

Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France

Gregory Verdugo*

L'évolution du nombre de logements sociaux par habitant est très contrastée entre les unités urbaines françaises. Comprendre les mécanismes expliquant les variations et l'évolution de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines paraît nécessaire en raison des conséquences économiques et sociales de la répartition de ces logements sur le territoire. L'objectif de cet article est de mettre en évidence deux déterminants principaux de l'évolution de l'offre de logements sociaux par habitant au sein des unités urbaines.

D'abord, l'article met en évidence un lien fort et négatif entre l'évolution de la fragmentation entre communes d'une unité urbaine et celle de l'offre de logements sociaux par habitant. Les unités urbaines les plus fractionnées, c'est-à-dire où la population est répartie dans de nombreuses communes, ont un mode de gouvernance dont les décisions sont relativement plus décentralisées. Les frontières communales permettent ainsi de différencier l'offre de logements sociaux entre communes d'une unité urbaine. L'article montre que les unités urbaines où la population est devenue plus fragmentée ont construit moins de logements sociaux que les unités urbaines qui sont restées plus intégrées.

Ensuite, la durabilité du logement rend les politiques d'offre de logements sociaux persistantes au cours du temps, ce qui implique qu'il est difficile d'avoir un ajustement rapide de l'offre en cas de chocs économiques. Ainsi, si elles ne détruisent pas de logements sociaux, les communes en déclin peuvent voir « mécaniquement » augmenter leur offre de logements sociaux par habitant. L'article montre que l'offre de logements sociaux par habitant des unités urbaines en déclin économique a ainsi augmenté plus rapidement au cours de la période 1975-1999. Les différences d'offre de logements sociaux entre unités urbaines peuvent ainsi potentiellement perdurer de manière durable si le stock de logements sociaux ne diminue pas lorsque la population décroît.

* Banque de France

L'auteur remercie l'Insee et le Centre Maurice Halbwachs qui ont fourni les données utilisées dans cet article ainsi qu'Alexandre Kych du Centre Maurice Halbwachs pour son aide avec les données du recensement. Les données des recensements de 1968, 1975, 1982, 1990, 1999 sont disponibles pour la recherche auprès du Centre Maurice Halbwachs. L'auteur remercie également Hervé Le Bihan, Patrick Sevestre, quatre rapporteurs anonymes et les participants du colloque TEPP 2011 à Metz pour leurs nombreux commentaires. Merci également à Laurent Baudry et Sylvie Tarrieu pour leur excellent travail de collecte des données sur l'affiliation politique des maires et à Hélène Dhoosche pour sa relecture attentive. Les opinions exprimées dans cet article ne reflètent pas nécessairement les vues de la Banque de France.

Bien que critiqué, le logement social est toujours un instrument majeur d'intervention de l'État dans le marché du logement en France (Laferrère et le Blanc, 2006). Au niveau européen, Priemus et Dieleman (2002, p. 192, tableau 1) indiquent que la France en 1996 était dans la moyenne des pays d'Europe du Nord avec 16 % de ménages en logements sociaux : en comparaison, en Autriche, au Royaume-Uni et en Suède, la part de ménages en logements sociaux est de plus de 20 %, et elle est proche de 10 % en Allemagne, Irlande et en Belgique.

L'impact et le rôle du logement social fait toutefois l'objet d'un important débat public. Il existe ainsi depuis les années 1990 de nombreuses interrogations concernant l'impact des variations de l'offre de logement social entre communes et sur les moyens de la diminuer afin de créer plus de « mixité sociale » (voir Epstein et Kirszbaum, 2003 ou Selod, 2004). La probabilité de vivre en logement social varie en effet fortement selon les caractéristiques des ménages, les foyers les plus modestes et les immigrés étant surreprésentés : le recensement de 1999 indique que 16 % des français vivent en logements sociaux, proportion qui passe à 50 % pour les immigrés non-européens et 29 % pour les chômeurs (1).

Ce débat se concrétisa en 2000 par l'adoption de la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) faisant référence explicitement à « *la mixité sociale dans l'habitat urbain* » (article 1). La loi SRU impose aux communes d'agglomérations de plus de 50 000 habitants qui ne disposent pas d'un parc de 20 % de logements sociaux de payer des pénalités. À ce jour, les effets de cette loi sur les décisions de construction et les variations de l'offre entre et au sein des agglomérations restent à évaluer de manière approfondie.

La loi de 2000 incite les *communes* à construire du logement social, en raison de leur autonomie politique et du coût fiscal d'une population potentiellement plus pauvre vivant en logements sociaux. Toutefois, l'impact économique du logement social est également pertinent à analyser au niveau plus large de *l'unité urbaine* (2). En effet, les unités urbaines constituent vraisemblablement la meilleure approximation d'un marché du travail local dont les caractéristiques (taux de chômage, niveau d'éducation de la population, etc.) influencent les décisions de localisation des agents économiques, entreprises et travailleurs.

L'offre de logements sociaux sur le territoire français entre unités urbaines est en pratique fortement disparate. Il existe des écarts larges et importants entre, par exemple, l'unité urbaine de Rouen où, en 1990, 45 % des ménages vivent en logement social et celle d'Antibes où ce chiffre n'est que de 12 % (3) (voir tableau 2). Ces écarts reflètent des variations régionales dans l'offre de logements sociaux (4), mais à *l'intérieur* des régions, les variations sont également importantes : entre les 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990, l'écart-type du pourcentage de logements sociaux par habitant est par exemple de 10 % en Rhône-Alpes, de 7,7 % en Provence-Alpes-Côte d'Azur et de 11 % en Île-de-France en 1999. Il est de 9,7 % pour l'ensemble des unités urbaines.

L'objectif de cet article est d'explorer les raisons de la disparité de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines. Comprendre les mécanismes expliquant les variations et l'évolution de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines paraît nécessaire en raison des conséquences économiques et sociales de la part de ces logements dans la population. Certaines unités urbaines fortement dotées en logements sociaux pourraient attirer des ménages aux faibles revenus. Une population relativement plus pauvre diminue les ressources fiscales disponibles et augmente l'offre de travail non qualifiée au niveau de l'unité urbaine. Elle affecte par ce biais les caractéristiques de l'offre de travail locale.

Nous nous intéressons dans cet article à deux mécanismes expliquant les différences d'offre de logement sociaux qui n'ont jusqu'ici pas été étudiés dans la littérature académique française à notre connaissance, alors que leurs conséquences ont été largement discutées dans d'autres pays et contextes. Ces deux mécanismes nous semblent illustrer les particularités des politiques de logements sociaux par rapport

1. Sauf mention contraire, les calculs sont de l'auteur. Voir aussi Driant et Rieg (2004) qui indiquent qu'un tiers des ménages à bas revenus vivent en logement social en 2002.

2. Les unités urbaines sont définies par l'Insee comme « un ensemble de communes présentant une continuité du tissu bâti ». À chaque recensement, de nouvelles unités urbaines sont ainsi redéfinies. Nous utilisons la définition des unités urbaines de 1990 (voir détails en annexe).

3. Les chiffres cités dans l'introduction ne comprennent que la population entre 16 et 60 ans, hors étudiants et militaires, vivant dans des unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990. Voir détails sur la construction de l'échantillon en annexe.

4. En 1999, l'offre de logements sociaux par habitant entre régions va ainsi de 38,6 % en Champagne-Ardenne à seulement 14,6 % en Midi-Pyrénées. Elle est de 22,8 % au niveau national. Voir aussi Debrant (2004).

à d'autres politiques sociales que nous souhaitons mettre en évidence.

Un premier objectif de l'article est de mettre en évidence un lien entre la fragmentation d'une unité urbaine entre communes et l'offre agrégée de logements sociaux. En effet, les économistes ont mis en évidence que les frontières administratives et politiques interagissent avec la fourniture de biens publics. Le modèle de Tiebout (1956) indique que les frontières des communes permettent aux individus de voter « avec leurs pieds » en choisissant une localisation dans laquelle l'offre de bien public local est adaptée à leurs préférences, conditionnellement au coût du loyer et à leurs revenus (voir Myles, 1995, pour une présentation théorique). Les choix résidentiels déterminent ainsi, selon cette théorie, la qualité et la quantité de dépenses dans les biens publics locaux.

Le modèle de Tiebout est pertinent pour comprendre les déterminants de l'offre de logements sociaux car les décisions de construction du logement social sont le plus souvent décentralisées au niveau de la commune. En pratique, les communes à l'intérieur des unités urbaines, ont une offre de logements sociaux variée. De plus, nous mettons en évidence que les unités urbaines sont plus ou moins fragmentées entre municipalités et qu'ainsi il existe de larges variations de la centralisation de la gouvernance.

Nous étudions les conséquences des variations de la fragmentation d'une unité urbaine entre communes sur son offre de logement social. L'article met ainsi en évidence qu'il existe un lien fort empiriquement entre les variations de la concentration de la population entre communes des unités urbaines au cours du temps et l'évolution de l'offre de logements sociaux de l'unité urbaine. Ainsi, les données indiquent que les unités urbaines dont la population devient moins concentrée entre communes ont tendance à avoir une évolution du nombre de logements sociaux par habitant inférieure. Le modèle estimé prédit qu'une unité urbaine devenant intégrée en une seule commune va avoir 18 % de plus de logements sociaux par ménage que si la même unité urbaine était devenue extrêmement fractionnée. Les différences d'évolution de centralisation de la gouvernance entre unités urbaines paraissent donc expliquer une part importante de l'évolution de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines.

Le deuxième aspect étudié par l'article concerne les conséquences de la durabilité du logement social sur son offre. Le logement étant un bien

durable, les décisions de construction sont persistantes à moyen et long terme en l'absence de destructions ou de reventes de logements (5). Le logement social est ainsi difficile à ajuster lorsque les besoins changent. Comme souligné par Glaeser, Gyourko et Saks (2006), cette durabilité du logement implique que l'offre de logements peut avoir un impact exogène sur l'évolution de la croissance économique entre unités urbaines. Dans les unités urbaines en déclin, l'ajustement du logement à la baisse de la demande est particulièrement long à s'effectuer car les unités urbaines perdent des unités de logements seulement graduellement suite à un choc économique négatif. Nous évaluons dans l'article l'impact des chocs de population positifs ou négatifs sur les variations de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines.

Nous trouvons que dans les unités urbaines dont la population est en déclin, le nombre de logements sociaux par habitant a augmenté plus rapidement que dans les autres unités urbaines. Le modèle prédit qu'une unité urbaine dont la population baisse de 10 % augmente son stock de logements sociaux par ménage entre 2,9 % et 3,8 % et selon les modèles utilisés. Vraisemblablement, cette augmentation de la part du logement social dans des unités urbaines connaissant des difficultés économiques peut avoir des conséquences négatives, en augmentant par exemple la part d'habitants à faible revenus dans l'unité urbaine.

Les études récentes sur le logement social soulignent son lien avec la ségrégation et l'exclusion (voir ainsi Madoré, 2004, qui discute du lien entre politiques publiques du logement et leur impact sur la ségrégation) (6). Le logement social est en effet accusé, en France comme dans de nombreux pays, d'accentuer la ségrégation (7). La littérature récente se concentre ainsi sur les conséquences de la localisation spatiale des logements sociaux à l'intérieur des unités urbaines, particulièrement sur le cas des « *grands ensembles* » souvent situés en périphérie comme le souligne par exemple Avenel (2007). Ainsi, peu d'auteurs se sont intéressés

5. Durant la période étudiée, la possibilité légale de revente de logements sociaux était très limitée (voir Stébé, 2007). De plus, il n'y a quasiment pas eu de destruction jusqu'en 1999.

6. Il existe également d'autres articles analysant certains aspects redistributifs du logement tel que son impact sur la consommation, voir Laffèrère, le Blanc et Pigois (2000).

7. Pour les États-Unis, voir par exemple Hunt (2009) ou Massey et Kanaiaupuni (1993) parmi de nombreuses autres études. Pour la France, le lien entre la ségrégation spatiale au niveau du quartier et l'augmentation de la part d'immigrés en logement social est étudié dans Verdugo (2011).

aux conséquences de l'inégale répartition du logement social sur le territoire national. Deux exceptions sont Debrand (2004) qui décrit l'hétérogénéité de l'offre de logements sociaux entre régions françaises et Verdugo (2010) qui teste l'hypothèse que les variations de l'offre de logement social entre unités urbaines pourraient avoir influencé le choix de localisation des immigrés. À ma connaissance, le présent article est toutefois le premier à explorer les raisons des variations de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines par habitant.

