

Document de travail (docweb) n° 1209

L'effet des Zones Franches Urbaines sur le Retour à l'Emploi

Laurent Gobillon
Thierry Magnac
Haris Selod

Octobre 2012

L'effet des Zones Franches Urbaines sur le Retour à l'Emploi

Résumé

Ce rapport évalue l'impact du programme de zones franches urbaines mis en place en 1997 pour aider les chômeurs à trouver un emploi en faisant bénéficier les entreprises d'une baisse de charges sociales (environ un tiers des coûts salariaux totaux) si elles embauchent au moins 20% de leur main-d'oeuvre localement. En utilisant une base de données géo-codée exhaustive sur les épisodes de chômage en Ile-de-France durant la période 1993–2003, nous mesurons l'effet direct du programme sur les durées de chômage, en distinguant entre les effets de court et de long terme. Nous utilisons une stratégie empirique originale en deux étapes utilisant des données individuelles en première étape, et des données agrégées et des techniques d'appariement linéaires conditionnelles en deuxième étape. Nous montrons que bien que le programme de zones franches urbaines ait eu tendance à “sélectionner les gagnants”, il est inefficace en termes de coûts/bénéfices. Il a eu un effet faible mais significatif sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs (qui a augmenté de seulement 3%). Cet effet était localisé et significatif uniquement à court terme (i.e. au mieux durant les trois années qui ont suivi la mise en place du programme). Nous avons aussi évalué l'effet du deuxième programme de zones franches urbaines mis en place en 2004 et avons trouvé qu'il n'avait pas d'effet significatif.

The effect of enterprise zones on exit from unemployment

Abstract

This report evaluates the impact of the French enterprise zone program which was initiated in 1997 to help unemployed workers find employment by granting a significant wage-tax exemption (about one third of total labor costs) to firms hiring at least 20% of their labor force locally. Drawing from a unique geo-referenced dataset of unemployment spells in the Paris region over an extensive period of time (1993–2003), we are able to measure the direct effect of the program on unemployment duration, distinguishing between short- and medium-term effects. This is done by implementing an original two-stage empirical strategy using individual data in the first stage and aggregate data and conditional linear matching techniques in the second stage. We show that although the enterprisezone program tended to “pick winners”, it is likely to be cost-ineffective. It had a small but significant effect on the rate at which unemployed workers find a job (which is increased by a modest 3%). This effect was localized and significant only in the short run (i.e. at best during the 3 years that follow the start of the policy). We also evaluated the second enterprise zone program which was initiated in 2004 but found that it had no significant effect.

Toulouse, le 2 avril 2012

L'effet des Zones Franches Urbaines sur le Retour à l'Emploi

Réponse à l'appel à projet de recherche 2009 intitulé :

Evaluation des effets des politiques ciblées sur des territoires :

zones franches urbaines, zones urbaines sensibles et zones de redynamisation urbaine

Rapport final

Equipe du CEPREMAP

Laurent Gobillon

INED et PSE

Thierry Magnac

Université de Toulouse – TSE

(Responsable)

Haris Selod

PSE et INRA

Table de matières

Sommaire

I.	Introduction	4
II.	Une synthèse de la littérature américaine	5
III.	Les zones franches urbaines en France	10
IV.	Les Données	13
V.	Stratégie empirique	17
	Estimation des effets des variables individuelles	18
	L'estimation des effets communes	21
	Evaluation des effets des zones franches urbaines	23
VI.	Les résultats de l'évaluation de la politique	24
	Estimateur Stratifié de Vraisemblance Partielle	25
	Définition du traitement	25
	Caractéristiques des communes traitées : le score de propension	26
	Appariement, estimation du modèle en premières différences et estimation intra-individuelle ...	28
	Spécification privilégiée	32
	Effets de retombées spatiales.....	34
	Autres tests de robustesse.....	35
	Evaluation des effets de la politique sur d'autres variables	36
VII.	Résultats complémentaires	38
	Evaluation de l'extension de la politique de Zones Franches Urbaines en 2004.....	38
	Evaluation de l'effet des Zones Franches Urbaines par sous groupe de population.....	41
VIII.	De nouvelles méthodologies : les modèles à effets interactifs et la méthode par cohorte synthétique	43
IX.	Conclusion et interprétation des effets de la politique	45
X.	Bibliographie	47
XI.	Valorisation	49

I. Introduction¹

Ce rapport présente les résultats obtenus dans le cadre de l'évaluation statistique du programme de Zones Franches Urbaines en France en 1997 et en 2004. Nous cherchons à déterminer si ce programme a augmenté la vitesse à laquelle les chômeurs résidant dans les communes ciblées ont pu trouver un emploi. Notre étude s'appuie sur une analyse en deux étapes de périodes de chômage obtenues dans une série de données exhaustive concernant la région parisienne pendant la période 1993-2003 d'une part et la période 2000-2009 d'autre part.

Ce rapport final fait suite au rapport intermédiaire remis à la DARES le 24 avril 2011 et le remanie et le complète, en particulier par ses réponses aux commentaires et questions posées par le Comité de Suivi (Lettre Référence : 2011/MAR/n°52) et par l'introduction de nouveaux matériaux. Sa synthèse en deux ou trois pages fait l'objet d'un document spécifique annexé à ce rapport. Les articles scientifiques sur lesquels s'appuient nos conclusions et qui cherchent l'assentiment de nos pairs dans la communauté scientifique figurent aussi en annexes.

Dans ce rapport, nous proposons d'abord des statistiques descriptives sur les différentes sorties du chômage des individus inscrits au Pôle Emploi. Nous estimons ensuite un modèle de durée stratifié par commune afin d'obtenir des effets fixes par municipalités et semestres, nets de l'hétérogénéité individuelle observée. Ces effets sont estimés à la fois avant et après la mise en place du programme, ce qui nous permet de construire des variantes d'estimateurs en différence de différence de l'impact du programme au niveau communal.

