



**HAL**  
open science

## Analyse Contrefactuelle de l'Article 55 de la Loi SRU sur la Production de Logements Sociaux

Pierre-Henri Bono, Russell Davidson, Alain Trannoy

► **To cite this version:**

Pierre-Henri Bono, Russell Davidson, Alain Trannoy. Analyse Contrefactuelle de l'Article 55 de la Loi SRU sur la Production de Logements Sociaux. 2012. halshs-00796192

**HAL Id: halshs-00796192**

**<https://shs.hal.science/halshs-00796192>**

Preprint submitted on 1 Mar 2013

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

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

Analyse Contrefactuelle de l'Article 55 de la Loi SRU  
sur la Production de Logements Sociaux

Pierre-Henri Bono  
Russell Davidson  
Alain Trannoy

WP 2013 - Nr 05

# Analyse contrefactuelle de l'article 55 de la loi SRU sur la production de logements sociaux\*

Pierre-Henri Bono <sup>†</sup>   Russell Davidson <sup>‡</sup>   Alain Trannoy <sup>§</sup>

Novembre 2012

## Résumé

Nous cherchons à mesurer l'impact de l'article 55 de loi SRU sur la production effective de logements sociaux, en utilisant plusieurs méthodes contrefactuelles (Double Différence, Double Changement) et en les confrontant à une nouvelle méthode qui utilise uniquement l'information passée des communes soumises à l'article 55 quant à leur production de logement social pour construire la distribution contrefactuelle. Nous montrons que notre stratégie repose sur des hypothèses moins contraignantes et plus susceptibles d'être vérifiées de manière indirecte que les méthodes concurrentes. En particulier, l'avantage de cette méthode est de ne pas supposer de condition de support, qui ne pourrait être vérifiée dans le cas d'espèce. Toutes les mesures concourent pour un impact positif mais faible de l'article 55. Pour une période quadriennale, le gain de production est estimé à 0,35 point de pourcentage supplémentaire de logements sociaux ou encore plus de 40 logements sociaux pour une ville de 20 000 habitants .

**Mots clés** : Analyse contrefactuelle, logement social, évaluation politique publique, article 55 loi SRU.

**Codes JEL** : R28, C54, H53.

## Abstract

This study concerns Article 55 of the SRU law which requires certain municipalities in pain of financial penalties to have more than 20 housing. We develop in this evaluation an innovative methodology to measure the incentive of the Law on the actual production of housing. We confront our strategy to classical counterfactual methods (Differences in differences; changes in changes). Using only past information on production of social housing to build counterfactual distribution, we show that our strategy is based on less restrictive assumptions and more likely to be checked for consistency indirect methods as competitors. In particular, the advantage of this method is not to assume a condition of support, which could not be verified in the case. All measures contribute to an positive impact but small. For a quadrennial production gain is estimated at 0.35 additional percentage point or even more than 40 housing for a city of 20.000 inhabitants.

**Keywords** : counterfactual analysis, public housing, public policy evaluation, article 55 SRU law.

**JEL Classification** : R28, C54, H53.

---

\*Les auteurs remercient Alain Jacquot pour son aide précieuse ainsi que le *Service de l'Observation et des Statistiques (SOeS) - Ministère de l'Écologie, du Développement durable et de l'Énergie* pour la mise à disposition des données.

<sup>†</sup>Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS. contact : GREQAM 2 Rue de la Charité. 13002 Marseille, FRANCE. Courriel : pierre-henri.bono@univ-amu.fr

<sup>‡</sup>Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS / McGill University. courriel : russell.davidson@univ-amu.fr

<sup>§</sup>Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS. courriel : alain.trannoy@univ-amu.fr

# 1 Introduction

L'article 55 de la loi solidarité et renouvellement urbain (dite "loi SRU") fait souvent la une des médias. Régulièrement la presse se fait l'écho des communes qui ne respectent pas la loi et leurs maires sont sommés de s'expliquer sur leurs refus de produire du logement social. L'article 55 impose à certaines communes de plus de 3 500 habitants de posséder au moins 20 % de logement social par rapport au nombre de résidences principales. Les communes en infraction à la loi sont alors soumises à des pénalités financières dont le montant dépend du déficit en logements sociaux pour atteindre les 20 % et de l'effort objectif des communes en faveur du logement social. Lors de sa rédaction, le législateur a mis l'accent sur la nécessité d'obtenir une plus grande mixité sociale au sein des agglomérations entrantes dans le périmètre de la loi, en répartissant les logements sociaux sur l'ensemble des communes d'une agglomération et d'éviter ainsi leur concentration dans un petit nombre de communes de celle-ci. L'objectif de mixité urbaine est mis en œuvre dans le cadre incitatif de l'article 55 pour contraindre les maires réfractaires au logement social.

Dans cette étude nous nous intéressons au caractère incitatif de l'article 55 sur la production effective de logements sociaux des communes soumises au dispositif. Nous mesurons cette production de deux manières différentes : en pourcentage du nombre de logements sociaux par rapport au nombre de résidences principales, mais aussi en volume en construisant un indicateur pondéré du stock de logements sociaux. Notre étude s'insère dans le cadre traditionnel de l'évaluation contrefactuelle d'une politique publique où une partie seulement des agents économiques est soumise à l'intervention. Cependant contrairement aux stratégies traditionnelles qui utilisent l'information des agents non soumis pour construire la valeur contrefactuelle, nous présentons une méthodologie novatrice qui s'appuie sur les réalisations passées des agents pour la construction des valeurs contrefactuelles.

L'évaluation des politiques publiques a bénéficié des nombreuses avancées tant en économétrie qu'en statistique. Parmi tous les chercheurs du domaine, James J. Heckman tient une place prépondérante (Heckman and Vytlacil (2007a), Heckman and Vytlacil (2007b) et Angrist and Pischke (2010) entres autres) dans la formalisation des méthodes d'évaluation. Ces avancées ont permis le développement de méthodes plus rigoureuses (Angrist and Pischke (2010)) ainsi que l'amélioration de la précision des estimateurs, mais aussi de l'inférence (Bertrand *et al.* (2004)). Ces développements théoriques ont permis de mieux comprendre les hypothèses auxquelles sont assujetties les différentes stratégies d'estimation.

Malgré ces avancées, certaines politiques publiques ne peuvent pas être évaluées par les méthodes traditionnelles. L'article 55 fait partie de ces mécanismes qui ne rentrent pas dans le cadre standard des évaluations des politiques publiques. En effet, les méthodes traditionnelles qui utilisent l'information des agents non éligibles à l'intervention pour l'estimation de la valeur contrefactuelle imposent des contraintes sur l'évolution conjointe des agents soumis et non soumis à l'intervention qui sont difficilement envisageables dans le cas de l'article 55. Pour les stratégies dérivant directement de la notion d'expérience aléatoire, où le statut de participation à la politique est considéré comme aléatoire par rapport au paramètre que l'on veut étudier, il y a la nécessité de pouvoir contrôler le biais de sélection entre les agents soumis et non soumis. Or le mécanisme de la mise en œuvre de l'article 55 empêche toute construction de deux groupes d'agents dont on peut être sûr qu'ils ne seront pas sensibles à un biais de sélection. Une version moins contraignante de l'expérience aléatoire serait de considérer la participation au dispositif comme indépendante des groupes condi-

tionnellement à un ensemble de caractéristiques observables. Mais alors il faudrait être en mesure de vérifier une condition de support sur les observables. Cette condition impose l'existence d'une répartition équilibrée des caractéristiques observables entre les deux groupes d'agents. Pour l'article 55, le choix des communes est totalement déterminé en fonction des caractéristiques observables entraînant de fait l'impossibilité de construire un groupe de communes non soumises au dispositif qui possèdent des caractéristiques structurelles identiques aux communes soumises, et donc de vérifier la condition de support. Il existe cependant d'autres méthodes pouvant être mis en œuvre et qui ne font pas appel à la condition de support sur les caractéristiques observables. Dans le cadre de l'article 55, les stratégies envisageables sont la double différence et sa généralisation non paramétrique le double changement. Nous mettrons en œuvre les estimations issues de ces stratégies afin de les comparer à une méthode nouvelle d'évaluation que nous appelons le changement de tendance.

La méthodologie que nous proposons reste dans le cadre des analyses contrefactuelles, mais contrairement aux méthodes traditionnelles qui utilisent l'information contenue dans le groupe d'agents qui n'est pas soumis à l'intervention, notre méthode utilise l'information passée individuelle pour construire la valeur contrefactuelle des agents soumis à l'intervention s'il ne l'avait pas été. Toutefois, le rôle des agents non soumis reste important dans la validité et la crédibilité de nos hypothèses. Notre stratégie suppose qu'il existe, au niveau individuel de l'agent, une tendance naturelle de l'évolution du paramètre d'intérêt, la modification de cette tendance mesure l'impact de la politique publique pour les agents soumis à la politique. Nous pouvons ainsi estimer l'impact de la politique pour chacun des agents qui y est soumis ce qui permet d'estimer l'entière distribution contrefactuelle empirique. Il devient alors possible de ventiler les résultats pour n'importe quel sous-ensemble de la population des agents soumis.

Nous montrons que les méthodes basées sur la double différence et le double changement surestiment l'impact de l'article 55 sur la production de logements sociaux en ne prenant pas en compte la tendance naturelle de production des agents soumis. Nous montrons que selon le choix des communes traitées et non traitées, l'estimation de l'impact par les méthodes de comparaison se situe entre 0,5 et 0,8 point de pourcentage supplémentaire en 4 ans alors qu'il se situe seulement entre 0,3 et 0,4 point de pourcentage supplémentaire avec notre méthodologie.

Dans la partie suivante, nous présentons en détail le dispositif de l'article 55 et nos sources de données. Dans la troisième partie, nous présentons le cadre théorique de l'analyse contrefactuelle, les stratégies d'estimation traditionnelle des résultats potentiels puis nous développons le cadre théorique de notre méthodologie. Dans la quatrième partie, nous présentons les résultats des estimations de l'impact moyen de l'article 55 sur l'ensemble du territoire national métropolitain (sans la Corse). Nous étudions de manière approfondie les distributions contrefactuelles en comparant notre stratégie aux méthodes par double différence. Puis, nous étudions en détail les conséquences de nos estimations en les ventilant par zones géographiques. En conclusion nous résumons les nombreux avantages de notre stratégie d'évaluation et les dispositifs où elle peut être appliquée.

## **2 La loi SRU et son article 55**

La loi du 13 décembre 2000 relative à la solidarité et au renouvellement urbains dite "loi SRU" a pour objectif de renforcer la cohérence des politiques urbaines et territoriales

en luttant contre la périurbanisation et le gaspillage de l'espace tout en favorisant le renouvellement urbain, inciter les communes à plus de mixité sociale et enfin mettre en œuvre une politique de déplacement qui puisse être compatible avec un développement durable. Comme nous le voyons, la loi SRU est bien plus vaste que son seul article 55 qui, de par sa médiatisation, est souvent retenu comme le seul élément d'importance de la loi. La loi va bien au-delà de ce seul article ; elle donne aux décideurs publics un cadre juridique rénové pour faire face aux défis de la ville du futur.

L'article 55 stipule que toute commune de plus de 3 500 habitants (1 500 pour la région Île-de-France), se trouvant dans une agglomération de plus de 50 000 habitants ayant une ville centre de plus de 15 000 habitants doit disposer d'au moins 20 % de logements locatifs sociaux (par rapport au nombre de résidences principales). Les communes en infraction à la loi sont alors soumises à des pénalités financières prélevées sur leur budget. La méthode de calcul des pénalités a évolué depuis la mise en place de la loi. Dans la version initiale du 14 décembre 2000, pour les communes dont le potentiel fiscal par habitant est inférieur à 5 000 francs (modifié à 762,25 euros en 2003), la taxe est égale à 1 000 francs (modifié à 152,45 euros en 2003) par logement social manquant. Pour les autres communes, le prélèvement est fixé à 20 % du potentiel fiscal par habitant multipliés par la différence entre 20 % des résidences principales et le nombre de logements sociaux existant dans la commune l'année précédente. Le seuil de 5 000 francs (762,25 euros) est actualisé chaque année en fonction du taux moyen de progression du potentiel fiscal par habitant de l'ensemble des communes de plus de 1 500 habitants. Jusqu'en juillet 2006, les pénalités sont donc fonction du nombre de logements sociaux manquant pour atteindre la barre des 20 %, mais aussi de la richesse de la commune. En juillet 2006, l'article est modifié et soumet toutes les communes au même dispositif de calcul des pénalités basé sur un prélèvement fixé à 20 % du potentiel fiscal par habitant, quel que soit le potentiel fiscal par habitant de la commune. Dans tous les cas de figure, le montant des pénalités d'une commune ne peut pas excéder 5 % du montant des dépenses réelles de fonctionnement de la commune dans le compte administratif afférent au pénultième exercice.

Le dispositif permet de diminuer le prélèvement du montant des dépenses effectuées par la commune, pendant le pénultième exercice, au titre des subventions foncières, des travaux de viabilisation des terrains ou des biens immobiliers mis ensuite à disposition pour la réalisation de logements sociaux, des moins-values correspondant à la différence entre le prix de cession de terrains ou de biens immobiliers donnant lieu à la réalisation effective de logements sociaux et leur valeur vénale estimée par le service des domaines et de la création d'emplacements d'aire permanente d'accueil des gens du voyage.

Le suivi du dispositif de l'article 55 se déroule selon un découpage triennal. En début de chaque période les services de l'état font un inventaire des logements sociaux présents sur la commune. Une fois cet inventaire établi, les services de l'état calculent l'objectif de rattrapage de la période qui correspond à 15 % du nombre de logements sociaux manquant par rapport à l'inventaire de début de période. À la fin de la période triennale, un nouvel inventaire est établi. Le bilan triennal est calculé comme la différence entre les inventaires en début et en fin de période plus les logements financés durant la période, moins les logements financés lors de la période précédente et comptabilisés dans le nouvel inventaire. Dans les bilans triennaux apparaissent à la fois, les nouveaux logements sociaux mis en location et des logements virtuels, mais qui ont bénéficié d'un financement durant la période triennale. Ce décompte des logements financés dans le bilan permet de tenir compte de l'effort consenti en matière de logement social. Les communes qui ne respectent pas l'objectif triennal peuvent alors faire l'objet d'un constat de carence qui peut avoir comme conséquence une majoration

des pénalités de la commune lors de la prochaine période triennale. Si une commune ne respecte pas la totalité de son objectif triennale, le préfet informe le maire de son intention d'engager une procédure de carence. Dans la version initiale de la loi, en cas de non-respect des objectifs triennaux, le préfet ayant constaté l'écart entre les objectifs et les réalisations peut par un arrêté motivé pris après avis du conseil départemental de l'habitat, prononcer la carence de la commune. Par le même arrêté, il fixe, pour une durée maximale de trois ans, la majoration du prélèvement. Le taux de la majoration est égal au plus au rapport entre le nombre des logements sociaux non réalisés et l'objectif total de logements fixé dans le programme local de l'habitat. Le prélèvement majoré ne peut excéder 5 % du montant des dépenses réelles de fonctionnement de la commune figurant dans le compte administratif établi au titre de l'antépénultième exercice. En juillet 2006, la majoration des prélèvements a été modifiée en incorporant un critère sur les mises en chantier, pour chaque période triennale, la commune doit au moins pouvoir prétendre à 30 % de logements locatifs sociaux mis en chantier par rapport au nombre total de logements commencés pour ne pas faire l'objet d'une majoration.

Certaines des dispositions de l'article 55 ont été modifiées en 2006 par la loi engagement national pour le logement dite "loi ENL" et en 2007 par la loi instituant le droit au logement opposable ou loi dite DALO. En particulier, la loi DALO élargit le champ d'application du dispositif de l'article 55 aux établissements publics de coopération intercommunale (EPCI) à fiscalité propre sur le même modèle que les agglomérations (plus de 50 000 habitants et une ville centre de plus de 15 000 habitants).

À ce jour, il s'est écoulé 3 périodes triennales. (2002-2004 ; 2005-2007 et 2008-2010), la dernière période triennale ayant vu le périmètre de la loi s'agrandir au EPCI de plus de 50 000 habitants. Cependant les nouvelles communes entrant dans le périmètre de la loi sur la base de leur appartenance à une EPCI ne seront soumises au prélèvement qu'à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2014.

Il existe à ce jour peu d'études sur l'article 55. Néanmoins nous pouvons citer [Bilek et al. \(2008\)](#) dont l'analyse, au travers d'un modèle principale-agent, ne parvient pas à expliquer efficacement l'hétérogénéité des réponses de la part des communes d'Île-de-France face à leurs objectifs triennaux.

Afin de pouvoir mettre en place notre méthodologie, nous devons définir avec précision notre source de données sur le logement social, c'est ce que nous faisons dans la partie suivante.

## 2.1 Les données concernant le logement social

Pour produire des résultats pertinents sur l'ensemble du territoire métropolitain (sans la Corse), notre méthodologie nécessite une base de données au niveau communal suffisamment fiable et disponible dans le temps. La disponibilité dans le temps est cruciale pour notre méthodologie. Elle suppose que nous avons accès à l'historique d'une mesure de la production de logements sociaux annuelle par commune.

La base de données de l'enquête parc social locatif (EPLS) remplit de manière satisfaisante les conditions de disponibilité. Combinée à d'autres bases communales, elle sera le socle de notre analyse empirique (voir l'annexe [A.1](#) pour plus de détails sur les bases de données). Cependant, le comptage des logements sociaux dans la base EPLS est légèrement différent de celui de l'article 55. En effet, les logements ou lits des logements-foyer pour personnes âgées, handicapées, jeunes travailleurs, travailleurs migrants, résidences sociales et places de CHRS<sup>1</sup> qui sont retenus comme

---

<sup>1</sup>Centre d'hébergement et de réinsertion sociale. Avec une équivalence de 3 lits en CHRS pour un logement social. En 2011, il y avait environ 115 000 places en CHRS en France.

logements sociaux dans l'inventaire SRU, ne le sont pas dans la base EPLS (Pour plus de détails, voir B). Notre étude se focalisera uniquement sur l'impact de l'article 55 sur la production de logements sociaux tels qu'ils sont définis dans la base EPLS.

Après cette présentation du dispositif sous-jacent à l'article 55 et notre base de données sur le logement social, dans la partie suivante nous détaillons le cadre méthodologique de l'analyse contrefactuelle appliquée à de l'évaluation des politiques publiques.

### 3 L'analyse causale contrefactuelle

L'analyse contrefactuelle telle que nous allons la mettre en œuvre trouve sa source dans les travaux des statisticiens comme Neyman (1923) ou Fisher (1935) dans le cadre d'expériences aléatoires. Par la suite, les travaux de Rubin (1973) et Holland (1986) étendent la méthodologie aux études basées non plus sur des expériences contrôlées, mais sur des données observables mimant plus ou moins fidèlement une expérience aléatoire. Le modèle causal de Rubin (cette appellation est due à Holland) issu de ces travaux domine actuellement les analyses causales à la fois en statistiques et en économétrie. Notre stratégie d'évaluation de l'impact de l'article 55 sur les communes soumises au dispositif est basée sur ce cadre de travail.