Les liens théoriques entre fragmentation urbaine et logement social

Depuis Tiebout (1956), de nombreux articles ont mis en évidence comment l'existence de frontières administratives entre juridictions pouvait interagir avec l'offre locale de biens publics. L'existence de frontières administratives permet d'adapter la fourniture de biens publics locaux aux préférences des habitants, et les stratégies de localisation résidentielle des individus interagissent avec la variation de l'offre de biens publics entre juridictions. Le lien entre intensité du choix selon le modèle de Tiebout et fourniture de biens publics a récemment fait l'objet d'une importante littérature académique. Hoxby (2001) a mis en évidence, pour les États-Unis, que toutes les agglomérations n'offrent pas les mêmes possibilités de choix selon le modèle de Tiebout, et que ces choix ont des conséquences sur la productivité de l'éducation au niveau local. La possibilité de choix selon le modèle de Tiebout dépend de l'existence de frontières communales et, comme nous le montrons plus bas, certaines unités urbaines en France sont fortement concentrées par rapport à d'autres. Les unités urbaines les plus fractionnées, c'est-à-dire où la population est étalée dans plusieurs communes, ont un mode de gouvernance dont les décisions sont relativement plus décentralisées. Les frontières communales permettent ainsi d'effectuer de plus grandes variations d'offre de logements sociaux entre communes d'une unité urbaine et ainsi d'adapter l'offre aux préférences des habitants de chaque commune de l'agglomération.

Théoriquement, le lien entre offre agrégée de biens publics et intensité des divisions politiques va dépendre de la distribution des préférences dans la population et de la fonction de coût du bien public comme l'ont montré Alesina et Spolaore (2000). Sous certaines conditions concernant la distribution des préférences dans

la population, si l'électeur médian de l'unité urbaine unifiée a une préférence supérieure pour le logement social, ou plus généralement un bien public quelconque, à celle d'un groupe minoritaire, l'offre agrégée d'une unité urbaine unifiée va être supérieure à celle d'une unité urbaine divisée en groupes homogènes.

Empiriquement, un lien entre diversité, fragmentation et production de biens publics a été mis en évidence dans de nombreux articles. Parmi les plus souvent cités, Alesina *et al.* (1999) montrent que le niveau de dépense de biens publics entre villes et régions américaines est négativement relié à la diversité ethnique de l'unité urbaine tandis que Cutler et Glaeser (1997) mettent en évidence un lien fort entre l'intensité des divisions des frontières politiques des agglomérations américaines et la réussite économique des afro-américains entre villes américaines. Enfin, Alesina *et al.* (2004) montrent de quelle manière la taille des circonscriptions locales aux États-Unis reflète un compromis entre économies d'échelle dans la production de biens publics et hétérogénéité de la population.

En pratique, dans le cas du logement social, une application directe de cette théorie suggère que les habitants d'une unité urbaine peuvent choisir de vivre dans une des communes de l'agglomération dans laquelle la quantité de biens publics qu'est le logement social est la plus adaptée à leurs préférences, conditionnellement aux autres attributs de la commune et à leurs revenus (8). La présence de logements sociaux peut ainsi modifier les décisions d'installation des ménages entre les communes à l'intérieur des unités urbaines si certaines communes construisent plus de logements sociaux que d'autres. Notons que le logement social est un bien public très particulier qui est susceptible potentiellement de modifier la composition de la population, les habitants en logements sociaux ayant des caractéristiques particulières comme souligné précédemment. Il n'est donc pas nécessaire que les préférences des habitants soient reliées directement au logement social : elles peuvent être simplement liées aux caractéristiques des habitants qui sont eux-mêmes une fonction de l'offre de logements sociaux.

L'étude du lien entre fragmentation et offre agrégée montre ainsi de quelle manière l'offre

8. Nous caractérisons le logement social comme un bien public car son niveau est défini à la suite d'un processus politique. Il n'est bien sûr pas un bien public « pur » car il est partiellement « excluible ».

de logement social de l'unité urbaine dépend de l'intensité des frontières municipales, qui permettent aux habitants de l'unité urbaine de choisir les communes dont l'offre de biens publics correspond à leurs préférences. Une relation offre agrégée et fragmentation de l'unité urbaine suggère ainsi un comportement stratégique des communes et des habitants relativement à leur offre de logement social.

L'impact des chocs de population sur l'offre de logements sociaux

Le second aspect souligné dans l'article concerne les conséquences du caractère durable du logement social sur les variations de son offre. L'impact de la durabilité du logement sur le déclin des villes a été mis en évidence par Glaeser et Gyourko (2005) aux États-Unis concernant le logement privé. Ce caractère durable rend les politiques d'offre de logements sociaux persistantes au cours du temps, ce qui implique qu'il est difficile d'avoir un ajustement rapide de l'offre à la baisse ou à la hausse en cas de chocs économiques. Ainsi, si elles ne détruisent pas de logements sociaux, les communes en déclin peuvent voir « mécaniquement », c'est-à-dire sans devoir construire de nouveaux logements, augmenter leur offre de logements sociaux par habitant en raison d'une croissance moindre ou d'une diminution de leur population. Symétriquement, les communes en essor doivent construire au même rythme que le taux de croissance de leur population si elles veulent garder constante leur offre de logements sociaux par habitant.

Cette durabilité du logement a des conséquences sur l'évolution future de l'agglomération. Glaeser et Gyourko (2005) ont ainsi démontré que l'offre de logements à bon marché aisément accessibles dans les villes en déclin diminue la mobilité des habitants en compensant le manque d'opportunités économiques. Selon eux, les villes en déclin peuvent devenir des trappes à pauvreté lorsque la baisse du coût du logement compense l'absence d'opportunités économiques dans la ville. L'accès au logement social étant soumis à des contraintes de revenu, il est susceptible d'attirer ou de retenir les populations les plus démunies et les moins qualifiées, particulièrement des populations qui sont potentiellement discriminées sur le marché du logement privé (voir Bouvard *et al.*, 2009). De cette manière, le logement social peut modifier la composition et les caractéristiques des habitants de la ville.

Modèle économétrique de l'évolution du logement social entre unités urbaines

Pour étudier l'évolution de l'offre de logement social par habitant, nous estimons diverses variantes du modèle suivant :

$$HLM_{kt} = X_{k,t-1}\beta + \alpha_1 Croissance_{k,t-1} + \alpha_2 Déclin_{k,t-1} + \pi Fragmentation_{k,t-1} + \gamma_k + d_t + e_{kt}$$

où HLM_{kt} est l'offre de logements sociaux par habitant de l'unité urbaine k en période t , $X_{k,t-1}$ est un vecteur de contrôle qui inclut de nombreuses caractéristiques et e_{kt} un terme d'erreur inobservé.

L'indice t fait référence à une année de recensement et, par convention, $t-1$ fait référence à l'année du précédent recensement. Toutes les variables explicatives sont introduites en utilisant leur valeur retardée au recensement précédent afin d'éviter un premier problème d'endogénéité : en effet, les caractéristiques contemporaines de l'unité urbaine sont potentiellement fonction de la part de logement social dans l'unité urbaine que nous essayons d'expliquer. Par conséquent, régresser l'offre de logements sociaux sur les caractéristiques contemporaines créerait un premier problème de biais de simultanéité qui mettrait en péril une interprétation causale des résultats.

Nos paramètres d'intérêts sont α_1 , α_2 et π , respectivement l'effet de d'une croissance positive de la population, d'une croissance négative, et de la fragmentation urbaine. Suivant Glaeser et Gyourko (2005), le modèle permet ainsi à l'effet des variations de la population de différer selon que la population de l'unité urbaine augmente ou diminue afin de capturer une éventuelle asymétrie entre croissance et déclin. La variable $croissance_{k,t-1}$ est ainsi égale au taux de croissance de la population de l'unité urbaine k entre les recensements $t-1$ et $t-2$ lorsque ce taux est positif, et est égale à zéro sinon. La variable $déclin_{k,t-1}$ est égale au taux de croissance de la population sur cette même période lorsque ce taux est négatif et à zéro sinon (cette dernière variable est donc toujours négative). À la suite d'Hoxby (2000), nous utilisons un indice d'Herfindahl pour mesurer les variations de la fragmentation entre unités urbaines (9). La variable

9. L'indice d'Herfindahl est un indice de concentration. Dans notre cas, il est égal à la somme du carré des parts de la population de l'unité urbaine vivant dans chaque commune. Il est ainsi égal à 1 si toute la population vit dans une seule commune, il tend vers zéro si chaque habitant vit dans une commune différente.

$Fragmentation_{k,t-1}$ est ainsi égale à 1 moins l'indice d'Herfindahl de la distribution de la population entre communes de l'unité urbaine. Elle est égale à zéro si toute la population est concentrée dans une seule commune et tend vers un lorsque chaque habitant est localisé dans une commune différente. Le paramètre π estime ainsi l'effet de la fragmentation de la gouvernance de l'unité urbaine sur l'offre de logement social.

Nous estimons le modèle en utilisant les recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999. Nous expliquons ainsi l'évolution de l'offre de logements sociaux entre 1975 et 1999 par les variations des caractéristiques des unités urbaines entre 1968 et 1990. Les variables introduites comme contrôles dans le vecteur $X_{k,t-1}$ sont de nombreuses caractéristiques économiques de l'unité urbaine dont les variations peuvent influencer sur la décision de construction de logements sociaux : la part d'immigrés, la part de diplômés du supérieur, dix variables indiquant la distribution de la population active entre onze industries, le taux de chômage, une indicatrice si le maire de la commune la plus peuplée de l'unité urbaine est « à gauche » (10). Le vecteur inclut aussi la part d'immigrés et des immigrés récents (11).

Estimer l'effet *causal* des variations de la population et de la fragmentation pose des problèmes économétriques car les relations observées peuvent refléter l'effet de facteurs inobservés. L'utilisation de variables retardées ne peut suffire à garantir que les variations de la population ou de la fragmentation ne soient pas liées à certaines caractéristiques inobservées de la ville qui influencent également l'évolution de l'offre de logement social. Pour remédier à ces problèmes, nous utilisons les variations à l'intérieur des unités urbaines pour identifier le modèle en prenant en compte un effet fixe de l'unité urbaine constant au cours du temps. L'inclusion des effets fixes γ_k va ainsi absorber l'effet des déterminants inobservés de l'offre de logements sociaux constants au cours du temps qui peuvent biaiser le résultat des régressions en coupe. Les effets fixes annuels d_t absorbent l'effet de la croissance au niveau national de l'offre de logements sociaux sur la période. L'identification est ainsi réalisée en utilisant les variations à l'intérieur des unités urbaines et des années et non en utilisant les différences en coupe d'offre de logement social.

L'inclusion d'effets fixes des unités urbaines dans le modèle implique que ce modèle peut être estimé soit directement en niveaux, soit en différences premières au niveau des unités

urbaines. Le modèle précédent peut ainsi être réécrit comme un modèle en différence première dans lequel on explique la variation du taux de logements sociaux en fonction de la variation des autres variables. Sous certaines conditions concernant les propriétés du terme d'erreur (voir par exemple Angrist et Pishke, 2009, p. 224), les estimations du modèle en niveau et en différence première donnent des résultats identiques (c'est-à-dire ont la même probabilité limite).

Les estimations du modèle précédent par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) peuvent également souffrir d'un biais de causalité inverse même si des effets fixes et des variables retardées sont utilisés pour estimer le modèle. En effet, la croissance ou même le déclin de la population peuvent être fonction de la construction de logements sociaux et ainsi de l'offre de logements sociaux. Accroître l'offre de logements augmente mécaniquement la population de l'unité urbaine car il existe un lien quasi-parfait entre nombre de logements et population comme l'ont montré Glaeser et Gyourko (2005). De même, la construction de logements sociaux pourrait avoir un effet dissuasif sur la probabilité de choisir d'habiter une commune dans l'unité urbaine si les préférences des habitants potentiels sont liées à la part de logements sociaux comme nous en faisons l'hypothèse. Si tel est le cas, la construction de logements sociaux dans certaines communes va directement influencer l'indice de fragmentation de l'unité urbaine. Nos deux variables d'intérêt, l'indice de fragmentation et la croissance de la population sont donc potentiellement endogènes, ce qui rend difficile d'avoir une interprétation causale des estimations du modèle précédant utilisant la méthode des MCO.

Choix des variables instrumentales pour estimer l'effet de la fragmentation de l'unité urbaine sur l'offre de logement social

Une concentration ou une fragmentation accrue à l'intérieur d'une unité urbaine est le résultat de différents taux de croissance de la popula-

10. Cette variable prend la valeur 1 si le maire a été « à gauche » toute la période et est pondérée par le nombre d'années de mandat si le maire a changé de couleur politique entre les recensements (cf. annexe).