Après avoir réalisé de nombreux tests de robustesse, nous concluons que les zones franches urbaines ont un impact faible mais néanmoins significatif sur le temps que mettent les chômeurs à trouver un emploi en 1997. Cet impact reste localisé et n'est significatif que sur le court terme. Par contre, l'effet n'est jamais significatif pour la politique mise en place en 2004. De la même façon, les effets de traitement en 1997 ne sont que rarement significatifs et ne le sont pas de manière robuste. Le plan du rapport est le suivant. Nous proposons une revue de la littérature américaine sur les zones franches urbaines dans la deuxième section. Nous présentons le programme français de zones franches urbaines dans une troisième section. Nous décrivons ensuite les données utilisées dans une quatrième section. La cinquième section explique notre stratégie d'estimation, tandis que la sixième traite des résultats de l'évaluation de la politique en 1997. La septième section présente des résultats complémentaires sur l'évaluation de la politique en 2004 et sur l'évaluation de la politique

¹ Nous remercions les participants aux séminaires dans lesquels nous avons présenté ces travaux. Nous remercions particulièrement Loïc Batté pour son excellent travail d'assistant de recherche. Nous restons seuls responsables des erreurs ou omissions qui pourraient subsister.

en 1997 pour des sous-populations spécifiques définie à partir du sexe, du diplôme et la nationalité. La huitième section propose une discussion de nouvelles méthodologies qui pourraient être appliquées pour évaluer l'effet de la politique. La neuvième section conclut et propose une discussion de la politique menée. Enfin, la dixième section donne une bibliographie et la onzième section présente brièvement comment nos résultats ont été valorisés en termes de publications et de présentations.

II. Une synthèse de la littérature américaine

Les programmes de zones franches urbaines (ZFU) sont des politiques de discrimination territoriale qui consistent à proposer des incitations fiscales et des exemptions réglementaires pour les entreprises dans certains quartiers défavorisés. L'objectif est de promouvoir le développement économique local, et en particulier d'améliorer le niveau d'emploi local à travers des incitations aux entreprises pour investir, embaucher, s'installer ou se relocaliser dans les zones ciblées. Le concept, qui s'est inspiré au départ du développement rapide, au début des années 1970, des zones franches dans les économies émergentes, a été utilisé pour la première fois comme outil de politique urbaine au Royaume Uni en 1981. Suite à cette initiative britannique, de nombreux états des Etats Unis, à commencer par le Connecticut, ont également mis en place des législations similaires. Par la suite, un programme fédéral de zones de réhabilitation urbaine a été mis en place dans plusieurs villes des Etats Unis en 1994. Ce programme proposait non seulement des incitations fiscales aux entreprises mais aussi d'importantes subventions à caractère social, à savoir des transferts inconditionnels du gouvernement fédéral vers les Etats, dépensés par la suite dans des zones cibles. Suite à ces expériences, la France a voté son premier programme de ZFU en 1996.

Une comparaison des programmes de ZFU existants nous montre que les outils fiscaux utilisés varient grandement, de différentes formes d'allègement de l'imposition du capital à des exemptions de cotisations sociales, ou même à des combinaisons des deux. Les outils spécifiques peuvent également varier en termes du processus de désignation des zones, des conditions d'éligibilité pour obtenir des crédits d'impôts, de l'intensité et de l'étendue des crédits d'impôts, de la durée et du processus de suppression progressive des exemptions, du moment où le programme est mis en place, de la zone couverte et du nombre de zones, de la nécessité de mettre en place simultanément un plan local d'urbanisme, ou de la compensation partielle ou totale par l'Etat des revenus fiscaux perdus localement.

En théorie, les programmes de zones franches urbaines sont censés contribuer au développement économique local à travers plusieurs mécanismes qui dépendent des spécificités du programme et du contexte. Dans ce qui suit, nous allons nous concentrer sur la question de leur efficacité à promouvoir l'emploi. Les effets des subventions au capital sont ambigus. Même si les subventions au facteur capital (telles que le crédit d'impôt sur la

taxe foncière locale, ou le crédit d'impôt s'appliquant aux stocks) devraient encourager l'investissement, ceci pourrait se faire aux dépens de l'emploi si le capital et le travail sont substituables dans le processus de production (Lynch et Zax, 2008). Si, au contraire, les deux facteurs sont complémentaires, les subventions en capital peuvent également avoir un effet positif sur l'emploi. En ce qui concerne les subventions pour le facteur travail (telles que par exemple les déductions de cotisations sociales salariales), elles devraient avoir un effet non ambigu sur l'emploi en renforçant les incitations à embaucher. Les déductions d'impôts sur le revenu devraient encourager à la fois les embauches et les investissements.

Malgré les mécanismes décrits ci-dessus, de nombreuses critiques tirées de la théorie économique ont été formulées. Le premier problème est que les incitations fiscales peuvent en fait ne produire que des effets d'aubaine pour des entreprises qui auraient de toute façon embauché des travailleurs, avec peu d'impact sur le niveau d'emploi local. Cependant, on pourrait penser que le conditionnement des crédits d'impôts à l'embauche locale, souvent utilisé dans les programmes de zones franches urbaines, devrait diminuer ou supprimer ce problème et améliorer l'emploi, au moins dans les zones ciblées. D'autre part et ce problème est lié au précédent, les zones franches urbaines pourraient ne pas nécessairement créer des emplois mais pourraient provoquer la délocalisation géographique d'emplois des zones non bénéficiaires vers les zones franches urbaines. Cependant, même si tel est le cas, il n'est pas clair que ceci doive être considéré comme un échec de la politique, car il peut être socialement désirable de redistribuer l'emploi spatialement vers des zones où il y en a peu, même s'il s'agit d'un jeu à somme nulle. Un troisième argument est que la désignation des zones pourrait provoquer une stigmatisation des quartiers ciblés, et exacerber encore davantage la discrimination par les employeurs à l'égard des populations de ces quartiers. L'enjeu est alors de savoir comment cet effet indirect négatif de stigmatisation se compare à l'effet bénéfique direct attendu pour l'emploi. Un quatrième argument met l'accent sur le fait qu'en l'absence de compensation des pertes de revenus fiscaux, les programmes de zones franches urbaines peuvent conduire à une diminution des services publics fournis, ce qui pourrait à son tour être nuisible à l'emploi, ou en tout cas au bien-être de la population locale. Bien sur, cela dépend de la manière dont le programme et les infrastructures de la ZFU sont financés. Le problème peut être résolu en s'assurant que la législation des zones franches urbaines fournisse des mécanismes appropriés de compensation, ou peut être totalement évité si la charge liée aux déductions d'impôts est portée directement par l'Etat et non par la collectivité locale. De surcroît, une cinquième critique souligne que les effets des zones franches urbaines pourraient n'être que transitoires, et cesser dès la période de suppression progressive des exemptions d'impôts. En fait, dans plusieurs cas, les exemptions ont été étendues après la période d'arrêt initialement prévue, même si cela peut impliquer la poursuite d'une politique coûteuse. Enfin, on est en droit de considérer que fournir uniquement des incitations fiscales pourrait être insuffisant pour améliorer l'emploi local lorsque le chômage est structurel, comme cela peut par exemple arriver en cas de non-adéquation entre les