Évaluer une politique publique dans le cadre d'une analyse contrefactuelle, revient à mesurer l'impact d'un *traitement*, c'est-à-dire l'effet de l'intervention publique sur certaines caractéristiques d'agents économiques ayant un impact sur les résultats d'un paramètre d'intérêt que l'on souhaite étudier. Ces agents peuvent être des individus, des groupes d'individus (classes, écoles), des entreprises, des villes, des territoires et même des pays. Les études utilisant cette méthodologie couvrent un vaste champ dans de nombreux domaines des sciences sociales. Les applications les plus influentes en science économique concernent le marché du travail (Ashenfelter and Card (1985)), l'effet de l'augmentation du salaire minimum sur l'emploi (Card and Krueger (1994)), l'afflux d'immigrants (Card (1990)), l'indemnisation des travailleurs (Meyer et al. (1995)), l'impact d'une réforme fiscale (Eissa and Liebman (1996), Blundell et al. (1998)).

Dans cette étude, les agents économiques sont des communes de plus de 3 500 habitants (1 500 habitants pour l'Île-de-France) de la France métropolitaine continentale, et le traitement l'article 55 de la loi SRU. Notre but est d'évaluer l'impact de l'article sur la production de logements sociaux. Cet impact est mesuré en comparant la réalisation observée du paramètre d'intérêt (ce qui s'est réellement passé) à une *réalisation potentielle* du paramètre d'intérêt (ce qui aurait pu se passer). Cette dernière est appelée la *réalisation contrefactuelle*. La méthode suppose pour chaque commune l'existence de deux résultats potentiels, le premier est observé et le second est construit de manière économétrique.

Il existe de nombreuses méthodes pour construire la réalisation contrefactuelle. Imbens and Wooldridge (2009) propose un récapitulatif de la quasi-totalité de ces méthodes. Dans un autre survol de la littérature Blundell and Dias (2009) distinguent trois points essentiels pour choisir une méthode de construction du résultat contrefactuel : la nature de la question que l'on se pose, le type et la qualité des données disponibles et enfin le mécanisme par lequel les agents sont soumis à la politique publique (*mécanisme d'attribution*). C'est sur ce dernier point que se focalise la majeure partie de l'analyse empirique. Dans les méthodes d'expérimentation sociale, l'attribution du *traitement* est aléatoire et un groupe de comparaison est construit naturellement comme un tirage aléatoire de l'échantillon. Les fondements statistiques de cette méthode se retrouvent

dans Fisher (1935). Si cette méthode d'évaluation peut être mise en œuvre relativement facilement à un niveau où les agents économiques sont des individus, elle devient très délicate à réaliser avec des communes comme agents économiques. En effet, il faudrait que les communes soumises à l'article 55 soient tirées de manière aléatoire, ce qui est difficilement envisageable pour une politique publique d'ampleur nationale. Une autre possibilité pour construire la réalisation contrefactuelle est de considérer qu'il existe un groupe de comparaison, qui n'est pas soumis au traitement, ayant des caractéristiques proches de celles des agents soumis au traitement, nous parlons alors d'*expérience quasi naturelle*. Nous devrions alors trouver des communes non soumises à l'article 55 et qui comporteraient les mêmes caractéristiques structurelles que les communes soumises. Toutes les communes de la métropole n'étant pas soumises au dispositif de l'article 55, un groupe de comparaison peut être construit à partir des communes non concernées. Cependant comme nous le démontrerons plus tard, cette stratégie oblige à faire des hypothèses supplémentaires.

La réalisation contrefactuelle ne pouvant pas être observée, chaque méthode propose un ensemble d'hypothèses pour la construire. C'est sur la crédibilité de ces hypothèses que repose la pertinence des résultats obtenus.

Dans ce qui suit, nous mettons en place le cadre formel de notre analyse, les différentes définitions et les hypothèses générales à chaque méthode d'estimation que nous mettrons en œuvre pour la construction des résultats contrefactuelles.

### 3.1 Méthodologie et cadre formel

Le cadre général de notre méthode est celui de l'évaluation d'une politique publique qui agit sur une population d'agents économiques, les communes, sur lesquels nous disposons des résultats du paramètre d'intérêt pour  $t = 0$  à  $T + 1$  périodes, le traitement ayant lieu dans la dernière période. Nous observons  $y_t(i, d_i)$  un paramètre d'intérêt, où  $i$  est l'identifiant de la commune,  $i = 1..N$ , avec  $N$  le nombre total de communes,  $t$  la période d'observation.

Seulement une fraction des communes est soumise au traitement.  $d_i$  est une variable indicatrice valant 1 si la commune  $i$  fait partie du groupe des communes soumises à l'article 55 (on dit alors que les communes font partie du *groupe de traitement*) et 0 sinon (les communes font alors partie du *groupe de contrôle*). Pour chaque commune  $i$ , nous observons un ensemble de caractéristiques  $x_i$ .  $X$  est la matrice de l'ensemble des variables observables. Soit  $m_{it}$  le traitement que constitue le dispositif de l'article 55;  $m_{it}$  est binaire  $m_{it} \in \{0, 1\}$ . Si une commune peut potentiellement être soumise au dispositif lors de la période  $t$ , alors  $m_{it} = 1$ ; si lors de cette même période elle en est exclue, alors  $m_{it} = 0$ . Il faut être bien conscient de la différence entre  $m_{it}$  et  $d_i$ .  $m_{it}$  représente la possibilité ou non d'être traitée, alors que  $d_i$  est l'appartenance aux groupes de traitement ou au groupe de contrôle. Pour chaque commune et pour chaque période, nous faisons l'hypothèse qu'il existe deux réalisations potentielles du paramètre d'intérêt ( $m_{it} = 1$  ou  $m_{it} = 0$ ) que nous notons  $y_t^{m_{it}}(i, d_i)$ .  $y_t^0(i, d_i)$  représente le résultat du paramètre d'intérêt si la commune  $i$  appartenant au groupe  $d_i$  n'est pas soumise au traitement lors de la période  $t$ . Parallèlement  $y_t^1(i, d_i)$  représente la valeur du paramètre d'intérêt si la commune  $i$  est soumise au traitement lors de la période  $t$ .

Lors d'une période  $t$ , une commune  $i$  ne peut pas être observée dans les deux états  $m_{it} = 1$  ou  $m_{it} = 0$ , ce qui impose de fait notre première hypothèse.

**Hypothèse 1 (G1).** *Il n'existe pas d'interaction entre les résultats potentiels des agents. Le*

résultat observé est définie par :

$$y_t(i, d_i) = d_i y_t^1(i, d_i) + (1 - d_i) y_t^0(i, d_i) \quad \forall i = 1..N; \forall t = 0, \dots, T + 1, \forall d_i = 0, 1. \quad (G1)$$

C'est ce que **Rubin (1977)** appelle l'hypothèse SUTVA pour *Stable Unit treatment Value*. Cette hypothèse implique qu'il n'existe pas d'interaction entre les agents de la population étudiée. Par exemple, le résultat si la commune est traitée,  $y_t(i, 1)$ , n'a pas été influencé par le fait que la commune aurait pu ne pas faire partie du groupe de traitement ( $m_i = 0$ ) puisque  $y_t(i, 1) = y_t^1(i, d_i)$ .

La seconde hypothèse que nous faisons concerne la période de traitement. Nous supposons que le traitement n'a lieu que pour la période finale ( $T + 1$ ) et qu'il n'existe pas d'effet d'anticipation du traitement pour les périodes précédentes.

**Hypothèse 2 (G2).** *L'article 55 n'a aucun impact avant la mise en place de la loi.*

Cette hypothèse peut se traduire par le résultat suivant :

$$y_t^1(i, d_i) = y_t^0(i, d_i) = y_t(i, d_i) \quad \forall i = 1..N; \forall 0 \leq t \leq T, \quad (G2)$$

Les résultats potentiels sont identiques et sont égaux aux résultats observés lors des périodes précédant la mise en place de l'article 55. Cette hypothèse exclue des effets d'anticipation de la part des communes avant l'arrivée de l'article 55.

Sous les conditions (G1) et (G2) nous définissons au niveau communal l'effet causal  $\tau_i$  de l'article 55 sur la commune  $i$  lors de la période  $t = T + 1$  comme la différence :

$$\tau_i = y_{T+1}^1(i, d_i) - y_{T+1}^0(i, d_i) \quad \forall i = 1..N \quad (1)$$

L'effet individuel théorique se mesure donc comme la différence entre la valeur du paramètre d'intérêt si la commune est soumise à l'article 55 moins la valeur du paramètre d'intérêt si la même commune n'était pas soumise. Le paramètre  $\tau_i$  ne peut pas être identifié. Pour chaque commune  $i$  nous n'observons qu'une seule des deux valeurs. Pour le groupe des communes soumises au traitement ( $d_i = 1$ ), nous observons seulement la valeur du résultat quand la commune est soumise ( $m_{it} = 1$ ) et nous ne connaissons pas la valeur du résultat si la commune n'avait pas été soumise ( $m_{it} = 0$ ). Pour le groupe des communes non soumises ( $d_i = 0$ ) nous n'observons que le résultat de la commune lorsqu'elle n'est pas soumise ( $m_{it} = 0$ ) et nous ne connaissons pas le contrefactuel correspondant à savoir le résultat si la commune avait été soumise ( $m_{it} = 1$ ).

Dans la partie suivante, nous présentons différentes méthodes développées pour permettre d'identifier l'effet du traitement et surtout nous détaillerons leurs hypothèses en montrant les difficultés d'application dans le cadre de l'article 55. Ensuite nous présenterons notre méthodologie dont les hypothèses ne sont plus basées sur l'information du groupe de contrôle mais sur l'historique du paramètre d'intérêt.

### 3.2 Les méthodes d'estimation standard

Comme nous l'avons vu précédemment, le problème de l'analyse causale contrefactuelle au niveau individuel est que nous n'observons qu'une seule des valeurs potentielles. Pour remédier à ce problème, une solution est de reformuler le problème sur l'ensemble de la population et d'identifier des résultats agrégés de l'impact (moyenne, quantile, distribution). Soit  $Y_t^1$  la variable aléatoire des résultats potentiels si toutes les communes étaient traitées lors de la période  $t$  et soit  $Y_t^0$  la variable aléatoire de

l'ensemble des résultats potentiels si aucune commune n'était traitée durant la même période,  $Y_t$  la variable aléatoire des résultats observés lors de cette période et enfin soit  $D$ , la variable aléatoire de l'appartenance au groupe. Nous supposons ici que l'appartenance au groupe ne varie pas en fonction de la période. L'approche la plus courante est de s'intéresser à l'effet moyen du traitement ( $EMT$ ) défini comme l'espérance de la différence entre les valeurs potentielles de l'ensemble de la population,  $\tau_{EMT_t} = E[Y_t^1 - Y_t^0] = E[Y_t^1] - E[Y_t^0]$ . Cette équation suggère que les résultats observés sur les différentes communes, selon qu'elles soient ou non soumises à l'article 55 peuvent être utilisés pour connaître la valeur de  $\tau_{EMT}$ . Les communes soumises au traitement vont contribuer à l'information de  $E[Y_t^1]$  et celles qui en sont exclues vont fournir de l'information pour  $E[Y_t^0]$ . Les valeurs observées du paramètre d'intérêt sont  $E[Y_t|D = 1] = E[Y_t^1|D = 1]$  et  $E[Y_t|D = 0] = E[Y_t^0|D = 0]$  qui sont, de manière générale des espérances différentes de  $E[Y_t^1]$  et  $E[Y_t^0]$ . Pour que ces espérances soient égales, nous devons faire l'hypothèse que les résultats potentiels sont indépendants de l'attribution au traitement.

**Hypothèse 3 (H1).** *Les résultats potentiels sont indépendants de l'attribution du traitement :*

$$(Y_t^1, Y_t^0) \perp\!\!\!\perp D \quad (\text{H1})$$

Ainsi sous la condition **H1** l'effet moyen du traitement est donné par :

$$\begin{aligned} \tau_{EMT} &= E[Y_t^1|D = 1] - E[Y_t^0|D = 0] \\ &= E[Y_t|D = 1] - E[Y_t|D = 0], \end{aligned} \quad (2)$$

Cette quantité peut être estimée par les moyennes des paramètres d'intérêt des deux groupes de communes.

Dans notre étude l'hypothèse **H1** s'interprète de la manière suivante : la production contrefactuelle de logements sociaux d'une commune soumise ou non soumise à l'article 55 ne dépend pas de l'attribution au groupe.

L'hypothèse **H1** est extrêmement forte et l'on préférera utiliser une version moins contraignante qui suppose l'indépendance des résultats potentiels conditionnellement à un ensemble de caractéristiques observables  $X$  explicatives du paramètre d'intérêt. On parle alors de sélection sur les caractéristiques observables, ou encore plus simplement de *sélection sur les observables*.

**Hypothèse 4 (H2).** *Les résultats potentiels sont indépendants du traitement conditionnellement aux caractéristiques observables :*

$$(Y_t^0, Y_t^1) \perp\!\!\!\perp D|X. \quad (\text{H2})$$

Conditionnellement aux caractéristiques observables des communes, la production de logements sociaux si la commune est traitée ou non, ne dépend pas de l'attribution au traitement. Que ce soit l'hypothèse **H1** ou **H2**, elles ne sont pas testables directement, car elles font intervenir des quantités qui ne sont pas observées.

De plus, l'hypothèse **H2** implique une hypothèse supplémentaire à savoir que les caractéristiques observables soient distribuées de manière équilibrée entre les deux groupes. Nous parlons alors de *condition de support sur les observables*.

**Hypothèse 5 (H3).** *Les caractéristiques observables sont équilibrées entre les groupes :*

$$0 < \Pr(D = 1|X = x) < 1. \quad (\text{H3})$$

Cette condition de support se traduit par le fait que pour chaque commune de caractéristiques  $X = x$  appartenant aux communes du groupe de traitement, il existe au moins une commune du groupe de contrôle qui possède les mêmes caractéristiques. Contrairement à H1 et H2, l'hypothèse H3 est testable empiriquement. Sans mettre en œuvre de tableaux de statistiques il est évident que l'hypothèse H3 ne peut être vérifiée dans le cadre de l'article 55. En effet, toutes les communes soumises à l'article 55 se trouvent dans une agglomération de plus de 50 000 habitants avec une ville centre de plus de 15 000 habitants, ce qui est une caractéristique observable en soi, entraînant de fait que toutes les communes du groupe de contrôle se trouvent dans des agglomérations qui ont soit moins de 50 000 habitants soit qui ne sont pas à proximité d'une ville centre de plus de 15 000 habitants. Plus généralement, le mécanisme d'affectation des communes au dispositif de l'article 55 incorpore toutes les grandes communes françaises dont il n'existe pas d'équivalent en terme de taille dans le reste des communes du groupe de contrôle. Les stratégies qui font explicitement appel à l'hypothèse H3, ne peuvent pas être mise en œuvre dans le cadre de l'évaluation de l'article 55 sur la production de logements sociaux. Parmi ces méthodes, il y a les techniques d'appariement (propensity score matching, régressions).

L'hypothèse H1 supposerait que le choix des communes soumises à l'article 55 soit aléatoire, et l'hypothèse H2 impliquerait que les communes soient proches dans leurs caractéristiques. Ces deux hypothèses ne peuvent pas être soutenues de manière crédible dans le cas du dispositif de l'article 55. Il faut alors se tourner vers des stratégies qui ne font pas appel à de telles hypothèses.

Parmi les méthodes disponibles qui ne retiennent pas les hypothèses H1 et H2, toutes ne sont pas applicables dans le cadre de l'article 55. Par exemple, la régression discontinue<sup>2</sup>. Il est difficile de trouver une variable unique déterminant de manière assez efficace l'affectation au traitement. Pour une estimation faisant intervenir des variables instrumentales, on se heurte à la difficulté de trouver des instruments de bonne qualité. Manski (2003), propose une stratégie consistant à analyser un encadrement de l'impact qui soit cohérente avec les données en fonction d'hypothèses plus ou moins plausibles. Plus les hypothèses sont contraignantes et plus l'intervalle est faible. Cependant, la forte hétérogénéité des résultats, et le faible niveau de l'impact possible rendent cette méthode peu exploitable dans le contexte de l'article 55. De plus, cette méthode fait appel à la proportion des communes de chaque groupe, rendant les résultats fonction de la taille des groupes de contrôle et de traitement.

La stratégie que nous avons retenu et qui semble convenir le mieux au dispositif de l'article 55 c'est la *double différence* et sa généralisation non linéaire le *double changement*. En effet, ces méthodes d'évaluation peuvent être mises en œuvre sans variables explicatives, donc sans condition de support sur les observables, de plus nous connaissons les réalisations du paramètre d'intérêt avant la mise en place de l'article 55, information nécessaire à la mise en place de ces stratégies.

Nous présentons ces deux méthodes avant de présenter notre propre stratégie sans groupe de contrôle.

---

<sup>2</sup>La régression discontinue utilise le mécanisme de sélection pour identifier l'effet du traitement en regardant le changement discontinu de la probabilité de participation pour une variable continue  $z$ . Elle identifie l'effet moyen du traitement aux alentours de cette discontinuité. Voir Imbens and Lemieux (2008) pour les détails de mise en œuvre.

### 3.2.1 La double différence

La méthode par double différence est largement employée pour l'évaluation des politiques publiques. Pour une présentation exhaustive de la méthode on peut se référer entre autres à [Angrist and Pischke \(2009\)](#) et [Lechner \(2010\)](#).

La double différence (*DiD* dans la suite) délaisse l'effet du traitement au niveau individuel pour se concentrer sur l'effet moyen du traitement. Dans le modèle *DiD* standard, le résultat d'une commune  $i$  en l'absence d'intervention satisfait la relation suivante :

$$y_t^0(i, d_i) = \alpha + \beta T_i + \eta D_i + \varepsilon_i. \quad (3)$$

$\beta$  représente la composante temporelle commune aux deux groupes.  $\eta$  représente une composante invariante dans le temps spécifique à chaque groupe.  $\varepsilon_i$  représente les caractéristiques non observables des communes. Ce terme est supposé indépendant du groupe et possède la même distribution dans le temps ( $\varepsilon_i \perp\!\!\!\perp T_i, D_i$ ) de plus il est normalisé pour avoir une moyenne nulle. Pour identifier les paramètres par *DiD* lors de la période  $T + 1$ , nous faisons l'hypothèse suivante.

**Hypothèse 6 (DID).** *La différence de l'espérance des résultats potentiels entre  $T$  et  $T + 1$  si les communes ne sont pas traitées ne dépend pas du groupe et*

$$\begin{aligned} \bar{\tau}_{DiD} &= E[Y_{T+1}^1] - E[Y_{T+1}^0] \\ &= (E[Y_{T+1}|D = 1] - E[Y_T|D = 1]) - (E[Y_{T+1}|D = 0] - E[Y_T|D = 0]) \end{aligned} \quad (DID)$$

Appliqué à notre étude, cela revient à dire que les communes éligibles à l'article 55 auraient en moyenne connu la même tendance de production de logements sociaux entre  $T$  et  $T + 1$  que les communes non éligibles si, d'aventure, elles n'avaient pas été soumises à l'article 55. Cette hypothèse que l'on peut qualifier de forte n'est pas directement testable, car elle fait intervenir des évolutions inobservées. Il est cependant possible de tester indirectement cette hypothèse en étudiant le comportement des communes en fonction de leur groupe d'appartenance lors des périodes précédant la mise place de la loi.

Sous les hypothèses (G1), (G2), et (DID) nous pouvons identifier l'impact communal moyen de l'article 55 sur la production de logements sociaux et si nous appliquons nos hypothèses aux valeurs observées nous obtenons alors l'estimateur classique *DiD* de l'effet moyen du traitement :

$$\bar{\tau}_{DiD} = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} [y_{T+1}(i, 1) - y_T(i, 1)] - \frac{1}{N_2} \sum_{i=1}^{N_2} [y_{T+1}(i, 0) - y_T(i, 0)] \quad (4)$$

où  $N_1$  est le nombre de communes traitées et  $N_2$  le nombre de communes non traitées.

