataires des logements sociaux comme motif de la résistance si les opposants n'osent pas invoquer ce type de raison.

Les caractéristiques des communes

Outre les préférences partisans de la population et de ses représentants locaux, le contexte politique peut également exercer une influence sur le comportement des communes par le jeu de la concurrence électorale. Ne pas respecter ses engagements triennaux peut être d'autant plus coûteux sur le plan politique que l'opposition municipale est relativement puissante au sein du conseil municipal. L'hypothèse sous-jacente est qu'en cas de marges de manœuvre électorale limitées et de vives critiques de

la part de l'opposition concernant la perte de ressources fiscales induites par le non-respect des objectifs, la majorité municipale devra être en mesure de justifier son comportement non coopératif. Dans cette perspective, nous intégrons dans les estimations la variable *OPPOSITION* exprimant le pouvoir politique relatif de l'opposition au sein du conseil municipal. Il est exprimé par un indice d'Herfindhal.

22

$$\frac{s_m^2}{s_m^2 + s_o^2}$$

Formellement, $OPPOSITION = 1 - \frac{s_m^2}{s_m^2 + s_o^2}$ avec m les partis de la majorité municipale

$$\frac{s_m^2}{s_m^2 + s_o^2}$$

et o ceux de l'opposition. La variable varie de 0 à 0,5. Une valeur nulle signifie que la majorité municipale détient la totalité des sièges au conseil alors qu'une valeur de 0,5 signifie qu'elle n'en détient que la moitié.

L'influence d'autres caractéristiques des communes, de nature géographique, urbanistique et démographique, est également testée :

-le *rapport interdéciles (D9/D1)* mesurant le degré des inégalités de revenus au sein de chaque commune (DGI) : les élus locaux peuvent souhaiter accroître leur parc locatif social si les inégalités sont élevées dans la commune afin que les populations aux revenus modestes profitent de ce type d'habitat ;

-la *part de la population vivant en zone urbaine sensible (POP_ZUS, Insee)* : le choix de la construction de nouveaux logements sociaux peut être freiné par la présence d'une

¹⁴ Telles que Dear (1992), Pendall (1999) population ZUS importante si celle-ci est stigmatisée.

-le *pourcentage d'immeubles de moins de quatre étages (IM_M4)* donne une indication du profil architectural de l'habitat collectif des communes. Si une commune comporte une majorité de petits immeubles, elle peut préférer la construction de logements sociaux sous la forme de petits ensembles horizontaux pour ne pas dénaturer le paysage urbain. Dans ce cas, le nombre de logements sociaux construits risque d'être plus réduit par rapport à une construction sous forme d'immeubles plus hauts.

-le *pourcentage de logements vacants (LOG_VAC)* dans l'ensemble des logements de la commune (résidences principales, résidences secondaires, logements occasionnels et logements vacants) témoigne du dynamisme de la demande sur le marché immobilier de la commune. Ces données sont issues du recensement de 1999. Un taux de logements vacants élevé peut dissuader les communes de construire des logements sociaux supplémentaires.

-le *taux de logement social des 8 plus proches voisins* est également calculé (*TX_VOIS*) afin de tester un effet d'interaction spatiale sur le comportement des communes.

-la localisation géographique des communes est mesurée par des indicateurs de la proximité à des lieux particuliers : la *distance à Paris (DIST_PARIS)*, *aux chefs-lieux de département (DIST_DEPT)*, *d'arrondissement (DIST_ARD)*, *de canton (DIST_CANT)*. Ces distances ont été calculées à partir d'une matrice des distances orthodromiques (à vol d'oiseau)¹⁵ exprimées en kilomètres et construite à partir des latitudes et longitudes de chaque ville. Nous testons l'hypothèse qu'une ville éloignée des chefs-lieux soit plus réticente à la réalisation de logements sociaux du fait d'une demande plus faible.