11. Comme suggéré par un rapporteur, il serait intéressant d'introduire des variables de contrôles additionnelles telles que le potentiel fiscal de l'unité urbaine, la part de terrains vacants ou le prix de l'immobilier. À ma connaissance, de telles variables ne sont pas disponibles pour sur la période 1968-1999 que nous étudions.

tion entre communes de l'unité urbaine. Ces différences peuvent être reliées potentiellement à la construction de logements sociaux dans certaines communes de l'unité urbaine, ces constructions faisant « fuir » les habitants dans d'autres communes, ce qui accentue en retour la fragmentation. Nos estimations seraient ainsi biaisées par des problèmes de causalité inverse : la concentration ou la fragmentation urbaine reflétant l'intensité du choix selon le modèle de Tiebout serait elle-même une réponse à la construction de logements sociaux.

Pour être valide, une variable instrumentale pour la fragmentation doit être corrélée avec l'évolution de la fragmentation de l'unité urbaine sans être relié aux déterminants inobservés des variations de l'offre de logements sociaux conditionnellement aux autres variables incluses dans le modèle. Depuis Ciccone et Hall (1996), il est courant dans la littérature en économie géographique d'utiliser des variables géographiques retardées afin de prédire les variations de caractéristiques urbaines futures (voir notamment Combes *et al.*, 2010, pour une utilisation récente de cette méthode sur des données françaises). Suivant Saiz (2010) et Hoxby (2000), nous utilisons d'abord comme instrument pour la fragmentation urbaine de l'unité urbaine les contraintes géographiques dans lesquelles se développent les unités urbaines. Nous utilisons une variante de cette technique en instrumentant l'indice de fragmentation avec des variables reliées aux contraintes géographiques et spatiales passées qui ont ainsi contraint « physiquement » la croissance de l'unité urbaine entre communes. L'hypothèse sur laquelle repose cette stratégie d'identification est que les contraintes géographiques préexistantes sont exogènes aux variations futures de fragmentation provoquées par les constructions de logements sociaux dans certaines communes. Les caractéristiques spatiales de l'unité urbaine entre 10 à 20 ans auparavant sont vraisemblablement non-reliées aux décisions de construction de logements sociaux au cours de la période, conditionnellement à l'indice de fragmentation et aux autres variables incluses dans les régressions.

Nous utilisons ainsi les valeurs, au recensement passé, de la variance, la densité moyenne et la densité moyenne pondérée par le nombre d'habitants des communes pour prédire les variations de l'offre de logements sociaux par habitant. Ces trois variables traduisent différents aspects des variations de l'organisation spatiale entre unités urbaines et sont directement reliées à l'élasticité de l'offre de loge-

ment entre communes de l'unité urbaine : en effet, selon Gyourko, Glaeser et Saks (2005), il existe un lien fort entre densité de la population et coût de la construction. Si l'on observe une forte variance de densité par exemple, cela implique ainsi une plus forte élasticité de l'offre de logement dans certaines communes par rapport à d'autres. Ainsi, une croissance de la population accentuerait la fragmentation dans ce cas parce qu'il y a davantage d'espace disponible dans certaines communes. Au contraire, une faible variance de densité implique qu'il n'existe pas de raisons spatiales particulières pour construire dans certaines communes par rapport à d'autres : dans ce cas, les variations de la fragmentation observées résulteraient ainsi de mécanismes différents.

Choix des variables instrumentales pour estimer l'effet de la croissance de la population sur l'offre de logement social

Les variations de la population totale de l'unité urbaine peuvent répondre aux changements de l'offre de logements sociaux dans l'unité urbaine : la construction de logements sociaux pouvant attirer des nouveaux arrivants ou symétriquement décourager des habitants potentiels de l'unité urbaine. Cette réponse de la croissance de la population de l'unité urbaine à la construction de logements sociaux va biaiser les estimations naïves de l'effet de la variation de la population sur les logements sociaux. Une variable instrumentale valide pour la croissance et le déclin de la population doit être reliée à la croissance observée mais non liée à l'offre de logements sociaux ou à d'autres changements inobservés des caractéristiques de l'unité urbaine conditionnellement aux autres variables du modèle. Pour estimer l'effet des variations de la croissance de la population de l'unité urbaine sur l'offre de logements sociaux par habitant, nous utilisons la méthode initialement proposée par Bartik (1991) et récemment utilisée par Saiz (2010) et Saks (2008). Nous construisons des variables de « *shift-share* » qui prédisent des taux de croissance contrefactuels en utilisant les variations du nombre d'employés entre activités économiques et les différences de localisation géographique des différents groupes immigrés entre unités urbaines. Les modèles de « *shift-share* » utilisés prédisent ainsi une plus forte croissance de la population aux villes dont les activités économiques croissent plus rapidement au niveau national ou aux villes où vivent des groupes d'immigrés qui vont connaître la plus forte croissance nationale.

Nous utilisons d'abord les différences de spécialisation économique en 1968 afin de construire une première variable prédisant une croissance contrefactuelle de la population. Cet instrument calcule un taux de croissance contrefactuel de la population d'une unité urbaine en utilisant la répartition initiale des employés entre activités économiques en 1968. Ce taux de croissance contrefactuel est calculé ainsi en utilisant l'évolution *nationale* du nombre d'employés entre activités économiques (12). Les différences de composition économique en 1968 vont influencer sur la croissance de la population à travers les variations nationales de la demande de travail qui sont orthogonales aux variations inobservées des caractéristiques de l'unité urbaine par définition. Toutefois, la construction de logements sociaux dépend vraisemblablement des variations de la demande de travail entre unités urbaines et donc directement de la composition économique de la ville : cet effet est pris en compte par l'inclusion comme variable de contrôle dans le modèle de la distribution observée des individus entre secteurs. Ces variables absorbent ainsi l'impact potentiel des différences de spécialisation économiques entre unités urbaines sur les constructions de logements sociaux. Conditionnellement à l'inclusion de la distribution observée des employés entre activités économiques comme variable de contrôle, les chocs nationaux d'emploi entre activités économiques apparaissent ainsi être un instrument valide pour la croissance ou la baisse de la population.

Une seconde variable instrumentale pour la croissance de la population de la ville, utilisé également par Saiz (2010), est basé sur le choix de localisation des immigrants. Les études empiriques sur le choix de localisation des immigrants ont montré, qu'en grande partie, ce choix s'effectuait en fonction des réseaux de solidarité nationale et était ainsi partiellement non corrélé aux variations des conditions économiques (voir Bartel, 1989, pour les États-Unis et Verdugo, 2010, pour la France). Les différences de distribution entre groupes d'immigrés de différentes nationalités en France en 1968 permettent ainsi de prédire la croissance de la population par l'immigration liée aux réseaux de solidarité nationale et non reliée aux évolutions des caractéristiques inobservées de la ville. En pratique, en raison de la grande taille des échantillons utilisés, nous prédisons la croissance de leur population en utilisant les flux d'immigrés nationaux entre 54 groupes nationaux. Bien sur, en raison du fort attrait des immigrants pour les logements sociaux, l'offre de

logements sociaux peut dépendre de la quantité d'immigrés dans une unité urbaine : cet effet est pris en compte en prenant en compte dans la régression l'effet du stock d'immigrés et du stock de nouveaux immigrants sur la construction des logements sociaux.

Mode de calcul de la précision des résultats

L'offre de logement social dans une unité urbaine peut aussi être liée à celle d'une unité urbaine voisine. Il est ainsi possible qu'il existe de l'autocorrélation spatiale dans le terme d'erreur en raison de facteurs communs inobservés entre unités urbaines proches, reliés à l'offre de logements sociaux. La présence d'autocorrélation spatiale ne biaiserait pas nécessairement les résultats des estimations des paramètres mais produirait des estimations biaisées des écarts-types ce qui implique une mauvaise inférence sur la précision des estimations. Il est ainsi nécessaire de corriger les écarts-types estimés afin de prendre en compte l'effet des inobservés communs entre communes proches sur la précision des estimations. Une solution classique proposée par l'économétrie spatiale est de définir une matrice de corrélation spatiale. Toutefois, comme remarqué par Anselin *et al.* (2008, p. 640), il est difficile dans les modèles de panel avec effets fixes que nous utilisons de prendre en compte des corrélations spatiales en utilisant les méthodes classiques d'économétrie spatiale (13). De plus, étant donné la nature des données de panel de nos observations, il est également nécessaire de prendre en compte l'existence potentielle dans le terme d'erreur d'autocorrélations par unités urbaines.

Afin de concilier ces deux aspects, nous utilisons des écarts-types robustes pour deux niveaux de « *clusters* » non-emboîtés, suivant la méthode récemment proposée par Cameron *et al.* (2006) et Thompson (2009). Nous avons ainsi estimé

12. Supposons par exemple qu'une unité urbaine soit composée de 1000 habitants travaillant dans la sidérurgie en 1982 et que le taux de croissance de l'emploi dans la sidérurgie entre 1982 et 1990 est de 10 %. En raison du nombre initial d'individus dans la sidérurgie et de la croissance nationale du nombre d'employés dans cette industrie, nous prédisons ainsi que la population de l'unité urbaine augmente de 100 individus. En prenant en compte les autres activités économiques, on peut calculer une hausse totale de population contrefactuelle.

13. En effet, il est bien connu qu'il n'est pas possible d'estimer de manière consistante les effets fixes individuels quand $N \rightarrow \infty$ en raison du problème des paramètres incidentaux. Les modèles spatiaux étant basés sur les propriétés asymptotiques de la dimension en coupe, cela rend impossible d'intégrer au modèle à effets fixes des retards ou des termes d'erreurs spatiaux (voir aussi Anselin, 2001).

des écarts-types robustes pour des corrélations à la fois au niveau d'une région pour une année donnée et au niveau des unités urbaines. Une limitation de cette méthode est qu'elle implique que les inobservés ne sont pas corrélés avec les unités urbaines de régions éloignées mais aussi des régions plus proches. En pratique, les résultats indiquent que prendre en compte les effets de région/année en plus des effets des unités urbaines avec notre méthode augmente l'écart-type du coefficient de l'indice d'Herfindahl d'environ 14 % mais ne modifie pas de manière notable les écarts-types des coefficients des taux de croissance de la population.

Une autre possibilité est que l'offre de logements sociaux soit liée spatialement entre unités urbaines de telle manière que l'offre dépende directement de l'offre des communes voisines : c'est par exemple l'hypothèse explorée par Case *et al.* (1993) pour les dépenses entre États américains. Dans ce cas, le modèle proposé par l'équation (1) serait mal spécifié car il omettrait d'inclure une variable prenant en compte l'effet de l'offre des unités urbaines voisines. L'estimation de nos paramètres serait biaisée si la croissance de la population et la fragmentation étaient corrélées avec l'offre des unités urbaines voisines. Tester cette hypothèse, et son éventuel impact sur nos variables d'intérêt sort du cadre de notre étude et nécessite un travail spécifique. Pour cette raison, nous ne prendrons pas en compte cet aspect dans cet article. Il est donc important de noter que les estimations présentées dans cet article ne prennent ainsi pas en compte les interactions potentielles des constructions de logements sociaux entre unités urbaines.

Description des données utilisées

Les données utilisées proviennent des recensements de la population (notés RP par la suite) de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999 fournis par le Centre Maurice Halbwachs. Ce sont de larges extraits à 25 % (sauf en 1975, où l'extrait est à 20 % et en 1999 où l'extrait est à 5 %) ce qui implique des erreurs d'échantillonnage extrêmement faibles même dans les plus petites unités urbaines. Des détails précis sur la construction des variables sont indiqués en annexe.

Aucune information sur le logement social n'était collectée dans le recensement avant 1982. Pour estimer les variations du stock de logements sociaux au cours de cette période, nous utilisons les fichiers exhaustifs du recensement du logement de 1990 et 1999 et estimons

rétrospectivement le stock de logement social en 1968 et 1975 en utilisant les dates de construction. Nous calculons ensuite le ratio logements sociaux sur la population et sur le nombre de ménages pour déterminer l'offre de logement social entre unités urbaines (14).

Comme unité géographique définissant une agglomération, l'article utilise les unités urbaines. Selon l'Insee, la notion d'unité urbaine est définie en référence à la continuité de l'habitat : une unité urbaine comprend « *un ensemble d'une ou plusieurs communes présentant une continuité du tissu bâti (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) et comptant au moins 2 000 habitants* ». L'intérêt principal d'utiliser les unités urbaines est que cette notion est définie depuis le recensement de 1968 au contraire des notions d'aire urbaine ou de zone d'emploi. Nous n'utilisons pas les zones d'emploi car, selon les définitions de l'Insee, leur découpage respecte impérativement les limites régionales, ce qui pose des problèmes pour les agglomérations situées entre deux régions. Enfin, il aurait été possible d'utiliser les aires urbaines, qui sont définies en référence au lieu de travail des habitants depuis les recensements récents. Toutefois, nous avons préféré privilégier une définition purement géographique des agglomérations afin d'éviter la prise en compte de trop nombreuses communes rurales et péri-urbaines éloignées de l'agglomération. Ces communes rurales faisant partie de la couronne péri-urbaine étaient très peu peuplées lors des recensements de 1968 et 1975. Il est ainsi vraisemblable qu'elles n'aient eu que peu d'influence sur les mécanismes décrits dans cet article.