### 3.2.2 Le double changement

[Athey and Imbens \(2006\)](#) (*AI* dans la suite) proposent d'étendre le cadre traditionnel de la *DiD* grâce à une méthode d'estimation qu'ils appellent *Changes-in-Changes* (*CiC* dans la suite). Leur modèle relie les résultats potentiels aux groupes, au temps et aux caractéristiques inobservables des communes. Leur stratégie d'identification et d'estimation diffère de la double différence dans le sens où, au lieu de soustraire la moyenne du changement entre  $T$  et  $T + 1$  du groupe de contrôle à la moyenne du changement du groupe de traitement, *AI* utilisent tous les quantiles des distributions en  $T$  et  $T + 1$  du groupe de contrôle pour estimer le changement dans le groupe

de traitement. En faisant l'hypothèse que le groupe de traitement subirait les mêmes changements en l'absence de traitement, ils obtiennent une estimation de la distribution contrefactuelle du groupe de traitement en l'absence d'intervention. Ensuite, il compare cette distribution à la distribution observée du groupe de traitement lors de la période  $T + 1$  pour obtenir une estimation de l'impact du traitement sur le groupe de traitement.

L'un des principaux avantages de la stratégie développée par *AI* est de permettre aux groupes de contrôle et de traitement d'avoir des distributions de leur composante inobservables différentes, du moment qu'elles restent constantes dans le temps. L'idée sous-jacente de l'estimation est que la distribution des caractéristiques inobservables de chaque groupe peut être inférée à partir des réalisations survenues avant le traitement. Une fois que la distribution des inobservables de chaque groupe est connue, nous sommes en mesure d'estimer l'effet observé dû à une différence entre les distributions avant et après la mise en place du traitement.

Soit  $P$  la variable aléatoire de la période d'observation avec  $P = 0$  si  $t = T$  et  $P = 1$  si  $t = T + 1$ .  $X \sim Y$  signifie que  $X$  et  $Y$  ont la même distribution de probabilité.  $\mathbb{Y}$  est le support de  $Y$ . Suivant *AI* nous posons :

$$\begin{aligned} Y_{t,d}^m &\sim Y^m | P = t, D = d & \forall (t, d, m) \in \{0, 1\} \times \{0, 1\} \times \{0, 1\} \\ Y_{t,d} &\sim Y | P = t, D = d & \forall (t, d) \in \{0, 1\} \times \{0, 1\} \\ D_{t,d} &\sim D | P = t, D = d & \forall (t, d) \in \{0, 1\} \times \{0, 1\}. \end{aligned}$$

Soient  $F_X$  et  $F_{X|Y}$  respectivement les fonctions de distributions cumulatives de la variable aléatoire  $X$  et de la variable aléatoire  $X$  conditionnellement à  $Y$ . Soit  $F_Y^{-1}$  la fonction cumulative inverse de la variable aléatoire  $Y^3$ .

Soit  $U$  la variable aléatoire représentant les caractéristiques inobservables d'une commune. *AI* font 4 hypothèses pour identifier l'effet du traitement avec des données concernant les mêmes agents au cours du temps. Ces hypothèses permettent d'exprimer  $F_{Y_{1,1}}^0$  la distribution contrefactuelle des communes traitées lors de la seconde période si elles n'avaient pas été traitées en fonction des distributions jointes observables  $(Y, D, P)$ . En pratique ces hypothèses permettent d'exprimer  $F_{Y_{1,1}}^0$  en fonction de trois distributions conditionnelles du paramètre d'intérêt,  $F_{Y_{0,0}}$ ,  $F_{Y_{0,1}}$  et  $F_{Y_{1,0}}$  qui ne sont pas sujettes à l'intervention.

**Hypothèse 7 (CIC 1).** *En l'absence de traitement les résultats du paramètre d'intérêt satisfont :  $Y^0 = h(U, P)$ .*

**Hypothèse 8 (CIC 2).** *La fonction  $h(u, t)$  est strictement croissante en  $u$ .*

**Hypothèse 9 (CIC 3).** *La distribution des inobservables est stable dans le temps par groupe  $U \perp P | D$ .*

**Hypothèse 10 (CIC 4).** *Soit  $\mathbb{S}_1$  le support de  $U$  pour  $D = 1$  et  $\mathbb{S}_0$  le support de  $U$  pour  $D = 0$  alors  $\mathbb{S}_1 \subseteq \mathbb{S}_0$ .*

Sous les hypothèses CIC 1 à CIC 4, *AI* montrent que pour un  $U$  continu ou discret  $F_{Y_{1,1}}^0(y)$  est identifiée et :

$$F_{Y_{1,1}}^0(y) = F_{Y_{1,0}}(F_{Y_{0,0}}^{-1}(F_{Y_{0,1}}(y))). \quad (5)$$

Soit la transformation  $k^{Cic}(y) = F_{Y_{0,1}}^{-1}(F_{Y_{0,0}}(y))$ , cette transformation donne le résultat du paramètre d'intérêt de la période  $t = 1$  pour une commune ayant une composante

<sup>3</sup>Par définition  $F_Y^{-1}(q) = \inf\{y \in \mathbb{Y} / F_Y(y) \geq q\}$  avec  $q \in [0, 1]$ .

inobservable  $u$  telle que  $h(u, 0) = y$ . La distribution des communes traitées si elles n'avaient pas été traitées lors de la période 1,  $Y_{1,1}^0$ , est égale à la distribution de  $k^{CiC}(Y_{1,0})$  et l'effet moyen du traitement sur les traitées est identifié et vaut :

$$\bar{\tau}^{CiC} = E \left[ Y_{1,1}^1 - Y_{1,1}^0 \right] = E \left[ Y_{1,1} \right] - E \left[ F_{Y_{0,0}}^{-1} \left( F_{Y_{0,0}}(Y_{1,0}) \right) \right]. \quad (6)$$

L'hypothèse CIC 1 établit que le résultat ne doit pas dépendre directement du groupe et toutes les caractéristiques inobservables peuvent être représentées dans un seul vecteur  $U$ . L'hypothèse CIC 2 nous indique que pour une valeur inobservable plus élevée correspond un résultat strictement plus élevé. Une telle hypothèse se retrouve naturellement quand les inobservables sont interprétées comme une caractéristique individuelle comme la santé ou la compétence. Le fait de poser la monotonie sur les deux périodes entraîne des restrictions sur la façon dont la fonction de production change au cours du temps. L'hypothèse CIC 3 requiert que toutes différences entre les groupes soient stables dans le temps afin que l'estimation de la tendance dans un groupe permette d'éliminer la tendance naturelle de l'autre. L'hypothèse CIC 4 est faite de manière à identifier l'effet du traitement sur les traitées, de plus, elle implique que le support de  $Y_{1,0}$  soit compris dans le support de  $Y_{0,0}$  et que le support de  $Y_{1,1}^0$  soit compris dans celui de  $Y_{0,1}$ .

L'estimation *CiC* est une interprétation de la philosophie de la *DiD* sur les distributions. Malgré d'indéniables qualités, elle n'a été que très peu appliquée à ce jour.

### 3.3 Estimation par la tendance

Le point faible des méthodes précédentes est qu'elles supposent une certaine similitude de comportement entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement, ou plus exactement, entre l'évolution du résultat des communes traitées si elles n'avaient pas été traitées et l'évolution observée des communes du groupe de contrôle.

Dans le cadre du dispositif de l'article 55, les deux groupes de communes sont par définition structurellement différents, de plus comme nous verrons plus loin, il existe tout un faisceau d'indices qui tendent à conclure que les communes des deux groupes ont en moyenne des comportements différents en matière de production de logement social. Ces différences de comportements violent les hypothèses des estimations *CiC* et *DiD* (en particulier les hypothèses *DID* et *CIC* 3).

Nous proposons une méthode qui ne tient plus compte de l'information contenue dans le groupe de contrôle et qui ne s'appuie que sur l'information passée pour construire la distribution contrefactuelle des communes traitées si elles n'avaient pas été traitées. Pour cela nous faisons l'hypothèse suivante :

**Hypothèse 11** (CDT 0). *La réalisation contrefactuelle d'une commune du groupe de traitement si elle n'avait pas été traitée lors de la période  $T + 1$  est fonction uniquement de ses réalisations passées*

$$y_{T+1}^0(i, 1) = f_i(y_T(i, 1), y_{T-1}(i, 1), \dots, y_0(i, 1)). \quad (\text{CDT } 0)$$

Bien évidemment, une telle démarche suppose que nous ayons accès à suffisamment de réalisations passées pour construire la valeur contrefactuelle. L'hypothèse **CDT 0** est équivalente à un exercice de prévision au niveau de chaque commune sur une série temporelle. La différence entre cette prévision et le résultat observé, constitue l'effet du traitement individuel. Elle s'apparente aussi à une modélisation structurelle du comportement de chaque commune avant la mise en place de la loi, où l'évolution de la production de logements sociaux ne dépend que des conditions initiales et de la pente

de la droite de régression linéaire représentant l'effort de production. Cette modélisation au niveau de la commune nous permet de prendre en compte l'hétérogénéité des comportements, ce qui aurait été très difficile avec un seul modèle structurel pour toutes les communes.

De plus, avec cette stratégie, les communes du groupe de contrôle peuvent servir de test quant à la qualité de la prévision en l'absence de traitement. Elles devraient alors vérifier :

$$y_{T+1}^0(i, 0) = f_i(y_T(i, 0), y_{T-1}(i, 0), \dots, y_0(i, 0)) = y_{T+1}(i, 0), \quad (\text{CONT})$$

ce qui signifie que la réalisation observée de la production de logements sociaux en  $T + 1$  des communes non traitées, est équivalente à la production contrefactuelle en l'absence de traitement des communes non traitées. Si la modélisation de la valeur contrefactuelle est différente de la valeur observée nous pouvons faire face à différents cas de figure. Le premier serait que le modèle structurel est mal spécifié et que son pouvoir prédictif est faible. La seconde option est de considérer que la loi ait pu aussi avoir un impact sur les communes non contraintes. Une troisième possibilité serait de faire l'hypothèse qu'il existe un changement de tendance naturel sans lien avec l'article 55. Toutes les communes, traitées ou non, peuvent avoir des comportements très différents du moment que ce comportement peut être expliqué par les réalisations passées.

Les hypothèses d'identification concernent maintenant la forme fonctionnelle de la fonction  $f_i(\cdot)$ . Cette forme fonctionnelle doit permettre le meilleur ajustement des données avant la mise en place de la politique afin de fournir la prévision la plus précise. Tous les raffinements des séries temporelles sont possibles et c'est à l'analyste de proposer un critère de choix parmi l'éventail des possibilités. Dans cette étude nous proposons deux stratégies différentes pour la fonction  $f$ . La première modélise de manière linéaire le paramètre d'intérêt, la seconde utilise les valeurs passées de la production de logements sociaux comme bornes à la production future. Ces deux possibilités nous sont principalement dictées par le fait que nous ne disposons pas d'un nombre suffisant de points avant la mise en place de la loi pour mettre en œuvre des fonctions plus complexes qui permettraient, par exemple, de prendre en compte des effets de contagion ou de réseau.

### 3.3.1 Paramètre linéaire

La première de nos hypothèses sur la forme fonctionnelle est de considérer la tendance du paramètre d'intérêt avant la mise en place de la loi comme linéaire. Pour chaque commune nous estimons la droite de régression linéaire avant la période  $T + 1$  puis, pour construire la valeur contrefactuelle, nous prolongeons cette droite en  $T + 1$ .

**Hypothèse 12 (CDT 1).** *Le résultat du paramètre d'intérêt suit une tendance linéaire pour les communes non traitées :*

$$y_t^0(i, d_i) = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} \cdot t + \xi_{it}. \quad (\text{CDT 1})$$

$\gamma_{i0}$  et  $\gamma_{i1}$  représente les coefficients de la tendance linéaire du paramètre d'intérêt et peuvent être estimés par les moindres carrés ordinaires pour  $t < T + 1$ .  $t$  est la période et  $\xi_{it}$  la déviation par rapport à la tendance linéaire de la commune  $i$  pour la période  $t$ . Pour la période  $T + 1$  en l'absence de traitement, le résultat potentiel est donné par  $y_{T+1}^0(i, d_i) = \hat{\gamma}_{i0} + \hat{\gamma}_{i1} \cdot (T + 1)$  où  $\hat{\gamma}_{i0}$  et  $\hat{\gamma}_{i1}$  sont les paramètres estimés de l'équation [CDT 1](#) avec  $t < T + 1$ . L'effet du traitement sur la commune  $i$  est défini par :

$$\begin{aligned} \tau_i^1 &= y_{T+1}(i, 1) - y_{T+1}^0(i, 1) \\ &= y_{T+1}(i, 1) - \hat{\gamma}_{i0} - \hat{\gamma}_{i1} (T + 1) \end{aligned}$$

Nous estimons donc un effet pour chaque commune en mesurant un éventuel changement de tendance ( $CdT$  dans la suite) dans la production lors de la période  $T + 1$ . La principale implication de cette hypothèse est que l'on suppose que, s'il existe, la totalité du changement de tendance est imputable à l'effet de l'article 55. Cette implication est identique à ce qui se passe dans les méthodes traditionnelles. Toute mesure positive de la double différence ou du double changement est attribuée à la politique publique.

### 3.3.2 Tendances passées

Nous proposons trois méthodes qui se basent sur les  $\beta_{ti} = y_{t,i}(i, d_i) - y_{t-1,i}(i, d_i)$  et les réalisations passées ( $t \leq T$ ). Comme pour l'hypothèse précédente nous estimons le résultat contrefactuel pour chaque commune. La première de nos hypothèses suppose que la production moyenne passée est constante.

**Hypothèse 13** (CDT 2). *la production des  $T$  périodes passées est constante.*

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{T+1,i}^2 &= y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}^0(i, d_i) = y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}(i, d_i) \\ &= E[y_{t,i}(i, d_i) - y_{t-1,i}(i, d_i) | t < T + 1]\end{aligned}\quad (\text{CDT 2})$$

En l'absence du traitement, les communes traitées auraient eu une production équivalente à la moyenne des productions passées. La tendance est estimée par :

$$\hat{\beta}_{T+1,i}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{t,i}(i, d_i) - y_{t-1,i}(i, d_i)) \quad (7)$$

$$= \frac{1}{T} (y_T(i, d_i) - y_0(i, d_i)) \quad (8)$$

Ce qui nous permet d'identifier  $\tau_i^2$  :

$$\begin{aligned}y_{T+1}(i, 1) &= y_T(i, 1) + \hat{\beta}_{T+1,i}^{CdT_2} + \tau_i^{CdT_2} \\ \tau_i^2 &= y_{T+1}(i, 1) - \frac{1+T}{T} y_{T-1}(i, 1) + \frac{1}{T} y_0(i, 1)\end{aligned}$$

Pour la seconde version nous considérons une hypothèse très optimiste pour l'efficacité du traitement, en supposant qu'en l'absence du traitement les communes auraient produit le minimum des tendances passées, ce qui se traduit par :

**Hypothèse 14** (CDT 3). *En l'absence du traitement chaque commune aurait produit le minimum des périodes passées :*

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{T+1,i}^3 &= y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}^0(i, d_i) = y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}(i, d_i) \\ &= \min_{t < T+1} [\beta_{t,i} | t < T + 1].\end{aligned}\quad (\text{CDT 3})$$

Alors :

$$\begin{aligned}y_{T+1}(i, 1) &= y_T(i, 1) + \hat{\beta}_{T+1,i}^{CdT_3} + \tau_i^{CdT_3} \\ \tau_i^3 &= y_{T+1}(i, 1) - y_{T-1}(i, 1) - \hat{\beta}_{T+1,i}^{CdT_3}.\end{aligned}\quad (9)$$

Enfin, la dernière hypothèse est la plus pessimiste pour l'efficacité du traitement en considérant qu'en l'absence du traitement, les communes soumises à l'article 55 auraient produit le maximum des tendances passées.

**Hypothèse 15 (CDT 4).** *En l'absence du traitement, chaque commune soumise à l'article 55 auraient produit le maximum des périodes passées :*

$$\begin{aligned}\beta_{T+1,i}^4 &= y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}^0(i, d_i) = y_{T+1,i}^0(i, d_i) - y_{T,i}(i, d_i) \\ &= \max_{t < T+1} [\beta_{t,i} | t < T + 1]\end{aligned}\quad (\text{CDT 4})$$

et

$$\begin{aligned}y_{T+1}(i, 1) &= y_T(i, 1) + \hat{\beta}_{T+1,i}^{CdT_4} + \tau_i^{CdT_4} \\ \tau_i^4 &= y_{T+1}(i, 1) - y_{T-1}(i, 1) - \hat{\beta}_{T+1,i}^{CdT_4}.\end{aligned}\quad (10)$$

### 3.3.3 Analyse et avantages du changement de tendance

Comparé aux méthodes de comparaison le changement de tendance possède de nombreux avantages. Le premier est qu'il donne une estimation de l'impact du traitement pour chaque commune. Cet impact individuel qui permet de prendre en compte toute sorte d'hétérogénéité des communes et de construire des indicateurs agrégés pour tout sous-ensemble des communes. De plus nous pouvons construire, comme c'est le cas pour l'estimation *CiC*, l'ensemble de la distribution contrefactuelle empirique. Ensuite, cette méthode n'est pas dépendante du choix du groupe de contrôle. Cependant le groupe de contrôle peut être utilisé pour valider les hypothèses sur la forme fonctionnelle de la tendance.

Enfin dans cette étude, nous n'utilisons aucune variable explicative, ce qui évite aussi les problèmes de variables manquantes et limite les erreurs de mesure à la seule valeur du paramètre d'intérêt observé. Cette particularité est principalement due au fait que nos agents économiques sont des communes avec une certaine inertie de comportement sur des périodes comme celles de la présente étude.

Le changement de tendance ne nous permet pas d'obtenir une estimation de l'effet de la politique sur les communes non traitées. Dans le sens où nous ne pouvons donner une mesure de ce qu'aurait été la production de logements sociaux si d'aventure les communes non soumises à la loi l'avaient été. Néanmoins, notre stratégie nous donne de l'information sur un éventuel changement de tendance concordant avec la mise en place de la politique.

## 3.4 Les estimations quantiles

Lors de l'évaluation d'une politique publique, il peut être intéressant d'aller au-delà de l'effet moyen de la politique sur le paramètre d'intérêt et de regarder l'ensemble de la distribution de l'impact. Pour cela nous estimons pour chacune des stratégies l'effet quantile, défini comme l'impact de la politique publique pour un quantile donné du paramètre d'intérêt. Dans le cadre de l'article 55, cela nous permettra de voir s'il existe des différences d'impact sur la production de logements sociaux en fonction du niveau du stock de logements sociaux avant la mise en place de l'article 55. En d'autres mots est-ce que les communes qui avaient un faible niveau de logements sociaux ont produit plus (ou moins) que les communes avec un niveau plus élevé ?

L'effet quantile n'est étudié que depuis très récemment dans l'évaluation des politiques publiques bien qu'il fût introduit dans la littérature en statistique dans les années 70 par des auteurs comme [Doksum \(1974\)](#) et [Lehmann and D'Abrera \(1974\)](#) comme :

$$\tau_q = F_{Y^1}^{-1}(q) - F_{Y^0}^{-1}(q),$$

où  $F^{-1}$  est la fonction de distribution cumulative inverse. L'effet quantile, pour un quantile  $q$ , est donc défini comme la différence entre la valeur du quantile de la distribution du paramètre d'intérêt si toutes les communes étaient traitées moins la valeur du quantile de la distribution si toutes les communes étaient non traitées.