compétences des travailleurs au chômage et les compétences requises. Ce dernier argument plaide en faveur de politiques intégrées qui vont au-delà de la simple stimulation de la demande de travail.

Au vu de ces arguments, que les zones franches urbaines réussissent ou non à créer de l'emploi peut fortement dépendre de la spécificité de chaque programme et du contexte local. L'évaluation des programmes de zones franches urbaines est ainsi un sujet empirique d'importance pour les décideurs politiques, et explique le fait que la littérature sur le sujet est relativement abondante (cf. Ladd, 1994, Peters et Fisher, 2004, et Hirasuna et Michael, 2005, pour un aperçu de la littérature sur le sujet). C'est cependant seulement à partir du milieu des années 1990, que de véritables évaluations ont commencé à émerger, ayant recours à diverses techniques statistiques et se focalisant sur divers indicateurs du marché du travail.² Le défi principal qui ressort habituellement de ces évaluations est de s'attaquer aux problèmes de sélection. Les zones sont souvent sélectionnées en utilisant un classement déterminé en fonction d'indicateurs économiques, les critères de sélection pouvant être l'objet d'une manipulation de la part des élus locaux qui cherchent à ce que leurs circonscriptions bénéficient de cette politique. La prise en compte de ce problème nécessite donc de faire appel à des techniques de quasi-expérience (*quasi-experiment*) utilisant des données de panel pour prendre en compte l'hétérogénéité locale. Les stratégies d'identification varient typiquement du modèle de croissance aléatoire à la technique des différences de différences, en utilisant un score de propension afin de définir des groupes de contrôle adéquats, ou la repondération par le score de propension afin de construire des analyses contrefactuelles. Aux Etats-Unis, les évaluations économétriques des programmes de ZFU au niveau des Etats que l'on trouve dans la littérature économique ont donné des résultats mitigés. A notre connaissance, la première étude de ce type a été réalisée par Papke (1994), qui évalue les effets du programme de zones franches urbaines de 1983 dans l'Indiana, un programme qui a consisté à fournir des crédits aux entreprises sur la taxe foncière locale et la taxe sur les stocks, ainsi qu'à accorder aux résidents une réduction d'impôt sur le revenu dans des zones sélectionnées dans des centres-villes. Le résultat principal de l'auteur est que le chômage déclaré localement a grandement diminué, de 19%, suite à la désignation des zones. Etant donné la modestie des incitations à l'emploi dans le programme, l'auteur suggère que ce résultat pourrait refléter un « effet de démonstration », comme cela a en effet été décrit par les administrateurs de la zone. Elvery (2009) étudie les programmes de ZFU en Californie et en Floride et ne trouve aucune preuve que les zones franches urbaines ont affecté la probabilité individuelle de trouver un emploi pour les résidents des zones concernées. Boarnet et Bogart (1996), qui s'intéressent au programme de 1984 dans le New Jersey, étudient le nombre d'emplois créés dans les communes abritant une zone franche urbaine. Comme ils ne trouvent aucun effet, ils

² De nombreuses évaluations entreprises avant le milieu des années 1990 ont été réalisées sans utiliser les techniques qui sont considérées aujourd'hui comme standards pour l'évaluation des politiques publiques. Dans certains cas, les évaluations n'ont pas été réalisées par des parties extérieures au programme. Ceci a créé une littérature controversée et parfois floue et des résultats contradictoires.

suggèrent que leur résultat pourrait être dû à un déplacement des emplois des zones hors-ZFU vers les ZFU au sein des communes concernées.

Ces résultats contrastés montrent que certaines politiques de zones franches urbaines auraient plus de succès que d'autres. Ceci est testé par Bondonio et Engberg (2000), qui estiment, pour cinq états différents,³ l'effet des zones franches urbaines sur l'emploi au niveau de zones définies à partir du code postal (*ZIP code*), tout en prenant en compte la valeur monétaire des incitations. Ils trouvent très peu d'impact sur la différence de croissance du taux d'emploi entre les zones non ZFU et les ZFU. A l'instar de Boarnet et Bogart, ils soupçonnent que le peu d'effet pourrait être dû au transfert d'emplois des zones non ZFU aux ZFU à l'intérieur des zones ayant le même code postal, et au transfert d'emplois d'anciennes entreprises à des entreprises nouvelles à l'intérieur de ces zones. Ce dernier argument est cohérent avec l'idée que les *start-ups* pourraient chasser les entreprises existantes lors de la mise en place du programme.