La définition des unités urbaines change à chaque recensement ce qui peut biaiser nos estimations si les variations observées proviennent de modifications des frontières des unités urbaines et non de changements de caractéristiques des unités urbaines. En effet, utiliser les définitions contemporaines des unités urbaines implique que le nombre de communes incluses dans l'échantillon varie au cours du temps, de nou-

14. La loi SRU utilise la part de logements sociaux sur le parc de logements comme indicateur de l'offre de logement social mais cet indice est difficile à calculer en raison de l'incertitude sur le nombre respectif de logements publics et privés avant 1982. Toutefois, comme l'ont montré Glaeser *et al.* (2006), il existe une corrélation quasi-parfaite entre population et nombre de logements. Pour la France, le coefficient de corrélation entre ces deux variables, qui est calculable après 1982, est supérieur à 0,99 pour les 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990. La différence entre les ratios stock de logements sociaux sur logement total et sur la population est donc relativement négligeable dans le cadre de notre étude.

velles communes étant continuellement absorbées dans des unités urbaines suite à la croissance des agglomérations urbaines. Le nombre de communes incluses dans les unités urbaines de 1999 est ainsi bien plus grand que celui des unités urbaines de 1968 (3 518 contre 2 414). Par conséquent, les variations des caractéristiques des unités urbaines contemporaines au cours du temps peuvent provenir aussi bien des changements des caractéristiques des unités urbaines que des changements du nombre de communes incluses dans les unités urbaines. Les unités urbaines utilisées dans l'article sont ainsi définies en gardant constante la composition des communes par unités urbaines et en utilisant la définition des unités urbaines de 1990. Garder la composition constante garantit ainsi que les variations observées proviennent des changements des caractéristiques des unités urbaines et non des changements des frontières des unités urbaines. Les communes sont apparées au cours du temps en utilisant le code commune de l'Insee. Il a été nécessaire d'effectuer des ajustements marginaux pour certaines communes ayant fusionné au cours de la période, mais ces ajustements sont rares.

Quelques résultats préliminaires sur le logement social et la fragmentation des unités urbaines

Nous décrivons d'abord l'évolution de l'offre de logements sociaux sur la période. Le nombre de logements sociaux a augmenté très fortement entre 1968 et 1975, puis a eu tendance à augmenter de manière moins rapide (cf. tableau 1). La population augmentant également au cours de la période, le stock par habitant augmente de manière moins rapide : cependant, il double entre 1968 et 1999, passant de 7,5 à 16,4 %. L'écart-type, qui reflète l'évolution de la dispersion de l'offre de logement social au cours

du temps, augmente jusqu'en 1990 de 4,2 % à 6,7 % puis reste stable.

Les variations de l'offre de logement social et de fragmentation entre les plus grandes unités urbaines françaises sont décrites dans le tableau 2. En 1990 et en 1968, il existe des différences considérables entre unités urbaines en termes d'offre de logement social par ménage. Des écarts larges et importants sont observés entre, par exemple, l'unité urbaine de Rouen qui offre 45 % de logements sociaux par ménage et l'unité urbaine de Nice où ce chiffre n'est que de 13 %. Parmi les plus grandes unités urbaines, l'unité urbaine de Lille a par exemple 10 % de logements sociaux par ménage supplémentaire par rapport à l'unité urbaine de Bordeaux et 15 % de plus que l'unité urbaine de Toulouse en 1990.

Il existe également de larges variations de la fragmentation entre unités urbaines françaises. Les unités urbaines de Montpellier, Rennes, Strasbourg ou Nice font ainsi partie des unités urbaines les plus concentrées (indice inférieur à 0,6). Au contraire, les unités urbaines de Lille, de Lyon ou de Lens font partie des plus fragmentées (indice supérieur à 0,9). En pratique, il n'y a pas une corrélation très forte entre la taille de la population et la fragmentation : sur l'échantillon d'unités urbaines incluses dans le tableau 2, le coefficient de corrélation est de 0,17, en excluant l'unité urbaine de Paris, et de 0,24 avec Paris. Les variations de la fragmentation reflètent donc des caractéristiques spatiales de l'organisation des unités urbaines relativement orthogonales à la taille de la population.

Afin d'illustrer l'impact que la fragmentation entre communes peut avoir sur l'offre de logement social, nous étudions les caractéristiques de la distribution du logement social entre municipalités d'une même unité urbaine

Tableau 1
Évolution des logements sociaux de 1968 et 1999 dans les unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990

| Année | Nombre de logements sociaux (en milliers) | Taux de croissance (en %) | Pourcentage par habitant | Écart-type |
|-------|---|---------------------------|--------------------------|------------|
| 1968 | 1 395 | | 7,5 | 4,2 |
| 1975 | 2 239 | 60 | 11,1 | 5,4 |
| 1982 | 2 724 | 22 | 13,5 | 6,2 |
| 1990 | 3 093 | 14 | 15,2 | 6,7 |
| 1999 | 3 454 | 12 | 16,4 | 6,7 |

Lecture : les colonnes Pourcentage par habitant et Écart-type indiquent respectivement la moyenne pondérée et l'écart-type du pourcentage de logements sociaux par habitant entre les 433 unités urbaines de l'échantillon.

Champ : résidences principales des unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990.

Source : recensements du logement de 1999 et 1990. Recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

(cf. tableau 2, trois dernières colonnes). Nous nous restreignons aux municipalités de plus de 4 500 habitants en moyenne entre 1968 et 1999 afin d'éviter de prendre en compte des petites municipalités rurales ou périurbaines dans l'échantillon. La distribution indiquée reflète ainsi les variations de l'offre de logements sociaux entre municipalités de relativement grande taille. On observe dans la plupart des unités urbaines que l'écart-type de la distribution est important, entre 7 % et 27 %, ce qui suggère de larges variations de l'offre de logements sociaux entre communes au sein des unités urbaines (cf. tableau 2, colonne 5). On observe systématiquement de très larges écarts entre la commune à l'offre minimale et la commune à l'offre maximale (cf. tableau 2, colonne 6 et 7).

Ce dernier résultat suggère clairement que, au sein des unités urbaines, certaines municipalités sont « spécialisées » dans le logement social alors que d'autres municipalités ont limité leur offre à un plus faible niveau.

Nous nous concentrons maintenant sur les 55 plus grandes unités urbaines car, comme nous le montrons plus bas, la relation fragmentation et logement social semble quantitativement plus forte pour les grandes unités urbaines (cf. graphique I). Les unités urbaines qui deviennent plus fractionnées ont en moyenne une variation plus faible du nombre de logements sociaux par habitant. Une régression linéaire simple prédit qu'une unité urbaine concentrée en une seule commune augmente

Tableau 2
Pourcentages de logements sociaux par ménage, fragmentation entre municipalités, et dispersion de l'offre de logement social entre municipalités au sein des principales unités urbaines en 1990

| Unité Urbaine | Population (en milliers) | Logements sociaux par ménages (en %) | | Indice de fragmentation | Variations de l'offre de logement social entre municipalités (en %) | | |
|------------------|-----------------------------|---|------|----------------------------|--|------|------|
| | 1990 | 1990 | 1968 | 1990 | Écart-type | Min | Max |
| Paris | 9 317 | 30,2 | 19,0 | 0,94 | 19,3 | 0,1 | 97,0 |
| Lyon | 1 262 | 28,9 | 18,0 | 0,87 | 18,9 | 6,1 | 73,1 |
| Marseille-Aix | 1 230 | 24,4 | 14,7 | 0,56 | 12,4 | 2,0 | 40,5 |
| Lille | 960 | 35,9 | 18,7 | 0,93 | 14,9 | 6,1 | 60,2 |
| Bordeaux | 697 | 24,5 | 11,6 | 0,88 | 20,1 | 8,4 | 75,8 |
| Toulouse | 650 | 21,2 | 15,3 | 0,69 | 13,6 | 0,1 | 45,5 |
| Nice | 517 | 13,3 | 6,8 | 0,55 | 10,7 | 4,4 | 34,8 |
| Nantes | 495 | 28,4 | 16,0 | 0,73 | 10,1 | 6,0 | 38,3 |
| Toulon | 438 | 17,2 | 9,1 | 0,81 | 9,3 | 2,3 | 31,6 |
| Grenoble | 405 | 23,2 | 13,2 | 0,83 | 12,2 | 6,9 | 48,6 |
| Strasbourg | 388 | 28,9 | 25,1 | 0,56 | 12,0 | 13,4 | 47,1 |
| Rouen | 380 | 45,1 | 28,3 | 0,89 | 21,0 | 4,8 | 97,8 |
| Valenciennes | 339 | 28,0 | 10,0 | 0,96 | 13,6 | 10,9 | 57,6 |
| Antibes | 336 | 12,1 | 6,3 | 0,87 | 6,5 | 3,7 | 22,2 |
| Nancy | 329 | 31,7 | 17,5 | 0,88 | 14,7 | 21,6 | 66,7 |
| Lens | 323 | 28,4 | 9,5 | 0,95 | 10,0 | 12,9 | 48,4 |
| Saint-Étienne | 313 | 34,5 | 17,4 | 0,58 | 19,5 | 6,4 | 62,1 |
| Tours | 282 | 37,2 | 23,6 | 0,76 | 16,4 | 18,9 | 62,6 |
| Béthune | 262 | 19,2 | 5,3 | 0,96 | 11,7 | 6,9 | 44,7 |
| Clermont-Ferrand | 254 | 23,6 | 12,8 | 0,69 | 10,4 | 4,6 | 32,2 |
| Le Havre | 254 | 48,1 | 28,1 | 0,39 | 27,8 | 11,4 | 78,7 |
| Montpellier | 248 | 20,7 | 12,0 | 0,29 | 14,6 | 3,2 | 23,8 |
| Rennes | 245 | 33,1 | 23,6 | 0,34 | 12,8 | 8,2 | 37,4 |
| Orléans | 243 | 26,8 | 15,2 | 0,78 | 14,1 | 3,3 | 40,9 |
| Mulhouse | 224 | 21,4 | 16,8 | 0,74 | 8,2 | 6,1 | 28,0 |
| Dijon | 230 | 26,3 | 16,7 | 0,58 | 21,5 | 16,6 | 71,6 |

Lecture : le nombre de logements sociaux est calculé en utilisant le recensement des logements de 1990. La population prise en compte dans la première colonne est la population totale. La population prise en compte pour le calcul des autres colonnes comprend les hommes et les femmes entre 16 et 65 ans, qui ne sont ni étudiants, ni militaires. L'indice de fragmentation est égal à 1 moins l'indice d'Herfindahl de la distribution de la population entre communes de l'unité urbaine. Les trois dernières colonnes présentent les caractéristiques de la distribution du logement social entre communes ayant une moyenne de 4 300 habitants au minimum entre 1968 et 1999 pour chaque unité urbaine. Champ : unités urbaines de 1990, le nom de l'unité urbaine est celui de la commune la plus peuplée. Source : recensements de la population de 1968 et 1990.

de 4 % son offre de logements sociaux par ménage par rapport à la même unité urbaine très fractionnée. Ce lien reste statistiquement significatif et robuste si l'on inclut dans l'échantillon les 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990 ou si l'on change d'année de référence.