Pour l'estimation *CiC* et *CdT*, nous avons une estimation entière de la distribution contrefactuelle du groupe de traitement en l'absence de traitement. Il est donc possible, sans modifier les hypothèses sous-jacentes, d'estimer l'effet de la politique pour n'importe quel quantile. L'effet quantile, pour un quantile donné  $q \in [0; 1]$  est estimé par :

$$\tau_q^{CiC} = F_{Y_{1,1}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{1,1}^0}^{-1}(q) = F_{Y_{1,1}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{0,1}}^{-1}\left(F_{Y_{0,0}}^{-1}\left(F_{Y_{1,0}}^{-1}(q)\right)\right), \quad (11)$$

pour l'estimation *CiC* et simplement par :

$$\tau_q^{k_i} = F_{Y_{1,1}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{1,1}^0}^{-1}(q), \quad (12)$$

pour l'estimation *CdT*, avec  $Y_{1,1}^1$  la distribution observée des communes traitées après le traitement, elle est la même pour 11 et 12.  $Y_{1,1}^0$  est la distribution contrefactuelle des communes traitées si elles n'avaient pas été traitées, elle est différente dans 11 et 12 en fonction de la méthode d'évaluation, mais aussi en fonction de l'hypothèse de tendance pour 12.

Nous proposons de construire deux autres estimations de l'effet quantile lié à l'estimation *DiD*. La première de ces approches, calcule l'effet quantile de la double différence standard. Elle se calcule de la manière suivante :

$$\tau_q^{DiD} = F_{Y_{1,1}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{1,0}^1}^{-1}(q) - (E[Y_{0,1}] - E[Y_{0,0}]), \quad (13)$$

cet estimateur correspond à la valeur de l'estimation *DiD* pour un quantile donnée.

*AI* proposent aussi une autre approche pour construire la distribution contrefactuelle du groupe de traitement en l'absence de traitement qu'ils nomment *QDiD*, pour *double différence quantile*. Dans cette approche, la distribution contrefactuelle est construite en prenant le changement qui se produit entre la période  $T$  et  $T + 1$  pour le  $q - ième$  quantile du groupe de contrôle auquel nous ajoutons le  $q - ième$  quantile de la période  $T$  du groupe de traitement. La distribution contrefactuelle est donnée par :

$$F_{Y_{11}^0}^{-1}(q) = F_{Y_{10}^1}^{-1}(q) + \left(F_{Y_{01}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{00}^1}^{-1}(q)\right) \quad (14)$$

et l'effet du traitement pour un quantile  $q \in [0; 1]$  :

$$\begin{aligned} \tau_q^{QDiD} &= F_{Y_{11}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{11}^0}^{-1}(q) \\ &= F_{Y_{11}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{10}^1}^{-1}(q) - \left(F_{Y_{01}^1}^{-1}(q) - F_{Y_{00}^1}^{-1}(q)\right) \end{aligned} \quad (15)$$

Comme le note *AI*, il faut bien être conscient qu'en règle générale  $\tau_q^{DiD} \neq \tau_q^{QDiD}$ .

Après cette présentation théorique des méthodes d'évaluation que nous allons mettre en œuvre, nous présentons en détail dans la partie suivante les données mais aussi le découpage temporel et les groupes de communes.

## 4 Base de données et définition(s) des groupes

### 4.1 Les périodes temporelles

L'article 55 est actif depuis le 1er janvier 2002. Les professionnels du secteur du logement social que nous avons consultés s'accordent à dire que la durée moyenne entre le bouclage du financement d'un programme de logement social et sa mise en location est de quatre ans. Nous avons donc décidé de baser notre analyse sur des périodes de 4 ans. L'avantage de travailler sur des périodes de 4 ans est que ça nous permet de lisser les éventuels chocs qui pourraient se produire d'une année sur l'autre.

Nous définissons 3 *périodes quadriennales* à ne pas confondre avec les périodes triennales de la loi :

- la période *P-1* du 1er janvier 1998 au 31 décembre 2001,
- la période *P0* du 1er janvier 2002 au 31 décembre 2005,
- et enfin *P1* la période allant du 1er janvier 2006 au 31 décembre 2009.

Étant donné que nous travaillons sur du stock (et non sur des logements financés), nous faisons l'hypothèse que tous les logements sociaux mis en location avant le 31 décembre 2005 sont la conséquence de décisions ayant été prises avant la mise en place de l'article 55, donc *P-1* et *P0* sont considérées comme des périodes de non-traitement. Seules les mises en location intervenant lors de la période *P1* résultent de décisions de production ayant été prises avec le dispositif de l'article 55 comme facteur de décision supplémentaire.

Nous avons choisi des périodes d'études de 4 ans, qui s'opposent aux périodes triennales légales d'application des pénalités de la loi, car les périodes de 4 ans représentent pour nous un rythme économique qui s'ajuste mieux à la production de logements que des périodes de 3 ans.

### 4.2 Les définitions des groupes

Afin de mesurer la sensibilité de notre analyse à la composition des groupes, nous proposons différentes définitions à la fois pour le groupe de traitement, mais aussi pour le groupe de contrôle.

#### 4.2.1 les groupes de traitement

##### **Groupe de traitement 1 : les communes soumises pendant les 3 périodes**

Le premier de nos groupes de traitement est composé de toutes les communes qui sont soumises à l'article 55 pendant les 3 périodes triennales déjà écoulées. En enlevant les communes qui sont sorties du dispositif durant chacune des périodes nous pouvons exclure des comportements stratégiques pour des communes qui étaient à la marge du seuil de 20 %. Les communes qui sont entrées ou sorties du dispositif ne sont en aucun cas reversées dans un groupe de contrôle. Ce groupe de traitement sera notre groupe de traitement de référence.

##### **Groupe de traitement 2 : les communes pénalisées**

Le second groupe de traitement, est constitué des communes du groupe de traitement 1 qui ont effectivement payé des pénalités en 2009. Le dispositif étant conçu de manière à pouvoir déduire certains des investissements ayant trait au logement social du montant des pénalités, nous regardons l'impact de la loi sur les communes

TABLE 1 – Composition des différents groupes

Groupes	Nombre de communes	Population 1999				
		Moyenne	écart-type	Médiane	Somme	
<b>Traitements</b>						
1	Soumises toutes périodes	568	20 135	100 254	7 193	11 436 844
2	Contraintes 2009	310	10 392	20 683	6 574	3 221 457
<b>Contrôles</b>						
1	Hors SRU -20% Pop. ↗	491	6 187	4 274	4 855	3 037 788
2	Hors SRU -20%	708	6 261	4 233	4 837	4 433 601
3	Hors SRU	1 231	10 472	13 758	5 971	12 891 116

Source : INSEE recensement 1999.

qui payent effectivement des pénalités. Ce groupe possède aussi des caractéristiques structurelles plus proches des communes des groupes de contrôle.

#### 4.2.2 Les groupes de contrôle

La définition du groupe de contrôle est beaucoup plus délicate et nécessite de faire des hypothèses quant à sa construction. Là encore nous proposons plusieurs définitions pour tenir compte d'hypothèses différentes en particulier sur la dynamique de croissance de la population des communes. Ces groupes de communes sont censés représenter la dynamique de production de logements sociaux des communes non soumises à l'article 55, c'est-à-dire la tendance naturelle de production de logements sociaux nécessaire pour les stratégies de comparaison.

##### **Groupe de contrôle 1 : commune hors SRU, avec moins de 20 % de LS et en croissance de population**

Dans ce groupe nous considérons toutes les communes de plus de 3 500 habitants se trouvant en dehors d'une agglomération entrant dans le dispositif de l'article 55, dont la différence de population entre les recensements de l'INSEE de 1990 et 1999 est positive et ayant moins de 20 % de logement social au sens EPLS au 31 décembre 2001. Nous considérerons ce groupe comme le groupe de contrôle de référence. Nous imposons une condition sur la croissance démographique, car une commune en décroissance démographique pourrait avoir la volonté de ne plus construire de logements sociaux.

##### **Groupe de contrôle 2 : commune hors SRU, avec moins de 20 % de LS**

Toutes les communes en dehors d'une agglomération SRU, qui ont plus de 3 500 habitants (plus de 1 500 habitants en Île-de-France) et qui ont moins de 20 % de logement social au sens EPLS en 2001. Nous supprimons la condition de croissance démographique. Ce groupe nous permet d'avoir des communes de plus grande taille tout en restant sous la barre des 20 % de logements sociaux.

##### **Groupe de contrôle 3 : commune hors SRU**

Toutes les communes de plus de 3 500 habitants (plus de 1 500 habitants en Île-de-France) qui n'entrent pas dans le périmètre de l'article 55. Dans ce groupe nous supposons que la tendance naturelle de production ne dépend pas du stock de logements sociaux déjà présent et donc de la barre des 20 % imposée dans l'article 55. Cependant, ce groupe présente une forte hétérogénéité dans les caractéristiques structurelles des communes.

Les effectifs des communes du tableau 1 tiennent compte des valeurs manquantes (ou aberrantes). Ce ne sont pas les effectifs officiels de l'article 55. Ce tableau nous

indique qu'en moyenne, les communes traitées sont de taille bien plus grande que les communes du groupe de contrôle 1. Le groupe de traitement 2 comporte en moyenne des communes de taille inférieure aux autres groupes de traitement.

TABLE 2 – Caractéristiques observables en fonction des groupes

Groupes		Potentiel fiscal 4 taxes*	Densité de Pop. (1999)**	% de RP. occupé par propriétaire**	% de RP**.
<b>Traitements</b>					
1	Soumises toutes périodes	811 (362)	1 461 (2 582)	67,87 (10,78)	90,63 (9,92)
2	Contraintes 2009	821 (366)	1 109 (1 744)	69,84 (9,4)	90,68 (10,08)
<b>Contrôles</b>					
1	Hors SRU -20% Pop. ↗	748 (439)	295 (316)	65,66 (11,2)	83,68 (16,35)
2	Hors SRU -20%	734 (398)	290 (302)	64,29 (11,15)	84,01 (14,74)
3	Hors SRU	766 (437)	777 (1 487)	57,19 (13,76)	86,76 (12,42)

Pct. : pourcentage ; RP : Résidence principale ; Pop : population

(\*) En euros par habitant pour l'année 2008 ; source Ministère de l'Intérieur D.G.C.L S/D des finances locales

(\*\*) Habitants par kilomètre carré, source INSEE, recensement 1999

Entre parenthèses les écarts-types

Le tableau 2 résume les moyennes des caractéristiques observables des communes par groupe. Nous constatons qu'il existe une différence forte entre la densité de population des communes des groupes de traitement et des groupes de contrôle. De même, nous notons qu'il existe au sein même de chaque groupe une forte hétérogénéité qui se manifeste par des écarts-types élevés. Les communes des groupes de contrôle ont aussi des pourcentages de résidences principales plus faibles, tout comme le pourcentage de propriétaires en résidences principales. Le potentiel fiscal est lui aussi légèrement inférieur pour les communes des groupes de contrôle avec des écarts-types supérieurs.

### 4.3 Le paramètre d'intérêt

Nous proposons d'étudier deux paramètres d'intérêt reflétant l'effort de production de logements sociaux d'une commune. Le premier est le pourcentage de logement social au sens EPLS. Nous le construisons comme le rapport entre le stock total de logements sociaux que possède une commune divisé par le nombre de résidences principales. Nous ne disposons des données pour les résidences principales que pour les années impaires. Nous construisons notre indicateur une année sur deux, pour les années paires en divisant par l'année impaire précédente pour les résidences principales<sup>4</sup>. Travailler avec un pourcentage de logement social nous permet de contraindre notre paramètre d'intérêt à posséder un support commun pour les groupes de contrôle et de traitement. En effet, les valeurs communales du pourcentage de logement social sont bornées dans l'intervalle [0, 25] à la fois pour les communes traitées et les communes non traitées, ce qui est une condition indispensable pour l'estimation CiC (CIC 4). De plus le principal indicateur de l'article 55, la fameuse barre des 20 % de logement social comme les

<sup>4</sup>Nous avons choisi cette stratégie, car nous n'avions accès aux données FILOCOM que pour les années 1997, 1999, 2001, 2003, 2005, 2007 et 2009 et pour toutes années de 1998 à 2010 pour les logements sociaux. La non-concordance des années nous empêche de travailler avec les valeurs de la même année pour les deux quantités.

objectifs assignés à la commune sont exprimés en pourcentages de logement social. Cependant, ce paramètre pose la question de l'évolution du dénominateur, le nombre de résidences principales. Plus précisément, lorsque nous utilisons le pourcentage de logement social, nous enregistrons également l'évolution du nombre de résidences principales et nous ne sommes plus en mesure de différencier l'effet pur de la production de logements sociaux de l'effet de production de résidences principales<sup>5</sup>.

Pour nous affranchir du problème posé par la dynamique propre du dénominateur nous choisissons comme second paramètre d'intérêt le stock total de logements sociaux communal tel qu'il est présent dans la base EPLS. Cependant, en écartant le problème des résidences principales, nous sommes alors confrontés à un effet de taille des communes. Une commune de 100 000 habitants produira plus facilement un grand nombre de logements sociaux qu'une commune de 10 000 habitants. En conséquence ce paramètre ne remplit pas les conditions de support du paramètre d'intérêt induite par la condition CIC 4 de l'estimation par *CiC*. De plus, vu l'hétérogénéité des communes en fonction de leur taille, il est assez difficile d'interpréter les résultats de l'impact moyen du traitement sur les traitées que nous fournissent les estimations par *DiD* et *CdT*. Que voudrait dire un impact moyen de 20 logements sociaux supplémentaires pour des communes allant de 3 500 habitants à plus de 100 000 ? Afin de pouvoir comparer les résultats et satisfaire la condition de support de l'estimation *CiC* nous pondérons le stock de logements sociaux communal par la population communale au recensement de la population de 1999. En gardant la population constante pour chaque année, nous pouvons exclure les effets induits par le dénominateur tout en gardant une mesure susceptible d'être comparée entre les différentes communes ou groupes de communes. L'impact de l'article 55 s'interprète comme un gain de logements sociaux pour 1 000 habitants de 1999.

Dans la partie suivante, nous présentons les résultats avec dans un premier temps les statistiques descriptives de nos paramètres d'intérêt puis les estimations du modèle contrefactuel avec les différentes stratégies évoquées ci-dessus.

## 5 Les résultats

### 5.1 La statistique descriptive

La figure 1 présente l'évolution sur deux ans du pourcentage communal moyen de logement social (au sens EPLS) pour chaque groupe de contrôle et de traitement. Nous constatons aisément qu'en moyenne le pourcentage de logement social a augmenté pour les communes soumises à l'article 55 alors que les communes qui en sont exclues ont gardé leur pourcentage quasiment constant lors des 12 dernières années. Bien que les communes du groupe de contrôle 1 et du groupe de traitement 1 bénéficiaient, en moyenne, du même pourcentage de logement social communal en 1998, à partir de cette date les deux groupes de communes n'ont cessés d'avoir des évolutions différentes. Les communes du groupe de traitement 1 ont en moyenne gagné, entre 1998 et 2010, 1,58 point de pourcentage, passant de 8,59 % à 10,17 % (tableau 3) alors que dans le même temps les communes du groupe de contrôle 1 stagnaient légèrement en dessous des 8,80 % de logement social. Les communes du groupe de traitement 2 ont en moyenne

---

<sup>5</sup>Une commune qui aurait connu une production de résidences principales conséquente devrait alors multiplier sa production de logements sociaux en conséquence pour augmenter son pourcentage de logement social. Inversement une commune de même taille dont le nombre de résidences principales resterait constant entre les deux périodes augmenterait bien plus largement son pourcentage de logement social avec la même production nette.

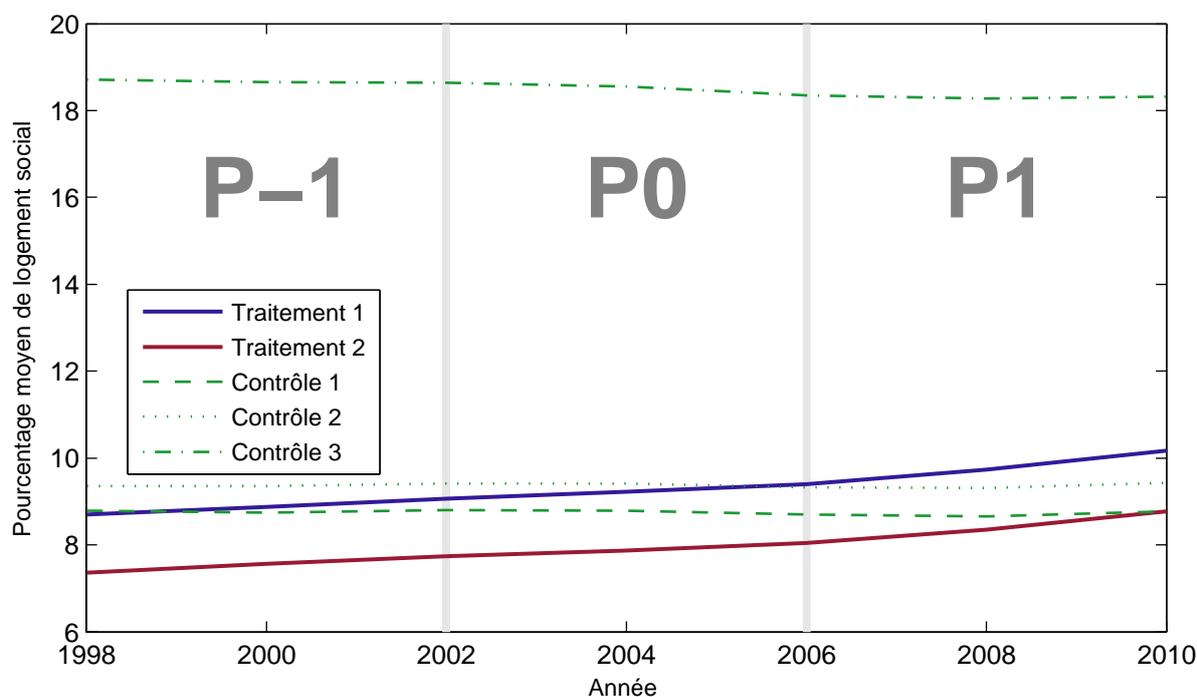


FIGURE 1 – Évolution de la moyenne annuelle du pourcentage de logement social par groupe

un pourcentage de logement social plus faible que le reste des communes soumises. En moyenne, et quel que soit le groupe, il n'y a pas eu de progression du pourcentage de logement social pour l'ensemble des communes non traitées.

TABLE 3 – Pourcentage communal moyen de logements sociaux au sens EPLS en début et en fin de chaque période

Groupes	Moyenne des pourcentages communaux de LS.			
	1998	2002	2006	2010
<b>Traitements</b>				
1 Soumises toutes périodes	8,59 (4,97)	9,07 (4,76)	9,40 (4,57)	10,17 (4,54)
2 Contraintes 2009	7,36 (4,35)	7,73 (4,15)	8,05 (3,93)	8,77 (3,86)
<b>Contrôles</b>				
1 Hors SRU -20% Pop. ↗	8,79 (5,76)	8,80 (5,57)	8,70 (5,43)	8,78 (5,24)
2 Hors SRU -20%	14,77 (13,16)	14,78 (12,99)	14,60 (12,70)	14,66 (12,57)
3 Hors SRU	18,71 (13,76)	18,63 (13,54)	18,35 (13,24)	18,32 (13,05)

LS. : logement social.