Afin d'aller plus loin dans l'estimation des dynamiques au-delà de l'impact moyen estimé dans les études précédentes, Bondonio et Greenbaum (2007) s'intéressent aux effets des programmes de zones franches urbaines dans dix états⁴ et dans la ville de Washington, DC. Leur approche consiste à évaluer les effets des programmes de ZFU sur les établissements nouveaux, existants, et disparaissant. Leurs résultats sont cohérents avec l'intuition de Bondonio et Engberg (2000), à savoir que les programmes de zones franches urbaines créent de l'emploi dans les nouveaux établissements mais que cet impact positif est contrebalancé par une perte accélérée d'emplois dans les établissements qui disparaissent. Ils identifient également quelles spécificités des programmes ont un impact positif plus grand sur les entreprises existantes, et soulignent le rôle des incitations à la création d'emploi et des plans de développement local.

O'Keefe (2004) s'intéresse à deux autres mécanismes liés aux programmes de zones franches urbaines. Elle évalue si les effets sur l'emploi sont transitoires ou permanents, et si les crédits d'impôts sur les salaires créent une hausse de ces salaires. Elle utilise des données annuelles sur l'emploi des entreprises par *ilôts de recensement* pour la Californie sur la période entre 1992 et 1999, durant laquelle le programme de zones franches urbaines fournit des crédits à l'embauche pour les bas salaires progressivement supprimés au bout de six ans. Elle trouve que le taux de croissance de l'emploi dans les zones ciblées pendant les six années suivant la désignation de la zone a été supérieur de 3,1% à ce qu'il aurait été en l'absence du programme. Mais l'effet n'est que transitoire. Elle suggère que la disparition de l'effet pourrait s'expliquer par la suppression progressive des incitations à l'embauche, et aussi par la réduction du nombre de terrains disponibles pour installer une entreprise dans la zone au fur et à mesure que les années passent. Les salaires, quant à eux, ne semblent

³ Californie, Kentucky, New York, Pennsylvanie et Virginie.

⁴ Californie, Connecticut, Floride, Indiana, Kentucky, Maryland, New Jersey, New York, Pennsylvanie, et Virginie

pas être affectés par les programmes de zones franches urbaines. Cependant, ces résultats concernant le programme en Californie ont été remis en cause par d'autres études. Les résultats concernant l'emploi sont remis en question par Neumark et Kolko (2010), qui utilisent les rues pour délimiter précisément les frontières des zones franches urbaines et pour vérifier si les établissements sont situés au sein des zones ainsi délimitées pendant la période 1992-2004. Ils trouvent que les effets des zones franches urbaines sur l'emploi sont non significatifs à la fois sur le court et sur le long terme. Les résultats d'O'Keefe concernant les salaires sont également contredits par Bostic et Prohofsky (2006) qui montrent, à partir de données fiscales californiennes, que le revenu des employés dans des entreprises en zones franches urbaines augmente plus rapidement que pour un groupe de contrôle suite à la mise en place du programme.

Depuis 1994, un programme fédéral *d'empowerment zones* (difficilement traduisible en français puisque c'est une variation du terme original *enterprise zone* mais qui cherche à s'en différencier) est venu compléter la politique de zones franches urbaines qui a été initiée par les Etats américains. Busso et Kline (2008) proposent une synthèse des grands principes de ce programme qui a créé des zones de réhabilitation dans six communautés urbaines⁵, avant d'être étendu à deux autres communautés urbaines.⁶ Parmi les crédits d'impôt accordés aux entreprises, on peut en particulier noter des exemptions sur les charges patronales. Dans les six communautés originelles (ainsi que dans les deux communautés supplémentaires à partir de 1999), les entreprises étaient éligibles à un crédit allant jusqu'à 20% des premiers 15000\$ du salaire annuel de chaque employé vivant et travaillant dans la zone. Ces crédits d'impôt étaient accordés à une entreprise durant dix ans mais le montant maximal du crédit diminuait au cours du temps. Ce crédit d'impôt était important puisque les travailleurs des *empowerment zones* touchaient un revenu annuel d'environ 16000\$. Durant les quatre années suivant la mise en place du programme, d'autres crédits d'un montant substantiel et portant sur les charges patronales ont été mises en place. Les entreprises pouvaient obtenir une exemption supplémentaire sur le premier salaire annuel de 2400\$ pour les ex-détenus, et les jeunes âgés de 18 à 24 ans résidant dans la zone. Par ailleurs, les entreprises pouvaient demander une exemption supplémentaire atteignant 3500\$ la première année et 5000\$ la deuxième année pour les travailleurs recevant une allocation familiale depuis un certain temps. Ainsi, ces crédits d'impôts ont la particularité de cibler certains sous-groupes de population alors que ce n'est pas le cas en France.

Une autre mesure remarquable était l'attribution de subventions très importantes aux communautés urbaines où étaient originellement les *empowerment zones*. Ces fonds pouvaient être utilisés pour des programmes de formation, de services aux jeunes, la promotion de la propriété et une assistance au logement d'urgence. Les deux *empowerment zones* supplémentaires ont aussi reçu des subventions importantes pour des grands projets d'infrastructure et ont pu accéder à des prêts conséquents. Là encore, ces subventions aux

⁵ Atlanta, Baltimore, Chicago, Detroit, ville de New York, et Philadelphie/Camden.

⁶ Los Angeles et Cleveland.

communautés distinguent les *empowerment zones* des Zones Franches Urbaines françaises qui accordent principalement des aides aux entreprises et non aux communautés urbaines.

L'évaluation des effets de ce programme fédéral sur les performances du marché du travail a fait l'objet de nombreuses études. En particulier, Busso et Kline (2008) comparent les *ilôts de recensement* dans les zones désignées avec ceux qui comprennent les zones rejetées ou qui n'ont été désignées que plus tard. Ils trouvent que le programme a un effet positif sur l'emploi local et un effet négatif sur le taux de pauvreté local. Leurs résultats concernant l'emploi et la pauvreté sont remis en cause par Hanson (2009) qui souligne que la désignation des zones traitées a pu être endogène. Lorsqu'il utilise des variables politiques comme instruments de la désignation des zones, il trouve que le programme n'a aucun effet sur l'emploi ni sur la pauvreté.