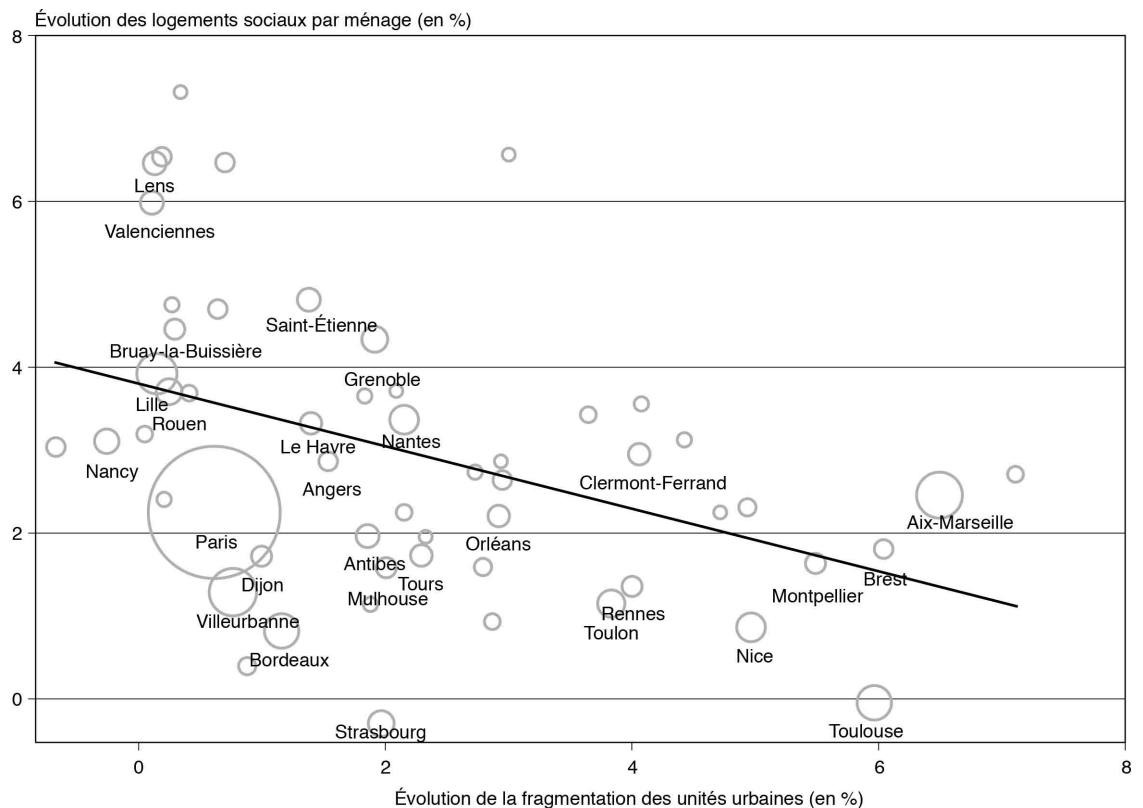
Enfin, la population n'a pas varié de la même manière dans toutes les unités urbaines. Sur la période 1975-1999, les plus fortes hausses de population ont été observées pour Toulouse, Antibes et Melun (hausse de plus de 7 % entre deux recensements) tandis que les plus fortes baisses ont été observées pour Saint-Etienne, Montbéliard et Besançon (baisse de plus de 5 %). On observe un lien très fort et significatif statistiquement entre croissance de la population et offre de logement social (cf. graphique II). En pratique, le modèle de régression linéaire simple prédit une diminution de 2.2 % de l'offre de logements sociaux si la population de l'unité urbaine augmente de 10 %.

Ces corrélations ne prouvent pas un lien causal entre offre de logements sociaux et division politique ou variations de la population. D'autres variables influencent l'offre de logements sociaux et ces deux éléments peuvent aussi être fonction de l'offre de logements sociaux, c'est-à-dire être économétriquement endogènes comme discuté précédemment. Pour mettre en évidence une relation causale, nous présentons les résultats d'estimations du modèle économétrique complet.

Résultats d'estimations du modèle économétrique de l'évolution du logement social entre unités urbaines

Nous utilisons comme variable dépendante le taux de logements sociaux par habitants ainsi que le taux par ménages (cf. tableaux 3). Utiliser le logement social par ménage permet de prendre en compte l'effet des variations de la taille des ménages entre unités urbaines sur

Graphique I
Relation entre l'évolution de la fragmentation des unités urbaines avec l'évolution de l'offre de logement social par ménage entre 1982 et 1990 dans les 57 plus grandes unités urbaines



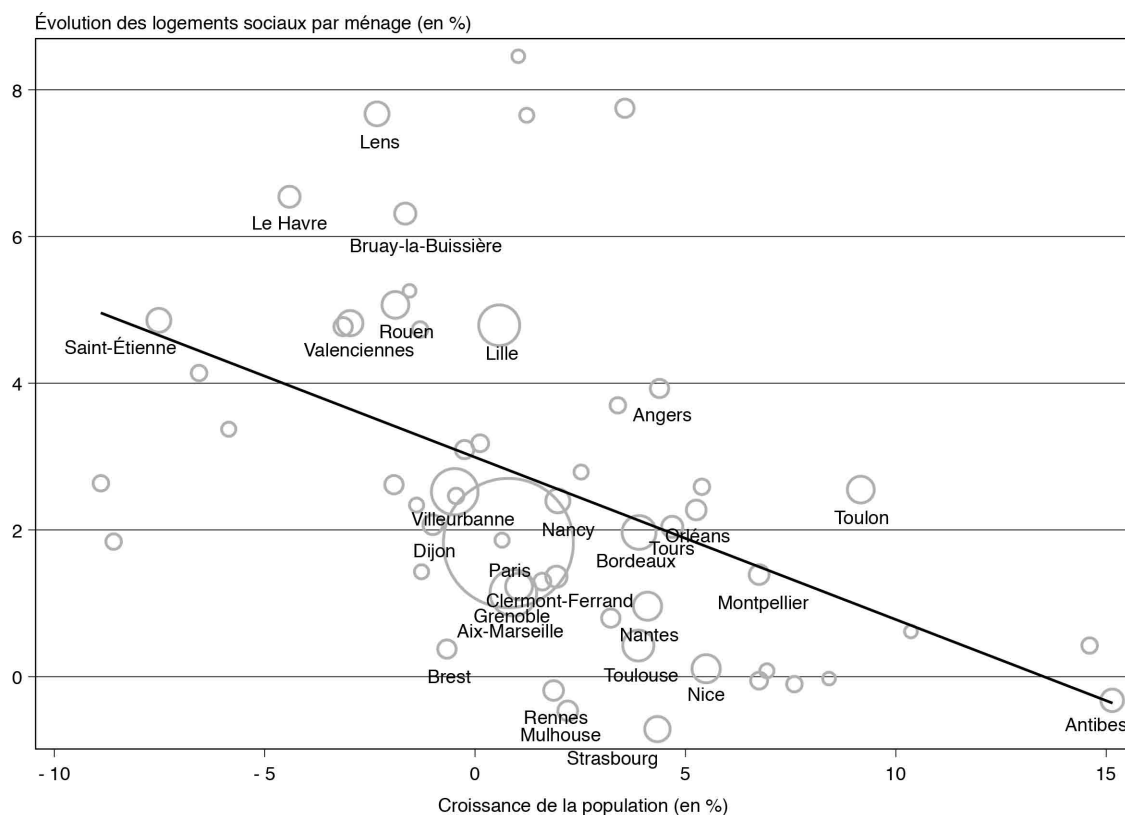
Lecture : le graphique présente la relation entre l'évolution de la fragmentation urbaine et l'évolution de l'offre de logements sociaux par ménage entre 1982 et 1990. La taille des cercles est proportionnelle à la population de l'unité urbaine. La droite reporte la prédiction d'un modèle linéaire bivarié non pondéré. Le modèle estimé est : $DHLM = 3,78 (0,33) - 0,37 (0,11) DFRAG$ où $DHLM$ est le changement de l'offre de logements sociaux par ménage et $DFRAG$ désigne le changement de la fragmentation de l'unité urbaine entre 1982 et 1990. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le R^2 est égal à 0,17.
Champ : 55 plus grandes unités urbaines en 1990.
Source : recensements de la population de 1982 et 1990.

l'offre de logement. Les résultats obtenus sont qualitativement très similaires. Comme discuté précédemment, les écarts-types indiqués sont corrigés en utilisant la méthode des *clusters* (Angrist et Pishke, 2009 ; Liang et Zeger, 1986) et sont ainsi robustes à des corrélations éventuelles des termes d'erreurs à la fois à l'intérieur des unités urbaines et des régions/année. Nous présentons des régressions utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ainsi que la méthode des doubles moindres carrés (DMC) pour corriger le problème d'endogénéité potentielle de l'indice de fragmentation et de la croissance de la population. Afin de déterminer si les résultats sont sensibles à l'instrumentation des différentes variables endogènes, nous présentons des résultats séparés pour les régressions instrumentant l'indice de fragmentation et la croissance de la population. Les résultats des régressions de première étape confirment que les instruments proposés ont un fort pouvoir prédictif sur les variables endogènes du modèle (cf. encadré 1).

La première colonne du tableau 4 reporte les résultats d'une régression n'incluant pas d'effets fixes des unités urbaines. Le coefficient négatif de l'indice de fragmentation et du déclin de la population confirme les résultats obtenus en coupe illustrés dans la section précédente. Les autres coefficients suggèrent fortement que le nombre de logements sociaux par habitant est supérieur dans des unités urbaines avec moins d'immigrés mais avec relativement plus de nouveaux immigrés. Enfin, le taux de chômage et la part de non-diplômés ne sont pas significatifs. Ces résultats provenant d'estimations en coupe reflètent également l'effet de corrélations entre caractéristiques régionales et l'offre de logements sociaux.

La corrélation négative entre l'indice de fragmentation et l'offre de logements sociaux par habitants mise en évidence dans la figure 1 est vérifiée lorsque l'on prend en compte les effets fixes dans la régression (cf. tableau 4, colonne 2 et 4). En raison des ces effets fixes,

Graphique II
Relation entre croissance de la population et évolution de l'offre de logement social par ménages entre 1975 et 1982



Lecture : le graphique présente la relation entre l'évolution de la fragmentation et l'évolution de l'offre de logements sociaux par ménage entre 1975 et 1982. La taille des cercles est proportionnelle à la population de l'unité urbaine. La droite reporte la prédiction d'un modèle linéaire bivarié non pondéré. Le modèle estimé est $DHLM = 2,97 (0,28) - 0,22 (0,05) DPOP$ où $DHLM$ est le changement de l'offre de logements sociaux par ménage et $DPOP$ désigne le changement de la fragmentation de l'unité urbaine entre 1982 et 1990. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le R^2 est égal à 0,22.
Champ : 55 plus grandes unités urbaines en 1990.
Source : recensements de la population de 1975 et 1982.

ces résultats sont ici obtenus en utilisant les variations à l'intérieur des unités urbaines : les unités urbaines qui deviennent plus intégrées relativement aux autres ont ainsi tendance à construire plus de logements sociaux. Les paramètres sont globalement similaires que l'on prenne en compte ou non l'effet de la croissance de la population. Cela suggère que notre indice de fragmentation reflète des différences d'évolution de la fragmen-

tation qui sont relativement orthogonales aux différentiels de croissance de la population entre unités urbaines. Les régressions à variables instrumentales reportent un effet supérieur de l'indice de fragmentation par rapport aux estimations des MCO. Comme mentionné précédemment, les tests statistiques sur la validité des instruments basés sur Stock et Yogo (2005) confirment que les instruments sont forts, c'est-à-dire corrélés aux

Tableau 3

Régressions de première étape des variables instrumentales sur les variables endogènes du modèle expliquant l'évolution de l'offre de logement social entre unités urbaines entre 1975-1999

A - Variable dépendante : fragmentation de l'unité urbaine

| | (1) | (2) |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|
| Log densité moyenne (t-1) | - 0,004 (0,003) | - 0,001 (0,003) |
| Log variance densité (t-1) | 0,010*** (0,003) | |
| Log densité moyenne pondérée (t-1) | 0,000 (0,001) | 0,003*** (0,001) |
| Nombre d'observations | 1 732 | 1 732 |

B - Variable dépendante : taux de croissance de la population

| | (1) | (2) |
|--|---------------------|--------------------|
| Croissance contrefactuelle basée sur les différences d'activités économiques | 0,481*** (0,213) | |
| Croissance contrefactuelle basée sur la distribution des immigrés | 0,076* (0,045) | 0,087** (0,046) |
| Nombre d'observations | 1 732 | 1 732 |

*Lecture : régressions de première étape utilisées pour estimer le modèle présenté dans le tableau 4. Le tableau A présente les régressions de première étape où la variable dépendante est l'évolution de la fragmentation. Le tableau B présente les régressions de première étape où la variable dépendante est le taux de croissance de la population. Les régressions sont pondérées par le nombre d'habitants. Elles incluent des effets fixes des unités urbaines ainsi que toutes les variables indiquées dans le tableau 4. La colonne (2) présente des régressions alternatives omettant un des instruments. *, ** et *** indiquent que le coefficient du paramètre estimé est statistiquement significativement différent de zéro à respectivement 10 %, 5 % et 1 %. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

Champ : 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990.

Source : recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

Encadré 1

RÉSULTAT DES RÉGRESSIONS DE PREMIÈRE ÉTAPE

Les tests de suridentification et le test d'instrument faible confirment que les variables instrumentales ont une forte capacité prédictive des variations des variables endogènes (cf. tableaux 3 et 4). Lorsqu'il y a une seule variable endogène, la statistique du *F* de Cragg Donald est simplement celle d'un test de Fisher sur la nullité jointe des paramètres des instruments dans la régression de première étape (voir Stock et Yogo, 2003, p. 3). La valeur du *F* est ainsi égale à 80 pour l'indice d'Herfindahl (colonne 5 du tableau 4), et à 91 pour les taux de croissance (colonne 6) ce qui indique une très forte capacité prédictive des variations des variables endogènes par les variables instrumentales.