Entre parenthèses les écarts-types.

Source : EPLS / FILOCOM.

Pour les communes soumises à l'article 55 nous constatons aussi qu'il existe un changement dans l'évolution du pourcentage de logement social à partir de 2006, semblant suggérer une accélération de la production de logement à partir de cette année. Ce changement de pente va dans le sens de l'existence d'un effet de l'article 55 sur la production effective de logements sociaux. Ce changement de comportement ne se retrouve pas dans les groupes de contrôle.

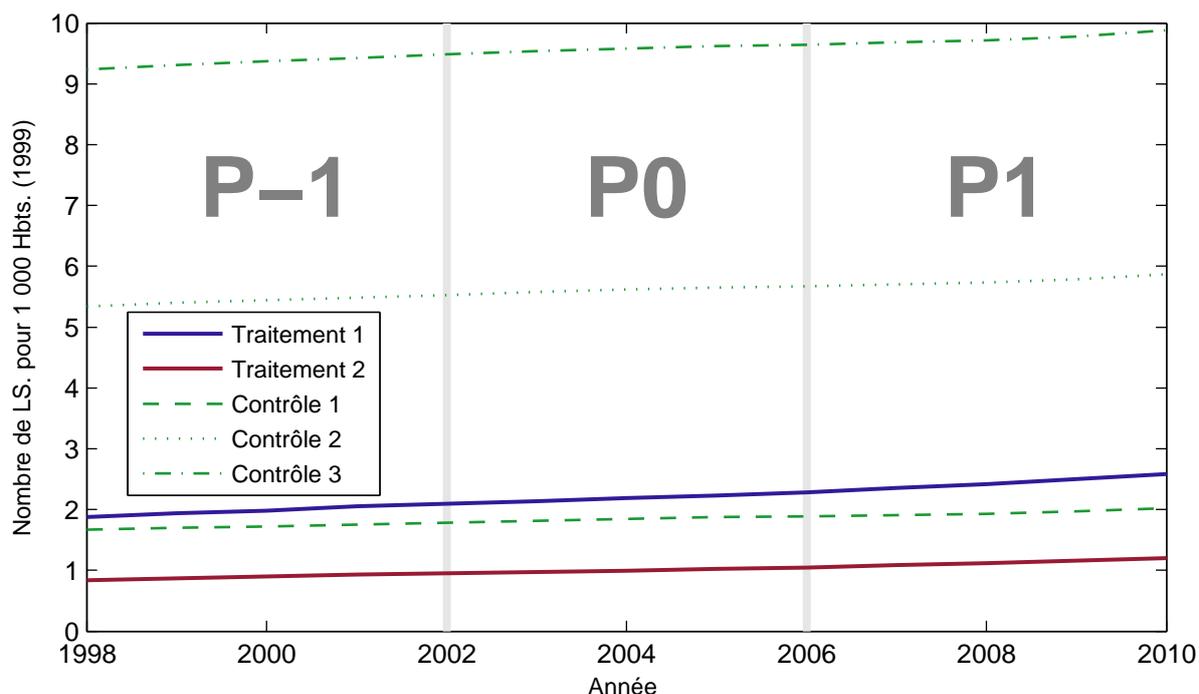


FIGURE 2 – Évolution de la moyenne annuelle du nombre de logements sociaux pour 1 000Hbts. (1999) par groupe

Pour l'estimation *DiD*, nous faisons l'hypothèse que lors de la période P1 la tendance moyenne des communes du groupe de traitement, si elles n'étaient pas traitées, serait la même que la tendance des communes du groupe de contrôle. Or, comme nous le constatons graphiquement, pour le pourcentage moyen de logement social, cette hypothèse peut être remise en cause, car durant les périodes P-1 et P0, de non-traitement, les tendances étaient déjà différentes. Vu que la tendance moyenne des communes des groupes de contrôle est plane, on est amené à penser que l'estimation *DiD* va surestimer l'impact de l'article 55, en incorporant dans l'évaluation la tendance de production précédente à la loi.

Le graphique 2 de l'évolution annuelle des moyennes du nombre de logements sociaux pondéré exhibe les mêmes différences entre les différents groupes. Cependant, rapportées à la population de 1999, les différences d'évolution du stock de logements sociaux sont moins flagrantes que pour le pourcentage de logement social. Il en est de même pour la rupture de tendance en 2006, qui semble beaucoup moins prononcée.

Cette première analyse descriptive et graphique suggère que les communes soumises à l'article 55 ont une production de logements sociaux nettement différente des communes non soumises et cela bien avant la mise en place de la loi et de ses possibles conséquences sur les stocks communaux de logements sociaux. Nous devons faire face à la fois à des différences structurelles entre les groupes, mais aussi des différences de comportement. Ces différences de comportement s'opposent aux hypothèses des méthodes de comparaison.

Pour voir s'il existe des différences au-delà de la moyenne, dans la partie suivante nous analysons les distributions empiriques des paramètres d'intérêt en début et en fin de chaque période.

### 5.1.1 L'analyse des distributions empiriques

Notre étude repose en grande partie sur l'analyse des distributions empiriques. Afin d'approcher la distribution empirique pour chacun des groupes de contrôle et de traitement, nous présentons la représentation graphique de la fonction de répartition cumulative empirique.

Dans la figure 3, pour le pourcentage de logement social, nous constatons que les fonctions de répartition des groupes de traitement sont systématiquement différentes d'une période sur l'autre, alors que pour les groupes de contrôles les courbes sont confondues. Pour les groupes de traitement, le fait que les courbes des périodes précédentes soient plus à gauche que les courbes des périodes suivantes se traduit de la manière suivante : pour une proportion donnée, le pourcentage de logement social est systématiquement supérieur d'une période à l'autre<sup>6</sup>. En particulier, nous remarquons que pour l'année 2010, la courbe est bien plus à droite, traduisant un plus grand changement entre 2006 et 2010 que les changements de distribution intervenus entre les périodes précédentes. Cette constatation va encore dans le sens d'un effet de l'article 55 sur la production de logements sociaux. De même, nous constatons que c'est pour les communes ayant un pourcentage proche de 20 % qu'il y a le moins de différence dans les proportions entre les différentes périodes.

---

<sup>6</sup>On parle alors de dominance stochastique au premier ordre.

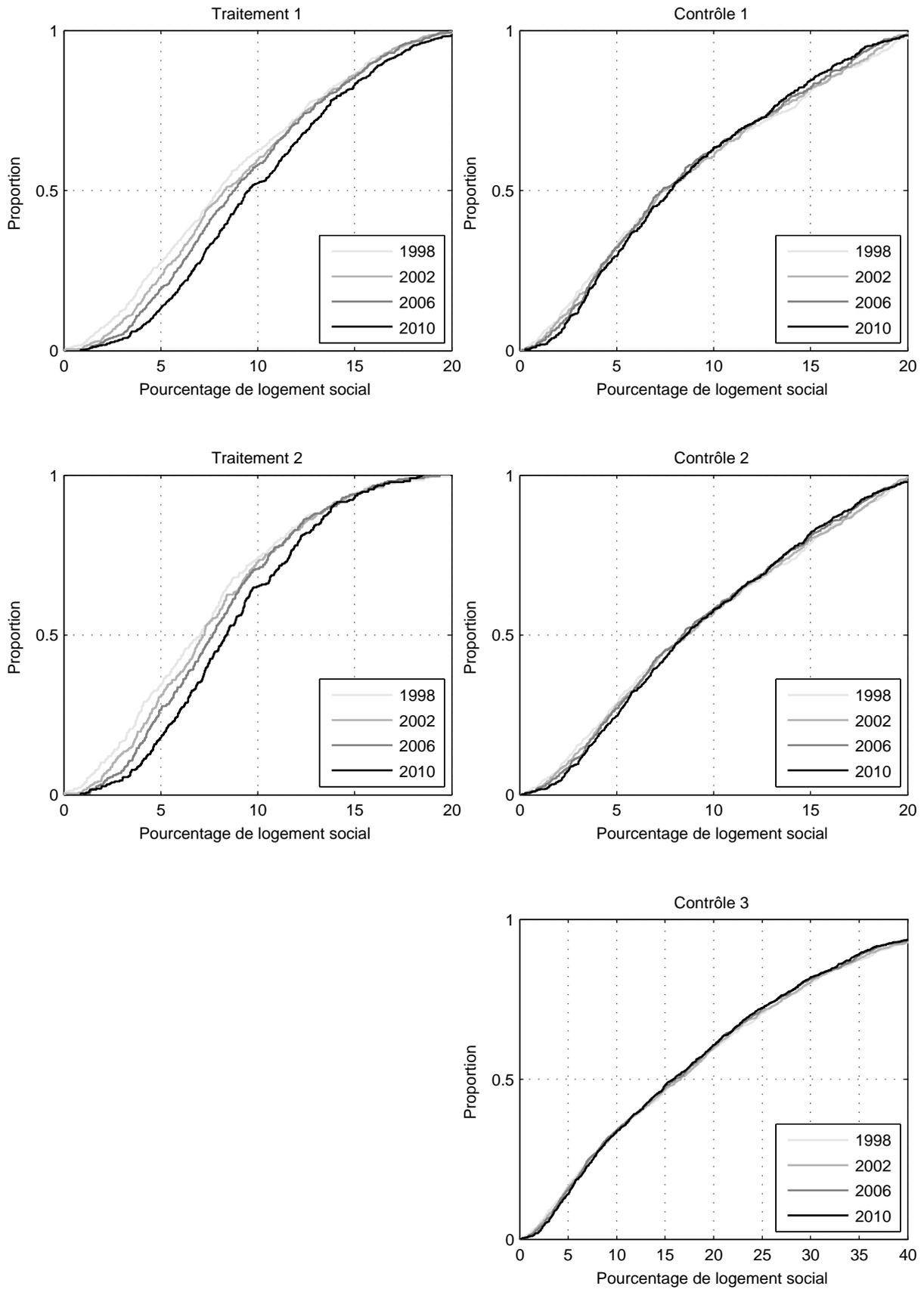


FIGURE 3 – Évolution de la distribution empirique en début et en fin de période pour chacun des groupes contrôle et de traitement

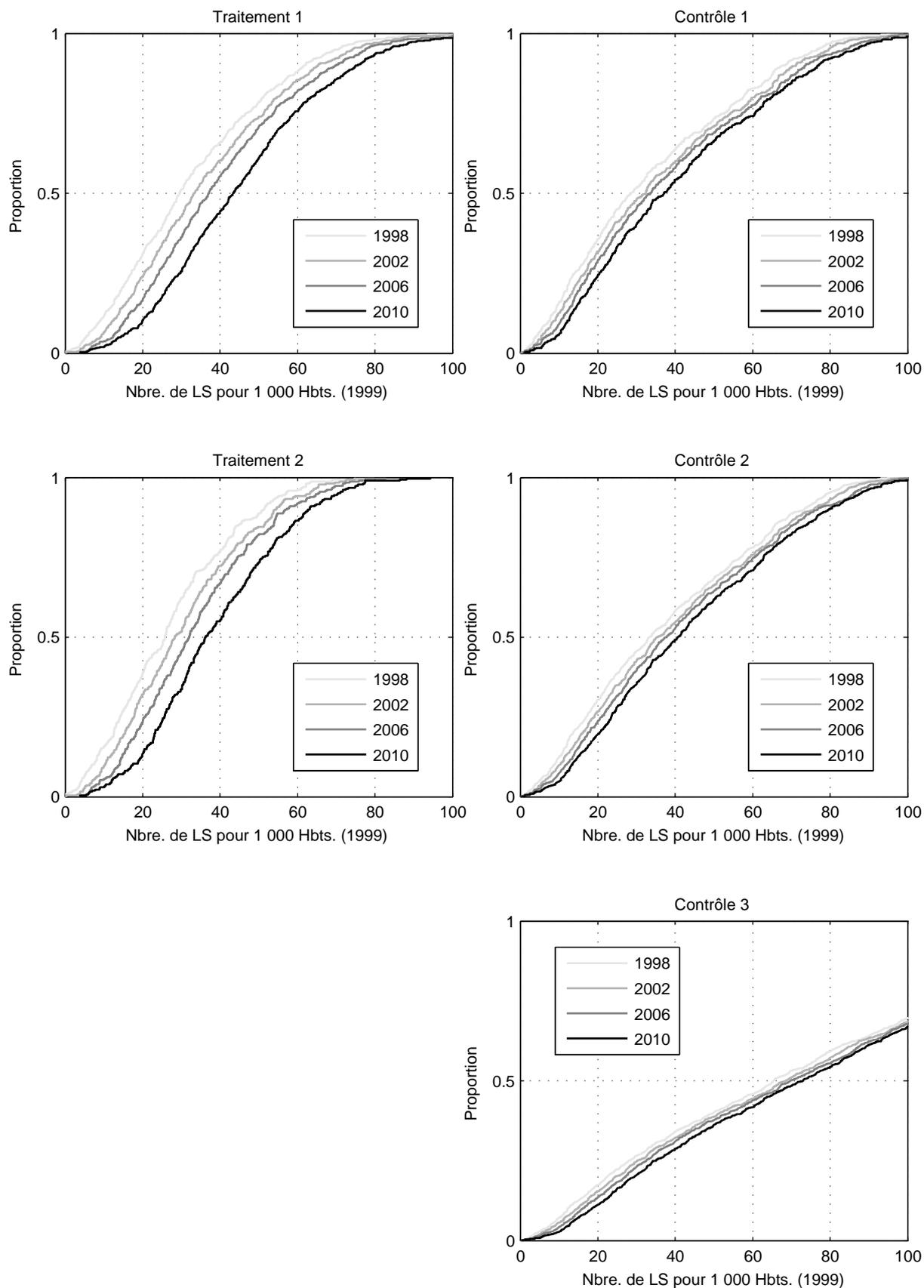


FIGURE 4 – Évolution de la distribution empirique du nombre de logements sociaux pour 1 000 Hbts.(1999) en début et en fin de période

Pour les distributions empiriques du nombre de logements sociaux pour 1 000 habi-

tants de 1999 (4), les résultats sont similaires. On constate des distributions différentes pour chaque période avec les groupes de traitement et des distributions plus proches avec les groupes de contrôle. Le changement entre 2006 et 2010 est bien plus marqué pour les communes traitées comme c'était le cas avec le pourcentage de logement social.

Ce qui était vrai pour l'évolution des moyennes se confirme pour les distributions. Les comportements sont différents entre les groupes de traitement et les groupes de contrôle. Ces différences qui se retrouvent en pourcentage et pour le stock par tête existent bien avant la mise en place de l'article 55 et de ses premières conséquences. De manière indirecte, ces constatations mettent à mal les hypothèses sur lesquelles est basée l'estimation *CiC*. En effet, l'estimation *CiC* nécessite que la distribution des inobservables soit stable dans le temps par groupe afin d'imputer le changement dans le paramètre d'intérêt au seul fait de l'intervention. Or si cette hypothèse peut être soutenue pour les communes du groupe de contrôle, elle est difficilement acceptable pour les communes traitées dont nous avons vu que les distributions empiriques étaient différentes à chaque période et en particulier avant la mise en place de la loi.

Comme nous l'avons déjà dit ci-dessus, les hypothèses des modèles contrefactuels sont en grande partie non vérifiables directement, cependant nous avons beaucoup d'indices indirects pour mettre en cause la véracité des hypothèses. Dans la partie suivante nous estimons les distributions contrefactuelles et nous analysons leurs différences en fonction des hypothèses sous-jacentes.

## 5.2 Analyse des distributions contrefactuelles

Les figures 5 et 6 sont très intéressantes dans le sens où elles illustrent le comportement de la distribution contrefactuelle empirique en fonction des distributions empiriques observées. En particulier nous allons pouvoir comprendre comment sont provoquées les fortes disparités que nous avons pu relever dans le haut de la distribution.

Nous commençons par analyser les distributions contrefactuelles issues des méthodes de comparaison pour les deux paramètres d'intérêt (5). La distribution contrefactuelle la plus simple à analyser est la contrefactuelle *DiD*. Ce n'est qu'une translation de la distribution des communes traitées avant la mise en place de la loi (2006). La valeur de la translation vaut  $\Delta_{DiD} = E[Y_{01}] - E[Y_{00}]$ , c'est-à-dire la différence des moyennes des groupes de contrôle avant et après la mise en place de la loi. Une fois  $\Delta_{DiD}$  estimée, l'impact quantile de la loi dépend surtout de la distribution des traitées après. Pour le pourcentage de logement social,  $\Delta_{DiD}$  étant presque nul, la distribution contrefactuelle est quasiment confondue avec la distribution des communes traitées avant. Quel que soit le quantile choisi, l'impact quantile est équivalent à la différence entre les quantiles des distributions des communes traitées avant et après. Pour le stock de logements sociaux pondérés, quel que soit le quantile, la distribution contrefactuelle *DiD* est à mi-chemin entre la distribution des traitées avant et après.

Nous analysons les distributions contrefactuelles *QDiD* et *CiC* ensemble. Nous constatons que lorsque les distributions des communes non traitées avant et après sont confondues, les distributions contrefactuelles *QDiD* et *CiC* coïncident pour se confondre avec la distribution des traitées avant. Lorsque les distributions des communes non traitées avant et après se croisent, c'est-à-dire quand la proportion de communes ayant une certaine valeur  $y$  du paramètre d'intérêt est supérieure avant la mise en place de la loi, les distributions contrefactuelles *QDiD* et *CiC* sont au-dessus de la distribution des traitées avant. Dans ce cas, l'impact de la loi est supérieur à la différence avant/après. C'est par exemple le cas pour le pourcentage de logement social au dessus du quantile 70 %. Plus intéressant est de regarder ce qui se passe autour de

la médiane pour le pourcentage de logement social. Pour les communes non traitées nous constatons une plus grande distance entre les distributions avant et après. Cette différence est répercutée de manière horizontale dans l'estimation *QDiD*. Ce qui arrive dans la médiane du groupe de contrôle est répercuté dans la médiane de la distribution contrefactuelle *QDiD* du groupe de traitement. À cette différence dans la médiane des communes non traitées correspond un pourcentage de logement social d'environ 7 %. La différence est répercutée de manière verticale pour l'estimation *CiC*. Ce qui arrive pour les communes ayant 7 % de logement social dans le groupe de contrôle est répercuté dans les communes ayant 7 % de logement social de la distribution contrefactuelle *CiC* des traitées. Pour les méthodes de comparaison c'est bien les différences entre les distributions du groupe de contrôle avant et après qui sont la principale source de variabilité des impacts quantiles.

Dans le cadre de l'estimation *CdT*, les distributions contrefactuelles sont bien plus lisse que pour les distributions contrefactuelles *QDiD* et *CiC*. La distribution contrefactuelle dépend de la distance entre les distributions passées du paramètre. Plus la distance est grande dans le passé, plus la distribution contrefactuelle *CdT* sera proche de la distribution observée en 2010. Plus la distance des distributions passées est étroite plus la distribution contrefactuelle sera proche de la distribution observée en 2006. Néanmoins comme nos hypothèses pour la construction de la distribution contrefactuelle sont équivalentes à une pondération de plusieurs périodes passées, la distribution contrefactuelle *CdT* se trouve quasiment toujours entre les distributions observées de 2006 et 2010. Dans tous les cas, les distributions contrefactuelles pour les hypothèses *Min* et *Max* sont comme un encadrement correspondant à des valeurs limites. Quand la distribution contrefactuelle *Max* est très proche de la distribution observée de 2010, les communes traitées ont alors produit l'équivalent du maximum des deux périodes passées (*P-1* et *P0*). C'est surtout le cas pour le stock de logements sociaux pondérés. Rapportées à leur population de 1999, les communes traitées ont lors de la période *P1* produit le maximum des productions des 2 périodes passées mais pas plus.