-un *indice de l'accessibilité aux emplois en 2001 (ACCES)* indiquant la distance moyenne à laquelle les emplois d'une zone d'emploi sont localisés pour chaque commune appartenant à cette zone¹⁶. Cet indice a été calculé à partir de la matrice des distances à vol d'oiseau et des effectifs d'emplois de chaque commune, donnée obtenue auprès de l'Assedic. Nous testons l'hypothèse selon laquelle les communes construiraient d'autant moins de logements sociaux qu'elles sont éloignées des emplois. L'éloignement risquerait d'engendrer une faible demande de logements sociaux et un risque plus grand de vacance si de nouveaux logements sociaux étaient proposés.

-La *taille de la commune* est appréciée par sa population (POP, 1999, Insee) et par trois classes de population : CLASPOP0 si POP < 5000 habitants ; CLASPOP1 si 5000 ≤ POP < 10000 et CLASPOP2 si POP ≥ 10000. L'objectif est de vérifier l'observation selon laquelle, en moyenne, ce sont les communes les moins peuplées qui respectent le moins leurs objectifs.

2.2. Analyse préliminaire des données

L'analyse préliminaire des données a consisté à identifier les principales caractéristiques de l'échantillon, à surmonter le problème des données manquantes et à tester la présence de dépendance spatiale entre les observations.

L'échantillon des villes non respectueuses de la loi SRU présente un profil démographique particulier. Les trois quarts des communes appartiennent à un département de grande couronne et plus de la moitié de l'échantillon est composée de villes rurales dont la

¹⁵ La distance entre les villes A et B est calculée à partir de leurs latitudes et longitudes exprimées en radians. La formule est la suivante :

$$d_{AB} = 6366 \times \arccos \left(\cos latA \times \cos latB \times \cos(longB - longA) + \sin latA \times \sin latB \right)$$

¹⁶ Il s'agit de la moyenne pondérée par les distances à vol d'oiseau.

population est inférieure à 10 000 habitants. De plus, dans 50 % des communes, les espaces ruraux représentent plus de 47 % de la superficie totale.

Pour 13 % des communes de l'échantillon, la pénalité marginale représente 20 % de leur potentiel fiscal. C'est à Vélizy-Villacoublay que la pénalité marginale est la plus élevée (650 euros en 2003). Cette ville présente en effet le potentiel fiscal le plus élevé du fait de la présence d'importants centres commerciaux alimentant la base fiscale de la taxe professionnelle. A l'opposé, à Auvers-sur-Oise où le taux de logement social est de 3 %, la pénalité marginale représente le triple du potentiel fiscal par habitant.

Sur le sous-échantillon des communes pour lesquelles nous connaissons le prix de l'immobilier, le montant des transactions s'étend en 2002 de 2250 euros/m² (Montfermeil) à

2

7280 euros/m² (Neuilly-sur-Seine), la moyenne s'établissant à 3420 euros/m.

S'agissant des variables politiques, les trois quarts des communes ont un maire appartenant à un parti de droite et la concurrence électorale au sein du conseil municipal est modérée dans 75 % des communes (POL2 inférieur à 0,35).

Concernant le traitement des données manquantes, la variable Immo_2002 présente le taux de données manquantes le plus important : sa valeur n'est connue que pour 75 % des communes composant notre échantillon global. Afin d'inclure le maximum d'observations dans nos régressions, nous avons considéré les prix estimés de l'immobilier (Immo_est), estimations faites à partir des observations d'autres variables¹⁷ (imputation simple par modèle de régression).

Concernant le risque de dépendance spatiale, les mesures de l'indice de Moran ne révèlent aucune autocorrélation spatiale sur l'échantillon des 180 villes d'Ile-de-France quelles que soient les matrices de poids utilisées et que l'on considère la variable « Respect » comprenant 4 classes ou la variable continue sous-jacente¹⁸. En conséquence, les méthodes traditionnelles de régression peuvent être menées sans erreur liée à la dépendance spatiale.