Les régressions de première étape du modèle indiquent un lien positif et significatif entre le log de la variance de la densité retardée et l'évolution de la fragmentation de l'unité urbaine (cf. tableau 3 - A). Une plus forte variance de densité retardée entre communes reflète les différences d'espace disponible entre communes de l'unité urbaine et capture ainsi les possibilités d'étalement de l'unité urbaine à travers une croissance dans des communes moins peuplées. Les unités urbaines dont la variance de la densité a augmenté dans le passé évoluent de manière moins

concentrée. On voit, qu'à son tour, la densité moyenne pondérée a une relation positive avec l'évolution de la population. Ce coefficient positif indique ainsi que les unités urbaines dans lesquelles la densité pondérée tendait à augmenter dans le passé sont devenues plus fragmentées. Ces résultats sont ainsi conformes à l'hypothèse que nos variables retardées de densité capturent différents aspects reliés aux contraintes spatiales et géographiques passées influençant le développement futur de l'unité urbaine entre communes.

De même, les régressions de première étape reliant les différences de composition industrielles initiales couplées aux taux de croissance nationaux prédisent fortement les variations locales de la population (cf. tableau 3 - B). Les flux contrefactuels d'immigrés ont un pouvoir explicatif moins important, mais cette variable est toutefois statistiquement significative et, surtout, son coefficient ne change pas lorsqu'elle est la seule à être incluse dans la régression. Ce dernier élément suggère que ces deux variables traduisent deux sources de variations relativement orthogonales prédisant la croissance de la population de l'unité urbaine ce qui renforce la crédibilité de nos estimations et des tests de suridentification.

variables instrumentées. Le test de Hansen ne rejette pas l'hypothèse d'exogénéité des instruments (15).

Quantitativement, on trouve un effet de la fragmentation supérieur dans les estimations de modèle utilisant la méthode des DMC : le coefficient indique qu'une unité urbaine complètement fragmentée diminue de 14 % son offre de logements sociaux par habitant par rapport à la même unité urbaine extrêmement intégrée (c'est-à-dire dans laquelle l'indice de fragmentation tendrait vers zéro) (cf. tableau 4, colonne 5 et 7).

En ce qui concerne le modèle utilisant le taux de logements social par ménage comme variable dépendante, les résultats indiquent une baisse de

18 % de l'offre de logements sociaux par ménage pour une unité urbaine parfaitement fragmentée dans les estimations MCO et de 40 % dans les estimations DMC (cf. tableau 5). La différence de magnitude par rapport aux régressions utilisant le logement social par habitant provient vraisemblablement du fait que la variation de l'offre de logements sociaux par ménage est bien plus grande que celle du logement social sur la population (16). En effet, l'évolution du nombre d'individus moyen par ménage diffère forte-

15. Le test du J de Hansen est préférable au test de Sargan car il est convergent en présence d'hétéroscédasticité et d'auto-corrélation, voir Hayashi (2000, pp. 227-8, 407, 417), ce qui est cohérent avec l'utilisation des écarts-types corrigés pour clusters.

16. L'écart-type du ratio logement social sur population entre unités urbaines est de 6 % en 1990 alors qu'il est 14 % pour le ratio logement social sur ménages.

Tableau 4
Évolution de l'offre de logements sociaux par habitant en fonction des caractéristiques des unités urbaines de 1975 à 1999

| Variable dépendante : logements sociaux par habitant | | | | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| Variabiles explicatives | | | | | | | |
| Indice de fragmentation | - 0,034*** (0,012) | - 0,073*** (0,015) | | - 0,071*** (0,016) | - 0,144*** (0,028) | | - 0,138*** (0,029) |
| POPGAIN (t/t-1) | - 0,008 (0,016) | | 0,005 (0,005) | 0,002 (0,005) | | 0,006 (0,005) | - 0,002 (0,005) |
| POPLOSS (t/t-1) | - 0,257*** (0,091) | | - 0,130*** (0,031) | - 0,128*** (0,030) | | - 0,087** (0,043) | - 0,105** (0,043) |
| Gauche | 0,002 (0,006) | 0,003 (0,002) | 0,003 (0,003) | 0,002 (0,002) | 0,002* (0,001) | 0,003 (0,002) | 0,002 (0,001) |
| Part d'Immigrés | - 0,237*** (0,056) | - 0,088*** (0,020) | - 0,089*** (0,021) | - 0,090*** (0,020) | - 0,089*** (0,019) | - 0,088*** (0,021) | - 0,091*** (0,019) |
| Part de nouveaux immigrés | 0,078*** (0,016) | 0,003 (0,007) | 0,012 (0,008) | 0,003 (0,007) | - 0,005 (0,006) | 0,012 (0,008) | - 0,005 (0,007) |
| Taux de chômage | - 0,08 (0,133) | 0,157*** (0,033) | 0,094** (0,039) | 0,119*** (0,032) | 0,181*** (0,038) | 0,107*** (0,041) | 0,148*** (0,039) |
| Part diplômés supérieur | - 0,160* (0,087) | - 0,001 (0,057) | - 0,013 (0,060) | 0,023 (0,056) | 0,034 (0,059) | - 0,022 (0,061) | 0,054 (0,063) |
| Méthode d'estimation | MCO | MCO | MCO | MCO | DMC | DMC | DMC |
| Variabiles traitées comme endogènes | | | | | | | |
| Fragmentation | | | | | Oui | Non | Oui |
| Croissance de la population | | | | | Non | Oui | Oui |
| Tests des instruments | | | | | | | |
| Hansen J Stat (p-value) | | | | | 1,96 0,38 | 0,51 0,78 | 6,11 0,19 |
| Cragg-Donald F | | | | | 80,4 | 91,4 | 33,5 |
| Valeur Critique 5 % | | | | | 13,9 | 11,0 | 13,9 |
| Effets Fixes UU | Non | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| Nombre d'observations | 1 732 | 1 732 | 1 732 | 1 732 | 1 732 | 1 732 | 1 732 |

Lecture : le tableau présente les résultats de régressions du nombre de logements sociaux par habitant entre unités urbaine en 1975, 1982, 1990 et 1999 sur les variables indiquées. Les écarts-types (entre parenthèses) sont corrigés pour des corrélations à la fois des termes d'erreurs à l'intérieur des unités urbaines et à l'intérieur des régions par années avec la méthode des clusters. Le nombre de clusters d'unités urbaines est 433 et le nombre de clusters pour les régions 88. Les régressions sont pondérées par le nombre d'habitants de l'unité urbaine. Toutes les régressions incluent également l'effet des 10 variables prenant en compte les différences de composition économique au cours du temps. Les modèles 1 à 4 du tableau sont estimés avec la méthode des MCO, les modèles 5 à 7 du tableau sont estimés avec la méthode des DMC. Les modèles des colonnes 5 et 7 considèrent la fragmentation de l'unité urbaine comme endogène. Les modèles des colonnes 6 et 7 considèrent les taux de croissance de la population comme endogènes. Tous les modèles incluent des effets fixes des unités urbaines sauf le modèle de la colonne 1. La statistique de Stock et Yogo est la F statistique de Wald de Cragg-Donald (Stock et Yogo, 2005). La valeur critique reportée est le biais relatif maximum des coefficients des variables instrumentales à 5 %, * et *** indiquent que le coefficient du paramètre estimé est statistiquement significativement différent de zéro à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Champ : 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990.

Source : recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

ment entre unités urbaines sur la période (17) : en pratique, des régressions du nombre d'individus par ménage sur les caractéristiques des unités urbaines incluant des effets fixes sur la période, indiquent que les unités urbaines dont la proportion de cadres ou la proportion de diplômés du supérieur augmente tendent à avoir un nombre d'individus par ménage inférieur. L'augmentation rapide du nombre de ménages dans certaines unités urbaines magnifie ainsi les différences d'offre observées par rapport à l'utilisation du ratio logement social sur population comme variable dépendante.

Une question importante est l'impact des différences de taille de la population dans l'estimation de l'effet de la fragmentation sur l'offre de logement social. L'effet des différences moyennes de taille entre unités urbaines est absorbé par l'inclusion des effets fixes dans le modèle. Les contrôles additionnels concernant la taille de la population qui peuvent être ajoutés prennent en compte les différences de croissance de la population entre les unités urbaines et non les différences de taille. Ainsi, inclure l'effet du taux de croissance et de la baisse de la population dans le modèle est équivalent à prendre en compte directement les variations de la taille de la population. Prendre en compte le taux de croissance ou le log de la population n'a pratiquement pas d'impact sur l'estimation de l'ef-

fet de la fragmentation sur l'offre de logement social (cf. tableau 6, colonne 1 et 3).

Un second point important est que pour améliorer la précision de nos estimations, nous avons choisi de pondérer nos régressions par la taille de l'unité urbaine. Un risque provoqué par l'utilisation de régressions pondérées est que nos résultats pourraient ne refléter qu'un phénomène concernant les grandes unités urbaines et non les petites unités urbaines. Il est ainsi nécessaire de savoir si nos résultats sont robustes lorsque les régressions ne sont pas pondérées et de tester pour un éventuel effet hétérogène de la fragmentation entre unités urbaines de différentes tailles. Ne pas pondérer par la taille de la population divise le coefficient estimé par deux, mais l'effet estimé est toujours négatif et fortement significatif (cf. tableau 6, colonne 2). La relation entre fragmentation et offre de logement social ne provient donc pas de la pondération de nos régressions. Les résultats de l'estimation utilisant seulement les unités urbaines de moins de 20 000 habitants en 1990 suggèrent ici également un effet négatif de la fragmentation de l'unité urbaine sur l'offre agrégée de logement social (cf. colonne 3). Les résultats de

17. Le nombre moyen d'individus entre 16 et 60 ans par ménage est ainsi proche de 1,8 en 1990 à Paris, Rennes ou Montpellier alors qu'il est proche de 2,15 à Valenciennes, Béthune ou Lens.

Tableau 5
Évolution de l'offre de logements sociaux par ménage

| Variable dépendante : logements sociaux par ménage | | | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Variables explicatives | | | | | | |
| Indice de fragmentation | - 0,181*** (0,039) | | - 0,177*** (0,040) | - 0,422*** (0,085) | | - 0,409*** (0,084) |
| POPGAIN (t/t-1) | | 0,018 (0,016) | 0,01 (0,014) | | 0,018 (0,015) | - 0,007 (0,012) |
| POPLOSS (t/t-1) | | - 0,386*** (0,113) | - 0,380*** (0,112) | | - 0,291*** (0,110) | - 0,325*** (0,114) |
| Méthode d'estimation | MCO | MCO | MCO | DMC | DMC | DMC |
| Variables traitées comme endogènes | | | | | | |
| Fragmentation | | | | Oui | Non | Oui |
| Croissance Pop. | | | | Non | Oui | Oui |
| Test des instruments | | | | | | |
| Hansen J Stat | | | | 1,56 | 1,31 | 4,97 |
| (p-value) | | | | 0,46 | 0,52 | 0,29 |
| Cragg-Donald F | | | | 80,4 | 91,4 | 33,5 |
| Valeur Critique 5 % | | | | 13,9 | 11 | 13,9 |
| Effets Fixes UU | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |

Lecture : le tableau présente les résultats de régressions du nombre de logements sociaux par ménage sur les variables indiquées. La spécification est identique à celle du tableau 4 (voir notes du tableau 4). Les modèles de la colonne 1, 2 et 3 sont estimés avec la méthode des MCO. Les modèles des colonnes 4, 5 et 6 sont estimés avec la méthode des DMC. Tous les modèles incluent des effets fixes des unités urbaines ainsi que les autres variables indiquées dans le tableau 4. *, ** et *** indiquent que le coefficient du paramètre estimé est statistiquement significativement différent de zéro à respectivement 10 %, 5 % et 1 %. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Champ : 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990.

Source : recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

l'estimation du modèle avec les unités urbaines de plus de 20 000 habitants sont identiques aux précédents (cf. colonne 4). Les estimations du modèle en utilisant seulement 57 plus grandes unités urbaines de plus de 100 000 habitants en 1990 indiquent que l'effet négatif estimé de la fragmentation est quantitativement trois fois supérieur pour les grandes unités urbaines (cf. colonne 5).

En résumé, la relation entre fragmentation et offre de logement social est robuste à des spécifications alternatives comme prendre en compte directement le log de la population ou ne pas pondérer les observations (cf. tableau 6). La relation négative entre fragmentation et offre de logement social est observée pour les unités urbaines de toutes tailles mais son impact est hétérogène : l'impact de la fragmentation semble plus fort pour les grandes unités urbaines.