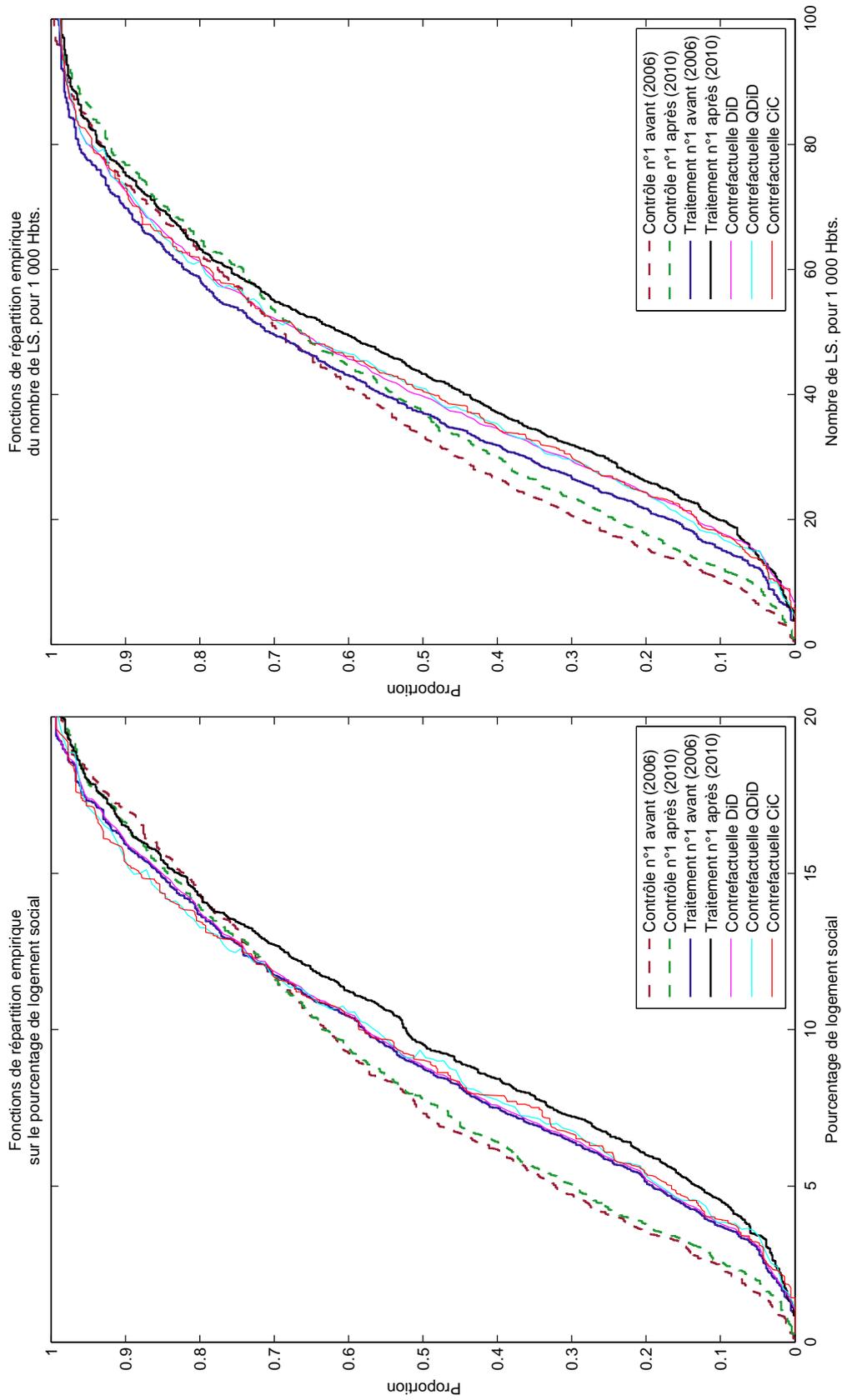


FIGURE 5 – Représentation des distributions contrefactuelles pour les estimations CIC, DID et QDID

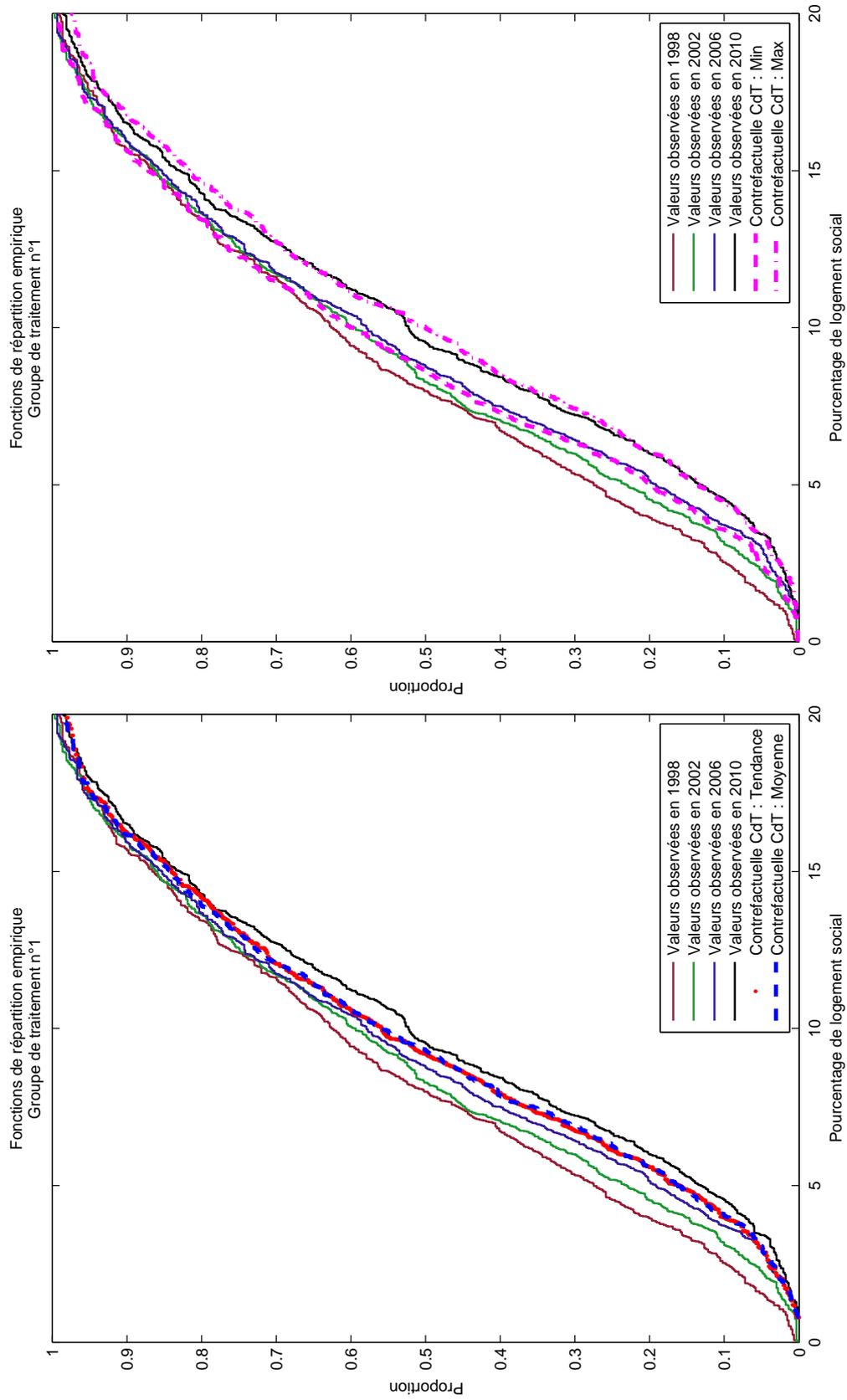


FIGURE 6 – Représentation des distributions contrefactuelles CdT pour le pourcentage de logement social et pour le stock par habitant

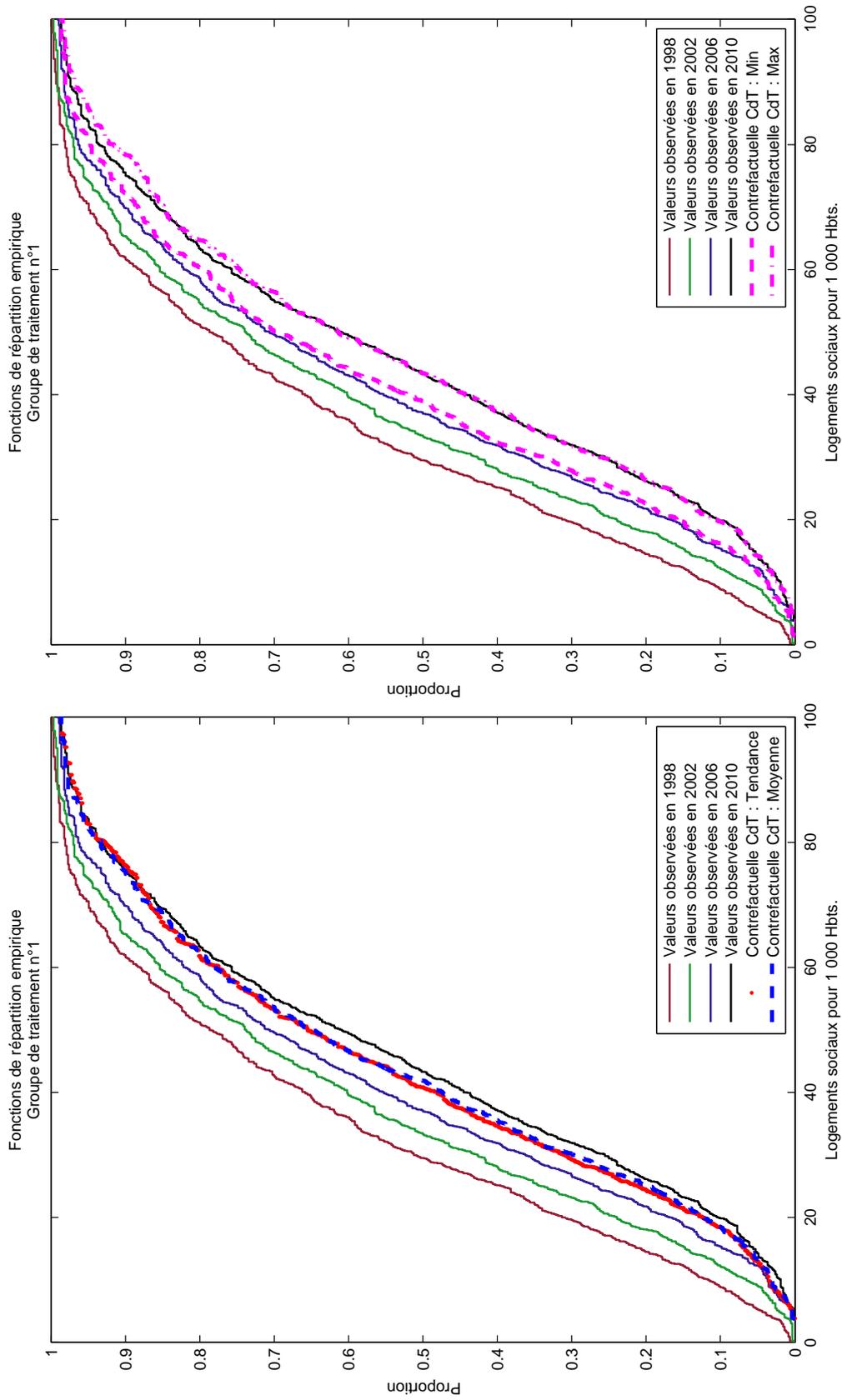


FIGURE 7 – Représentation des distributions contrefactuelles CdT pour le pourcentage de logement social et pour le stock par habitant

### 5.3 Les estimations contrefactuelles ponctuelles

Pour chaque stratégie d'identification, nous présentons les résultats pour les deux paramètres d'intérêt et pour chaque paire de groupes de contrôle / traitement pour les méthodes utilisant la comparaison et pour tous les groupes et toutes les hypothèses pour la méthode utilisant la tendance. Nous ne reportons pas d'estimation des écarts-types. En effet, notre analyse ne comporte pas d'échantillonnage à proprement parler, car malgré les valeurs manquantes nos groupes représentent l'ensemble des communes françaises (du moins celles ayant plus de 35 000 habitants). Comme [Manski and Pepper \(2011\)](#), qui pensent qu'il est difficile de soutenir une hypothèse d'échantillonnage lorsque l'on travaille sur l'ensemble des états des États-Unis, nous pensons qu'il est difficile de soutenir une hypothèse d'échantillonnage dans cette étude et nous nous refusons à faire l'hypothèse de "*super population*", c'est-à-dire l'existence d'un univers de communes françaises en dehors des communes existantes en France. En fait il faut être conscient que si par abus de langage nous employons le terme d'estimation, tous les résultats que nous présentons sont en fait des mesures et non des estimations.

Nous commençons par présenter l'effet moyen du traitement sur les traitées. C'est-à-dire l'effet de l'article 55 sur la production de logements sociaux pour les communes soumises à la loi.

#### 5.3.1 Mesure de l'effet moyen du traitement sur les traitées

Les premiers résultats concernent l'effet moyen durant la période *P1* des communes qui y sont soumises. Dans le tableau 4 nous obtenons les estimations par les méthodes *DiD* et *CiC* pour chaque paire de groupe de contrôle et groupe de traitement sur le pourcentage de logement social juste avant les effets de la loi en 2006 et 4 ans après en 2010. Les résultats varient entre 0,54 et 0,80 point de pourcentage supplémentaire. Si nous supposons les hypothèses des méthodes de comparaison crédibles, l'article 55 aurait permis d'augmenter en moyenne le pourcentage de logement social d'une valeur comprise entre 0,54 % et 0,80 % en quatre ans par rapport à ce qui se serait passé en l'absence de la loi, et cela toutes choses égales par ailleurs. L'estimation *CiC* est systématiquement inférieure à l'estimation *DiD*. C'est le groupe de traitement 2 qui exhibe les valeurs les plus élevées. Ces communes sont en moyenne de taille plus petite que les communes et ont un pourcentage de logement social plus faible que l'ensemble des communes soumises. Les résultats sont sensibles au choix du groupe de contrôle, en particulier, c'est le groupe de contrôle 3, avec toutes les communes de plus de 3 500 habitants non soumises à la loi, qui engendre les effets les plus conséquents. Malgré tout, les résultats restent dans une fourchette de valeur relativement restreinte (0,5-0,8).

TABLE 4 – Méthodes de comparaison sur le pourcentage de logement social en P1 (2006-2010)

	Contrôle 1		Contrôle 2		Contrôle 3	
	DiD	CiC	DiD	CiC	DiD	CiC
Traitement 1	0,69	0,68	0,66	0,64	0,80	0,65
Traitement 2	0,64	0,57	0,61	0,66	0,74	0,54

Calcul des auteurs

Si l'on s'intéresse à la différence de stock par tête (tableau 5), le gain en 4 ans varie de 2,25 logements à 3,41 supplémentaires pour 1 000 habitants de 1999. Pour une commune type du premier groupe de traitement, cela correspond à un gain en moyenne de l'ordre de 60 logements sociaux construits en plus que l'on peut imputer à la loi SRU. Nous retrouvons pour le gain les mêmes différences que pour le pourcentage de logement social.

TABLE 5 – Méthodes de comparaison sur le gain pour 1000 habitants en P1

	Contrôle 1		Contrôle 2		Contrôle 3	
	DiD	CiC	DiD	CiC	DiD	CiC
Traitement 1	2,69	2,59	2,92	2,80	3,41	2,84
Traitement 2	2,38	2,25	2,62	2,48	3,10	2,49

Calcul des auteurs

Dans tableau 6 nous reportons les résultats obtenus par *CdT*. L'hypothèse linéaire correspond à une tendance linéaire du paramètre d'intérêt, l'hypothèse Moyenne à la moyenne des différences lors des périodes *P-1* et *P0*. Enfin l'hypothèse Min (respectivement Max) correspond au minimum (maximum) des deux périodes de 4 ans précédentes.

TABLE 6 – Estimation du changement de tendance en P1 sur les pourcentages de logement social

Groupes	Hypothèse CdT			
	Linéaire	Moyenne	Min	Max
Traitements				
1 Soumises toutes périodes	0,42	0,36	1,00	-0,15
2 Contraintes 2009	0,38	0,32	0,94	-0,2
Contrôles				
1 Hors SRU -20% Pop. ↗	0,07	0,14	0,60	-0,34
2 Hors SRU -20%	0,06	0,12	0,56	-0,32
3 Hors SRU	0,07	0,15	0,72	-0,42

Entre parenthèses les écarts-types ; Calcul des auteurs

L'estimation par changement de tendance donne des résultats plus faibles pour l'effet moyen (sauf pour les cas extrêmes de l'hypothèse Min ou Max) que les estimations traditionnelles. Concernant les hypothèses moyenne ou linéaire, les résultats varient entre 0,32 point de pourcentage et 0,42 point de pourcentage supplémentaire attribuable à l'article 55. Si nous regardons les hypothèses de minimum et maximum, l'impact de l'article 55 serait d'environ 1 point de pourcentage supplémentaire en 4 ans si en l'absence de l'article les communes avaient eu une évolution contrefactuelle du pourcentage de logement social équivalente au minimum des deux périodes de 4 ans précédentes. Dans le cas opposé, si les communes avaient eu une production contrefactuelle en l'absence de l'article 55 équivalente au maximum des deux périodes

précédentes, l'effet moyen de l'article 55 serait légèrement négatif. Si nous interprétons les hypothèses Min et Max comme un encadrement des valeurs possibles pour la valeur contrefactuelle, nous ne sommes pas en mesure de dire si l'effet moyen du traitement sur le pourcentage de logement social est différent de 0.

Si l'on s'intéresse aux résultats des groupes de contrôle, nous remarquons que l'effet moyen est quasiment nul sous l'hypothèse de tendance linéaire du paramètre d'intérêt. Ce résultat est d'une grande importance pour la validité des hypothèses du changement de tendance (équation [CONT](#)). En effet, en moyenne les valeurs observées et les valeurs contrefactuelles sont très proches l'une de l'autre et l'impact est quasi nul. Ce qui signifie que la prévision par la tendance linéaire est en moyenne une bonne prévision pour l'évolution du pourcentage de logement social pour les communes non traitées. Si nous supposons que l'article 55 n'a pas eu d'impact sur les communes non soumises et que la qualité de prévision moyenne se retrouve aussi pour les communes des groupes de traitement, ce qui est aisément envisageable, nous pouvons dire que les hypothèses de tendance linéaire de la *CdT* sont vérifiées et que la vraie valeur de l'impact du dispositif est celle des estimations *CdT* et non *CiC* ou *DiD* qui surestiment l'impact, car elles ne prennent pas en compte la tendance naturelle de production différente des communes soumises et non soumises.

Pour l'hypothèse de la moyenne du comportement passé, les estimations pour les groupes de contrôle sont plus éloignées de zéro. Sous ces hypothèses, les communes non soumises auraient connu un faible changement de tendance. Il pourrait être dû soit à un changement naturel de la production de logements sociaux soit à un effet de l'article 55 dont l'impact déborderait aussi sur les communes non soumises. Dans tous les cas nous pouvons dire qu'en moyenne les communes non soumises ont plus produit, en terme de pourcentage de logement social, que la moyenne des deux périodes de 4 ans précédentes.