III. Les zones franches urbaines en France

La France a démarré son premier programme de zones franches urbaines le 1er janvier 1997 en créant 44 zones franches urbaines, parmi lesquelles 38 sont situées en métropole, dont 9 en région parisienne.⁷ Les zones franches urbaines se situent au dernier niveau d'un système emboîté de zones défavorisées à trois niveaux autour duquel la France organise ses interventions de politique urbaine. Alors que les premier et deuxième niveaux (respectivement les Zones Urbaines Sensibles et les Zones de Redynamisation Urbaine) sont surtout concernés par des programmes sociaux et des projets de revitalisation urbaine, le troisième niveau, qui regroupe les zones les plus défavorisées, a fait l'objet du programme français de ZFU (cf. Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles, 2004, pour plus de détails). Etant donné que le nombre et l'intensité des exemptions fiscales augmentent au fur et à mesure des niveaux d'intervention urbaine, les ZFU bénéficient de l'ensemble des incitations fiscales.

Il est à noter qu'en France, la sélection des zones franches urbaines n'a pas été faite de manière aléatoire. Les communes ou groupes de communes ont dû présenter leur candidature et les projets ont été sélectionnés en fonction d'un classement établi à l'aide d'un indicateur synthétique. Cet indicateur comprend cinq critères, à savoir la population de la zone, le taux de chômage communal, la proportion de jeunes, la proportion de

⁷ Les 9 quartiers ciblés en région parisienne sont situés à l'intérieur de ou à cheval sur 13 communes. Les quartiers sont les suivants : Beauval / La Pierre Collinet (municipalité de Meaux), Zup de Surville (à Montereau-Fault-Yonne), Le Val Fourré (à Mantes-la-Jolie), Cinq Quartiers (aux Mureaux), La Grande Borne (à Grigny et Viry-Châtillon), Quartier Nord (à Bondy), Grand Ensemble (à Clichy-sous-Bois et Montfermeil), Le Bois L'Abbé / Les Mordacs (à Champigny-sur-Marne et Chennevières-sur-Marne), Dame Blanche Nord-Ouest / La Mulette / Les Doucettes (à Garges-lès-Gonesse et Sarcelles).

travailleurs non qualifiés, et ce que l'on appelle le potentiel fiscal⁸ de la ou des communes dans lesquelles la zone est située. Néanmoins, les opinions des élus locaux et nationaux qui sont intervenus dans la délimitation géographique des zones ont également été prises en compte. Après l'application des critères et la prise en considération des intérêts locaux, les zones franches urbaines ont été définies comme de grands quartiers d'au moins 10 000 habitants dans lesquels les problèmes de chômage étaient particulièrement graves.

Les chiffres du recensement de la population de 1999 (l'année la plus proche de la date de désignation) indiquent que 730 000 personnes, soit environ 1,25% de la population française à l'époque, habitaient dans ces zones. Les neuf zones franches urbaines en région parisienne comptaient près de 220 000 habitants, soit 2% de la population de la région. Les ZFU comptaient également une part significative de la population des communes dans lesquelles elles étaient situées (entre 22 et 68%, pour une moyenne de 45%).

Les incitations fiscales étaient les mêmes dans tout le pays et consistaient en une série d'exonérations fiscales concernant la taxe professionnelle, l'impôt sur le bénéfice, les cotisations sociales patronales, les cotisations sociales personnelles maladie et maternité et la taxe sur les propriétés bâties (cf. DARES, 2004, pour plus de détails).⁹ La mesure clé était que les entreprises devaient embaucher localement au moins 20% de leur main-d'œuvre (à partir du quatrième employé) afin d'être exemptées des cotisations sociales patronales. Ces exemptions étaient censées être temporaires et étaient plus avantageuses pour les petites entreprises (à savoir les établissements ayant moins de 5 salariés) qui bénéficiaient d'une exemption de 9 ans alors que les autres n'avaient droit qu'à une exemption de 5 ans suivie d'une exemption dégressive de 3 ans. Le programme était censé durer jusqu'au 1er janvier 2002, mais les exemptions ont été étendues au delà de cette date. A cette date, la clause d'embauche pour bénéficier d'exonérations sur les cotisations patronales a aussi été modifiée et stipule alors que 33% des salariés embauchés doivent être résidents des ZUS de l'agglomération où est située la ZFU. En 2004, 41 nouvelles zones franches urbaines ont été créées. En 2006, 15 zones supplémentaires ont été ajoutées.

Etonnamment, aucune évaluation du programme français de zones franches urbaines n'avait été prévue initialement. Même si des évaluations basées sur des statistiques descriptives ont été réalisées par la suite par différentes autorités publiques, elles sont arrivées à des conclusions opposées, allant de l'absence d'effet à des effets considérables. (DIV, 2001, André, 2002). Alors que les statistiques descriptives suggèrent que les zones

⁸ Le potentiel fiscal est le montant fictif d'impôt qui pourrait être collecté si les taux d'imposition étaient uniformes dans toutes les communes de France. La formule permettant d'obtenir cet indicateur synthétique est le produit des quatre premiers critères divisés par le cinquième (cf. DIV, Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles, 2004).

⁹ Les exemptions concernent spécifiquement les impôts suivants : charges sociales patronales (contribution des employeurs à la sécurité sociale qui constitue la taxe sur les salaires), taxe professionnelle, impôts sur les bénéfices, taxe foncière, et cotisations sociales salariés maladie et maternité.

franches urbaines ont affecté les dynamiques locales de création d'emplois et d'établissements, elles suggèrent un effet potentiellement ambigu sur le chômage. Entre 1997 et 2001, le rapport entre le nombre de créations d'établissements et du nombre initial d'établissements a été estimé à 236% dans les zones franches urbaines, comparé à 76% dans les autres endroits des villes où les zones franches urbaines sont situées (Ernst, 2008). Il est cependant à noter que ces chiffres concernent les créations d'établissements et ne prennent pas en compte les destructions. Il est intéressant de constater que le taux de survie à cinq ans d'établissements dans les zones franches urbaines est assez similaire à celui dans le reste des villes où elles sont situées.