L'asymétrie de l'effet de la croissance et du déclin de la population sur l'offre du logement social est fortement confirmée par les régressions. Les régressions ne montrent pas d'effet significatif de la croissance de la population sur l'offre de logement social, ce qui suggère une élasticité unitaire en moyenne.

D'un autre côté, les régressions indiquent un effet fortement significatif lorsque la population décroît : ainsi, les unités urbaines en déclin, sur cette période, connaissent une augmentation plus rapide de leur stock de logements sociaux par habitant que les autres conditionnellement à l'effet des autres variables. L'effet est mesuré

très précisément avec un écart-type très faible dans chaque régression à travers les différentes spécifications. L'effet est sensiblement plus large et les paramètres des régressions à variable instrumentales sont également mesurés précisément lorsque l'on instrumente les régressions. Le test de Stock et Yogo indique que les instruments sont forts et le test de suridentification ne rejette pas l'hypothèse de validité des instruments. Le modèle prédit qu'une unité urbaine dont la population baisse de 10 % augmente son stock de logements sociaux par ménage de 2,9 % à 3,8 % et de 0,8 à 1,3 % pour le stock de logement sociaux par habitant selon les modèles utilisés.

Enfin, les autres variables incluses comme contrôle dans la régression apportent également des informations intéressantes sur le lien entre certaines caractéristiques des unités urbaines et les variations de l'offre de logements sociaux au cours du temps. Leurs liens avec l'évolution de l'offre de logements sociaux de l'unité urbaine sont commentés dans l'encadré 2.

Évaluation de la robustesse des résultats à des spécifications alternatives du modèle

Nous avons évalué la robustesse de nos résultats face aux différentes hypothèses utilisées pour estimer le modèle. Nous avons d'abord estimé le modèle en différence première et nous avons obtenu des résultats similaires. Enfin, un modèle estimé sans pondération donne des résultats qualitativement identiques. De même,

Tableau 6
Logements sociaux par ménage et fragmentation urbaine : effets des tailles des unités urbaines

| Variable dépendante : logements sociaux par ménage | | | | | |
|--|-----------------------|-----------------------|---------------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Indice de fragmentation | - 0,177*** (0,038) | - 0,089*** (0,031) | - 0,098* (0,052) | - 0,082** (0,033) | - 0,243*** (0,055) |
| log(population) | - 0,061*** (0,019) | - 0,016 (0,024) | - 0,029 (0,030) | 0,022 (0,029) | 0,096* (0,057) |
| Nombre d'observations | 1 732 | 1 732 | 804 | 928 | 228 |
| Nombre d'unités urbaines | 433 | 433 | 201 | 232 | 57 |
| Pondération | Oui | Non | Non | Non | Non |
| Taille des UU dans l'échantillon | >10 000 | >10 000 | Entre 10 000 et 20 000 | >20 000 | >100 000 |

*Lecture : le tableau présente les résultats de régressions du nombre de logements sociaux par ménage sur les variables indiquées. La spécification est identique à celle des tableaux 4 et 5. Les modèles sont estimés avec la méthode des MCO. Tous les modèles incluent des effets fixes des unités urbaines ainsi que les autres variables indiquées dans le tableau 4. Seul le modèle de la colonne 1 est pondéré par la taille de la population des unités urbaines. Les autres modèles estimés ne sont pas pondérés. Les modèles de la colonne 1 et 2 sont estimés en utilisant les 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990. Le modèle de la colonne 3 utilise les unités urbaines dont la population est comprise entre 10 000 et 20 000 habitants en 1990. Les modèles de la colonne 4 et 5 utilisent les unités urbaines dont la population en 1990 est supérieure respectivement à 20 000 et 100 000 habitants. *, ** et *** indiquent que le coefficient du paramètre estimé est statistiquement significativement différent de zéro à respectivement 10 %, 5 % et 1 %. Les écarts-types sont entre parenthèses.*

Champ : 433 unités urbaines de plus de 10 000 habitants en 1990.

Source : recensements de la population de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999.

nous avons testé la robustesse du modèle à des formes fonctionnelles alternatives : nous avons utilisé un modèle utilisant les variations en log de l'offre de logements sociaux et trouvé également des relations significatives identiques entre nos variables d'intérêts. Ces différents

tests suggèrent que les résultats de notre modèle sont raisonnablement robustes à des spécifications alternatives.

* *
*

Encadré 2

IMPACT DES AUTRES VARIABLES DU MODÈLE SUR L'OFFRE DE LOGEMENTS SOCIAUX PAR HABITANTS

La variable *Gauche* (cf. annexe) nous renseigne sur l'impact sur l'offre totale de l'unité urbaine d'avoir un maire de la principale commune de l'agglomération étiqueté à gauche. Dans les régressions sans effets fixes, il n'y a pas d'effet significatif d'avoir un maire de gauche sur le stock de logement social.

Les régressions avec effets fixes montrent un effet quasi-nul et non statistiquement significatif d'avoir un maire passant de droite à gauche. L'interprétation de ce résultat est toutefois limitée par le fait que le maire de la commune principale n'est qu'un indicateur de la composition politique de l'unité urbaine, particulièrement dans les unités urbaines les plus fractionnées où la commune principale a moins d'importance. Un meilleur indicateur pourrait être construit en utilisant l'appartenance politique des communes environnantes afin de mieux capturer les différences de majorités entre unités urbaines. Toutefois, à ma connaissance, des données détaillées sur l'affiliation politique des maires ne sont pas disponibles pour la période précédant 1983 et il serait coûteux de collecter l'information manquante pour les 3 102 communes de notre échantillon. De plus, l'interprétation de coefficient est difficile en raison d'un potentiel problème d'endogénéité de cette variable. En effet, l'élection d'un maire de gauche peut être liée aux constructions de logements sociaux passées corrélées avec des déterminants inobservés influençant l'évolution du stock de logements sociaux contemporains. Masclet (2005, p. 15) indique par exemple que le score du parti communiste augmenta rapidement entre 1960 et 1980 dans les communes de la banlieue parisiennes où les constructions de logements sociaux furent les plus importantes.

Étant donné le fort taux de participation des immigrés au logement social, on s'attendrait à un lien positif entre logements sociaux par habitant et immigration. Les résultats des modèles sans ou avec effets fixes reportent toutefois un lien négatif entre les stocks de logements sociaux et la part d'immigrés : le nombre de logements sociaux par habitant est ainsi plus important dans les unités urbaines avec une part d'immigrés plus faible. Les résultats incluant les effets fixes de l'unité urbaine indiquent ainsi que les unités urbaines dans lesquelles le stock d'immigrés a augmenté moins rapidement ont construit plus de logements sociaux que les unités urbaines qui ont vu leur nombre d'immigrés augmenter rapidement. Si la construction de logements sociaux a eu un effet sur le choix de localisation des immigrés, il est toutefois difficile d'avoir une interprétation causale de ce paramètre, même si

nous utilisons des variables retardées pour prendre en compte ces problèmes de causalité inverse. Nous laissons ainsi l'étude détaillée de la relation immigration et construction de logements sociaux pour des travaux ultérieurs.

La part de chômeurs vivant en logement social étant forte, on s'attend à une relation potentiellement positive entre le taux de chômage et l'offre de logements sociaux. Toutefois, la relation entre taux de chômage initial et les variations d'offre de logements sociaux n'est pas significative en coupe : ainsi, les unités urbaines ayant plus de logements sociaux par habitant n'ont pas un taux de chômage supérieur à d'autres unités urbaines avec moins de logements sociaux.

On observe toutefois une relation positive très forte entre augmentation du taux de chômage et du stock de logements sociaux par habitant. Ce dernier résultat suggère que les unités urbaines où le chômage augmente ont construit plus de logements sociaux. Il est possible que l'on observe également ici un phénomène de causalité inverse. Par exemple, le fait de vivre en logement social pourrait compenser de moindres opportunités économiques et diminuer la mobilité : des individus pourraient préférer conserver leur logement au prix d'une plus grande probabilité de chômage plutôt que d'aller vivre dans des unités urbaines dans lesquelles les opportunités économiques sont plus grandes mais où le coût du logement est supérieur. Le nombre de chômeurs peut ainsi être partiellement une fonction de l'offre de logements sociaux. Dans ce cas, le logement social augmenterait le taux de chômage, et l'effet de ces deux mécanismes serait confondu dans l'estimation du lien entre le logement social et le chômage dans les régressions utilisant la méthode des MCO.

Le coefficient prenant en compte la part d'individus diplômés du supérieur dans l'unité urbaine est négatif mais non significatif dans les diverses spécifications, ce qui suggère qu'il n'y a pas de lien fort entre les unités urbaines « éduquées » et la construction de logements sociaux. Les dix variables prenant en compte la distribution des employés de l'unité urbaine entre activités économiques (non reportées) indiquent un effet négatif des variations de la proportion d'employés dans le secteur de l'énergie, des biens durables et non durables et de la construction : les unités urbaines dans lesquelles la proportion d'employés de ces secteurs a eu tendance à diminuer ont un nombre de logements sociaux par habitant qui a augmenté plus vite.

Cet article a mis en évidence le lien entre croissance de la population, fragmentation et offre de logements sociaux entre unités urbaines. L'article a étudié l'impact de la fragmentation urbaine, c'est-à-dire du mode de gouvernance de l'unité urbaine, sur l'évolution de l'offre de logements sociaux entre unités urbaines. L'article a mis en évidence un lien fort et négatif entre l'évolution de la fragmentation urbaine d'une unité urbaine et l'évolution de l'offre de logement social par habitant, reflétant vraisemblablement un mécanisme de choix selon le modèle de Tiebout.

Enfin, l'article a montré que le déclin de la population augmente l'offre de logements sociaux par habitant. L'article confirme ainsi l'intuition qu'il sera plus difficile de suivre les obligations de la loi SRU pour les communes attractives dont la population augmente fortement que pour les communes dont la croissance est moins importante. Les unités urbaines attractives devront construire en permanence afin de compenser la hausse de leur population qui réduit le ratio du logement social sur le logement total. Ce sont vraisemblablement des unités urbaines ayant des ressources fiscales supérieures à celles des unités urbaines en déclin, mais il est possible que leur attractivité renchérisse le coût de construction du logement social en rendant plus rare les terrains constructibles.

Enfin, une limite de l'analyse empirique présentée ici est à mentionner : il n'est pas possible d'interpréter de manière causale l'effet fortement significatif des variables de chômage et d'immigration sur l'offre de logement social. Il serait ainsi nécessaire d'étudier la relation entre chômage, évolution du nombre d'immigrés dans l'unité urbaine et l'offre de logements sociaux de manière plus approfondie. Ces questions seront traitées lors de futures recherches.

Quelles conclusions peut-on tirer en termes de politique publique de ces résultats ? Les politiques de logements sociaux doivent être jugées à la lumière des alternatives existantes comme les aides monétaires directes au logement. Les résultats de cet article suggèrent que les politiques du logement social font face à deux problèmes potentiels qui ne sont pas rencontrés par les politiques d'aides par transferts monétaires, qui sont souvent centralisées au niveau national.

Une première conclusion est que l'absence de centralisation des décisions de construction de logements sociaux peut provoquer des interactions stratégiques entre communes dans l'offre de logement social. Ces interactions vont avoir un impact sur la distribution de l'offre non seulement au sein des unités urbaines mais aussi entre les unités urbaines, influençant ainsi la ségrégation urbaine que le logement social essaye de diminuer. Des politiques incitatives telles que la loi SRU ont été mises en place pour limiter ces effets. Mais, en pratique, les résultats de cet article suggèrent que leurs effets peuvent être contrecarrés par les stratégies de localisation résidentielle des habitants ou les stratégies de construction des municipalités si les communes ont une incitation à se différencier. Ces résultats préliminaires doivent être approfondis par de futures études.

La deuxième conclusion que l'on peut tirer des résultats de l'article est que l'ajustement du logement social aux changements des besoins paraît également plus difficile que pour les politiques de transferts monétaires en théorie. Les différences d'offre de logements sociaux entre unités urbaines peuvent perdurer de manière durable, notamment en l'absence d'ajustement rapide à la baisse. Une offre plus grande de logement social dans les unités urbaines en déclin peut de plus potentiellement peser sur elles. Nous explorerons ces points dans un futur travail. □

BIBLIOGRAPHIE

Alesina A., Baqir R. et Hoxby C. (2004), « Political Jurisdictions in Heterogeneous Communities », *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° 2, pp. 348-396.

Alesina A. et Spalatore E. (1997), « On the Number and Size of Nation », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 4, pp. 1027-1056.