2.3. Méthode de régression

2.3.1. Principes de la régression logistique

Puisque la variable dépendante est qualitative et comme ces modalités sont hiérarchisées, nous menons une régression logistique ordonnée. L'interprétation des résultats nécessite de distinguer deux mesures : la côte (*odds*) et le ratio de côte (*odds ratio*). Dans le cas d'une régression logistique binaire, la côte rapporte la probabilité que l'évènement se réalise (p) sur

Après retrait des observations atypiques¹⁷, la régression par la méthode des moindres carrés ordinaires d'Immo_obs sur la densité (DENS), le logarithme du revenu (LNREV), le taux de pression fiscale de la taxe d'habitation (PRESSTH) et la distance au canton (DIST_CANT) a proposé l'équation

suivante : $IMMO_OBS_i = 0.10 DENS_i + 1662.7 LNREV_i - 217.2 PRESSTH_i - 68.4 DIST_CANT_i - 13432.5 + \varepsilon$

(19.8) (12.9) (-3.3) (-3.6) Le choix de la densité et du revenu moyen des ménages reposent sur les travaux de Schaefer (1998). La distance au canton est également introduite puisque le fonctionnement du marché foncier, représenté par le modèle des enchères foncières, est tel que les prix diminuent à mesure que l'éloignement au centre augmente. La pression de la taxe d'habitation est également introduite dans l'estimation en raison de la forte corrélation qui relie ces deux données. Les tests de diagnostics conduisent à retenir ce modèle de régression.¹⁸ Un certain nombre d'indices sont significatifs mais proches de 0, témoignant d'une absence d'autocorrélation spatiale.

la probabilité qu'il ne survienne pas $(1 - p)$ telle que $côte = p / (1-p)$. Le ratio de côte rapporte les valeurs de deux côtes prises pour deux niveaux différents d'une variable explicative Z_i . Un ratio de côte inférieur à 1 traduit alors une relation négative entre la variable endogène et la variable explicative considérée. Dans le cas d'une régression logistique ordonnée, la variable dépendante comprend plusieurs modalités si bien que l'interprétation des ratios de côtes est un peu différente. Le ratio rapporte la côte d'être dans un groupe de modalités supérieur à k à la côte d'être dans le groupe des modalités inférieures ou égales à k (avec k , le rang de la modalité). Une valeur supérieure à 1 indique également une relation positive.

2.4. Résultats des estimations

Plusieurs estimations ont été menées. Les nombreuses relations de corrélation entre les variables explicatives nous ont contraint à retenir un nombre restreint de variables dans nos estimations. Pour cette raison, les premières estimations intégrant les prix estimés de l'immobilier ne testaient pas l'influence de la distance au canton et de la richesse des communes. De plus, bien que les prix élevés de l'immobilier soient très largement invoqués pour dénoncer le caractère inapplicable de la loi dans certaines communes, leur influence ne semble pas significative en Ile-de-France. De plus, les estimations les intégrant n'étaient pas satisfaisantes en raison de l'invalidation des tests de diagnostics. En conséquence, nous avons procédé à d'autres estimations où cette variable disparaît, ce qui a permis d'intégrer les variables qui lui sont corrélées. L'estimation dont les résultats sont présentés dans le tableau 4 présente le pouvoir explicatif le plus satisfaisant au regard de l'indice AIC.

Le modèle est globalement significatif comme l'indique la p-value associée au test du χ^2 (Prob > $\chi^2 = 0.0000$). Mais avant d'interpréter les résultats des estimations logistiques, nous devons nous assurer que les hypothèses de non-colinéarité des variables explicatives et de stabilité des coefficients (hypothèse dite de régression parallèle) sont vérifiées. Le calcul des facteurs d'inflation de la variance (FIV^{19}) pour chacune des variables expliquées indique l'absence de sérieux problème de multicolinéarité au sein de nos régressions. Toutes les valeurs des FIV sont inférieures à 3,5. S'agissant de l'hypothèse de régression parallèle, elle a été vérifiée et validée au moyen du test de Brant sous Stata. Comme la régression ordonnée ne donne qu'un coefficient par variable explicative, il était nécessaire de vérifier l'hypothèse selon laquelle les coefficients sont globalement stables quels que soient les groupes de modalités qui sont comparés deux à

et * de 10 %.