Il est cependant possible que la croissance du nombre d'établissements n'aboutisse pas réellement à une amélioration du niveau d'emploi local, les entreprises situées dans les zones franches urbaines étant en général très petites. Il a par exemple été calculé que 50% des personnes embauchées dans les ZFU en 2002 l'ont été par des entreprises de moins de 10 salariés, et que 15% des entreprises dans les ZFU n'ont aucun salarié (Thélot, 2004). Même s'il ne s'agit pas d'une évaluation statistique du programme de ZFU, Gilli (2006) rapporte qu'entre 1997 et 2002, le nombre d'emplois dans les 38 zones franches urbaines situées en France métropolitaine est passé de 27 000 à 72 000. Même si cette augmentation paraît considérable en termes relatifs, elle est moins impressionnante lorsqu'on effectue une comparaison par rapport à la population résidente. En effet, les emplois demeurent rares par rapport à la taille de la population active. Alors qu'il y avait environ 10 emplois pour 100 actifs dans les ZFU en 1997, ce chiffre est seulement passé à 13 emplois pour 100 actifs en 2003. Même s'il s'agit d'une amélioration, elle reste minime. De surcroît, il a été estimé que 22% des créations d'emplois dans les ZFU proviennent de relocalisations d'entreprises, qui ont pu amener leurs salariés avec elles.

Même si ces chiffres sont intéressants, ils ne constituent pas une évaluation des effets du programme français de zones franches urbaines. A notre connaissance, la seule évaluation économétrique des zones d'entreprises a été réalisée par Rathelot et Sillard (2009), qui s'intéressent aux effets des zones franches urbaines sur la création d'établissements et d'emplois salariés. Leur stratégie d'identification s'appuie sur la transformation de nombreuses zones de redynamisation urbaine en zones franches urbaines en 2004, lorsque la deuxième vague de zones franches urbaines a démarré. En utilisant la méthode des différences de différences, ils trouvent que les zones franches urbaines ont eu un impact significatif sur la création d'établissements et d'emplois salariés (peut être 4 000 emplois entre 2004 et 2006 dans tout le pays). Cet impact demeure cependant modeste par rapport au coût de la politique.

Notre étude se distingue de celle de Rathelot et Sillard par deux aspects importants. Premièrement, nous nous intéressons à la première vague de création de zones franches urbaines en 1997. Ceci nous permet de mesurer l'effet d'ensemble de la création de zones franches urbaines, alors qu'ils ne s'intéressent qu'à l'effet cumulatif de la politique

territoriale (à savoir, une intensification des incitations fournies aux employeurs avec le passage du deuxième au troisième niveau d'intervention urbaine). Deuxièmement, nous nous intéressons aux effets de la politique sur le chômage local plutôt que sur l'emploi local (qui peut bénéficier en partie à des non résidents). Pour réaliser ceci, nous utilisons des données individuelles sur le chômage plutôt que des données d'entreprises sur l'emploi.

IV. Les Données

Nous nous intéressons à la région parisienne, qui compte 10,9 millions d'habitants. La région est divisée en 1 300 communes (si l'on compte les 20 arrondissements de Paris intramuros comme des unités communales). La taille de la population dans ces communes est très variée, l'arrondissement le plus peuplé de Paris comptant 225 000 habitants alors que la région comporte également des petits villages situés à plus de 80 km du centre ville de Paris.

Nous utilisons le Fichier Historique des demandeurs d'emploi du Pôle Emploi pour la région parisienne. L'échantillon utilisé inclut toutes les périodes de chômage se terminant durant la période comprise entre Juillet 1993 et Juin 2003. Cette intervalle inclut la date de mise en place du programme de zones franches urbaines et est suffisamment large pour étudier les effets des zones franches urbaines non seulement à court terme, mais également à moyen terme. Il s'agit d'un ensemble de données presque exhaustives d'épisodes de chômage dans la région, car l'inscription à l'ANPE était, avant qu'il ne devienne le Pôle Emploi, une condition préalable pour que les chômeurs puissent réclamer des allocations chômage en France. Les données contiennent de l'information sur la date exacte d'inscription (le jour exact), la durée du chômage en jours, la raison pour laquelle l'inscription a pris fin, la commune dans laquelle l'individu réside, et un ensemble de caractéristiques socio économiques rapportées au moment de l'inscription (âge, sexe, nationalité, diplôme, situation familiale, nombre d'enfants et existence d'un handicap).

Nous avons décidé de nous intéresser en particulier aux périodes de chômage qui ont commencé au maximum quatre ans avant le 1er Juillet 1993 (à savoir après le 1er Juillet 1989), et avons artificiellement censuré les quelques périodes de chômage qui ont duré plus de 4 ans. La raison en est que les hypothèses sous-jacentes à notre modèle de durée n'ont que très peu de chances d'être satisfaites pour des périodes très longues. Après avoir éliminé les rares observations pour lesquelles les caractéristiques socio économiques n'étaient pas disponibles, nous avons pu reconstruire 8 831 456 épisodes de chômage se terminant durant la période s'étalant entre le 1er Juillet 1993 et le 30 Juin 2003. Ces périodes de chômage peuvent se terminer par un retour à l'emploi, par une transition vers l'inactivité, pour une raison inconnue, ou par une censure à droite. Nous sommes principalement intéressés par les sorties de chômage correspondant à des retours à l'emploi toutes les autres sorties étant traitées dans l'analyse comme des censures à droite.

Nous décrivons tout d'abord l'évolution des variables d'intérêt pendant la période d'observation. La Figure 1 montre le taux de chômage dans la région (provenant des Enquêtes Emploi) ainsi que le taux de sortie du chômage (quelle qu'en soit la raison) et le taux d'entrée en chômage, qui sont tous deux calculés à partir de nos données.¹⁰ Comme nous le justifierons plus tard, l'unité de période retenue est le semestre, le semestre 1 correspondant au second semestre de 1993.