Néanmoins, tous ces résultats confirment la présence d'un effet moyen de l'article 55 sur le gain en pourcentage de logement social dans le cas des hypothèses linéaire et moyennes.

La [tableau 7](#) reporte les résultats de l'estimation *CdT* pour le nombre de logements sociaux pour 1 000 habitants en 1999. Le gain varie de 1,5 logement social supplémentaire à 1,83 pour les hypothèses linéaire et moyennes. Pour les hypothèses Min et Max, le gain est compris entre -0,51 et 4,11 pour le groupe de traitement 1 et -0,64 et 3,97 pour le groupe de traitement 2. Comme c'était le cas pour le pourcentage de logement social, nous ne pouvons pas exclure un effet moyen nul si nous considérons les hypothèses Min et Max comme un encadrement. Les résultats en stock sont équivalents aux résultats en pourcentage. En moyenne, la tendance linéaire est une assez bonne prévision de l'évolution de la tendance naturelle de production de logements sociaux, car pour les groupes de contrôle, la différence entre valeurs observées et valeurs contrefactuelles n'est pas plus que de 0,23 logement pour 1 000 habitants.

Les différences de mesure de l'effet moyen du traitement entre les méthodes basées sur la comparaison avec un groupe de contrôle et la méthode par changement de tendance s'expliquent aisément. Les méthodes par comparaison utilisent la tendance naturelle du groupe de contrôle pour corriger la tendance du groupe de traitement et construire un effet moyen contrefactuel en l'absence de la loi. Or, dans notre cas, la tendance du groupe de contrôle est quasi nulle, et l'ensemble de la différence entre deux périodes pour les communes traitées est considéré comme la résultante du seul fait de l'article 55 pour ces méthodes. Au contraire le changement de tendance ne s'intéresse

TABLE 7 – Estimation du changement de tendance en P1 sur gain pour 1000 habitants

	Groupes	Hypothèse CdT			
		Linéaire	Moyenne	Min	Max
Traitements					
1	Soumises toutes périodes	1,83	1,62	4,11	-0,51
2	Contraintes 2009	1,67	1,5	3,97	-0,64
Contrôles					
1	Hors SRU -20% Pop. ↗	0,11	0,48	2,23	-1,42
2	Hors SRU -20%	0,14	0,43	2,15	-1,35
3	Hors SRU	0,03	0,32	2,40	-1,82

Entre parenthèses les écarts-types ; Calcul des auteurs

qu'au passé des communes traitées et va chercher un changement de comportement commune par commune, en soustrayant la tendance de long terme pour chaque commune à l'évolution de la dernière période pour cette commune et tout changement par rapport à la tendance de long terme pour cette commune est imputé à l'article 55.

### 5.3.2 Effet du traitement par quantile

Jusqu'à présent nous nous sommes seulement intéressés à l'impact moyen du traitement sur les communes traitées. Dans ce qui suit, nous ventilons les résultats par quantile. Le tableau 8 présente les résultats pour les méthodes de comparaison, pour 5 quantiles concernant le pourcentage de logement social. Les résultats par quantiles varient assez grandement avec la méthode d'estimation. Les différences les plus prononcées se trouvent dans le haut de la distribution. Les résultats sont assez difficiles à interpréter tant les différences entre quantile et couple contrôle / traitement sont importantes. C'est l'estimation *QDiD* qui est la plus volatile en fonction du quantile et du choix des groupes.

Ces différences se retrouvent dans l'estimation quantile du stock en place. Même si les variations semblent moins prononcées, il reste difficile de tirer des conclusions quant à une éventuelle tendance du stock initial sur l'impact de la loi.

Pour l'estimation par *CdT* quantile (tableau 10), nous remarquons que c'est les communes qui ont un pourcentage de logement social voisin de 20 % qui ont le moins produit. Au niveau quantile, les résultats par *CdT* sont différents en fonction du paramètre d'intérêt. Pour le groupe de traitement 1, l'impact médian sur le pourcentage est quasiment le plus faible alors qu'il est le plus élevé pour le gain en logement. Il est possible que le dénominateur dans le calcul du pourcentage, le nombre de résidences principales, joue dans cette différence.

Selon le quantile, l'hypothèse de tendance linéaire n'est plus forcément la meilleure prévision pour les groupes de contrôle. Pour certains quantiles c'est l'hypothèse de la moyenne (sur 2 ou 4 ans). Si l'on considère que la tendance naturelle est la même pour toutes les communes, qu'elles soient soumises à la loi ou pas, et si pour les communes du groupe de contrôle l'impact est plus faible pour une hypothèse pour un quantile donné, nous pouvons reporter cette hypothèse dans les groupes de traitement pour le même quantile comme la plus plausible. Par exemple pour les quantiles 10 % et 25 %, les groupes de contrôle ont l'impact le plus faible pour l'hypothèse Moyenne sur 4 ans. Si nous soutenons l'hypothèse de tendance par quantile, il faudrait considérer pour les groupes de traitement l'hypothèse de moyenne sur 4 ans pour les quantiles 10 % et 25 % comme la plus vraisemblable. Dans la partie suivante, nous nous intéressons à l'analyse

TABLE 8 – Effet du traitement sur la différence de pourcentage de logement sociaux par quantile

Groupes	Quantile														
	10 %			25 %			50 %			75 %			90 %		
	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC
Traitement 1 - Contrôle 1	0,73	0,68	0,59	0,74	0,65	0,56	0,67	0,33	0,45	0,62	0,94	0,64	0,49	1,04	1,12
Traitement 1 - Contrôle 2	0,71	0,44	0,58	0,72	0,46	0,75	0,65	0,60	0,55	0,60	0,70	0,64	0,46	0,69	0,81
Traitement 1 - Contrôle 3	0,84	0,59	0,58	0,85	0,44	0,75	0,78	0,97	0,50	0,73	0,78	0,64	0,60	0,94	0,87
Traitement 2 - Contrôle 1	0,62	0,56	0,60	0,92	0,83	0,64	0,61	0,27	0,46	0,98	1,30	0,90	0,10	0,66	0,40
Traitement 2 - Contrôle 2	0,59	0,32	0,59	0,89	0,64	0,70	0,59	0,53	0,48	0,95	1,07	0,79	0,08	0,30	0,21
Traitement 2 - Contrôle 3	0,73	0,47	0,59	1,02	0,62	0,70	0,72	0,91	0,48	1,09	1,14	0,74	0,21	0,55	0,19

Calcul des auteurs

TABLE 9 – Effet du traitement sur le stock de logements sociaux pondéré par la population (1999) par quantile

Groupes	Quantile														
	10 %			25 %			50 %			75 %			90 %		
	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC	DiD	QDiD	CiC
Traitement 1 - Contrôle 1	1,88	2,90	2,08	2,63	2,82	2,44	3,74	2,83	2,87	2,54	1,88	1,83	3,04	2,61	2,49
Traitement 1 - Contrôle 2	2,11	3,11	2,08	2,87	2,80	2,81	3,98	3,30	2,95	2,78	2,72	1,82	3,27	2,89	2,33
Traitement 1 - Contrôle 3	2,60	2,20	2,08	3,35	2,97	2,81	4,46	3,20	2,87	3,26	4,90	1,83	3,76	5,14	2,51
Traitement 2 - Contrôle 1	0,71	1,73	1,61	2,42	2,60	2,14	1,55	0,65	1,32	3,85	3,19	3,31	3,28	2,85	2,36
Traitement 2 - Contrôle 2	0,94	1,94	1,82	2,65	2,59	2,26	1,78	1,11	2,15	4,08	4,03	3,31	3,52	3,14	2,73
Traitement 2 - Contrôle 3	1,43	1,03	1,82	3,14	2,75	2,28	2,27	1,01	2,15	4,57	6,21	3,23	4,00	5,39	2,73

Calcul des auteurs

graphique des distributions contrefactuelles afin de comprendre les différences entre les stratégies de traitement. Effet du traitement sur la différence de pourcentage de logement social et sur le stock de logements sociaux par quantile

	Pourcentage					Gain				
	10 %	25 %	50 %	75 %	90 %	10 %	5 %	50 %	75 %	90 %
<b>Traitement 1</b>										
Linéaire	0,56	0,53	0,34	0,40	0,27	1,48	2,45	2,55	1,51	-0,84
Moyenne	0,41	0,29	0,23	0,41	0,29	1,50	2,00	1,46	1,87	0,07
Min	0,97	0,86	0,89	1,20	0,86	3,66	4,12	4,56	4,27	3,27
Max	0,14	-0,17	-0,46	-0,28	-0,35	0,24	-0,20	-0,11	-1,22	-2,92
<b>Traitement 2</b>										
Linéaire	0,58	0,70	0,41	0,82	-0,25	2,61	1,95	1,77	2,31	-0,19
Moyenne	0,35	0,48	0,32	0,55	0,07	1,84	1,49	-0,16	2,45	2,32
Min	0,88	1,15	0,99	1,45	0,55	3,23	4,35	3,78	4,65	5,73
Max	0,32	-0,03	-0,16	0,01	-0,78	0,89	0,12	-1,40	-0,09	-2,57
<b>Contrôle 1</b>										
Linéaire	0,10	0,15	0,26	0,29	-0,27	0,43	1,37	1,87	0,60	-0,25
Moyenne	0,06	0,06	0,34	0,19	-0,19	0,66	1,46	1,31	1,05	-0,77
Min	0,22	0,33	0,92	0,94	0,70	1,62	2,44	3,56	2,90	2,47
Max	0,03	-0,14	-0,24	-0,30	-0,80	0,23	0,48	-0,26	-0,18	-2,18
<b>Contrôle 2</b>										
Linéaire	0,36	0,26	0,19	-0,01	-0,28	0,02	1,00	0,49	0,97	-0,18
Moyenne	0,05	0,09	0,23	-0,13	-0,54	0,01	0,76	1,42	0,86	0,71
Min	0,51	0,66	0,63	0,34	0,50	1,25	1,88	2,99	2,48	2,11
Max	0,08	-0,13	-0,24	-0,37	-0,64	-0,42	-0,95	-1,12	-1,39	-3,87
<b>Contrôle 3</b>										
Linéaire	0,11	0,27	-0,13	0,18	-0,19	0,70	0,34	0,60	-1,14	-0,49
Moyenne	0,09	0,32	0,01	0,20	0,08	1,06	0,34	1,11	-0,24	0,16
Min	0,39	0,85	0,56	1,15	0,85	1,77	1,88	4,19	1,56	2,52
Max	-0,21	-0,19	-0,63	-0,66	-1,16	-0,23	-1,03	-1,17	-2,99	-2,76

Calcul des auteurs

## 5.4 Le changement de tendance en détail

La stratégie par changement de tendance possède un énorme avantage par rapport aux méthodes par comparaison, car elle nous permet un suivi individuel des communes. Si nous supposons les hypothèses du changement de tendance crédibles, nous sommes en mesure d'identifier les communes qui ont changé de tendance et donc de mesurer l'impact de l'article 55 pour chaque commune. Une première mesure naïve serait de considérer le pourcentage de communes dont l'effet est positif, que ce soit en pourcentage ou en stock. Comme le montre les résultats du tableau 11 cette mesure naïve de l'impact n'est pas très informative, au plus nous remarquons que les communes faisant partie des groupes de traitement sont en pourcentage plus nombreuses à bénéficier d'un impact positif sur les paramètres d'intérêt.

TABLE 11 – Pourcentage de communes avec un effet positif de l'article 55 sur le pourcentage de logement social

Groupes	Hypothèse CdT			
	Linéaire	Moyenne	Min	Max
<b>Traitement</b>				
Soumises toutes périodes	64,44	64,61	80,28	48,42
Contraintes 2009	63,23	62,90	80,32	45,48
<b>Contrôles</b>				
Hors SRU -20% Pop. ↗	57,23	58,04	74,34	43,18
Hors SRU -20%	55,50	55,93	72,31	41,80
Hors SRU	54,35	55,48	72,95	40,05

Calcul des auteurs

TABLE 12 – Pourcentage de communes avec un effet positif de l'article 55 sur le stock pondéré de logements sociaux

Groupes	Hypothèse CdT			
	Linéaire	Moyenne	Min	Max
<b>Traitement</b>				
Soumises toutes périodes	61,62	58,98	74,47	43,66
Contraintes 2009	59,35	57,10	72,26	40,97
<b>Contrôles</b>				
Hors SRU -20% Pop. ↗	51,93	48,47	60,08	36,46
Hors SRU -20%	50,99	48,44	59,32	36,30
Hors SRU	49,39	48,17	61,82	34,04

Calcul des auteurs

Plus généralement nous cherchons à caractériser les différentes valeurs de l'impact en fonction des caractéristiques communales. Pour cela nous construisons des graphiques reliant le gain pour 1 000 habitants de 1999 et les caractéristiques structurelles des communes.

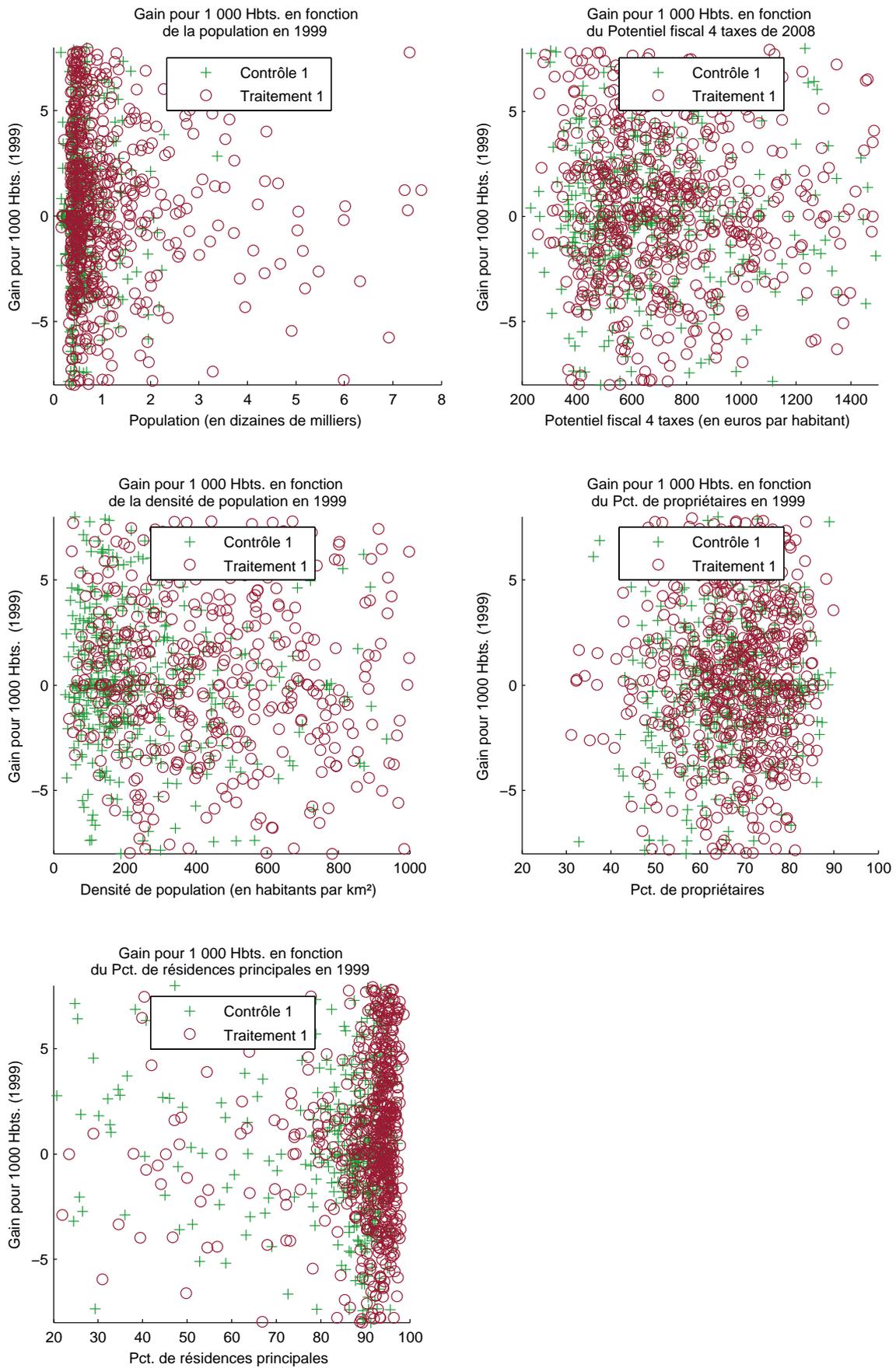


FIGURE 8 – Gain pour 1 000 Hbts. en fonction des caractéristiques observables

Lorsque nous analysons les graphiques issus de la figure 8 nous constatons qu'il n'existe aucune relation visible entre le gain pour 1 000 habitants et les caractéristiques observables. Pour chacune des caractéristiques, nous observons que les points sont distribués de manière totalement aléatoire sans que nous puissions en tirer des conclusions. Là encore cela reflète l'hétérogénéité des comportements sans lien apparent avec les caractéristiques structurelles des communes.

## 5.5 Effet régional



FIGURE 9 – Découpage de la France métropolitaine continentale en grandes zones

Une autre mesure serait de considérer l'effet moyen par zone géographique. Nous construisons 8 grandes zones, basées sur les régions administratives françaises qui forment une partition de la France métropolitaine continentale (détails en annexe C et la figure 9 pour le découpage). Pour chacune de ces grandes zones nous calculons l'effet moyen du traitement sur les traitées de la zone par *CdT*.

Le moins que l'on puisse dire est qu'il existe de fortes disparités régionales. Ce sont les régions du nord et de l'est qui ont été le plus touchées par l'article 55 en termes de

pourcentage de logement social (tableau 13). C'est dans l'Île-de-France et la zone centre que l'impact est le plus faible. Cependant les causes de ces mauvaises performances sont distinctes en fonction des zones. La raréfaction du foncier pour les communes d'Île-de-France est en contraste avec la zone Centre, qui se trouve en dépression démographique, et nécessite donc pas la construction de logements sociaux. Les autres régions se trouvent légèrement au-dessus ou au-dessous de la moyenne nationale calculée précédemment. Si les résultats ne dépendaient pas des caractéristiques observables, en revanche ils sont bien plus sensibles à la zone géographique de la commune.

Il est aussi intéressant de mettre ces résultats en perspective avec les différences de pourcentage observées par période (tableau 15). Les zones nord, est, centre et Rhône-Alpes ont constamment augmenté leur pourcentage moyen de logement social lors des 3 périodes alors que les autres zones ont toutes connu une baisse de la différence de pourcentage lors de la période  $P0$  (2002-2004). La zone Méditerranée a même diminué en moyenne son pourcentage de logement social durant la période  $P0$ .

Concernant les groupes de contrôle, les résultats sont proches de zéro exceptés pour les régions du Méditerranée et de la région Rhône-Alpes. Dans ces régions, les communes du groupe de contrôle 1 ont quasiment fait jeu égal avec les communes traitées. Dans la région Méditerranée ce résultat est confirmé pour tous les groupes de contrôle. Si l'on regarde le tableau 15 des différences observées de pourcentage de logement social par période, nous constatons que les communes des groupes de contrôle de la région Méditerranée avaient connu une forte baisse de leur pourcentage de logement social lors de la période  $P0$ . C'est le retour à l'équilibre d'un gain quasiment nul que l'estimation par  $CdT$  mesure. Néanmoins, il n'est pas exclu que l'article 55 ait pu avoir un effet sur certaines des communes du groupe de contrôle.