Nous constatons que le taux de logements sociaux et la distance au canton ont une influence significativement positive sur le degré de respect des engagements triennaux : les *odds ratio* rapportant la probabilité d'appartenir à un groupe aux modalités supérieures à k rapportée à la probabilité d'appartenir aux modalités inférieures ou égales à k sont supérieurs à 1. Le résultat concernant le taux de logement social confirme l'hypothèse avancée et l'observation selon laquelle ce sont les communes les plus proches des 20 % qui font le plus d'effort. L'importance des disponibilités foncières est également confirmée, ce qui valide l'argument des communes qui invoquent la rareté des parcelles à bâtir pour expliquer leurs difficultés à remplir les objectifs de la loi.

Les résultats concernant la taille de la population et la part des emménagements antérieurs à 1990 semblent suggérer la présence d'un syndrome NIMBY. Les communes rurales qui par ailleurs comprennent peu de logements sociaux et celles dont la part des emménagements antérieurs à 1990 est élevée respectent moins leurs engagements. Ces caractéristiques pourraient expliquer une certaine forme de résistance au changement liée à une appropriation plus ou moins forte du territoire.

La variable des logements vacants a le signe attendu puisqu'un taux de logement vacant élevé exerce un effet négatif sur le degré de respect des engagements, exprimant la volonté de ne pas accroître le parc de logements dans une commune où les logements préexistants ne sont pas tous occupés.

Concernant l'influence du prélèvement opéré sur le budget des communes, nous constatons que le coût marginal relatif de la non-conformité à la loi n'a pas d'influence significative sur les comportements. Le mode de calcul du prélèvement retenu pendant la première période triennale est peut-être à l'origine de cette absence d'influence en raison des deux effets contradictoires soulignés plus haut. Peut-être est-ce aussi la raison pour laquelle nous n'observons pas d'influence significative de la richesse de la commune, approchée par la base fiscale globale par habitant²⁰. Réviser ce mode de calcul semblait donc bien justifié. Il restera à déterminer si la nouvelle règle de calcul améliore le caractère incitatif de la pénalité.

De même, l'appartenance politique du maire et le degré de concurrence électorale semblent sans effet significatif sur les probabilités d'appartenir à telle ou telle catégorie. Au sein de notre échantillon, les quelques communes de gauche ont donc un comportement comparable à celui des nombreuses communes de droite. Une plus forte représentation de l'opposition municipale au conseil municipal n'a pas d'effet non plus sur le comportement de la majorité. Nous avons également testé sans succès l'influence d'une variable d'interaction entre GAUCHE et OPPOSITION : la concurrence politique n'a pas d'effet que l'opposition municipale soit de gauche ou de droite.

Conclusion

A l'issue de la première période triennale, le bilan d'application de la loi SRU est jugé mitigé puisque la moitié des communes françaises n'ont pas respecté leurs engagements triennaux. L'Ile-de-France présente un profil globalement comparable. Bien que les objectifs franciliens aient été globalement atteints, subsistent d'importantes disparités départementales et communales. L'analyse descriptive révèle également que les efforts de construction n'ont pas toujours été suffisants pour amorcer une hausse du taux de logement social, nécessaire pour que soient atteints *in fine* les 20 % requis.

Face à une telle hétérogénéité dans le degré de respect des objectifs triennaux, nous avons cherché à identifier les facteurs sociodémographiques et politico-économiques susceptibles d'expliquer le comportement des municipalités. La régression logistique ordonnée menée semble mettre en doute une partie des arguments généralement invoqués par les opposants à la loi SRU. En particulier, les prix de l'immobilier n'ont pas d'influence significative. Leur comportement ne serait pas non plus empreint de considérations idéologiques et le prélèvement tel qu'il était calculé dans la première période triennale n'aurait eu aucune influence significative. En revanche, la faiblesse des disponibilités foncières constitue effectivement un obstacle à la réalisation de logements sociaux.