< Insérer la Figure 1 ici >

Pendant la période entre le second semestre de 1996 (semestre 7) et le premier semestre de 1999 (semestre 12), il n'y a pas de tendance commune entre le chômage et le taux de sortie puisque le taux de chômage est relativement stable tandis que le taux de sortie diminue au cours du temps. Il est intéressant de constater que le taux d'entrée en chômage suit la même tendance à la baisse. Le chômage stable cache donc des taux d'entrée et de sortie en baisse. La période entre le second semestre de 1999 (semestre 13) et le premier semestre 2001 (semestre 16) montre une tendance différente. Le chômage baisse tandis que les taux d'entrée et de sortie augmentent. Après le second semestre 2001 (semestre 17), le taux de sortie chute et devient plus faible que le taux d'entrée, et le chômage augmente.

Afin de compléter cette description, la Figure 2 rapporte l'évolution des différents taux de sortie de chômage par type de destination, à savoir vers un emploi, vers l'inactivité ou pour des raisons inconnues. Le taux de sortie vers l'inactivité est relativement constant. Le taux de sortie vers un emploi suit une tendance à la baisse autour de la période où la politique est mise en place pendant le premier semestre de 1997 (semestre 8). Il est également à noter que le taux de sortie pour des raisons inconnues augmente légèrement après le second semestre de 1999 (semestre 13). Cela suggère que des règles ont pu changer à cette période dans la façon dont les sorties ont été enregistrées. Dans l'analyse empirique ci-dessous, nous allons étudier si ce changement affecte ou non notre évaluation.

< Insérer la Figure 2 ici >

¹⁰ Le taux d'entrée est le nombre de nouveaux chômeurs au cours du semestre divisé par le nombre de chômeurs à risque au début du semestre. Puisque il y a des éléments saisonniers marqués concernant le taux d'entrée, nous avons rapporté la moyenne mobile d'ordre 2 afin de lisser la courbe et de rendre le graphique plus lisible. Le taux de sortie vers une destination donnée est le nombre de chômeurs qui transitent vers cette destination au cours du semestre divisé par le nombre de chômeurs à risque au début du semestre

Les statistiques descriptives sur le nombre de chômeurs à risque et le nombre de sorties vers un emploi sont rapportées par semestre dans la Tableau 1 pour toute la région (deux premières colonnes). Le nombre de chômeurs à risque est presque constant de 1993 à 1999 puis diminue avant d'augmenter à nouveau en 2001. Ceci est cohérent avec la forte diminution du taux de chômage enregistrée après 1999, que l'on peut voir sur le graphique ci-dessus. Le nombre de sorties vers l'emploi ne suit pas exactement la même tendance car la baisse a lieu plus tôt, en 1996, comme on peut le voir sur la Figure 2.

< Insérer le Tableau 1 ici >

Sur toute la période, la proportion de sorties vers l'emploi diminue de 11,2% à 7,2%. Nous avons rapporté dans la Tableau 1 les mêmes statistiques pour les communes dont la taille de la population est comprise entre 8 000 et 100 000 habitants car nous allons limiter l'échantillon sur lequel nous allons travailler à ce sous-groupe de communes dans la section sur l'évaluation de la politique publique. Ce sous-groupe contient toutes les communes traitées et comprend environ 300 communes sur les 1 300 de la région parisienne. Il n'y a pas de différence notable entre ce sous-échantillon et l'échantillon entier. En moyenne à peu près 90 000 personnes trouvent un emploi chaque semestre et ceci correspond à environ 300 sorties par semestre dans chaque commune en moyenne. Ces chiffres expliquent pourquoi nous choisissons le semestre comme intervalle temporel pour notre analyse : l'utilisation de périodes plus courtes impliquerait trop de variabilité étant donné la petite taille de l'échantillon.

Les données brutes utilisées dans l'évaluation du programme de ZFU sont décrites par les Figures 3 à 6. La Figure 3 rapporte l'évolution des taux de sorties pour l'échantillon des communes traitées et pour trois groupes de contrôle : un échantillon composé de communes non traitées ayant entre 8 000 et 100 000 habitants, et deux sous-échantillons de ce groupe composés respectivement des communes situées à une distance comprise entre 0 et 5 et entre 5 et 10 kilomètres d'une ZFU. Pour une meilleure lisibilité, nous avons tracé une ligne verticale au semestre 8 (premier semestre de 1997) quand la politique a été mise en place. Les courbes pour les groupes de contrôle sont globalement décroissantes et ont des tendances parallèles tout au long de la période. La courbe du groupe de traitement diverge légèrement des tendances observées pour les groupes de contrôle entre les semestres 1 et 12 (second semestre de 1993 et premier semestre de 1999). En particulier, le taux de sortie vers un emploi reste stable pour le groupe de traitement entre les semestres 7 et 8 (second semestre de 1996 et premier semestre de 1997) lorsque la politique rentre en vigueur alors qu'il diminue dans les groupes de contrôle. L'estimation du paramètre de traitement présentée dans les sections suivantes est une façon de formaliser et de tester si ces divergences de tendance sont statistiquement significatives.

< Insérer la Figure 3 ici >

Aucune de ces différences ne semble apparaître sur les graphiques représentant l'évolution des taux de sortie vers l'inactivité (Figure 4) et l'évolution des taux de sortie pour des raisons inconnues (Figure 5). Pour ce dernier graphique, il est remarquable que les taux de sorties pour des raisons inconnues deviennent plus élevées dans les communes traitées le semestre après la mise en place du traitement. Cela dit, notre paramètre de traitement utilisant de l'information sur les sorties vers l'emploi serait sous-estimé uniquement dans le cas où une part conséquente de ces sorties serait cachée parmi les sorties pour des raisons inconnues. Nous tentons d'estimer cet effet plus tard et trouvons que l'augmentation apparente est fautive (cf. Tableau 15). Pour la Figure 5, il faut également noter que la censure due aux taux de sortie pour des raisons inconnues augmente entre les semestres 12 et 14 (premier semestre de 1999 et premier semestre de 2000), ce qui est en cohérence avec les remarques précédentes concernant la Figure 2.