## 6 Conclusions

Dans cette étude, nous avons montré que la mise en location de logements sociaux lors de la période 2006-2010 a, en moyenne, été supérieure aux deux périodes de 4 ans précédentes pour les communes soumises au dispositif de l'article 55 et que cette rupture de tendance ne se retrouve pas dans les communes non soumises au dispositif, en tout cas pas avec la même ampleur. Si l'on considère qu'il faut 4 ans entre la fin du financement d'un programme et sa mise en location, nous pouvons sans trop de doute imputer ce changement dans le rythme de production à l'article 55. Dans le même temps nous avons montré que les communes soumises au dispositif de l'article 55, avaient bien avant la mise en place de celui-ci adopté un comportement différent en termes de production de logements sociaux. Les stratégies qui ne seraient basées que sur une simple comparaison avec un groupe de contrôle auraient surestimé l'impact de l'article 55.

Pour que le changement de tendance soit validé, nous devons vérifier deux hypothèses : avant la mise en place de l'article 55 il existe une tendance de long terme modélisable par l'analyste du paramètre d'intérêt pour chaque commune, et après la mise en place de l'article 55, tout changement entre la tendance de long terme et la valeur observée est imputable à l'impact de la loi. Ces deux hypothèses peuvent être vérifiées à deux niveaux distincts. Pour la tendance de long terme, nous pouvons nous référer à la qualité de l'ajustement de notre modélisation avant la mise en place de la loi, pour imputer la causalité à la loi en regardant si des agents non soumis à la loi ont un changement de tendance. Dans le cas de l'article 55, ces hypothèses sont pour nous très largement admissibles.

L'analyse contrefactuelle formule des hypothèses qui ne sont généralement pas testables empiriquement. Nous avons montré que sous des hypothèses largement envisageables une politique publique avec une inclusion totalement déterministe au groupe de traitement peut faire l'objet d'une évaluation, en nous affranchissant des hypothèses concernant la présence d'un hypothétique groupe de contrôle.

Si l'effet moyen est positif, nous avons remarqué qu'il existe une grande variabilité de comportement quant à la production de logements sociaux pour les communes traitées. Nous avons pu identifier qu'il existait des comportements régionaux mais qu'il n'existait pas d'effet de taille sur l'incitation. Les effets quantiles restent très difficiles à interpréter. Une recherche ultérieure devrait permettre de mieux comprendre les déterminants qui ont poussé certaines communes à produire du logement social plutôt que de préférer payer des pénalités. Un modèle politico-économique pourrait permettre cette analyse.

Enfin l'effet causal mesuré sur une période quadriennale est peu marqué. Nous l'estimons à un gain de 0,30 % de logement social ou encore à 40 logements sociaux supplémentaires pour une ville de 20 000 habitants. À ce rythme-là, il faudra atteindre 70 ans avant qu'en moyenne les communes soumises aux pénalités de la loi SRU atteignent le seuil de 20%. On peut comprendre l'impatience du politique qui projette de quintupler les pénalités et de porter le seuil à 25%. Nous ne sommes pas capables, n'ayant pas estimé un modèle structurel, de prédire l'effet d'un quintuplement des pénalités. L'augmentation du seuil de 20% à 25% relève d'une autre logique et on peut s'interroger sur ses effets sur la distribution du logement social déjà très inégalitaire. Ce renforcement des pénalités risque de n'être qu'un coup d'épée dans l'eau si le montant des pénalités continue à ne pouvoir excéder 5% du montant des dépenses réelles de fonctionnement. Enfin la libération des contraintes du côté du foncier ou des surfaces constructibles est certainement déterminante dans des zones très denses.

## Références

- Jaap H. Abbring and James J. Heckman. Chapter 72 econometric evaluation of social programs, part iii : Distributional treatment effects, dynamic treatment effects, dynamic discrete choice, and general equilibrium policy evaluation. In James J. Heckman and Edward E. Leamer, editors, *Handbook of Econometrics*, volume 6, Part B of *Handbook of Econometrics*, pages 5145 – 5303. Elsevier, 2007.
- J.D. Angrist and J.S. Pischke. *Mostly harmless econometrics : An empiricist's companion*. Princeton Univ Pr, 2009.
- J. Angrist and J.S. Pischke. The credibility revolution in empirical economics : How better research design is taking the con out of econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2) :3–30, 2010.
- O. Ashenfelter and D. Card. Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *The Review of Economics and Statistics*, pages 648–660, 1985.
- S. Athey and G.W. Imbens. Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica*, 74(2) :431–497, 2006.
- M. Bertrand, E. Duflo, and S. Mullainathan. How much should we trust differences-in-differences estimates ? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1) :249–275, 2004.

- A. Bilek, N. Costes, and F. Monmousseau. La loi sru incite-t-elle les maires à construire du logement social? les enseignements d'une analyse principal agent. *Économie publique/Public economics*, (20), 2008.
- R. Blundell and M.C. Dias. Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. *Journal of Human Resources*, 44(3) :565–640, 2009.
- R. Blundell, A. Duncan, and C. Meghir. Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, pages 827–861, 1998.
- D. Card, D. and B. Krueger. Minimum wages and employment : A case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4) :772–793, 1994.
- D. Card. The impact of the mariel boatlift on the miami labor market. *Industrial and Labor Relations Review*, 43(2), 1990.
- K. Doksum. Empirical probability plots and statistical inference for nonlinear models in the two-sample case. *The annals of statistics*, 2(2) :267–277, 1974.
- N. Eissa and J.B. Liebman. Labor supply response to the earned income tax credit. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2) :605–637, 1996.
- R.A. Fisher. *The design of experiments*. Oliver & Boyd, 1935.
- James J. Heckman and Edward J. Vytlacil. Chapter 70 econometric evaluation of social programs, part i : Causal models, structural models and econometric policy evaluation. In James J. Heckman and Edward E. Leamer, editors, *Handbook of Econometrics*, volume 6, Part B of *Handbook of Econometrics*, pages 4779 – 4874. Elsevier, 2007.
- James J. Heckman and Edward J. Vytlacil. Chapter 71 econometric evaluation of social programs, part ii : Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments. In James J. Heckman and Edward E. Leamer, editors, *Handbook of Econometrics*, volume 6, Part B of *Handbook of Econometrics*, chapter 71, pages 4875 – 5143. Elsevier, 2007.
- P.W. Holland. Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, pages 945–960, 1986.
- G.W. Imbens and T. Lemieux. Regression discontinuity designs : A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2) :615–635, 2008.
- G.W. Imbens and J.M. Wooldridge. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1) :5–86, 2009.
- M. Lechner. The estimation of causal effects by difference-in-difference methods. *University of St. Gallen Department of Economics working paper series*, 28, 2010.
- EL Lehmann and HJ D'Abbrera. *Nonparametrics : Statistical methods based on ranks*. Holden-Day (San Francisco), 1974.
- C.F. Manski and J.V. Pepper. Deterrence and the death penalty : Partial identification analysis using repeated cross sections. 2011.
- C.F. Manski. *Partial identification of probability distributions*. Springer Verlag, 2003.

- B.D. Meyer, W.K. Viscusi, and D.L. Durbin. Workers' compensation and injury duration : Evidence from a natural experiment. *The American Economic Review*, pages 322–340, 1995.
- J. Neyman. On the application of probability theory to agricultural experiments. essay on principles. section 9. translation of excerpts by d. dabrowska and t. speed. *Statistical Science*, 6(1990) :462–47, 1923.
- D.B. Rubin. Matching to remove bias in observational studies. *Biometrics*, pages 159–183, 1973.
- D.B. Rubin. Assignment to treatment group on the basis of a covariate. *Journal of Educational and Behavioral statistics*, 2(1) :1–26, 1977.

# Annexes

## A La base de données

Tout travail empirique suppose un effort d'intégration des données. Nous entendons par intégration, l'appariement des données en provenance de sources différentes et l'analyse de la qualité de la base intégrée.

### A.1 Les bases de données sources

L'unité de base de notre analyse empirique est la commune. Notre base principale est la base de données de l'enquête parc logement social (EPLS). Cette base nous a été fournie par les services de la statistique (SOeS) du ministère de l'écologie du développement durable, des transports et du logement. Nous disposons des données du 1 janvier 1998 au 31 décembre 2009, soit une période de 12 ans. Nous avons intégré à cette base des données issues des recensements de l'INSEE, de la base FILOCOM pour les résidences principales et d'une base de données provenant du ministère de l'intérieur (D.G.C.L sous direction des finances locales Bureau des concours financiers de l'état) pour les données fiscales.

La base EPLS est la principale source de valeurs manquantes de notre base agrégée. Sans que l'on puisse en déterminer les causes, certaines communes ne sont pas renseignées dans la base. Plus précisément nous considérerons comme valeurs manquantes toutes communes dont le nombre de logements sociaux conventionnés est manquant pour au moins une des années entre 1998 et 2009.

La qualité de la base EPLS peut être considérée comme correcte dans son ensemble. Cependant, comme toutes les bases administratives elle peut souffrir d'irrégularités. Ces irrégularités sont alors considérées comme des valeurs aberrantes. Pour identifier ces valeurs, nous regardons dans un premier temps les communes dont la différence de stock de logements sociaux durant une période est élevée au regard de la taille de la commune. En cas de doute nous faisons une recherche pour savoir si la commune a pu bénéficier de la mise en location d'un programme de logements sociaux conséquent. En règle général, ce type d'événement se retrouve mentionné dans la presse locale. Si ce n'est pas le cas, nous considérons la commune comme étant une valeur aberrante et nous la sortons de notre base de travail.

## B EPLS vs. SRU

Dans cette sous-section nous comparons les différences de mesure du pourcentage de logement social au sens SRU et au sens EPLS. De par les données dont nous disposons, nous ne pouvons comparer ces mesures que pour l'année 2007 et uniquement pour les communes soumises à la loi (les autres communes n'étant pas inventoriées au sens SRU). Si nous calculons les différences communales entre le pourcentage SRU et le pourcentage EPLS, la moyenne de ces différences est de 0,67 point de pourcentage avec un écart-type de 2,57. Si nous calculons le pourcentage communal mesurant la différence entre le pourcentage EPLS par rapport au pourcentage SRU, la moyenne de ce pourcentage est de -5,72 % et l'écart-type 38,50. Pour l'année 2007, nous avons aussi le stock de logements sociaux et le nombre de résidences principales au sens SRU, nous constatons que les différences de pourcentage proviennent en majeure partie d'une

mesure différente du stock de logements sociaux et non des résidences principales. En effet, la moyenne du pourcentage des différences communales entre le nombre de résidences principales que nous utilisons (FILOCOM) par rapport à celui utilisé dans le calcul du pourcentage SRU est de -0,46 % (écart-type 1,00), alors que la moyenne des différences des stocks de logements sociaux communaux entre la mesure EPLS par rapport à SRU est de -6,20 % avec un écart-type de 37,84.

## C Les zones géographiques

Nous construisons 8 grandes zones géographiques basées sur des regroupements des régions administratives. Les regroupements sont les suivants :

- La **zone Nord** est composée des régions : Nord-Pas-de-Calais, Picardie, Haute-Normandie et Basse-Normandie.
- La **zone Ouest** est composée des régions : Pays de la Loire, Bretagne et Poitou-Charentes.
- La **zone Île-de-France** est composée uniquement de la région Île-de-France.
- La **zone Centre** est composée des régions : Auvergne, Centre, Limousin et Bourgogne.
- La **zone Sud-ouest** est composée des régions Midi-Pyrénées et Limousin.
- La **zone Méditerranée** est composée des régions Languedoc-Roussillon et Provence-Alpes-Côte d'Azur.
- La **zone Rhône-Alpes** est constituée de la seule région Rhône-Alpes.
- La **zone Est** est composée des régions : Lorraine, Alsace, Franche-Comté et Champagne-Ardenne.

Le tableau 17 nous indique les effectifs par groupe et par région.

TABLE 13 – Effet régional du pourcentage de logement social

Groupes	Régions	Hypothèses	Nord		Ouest		IdF		Centre		Sud-ouest		Méd.		Rhône-Alpes		Est	
			Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy
Traitements																		
1	Soumises toutes périodes		1,02	0,66	0,49	0,41	0,12	0,15	0,09	0,13	0,55	0,41	0,31	0,35	0,42	0,41	1,03	0,76
2	Contraintes 2009		0,81	0,59	0,44	0,37	0,45	0,39	-0,05	-0,04	0,19	0,10	0,42	0,42	0,24	0,26	0,98	0,66
Contrôles																		
1	Hors SRU -20% Pop. ↗		0,14	0,16	-0,03	0,02	-0,13	0,04	0,00	-0,05	0,14	0,22	0,20	0,31	0,36	0,33	-0,10	-0,01
2	Hors SRU -20%		0,21	0,22	-0,09	-0,05	-0,16	-0,05	0,01	0,00	0,18	0,24	0,17	0,29	0,20	0,29	0,15	0,18
3	Hors SRU		0,09	0,18	-0,05	0,00	-0,10	0,05	0,05	0,14	0,21	0,26	0,17	0,25	0,09	0,21	0,20	0,18

Lin : hypothèse tendance du paramètre d'intérêt linéaire - Moy : Hypothèse de production moyenne des deux périodes de 4 ans précédentes

IdF : Île-de-France ; Méd : Méditerranée

TABLE 14 – Effet régional sur le stock de logements sociaux

Groupes	Régions	Hypothèses	Nord		Ouest		IdF		Centre		Sud-ouest		Méd.		Rhône-Alpes		Est	
			Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy	Lin	Moy
Traitements																		
1	Soumises toutes périodes		4,55	3,22	2,52	2,09	0,29	0,38	0,36	0,38	2,86	2,44	1,13	1,53	1,76	1,54	4,45	3,32
2	Contraintes 2009		3,39	2,78	2,28	2,02	1,79	1,78	-0,48	-0,62	1,31	0,86	1,64	1,90	1,12	0,99	4,43	2,66
Contrôles																		
1	Hors SRU -20% Pop. ↗		-0,06	-0,08	-0,05	0,17	-1,27	-0,33	-0,59	-0,46	1,72	1,70	0,47	1,31	1,57	1,50	-1,03	-0,58
2	Hors SRU -20%		0,38	0,47	-0,29	-0,11	-1,35	-0,52	-0,34	-0,16	1,58	1,57	0,45	1,24	1,00	1,04	0,13	0,27
3	Hors SRU		-0,07	0,55	-0,40	-0,20	-0,86	-0,36	0,12	0,18	1,45	1,42	0,51	1,08	0,83	1,08	-0,46	-0,40

Lin : hypothèse tendance du paramètre d'intérêt linéaire - Moy : Hypothèse de production moyenne des deux périodes de 4 ans précédentes

IdF : Île-de-France ; Méd : Méditerranée

TABLE 15 – Différence de pourcentage par période et par région

Régions	Nord			Ouest			IdF			Centre			Sud-ouest			Méd			Rhône-Alpes			Est		
	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1
Groupes	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1
Traitements																								
1	0,48	0,71	1,49	0,39	0,45	0,87	0,46	0,29	0,46	0,43	0,62	0,66	0,41	0,13	0,91	0,29	-0,01	0,56	0,28	0,39	0,73	0,14	0,55	1,22
2	0,39	0,70	1,31	0,48	0,64	0,97	0,43	0,16	0,57	0,50	0,58	0,50	0,58	0,34	0,58	0,28	-0,02	0,63	0,20	0,49	0,56	0,13	0,26	0,99
Contrôles																								
1	0,01	0,18	0,23	0,17	-0,08	0,06	-0,03	-0,09	-0,08	-0,26	0,04	-0,17	0,14	0,11	0,31	-0,22	-0,33	0,04	-0,11	-0,26	0,24	0,30	-0,25	-0,01
2	0,04	0,18	0,34	0,17	-0,01	0,03	-0,04	-0,11	-0,12	-0,03	0,04	0,00	0,10	0,07	0,33	-0,06	-0,30	0,11	0,02	-0,27	0,17	0,14	-0,27	0,12
3	-0,03	-0,23	0,10	0,06	-0,11	-0,03	-0,16	-0,30	-0,24	-0,04	-0,26	-0,04	0,09	-0,03	0,32	-0,16	-0,50	-0,04	-0,22	-0,57	-0,13	-0,17	-0,35	-0,11

P-1 : 1998-2002 ; P0 2002-2006 ; P1 : 2006-2010

IdF : Île-de-France ; Méd : Méditerranée

TABLE 16 – Différence de stock pondéré par période et par région

Régions	Nord			Ouest			IdF			Centre			Sud-ouest			Méd			Rhône-Alpes			Est		
	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1
Groupes	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1	P-1	P0	P1
Traitements																								
1	3,42	4,47	7,90	3,83	3,93	6,28	3,65	2,86	3,70	4,30	5,03	5,04	4,56	3,35	6,62	3,28	1,80	4,24	3,62	4,15	5,51	2,68	3,96	6,73
2	3,25	4,83	7,27	4,12	4,41	6,43	3,13	2,06	4,69	4,47	4,61	3,92	5,13	4,14	5,54	2,98	1,51	4,32	2,97	3,95	4,56	2,74	2,74	5,54
Contrôles																								
1	2,74	3,15	2,86	2,69	1,92	2,49	1,58	1,20	0,83	1,38	2,61	1,42	2,67	3,33	4,79	2,26	2,11	3,24	2,60	2,33	4,13	3,60	0,85	1,34
2	2,17	2,61	2,99	2,50	2,00	2,12	1,42	1,07	0,55	1,60	1,64	1,44	2,04	2,57	4,01	2,57	2,02	3,28	2,65	2,11	3,58	2,51	0,42	1,56
3	2,29	1,55	2,57	2,41	1,82	1,90	1,77	1,36	1,08	1,40	0,50	1,14	2,11	2,42	3,84	2,34	1,58	2,90	2,23	1,41	2,99	1,27	-0,01	-0,06

P-1 : 1998-2002 ; P0 2002-2006 ; P1 : 2006-2010

IdF : Île-de-France ; Méd : Méditerranée

TABLE 17 – Effectifs régionaux

Régions	Nord		Ouest		IdF		Centre	
Groupes	N	Pop	N	Pop	N	Pop	N	Pop
Traitements								
1	38	8112 (6722)	68	9559 (8850)	119	33571 (194173)	45	11662 (22227)
2	17	7383 (8050)	37	8416 (5125)	69	9654 (8085)	22	7503 (3698)
Contrôles								
1	34	6804 (6060)	124	6415 (3333)	81	4129 (3287)	31	5292 (1967)
2	110	13532 (22562)	179	7463 (7516)	141	14437 (20450)	94	10375 (12368)
3	192	11963 (17662)	207	8122 (8158)	169	13310 (19043)	154	10453 (10937)

N : effectif du groupe - Pop : population communale moyenne en 1999 - Entres parenthèses les écarts-types  
IdF : Île-de-France

TABLE 18 – Effectifs régionaux (suite)

Régions	Sud-ouest		Sud-est		Rhône-Alpes		Est	
Groupes	N	Pop	N	Pop	N	Pop	N	Pop
Traitements								
1	72	18692 (50152)	107	27884 (85178)	76	16762 (53135)	48	7988 (5035)
2	44	8999 (6974)	71	16872 (41078)	44	6937 (4061)	17	7811 (6846)
Contrôles								
1	57	6822 (4278)	68	7692 (5879)	51	6291 (4384)	40	6228 (3579)
2	108	8772 (9543)	85	8865 (10638)	93	12508 (20812)	97	8537 (8411)
3	111	8759 (9414)	97	10329 (11815)	136	11391 (17607)	159	9102 (7841)

N : effectif du groupe - Pop : population communale moyenne en 1999 - Entres parenthèses les écarts-types  
IdF : Île-de-France