Anselin L., Le Gallo J. et Jayet H. (2008), « Spatial Panel Econometrics », in Matyas M. et Sevestre P. (Eds.), *The Econometrics of Panel Data*, pp. 625-660, Springer.

Anselin L. (2001), « Spatial Econometrics », in Baltagi B. (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, pp. 310-330, Blackwell, Oxford.

- Angrist J.D. et Pischke J.S. (2009)** *Mostly harmless econometrics : an empiricist's companion*, Princeton University Press.
- Avenel C. (2007)** *Sociologie des quartiers sensibles*, Armand Colin.
- Bartel A. (1989)**, « Where Do the New U.S. Immigrants Live ? », *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 7, n° 4, pp. 371-391.
- Bartik T. (1991)**, *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies ?*, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Baum C., Schaffer M. et Stillman S. (2002)**, *IVREG2 : Stata module for extended instrumental variables/2SLS and GMM estimation*, Statistical Software Components S425401, Boston College Department of Economics, révisé le 30 Jan 2011.
- le Blanc D., Laferrère A. et Pigois R. (2000)**, « Les effets de l'existence du parc HLM sur les profils de consommation des ménages », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 37-60.
- Bouvard L., Decreuse B., Combes P.P., Laouénan M., Schmutz B. et Trannoy A. (2009)**, « Géographie du chômage des personnes d'origine africaine : Une discrimination sur le marché du logement ? », *Revue Française d'Économie*, vol. 23, pp. 8-56.
- Cameron A.C., Gelbach J.B. et Miller D.L. (2006)**, « Robust Inference with Multi-Way Clustering », *NBER Technical Working paper 327*, à paraître dans *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Case A., Rosen H. et Hines J. (1993)**, « Budget spillovers and fiscal policy interdependence », *Journal of Public Economics*, vol. 52, pp. 285-307.
- Cutler D. et Glaeser E. (1997)**, « Are Ghettos Good or Bad ? », *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 112, n° 3, pp. 827-872.
- Ciccone A. et Hall R. (1996)**, « Productivity and the Density of Economic Activity » *American Economic Review*, vol. 86, n° 1, pp. 54-70.
- Combes P.-P., Duranton G., Gobillon L. et Roux S. (2010)**, « Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects », in *Agglomeration Economics*, Glaeser E. (ed.), NBER.
- Debrand T. (2004)**, « Le parc de logements HLM face à la demande », Complément au rapport du CAE « Ségrégation Urbaine et Intégration Sociale », Fitoussi J.P., Laurent E., Maurice J.
- Dujols D. (2004)**, *Le cas du logement social*, complément au rapport du CAE « Ségrégation Urbaine et Intégration Sociale », Fitoussi J.P., Laurent E., Maurice J.
- Driant J.-C. et Rieg C. (2004)**, « Les ménages à bas revenus et le logement social », *Insee Première*, n° 962.
- Epstein R. et Kirszbaum T. (2003)**, *L'enjeu de la mixité sociale dans les politiques urbaines*, Regards sur l'actualité n° 292, juin-juillet 2003.
- Glaeser E., Gyourko J. et Saks R. (2006)**, « Urban growth and housing supply », *Journal of Economic Geography*, Oxford University Press, vol. 6, n° 1, pp. 71-89.
- Glaeser E. et Gyourko J. (2005)**, « Urban Decline and Durable Housing », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 113, n° 2, pp. 345-375.
- Hayashi F. (2000)**, *Econometrics*, Princeton University Press.
- Hoxby C. (2000)**, « Does Competition among Public Schools Benefit Students and Taxpayers ? », *American Economic Review*, vol. 90, n° 5, pp. 1209-1238.
- Hunt D.B. (2009)**, *Blueprint for disaster : the unraveling of Chicago public housing*, University Of Chicago Press.
- Insee (1976)**, *Table de correspondance N.A.P.-N.A.E.*
- Laferrère A. et le Blanc D. (2006)**, « Housing policy : Low income households in France », in *The Blackwell Companion to Urban Economics*, Richard Arnott, Daniel McMillen (ed.).
- Masclat O. (2005)**, « Du « bastion » au « ghetto » : le communisme municipal en butte à l'immigration », *Actes de la recherche en sciences sociales*, vol. 159, n° 4, pp. 10-25.
- Madoré F. (2004)**, *Ségrégation sociale et habitat*, Presses universitaires de Rennes.

- Massey D.S. et Kanaiaupuni S.M. (1993)**, « Public housing and the concentration of poverty », *Social Science Quarterly*, vol. 74, n° 1, pp. 109-122.
- Priemus H. et Dieleman F. (2002)**, « Social housing policy in the European Union : past, present and perspectives », *Urban Studies*, vol. 39, n° 2, pp. 191-200.
- Saiz A. (2010)**, « The Geographic Determinants of Housing Supply », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 125, n° 3, pp. 1253-1296.
- Saks R. (2008)**, « Job creation and housing construction : Constraints on metropolitan area employment growth », *Journal of Urban Economics*, vol. 64, n° 1, pp. 178-195.
- Selod H. (2004)** « La mixité économique et sociale », in *Villes et Économie*, Thisse J.F., Maurel F., Perrot A., eds., La Documentation Française, Paris, chapitre, pp. 129-156.
- Stébé J.M. (2005)**, *Le logement social en France*, PUF, 2007.
- Stock J.H. et Yogo M. (2005)**, « Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression », in D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models : Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, pp. 80-108.
- Tiebout C. (1956)**, « A Pure Theory of Local Expenditures », *Journal of Political Economy*, vol. 64, n° 5, pp. 416-424.
- Thompson S.B. (2009)**, « Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by Both Firm and Time », *Journal of Financial Economics*, vol. 99, n° 1, pp. 1-10.
- Myles G. (1995)**, *Public Economics*, Cambridge University Press.
- Verdugo G. (2010)**, « Public Housing Magnets : Public Housing Supply and Immigrants' Location Choices », mimeo, octobre.
- Verdugo G. (2011)**, « Public Housing and Residential Segregation of Immigrants in France, 1968-1999 », *Population*, 2011, n° 1.
- Zeger S.L. et Liang K.Y. (1986)**, « Longitudinal data analysis for discrete and continuous outcomes », *Biometrics* ; vol. 42, n° 1, pp. 121-130.
-

CONSTRUCTION DES DONNÉES

Les *unités urbaines* sont définies en utilisant le découpage de l'Insee de 1990. Selon la définition de l'Insee, les unités urbaines rassemblent « *un ensemble de communes présentant une continuité du tissu bâti.* » La population prise en compte pour calculer les caractéristiques des unités urbaines inclut seulement les individus dont l'âge est compris entre 16 et 60 ans qui ne sont ni étudiants ou militaire.

L'*indice de fragmentation* est basé sur l'indice d'Herfindahl. Pour chaque unité urbaine, la proportion d'individus vivant dans chaque commune qui la compose est calculée. L'indice d'Herfindahl est obtenu en faisant la somme au carré de ces proportions. Il est compris entre 1 et $1/n$, n étant le nombre de communes dans l'agglomération. L'indice de fragmentation est égal à 1 moins l'indice d'Herfindahl.

Un *immigré* est défini, conformément à la définition proposée par le Haut Conseil à l'Intégration, comme un individu qui est né étranger à l'étranger, qu'il soit devenu français ou non depuis sa naissance. L'origine nationale des immigrés est déterminée selon leur pays de naissance. Les *nouveaux immigrés* sont définis comme des immigrés qui indiquent n'avoir pas été présent sur le territoire national lors du précédent recensement.

Classifications des activités économiques

Nous utilisons la *Nomenclatures d'Activités et de Produits 1973 (NAP)* qui est utilisée dans les recensements de 1975 à 1990. Nous avons créé des tables de correspondances de la NAP à quatre chiffres avec la *NES 59 (Nomenclature des Activités Économiques - édition 1959)* qui est utilisée dans le recensement de 1968 en utilisant les tables de correspondances éditées par l'Insee en 1976 (Insee, 1976). Dans le cas de correspondances multiples, nous avons utilisé l'*Enquête Emploi* de 1975 où les deux codes sont reportés pour déterminer la fréquence de chaque correspondance. Nous avons gardé la correspondance la plus fréquente. L'appariement a été complété par la suite manuellement afin d'inclure exhaustivement chaque code dans l'échantillon. L'agrégation de la NAP 600 au niveau des 11 activités économiques utilisées comme variables de contrôle dans l'article s'effectue en passant par la NAP 40 puis en agrégeant des postes. Des détails sont disponibles auprès de l'auteur sur demande. Les 11 activités économiques sont : 1. Agriculture, 2. Agro-alimentaire, 3. Pétrole-Électricité-Énergie, 4. Chimie & Minerai, 5. Biens durables, 6. Biens non-durables, 7. Construction, 8. Commerce, 9. Transports & Télécommunications, 10. Services, 11. Assurance-Finance et Organismes non marchands.

Construction des instruments

Construction des instruments pour la fragmentation urbaine : Nous utilisons les données de l'IGN du *Répertoire Général des Communes* accessibles librement sur Internet et les données du recensement afin de calculer les indices de densité de population. Nous calculons la variance de la densité de l'unité urbaine entre commune, la densité moyenne et la densité moyenne pondérée par le nombre d'habitants par communes de l'unité urbaine. Nous utilisons les données sur la population des communes en 1962 disponibles sur le site de l'Insee afin de calculer ces indices pour l'année 1962.

Construction des instruments pour la croissance de la population : Nous construisons deux modèles « *shift share* » suivant le principe proposé par Bartik (1991) pour créer des variables instrumentales pour les taux de croissance de la population. Le premier modèle « *Shift Share* » utilise les différences de composition économique entre unités urbaines en 1968. Nous calculons le taux de croissance *au niveau national* des activités économiques entre 1968 et 1990 en utilisant les recensements de la population. Ensuite nous utilisons les évolutions nationales pour prédire un taux de croissance de la population de l'unité urbaine en utilisant la composition économique des unités urbaines en 1968. Formellement, l'indice pour la croissance entre 1968 et l'année t pour

l'unité urbaine i s'écrit $G_{it} = \frac{\sum_k N_{ik,68} \Pi_s^t (1 + g_{k,s})}{\sum_k N_{ik,68}} - 1$ où

$N_{ik,68}$ est le nombre d'employés de l'unité urbaine i dans l'activité k et $g_{k,s}$ est le taux de croissance de l'activité k au niveau national entre la période s et $s-1$.

Pour le modèle « *Shift Share* » utilisant les *immigrants*, le principe de calcul est similaire. Nous utilisons la répartition de 54 groupes nationaux d'immigrés en France entre communes en 1968. La formule est identique à la précédente mais k désigne un des 54 groupes d'immigrés répertoriés de manière constante dans les données du recensement de 1968 à 1990 et $N_{ik,68}$ le nombre d'immigrés d'origine k dans l'unité urbaine i . Le taux de croissance $g_{k,s}$ est alors le taux de croissance du nombre d'individus ayant cette nationalité dans les unités urbaines de notre échantillon sur le territoire français entre les périodes $s-1$ et s . Les individus d'une nationalité non répertoriée sur la période (moins de 1 % de l'échantillon) sont inclus dans quatre groupes d'origine régionale.

Les *variables politiques* ont été collectées en faisant des recherches sur Internet de l'affiliation politique des maires des 433 communes. Les élections municipales ont eu lieu en 1965, 1971, 1977, 1983, 1989, 1995. Pour les plus petites communes de l'échantillon, nous avons de nombreuses valeurs manquantes car nous n'avons pas trouvé l'affiliation politique du maire, particulièrement dans les années 1960. La proportion de valeurs manquantes pour les unités urbaines de plus de 50 000 habitants est de respectivement 10 % et 7 % pour la période 1965-1971 et 1971-1977, puis elle est nulle. Pour les unités urbaines de moins de 50 000 habitants, elle est respectivement de 60 %, 48 % et 30 % selon la période. Les dates du recensement ne correspondent pas aux dates des élections municipales, nous avons fait des ajustements. Nous donnons la valeur 1 à une commune dont le maire est à gauche durant toute la période intercensitaire. Lorsqu'il y a changement de couleur politique, nous pondérons en fonction des nombres d'années de mandat. Ainsi, pour la période entre 1968 et 1975, nous donnons 3/7 à la couleur politique du maire entre 1965 et 1971 et 4/7 pour le maire élu en 1971. Pour la période entre 1975 et 1982, nous donnons 3/7 à la couleur politique du maire entre 1971 et 1977 et 4/7 pour le maire élu en 1977. Pour la période entre 1982 et 1990, nous donnons 2/8 à la couleur politique du maire entre 1965 et 1971 et 6/8 pour le maire élu en 1983.

Les modèles ont été estimés avec le module *ivreg2* (Baum *et al.* 2002) du logiciel *Stata*.