De plus, le fait que les communes soient initialement peu pourvues en logements sociaux, leur caractère rural et l'ancienneté de résidence des habitants expliqueraient le fait qu'elles aient un comportement non-coopératif. Le pouvoir explicatif de ces trois variables peut alors s'interpréter comme la manifestation d'un syndrome NIMBY par lequel les populations expriment leurs réticences vis-à-vis d'un accroissement de la mixité sociourbaine. Quelles seraient alors les moyens de concilier les réticences des populations et l'objectif légal de construction ? En référence aux suggestions de Dansereau *et alii* (2002) sur les moyens de surmonter le syndrome NIMBY, les solutions pour améliorer l'applicabilité de la loi consistent peut-être à privilégier l'acquisition-amélioration et la construction de petits

La richesse fiscale de la commune est mesurée par la base fiscale globale par habitant plutôt que par le potentiel fiscal par habitant car celui est fortement corrélé au coût relatif de la pénalité en raison du mode de calcul de cette dernière.

ensembles discrets et à mener une campagne de communication rassurante dans les communes où des réticences sont exprimées.

Sur la base de ces résultats, cette étude pourra être enrichie dans deux directions. Premièrement, il sera intéressant d'élargir le champ d'analyse aux autres régions françaises afin de tester s'il existe ou non une spécificité francilienne. Le même type de travaux est d'ailleurs en cours sur la région PACA. L'analyse descriptive révèle déjà une différence de profil entre la région PACA et l'Ile-de-France. Deuxièmement, il sera bon d'analyser les résultats de la deuxième période triennale pour d'une part, apprécier le caractère incitatif du nouveau mode de calcul du prélèvement et pour d'autre part, ne pas juger l'application de la loi SRU et le comportement des municipalités sur la seule première période triennale.

Références bibliographiques

- Ali Said-Guérain, C. (2007)**, *Les politiques publiques d'aide au logement social*, Territorial, n°496
- Bilek, A., Costes N. et Monmousseau, F. (2008)**, La loi SRU incite-t-elle les maires à construire du logement social ? Les enseignements d'une analyse principal-agent, *Economie Publique*, n°20, pp. 207-237.
- Bissuel B. (2005)**, Les communes respectent inégalement l'objectif de mixité sociale, *Le Monde*, Edition du 13 octobre 2005.
- Code de la Construction et de l'Habitation (2007)**, articles L.302-5 à L.302-9-2 inclus
- Dear, M. (1992)**, « Understanding and Overcoming the NIMBY Syndrome », *Journal of the American Planning Association*, 58(3), pp. 288-301
- Dansereau, F et alii (2002)**, La mixité sociale en habitation, Rapport de recherche, Service de l'habitation de la ville de Montréal, *Urbanisation Culture et Société*.
- Direction Générale de l'Urbanisme, de l'Habitat et de la Construction (2005)**, *Les organismes de logement social*, Paris : Ministère de l'emploi, du travail et de la cohésion sociale, 58 pages
- Pendall, R. (1999)**, « Opposition to Housing: NIMBY and beyond », *Urban Affairs Review*, 35(1), pp. 112-136
- Robert, C. (2006)**, Politiques publiques et production de logements à loyers accessibles, *Regards sur l'Actualité*, n°320, Crise et politique du logement.
- Schaefer, J.P. (1998)**, Le prix des logements neufs en banlieue, *Etudes foncières*, n°79.
- Subra, P. (2006)**, Heurs et malheurs d'une loi antiségrégation : les enjeux géopolitiques de la loi Solidarité et Renouvellement Urbains (SRU), *Herodote*, n°122, pp.138-171