< Insérer les Figures 4 et 5 ici >

Enfin, la Figure 6 représente l'évolution des taux de sortie vers l'emploi, en faisant la distinction entre deux groupes de communes en fonction de la part de la population qui réside dans la zone franche urbaine. L'« effet d'aplatissement » entre le semestre 7 (avant traitement) et le semestre 8 (après traitement), que l'on peut déjà constater sur la Figure 3, est bien plus prononcé pour les communes dans lesquelles une grande partie de la population habite dans la zone franche urbaine. En fait, les taux de sortie vers l'emploi ont même augmenté dans ces communes.

< Insérer la Figure 6 ici >

Pour ce qui est de la composition de l'échantillon avant et après la mise en place de la politique, nous rapportons dans les Tableaux 2 et 3 des statistiques descriptives pour deux semestres avant et après la création des zones franches urbaines (nous avons choisi le premier semestre de 1994 et le premier semestre de 2000, ce qui définit une période sur laquelle les taux de sortie sont en baisse). Ces tableaux montrent que les moyennes de ces échantillons sont proches pour les deux semestres. Il existe par contre de légères différences dans la composition par sexe, car la proportion de femmes dans l'échantillon

passé de 49,1% en 1994 à 52,2% en 2000. Il est intéressant de constater qu'il y a également plus d'étrangers dans l'échantillon de chômeurs en 2000 (26,9%) qu'en 1994 (22,5%). Cette tendance concerne tous les groupes de nationalités étrangères à part les Européens (autres que les Français), à savoir les Nord-africains, les individus d'Afrique subsaharienne, et les autres nationalités. Nous attribuons ces effets à des biais de sélection dynamique à l'entrée et à la sortie du chômage. La population à risque est de plus en plus composée de sous-populations qui ont un taux d'entrée plus élevé et un taux de sortie plus faible car les taux de sortie vers un emploi ont eu tendance à baisser entre les deux périodes. Globalement, la durée moyenne du chômage avant de retrouver un emploi augmente, passant de 235 à 274 jours.

< Insérer les Tableaux 2 et 3 ici >

V. Stratégie empirique

En théorie, tous les chômeurs peuvent être affectés par le programme de zones franches urbaines. Toutefois, les individus ont plus de chance d'être affectés s'ils résident dans ces zones étant données les conditions relatives à l'embauche locale, ou s'ils vivent près d'une de ces zones à cause des effets de retombées spatiales ("*spillovers*") pouvant être positifs ou négatifs (cf. la revue de la littérature en section 2). Comme les zones franches urbaines sont des unités de taille significative à l'intérieur d'une ou plusieurs communes, il pourrait être intéressant d'essayer de détecter les effets de la politique, s'ils existent, au niveau de la zone franche urbaine elle-même. Cependant, nos données ne nous permettent pas de travailler à un niveau de désagrégation aussi fin et notre approche doit conserver la commune comme unité spatiale d'analyse. Les communes ont en moyenne une population deux fois plus élevées que les ZFU qui y sont situées. L'effet agrégé au niveau de la commune va capter l'effet de création d'emploi local, net des transferts au sein de la commune. Il convient aussi de préciser que nous allons évaluer la résultante nette de tous les effets de la politique. En particulier, nous n'essaierons pas de distinguer les effets de la politique qui relèvent des exonérations fiscales des effets qui sont imputables aux exonérations de cotisations sociales. Cette distinction est impossible puisque nous ne disposons pas d'information sur l'emploi qu'occupent les chômeurs embauchés, et notamment si cet emploi est localisé en zone franche urbaine.¹¹ Ce n'est qu'un effet global au niveau des sorties du chômage dans la commune que nous pouvons mesurer.

¹¹ Même si cette information était disponible, l'identification des effets respectifs des exonérations fiscales et des exonérations sociales paraît bien difficile puisque les entreprises peuvent bénéficier de ces deux types d'exonérations simultanément. Une stratégie d'identification crédible devrait plutôt reposer sur une variation

Nos données brutes sont composées d'épisodes de chômage individuels. Afin de mesurer les effets du programme de ZFU, nous commençons dans un premier temps par estimer les effets de commune par semestre sur la propension à trouver un emploi toutes choses égales par ailleurs en ce qui concerne les caractéristiques individuelles observées (sexe, âge, nationalité, diplôme, situation familiale, handicap) et les conditions économiques. Ces effets communaux mesurent les chances de trouver un emploi pour les chômeurs dans chaque commune au cours de chaque semestre. Dans un second temps, nous avons recours à différentes approches en différences de différences et comparons l'évolution de ces effets communaux avant et après la mise en place de la politique entre les communes traitées et différents groupes de contrôle composés d'autres communes.

Dans une première sous-section, nous expliquons comment les coefficients de variables individuelles utilisées comme contrôles sont estimés. Dans une deuxième sous-section, nous expliquons comment obtenir les effets propres à chaque commune et semestre. Enfin, dans une troisième sous-section, nous procédons à l'estimation du paramètre qui nous intéresse : l'effet de la désignation d'une zone franche urbaine sur le taux de sortie du chômage vers l'emploi au niveau municipal.

Estimation des effets des variables individuelles

Considérons un individu i qui devient chômeur à une date d'entrée donnée t_{0i} , réalisation d'une variable aléatoire notée T_{0i} . L'épisode de chômage de cet individu se termine quand il ou elle trouve un emploi ou en cas de censure à droite. La censure à droite comprend toutes les autres formes de sortie : fin du panel, sortie vers l'inactivité ou disparition des registres pour une raison inconnue.

Notons T_i la date latente à laquelle cet individu trouve un emploi et t_i sa réalisation. La durée latente correspondante est $D_i = T_i - T_{0i}$, avec pour réalisation d_i . Notons également T_{ci} la date latente de censure à droite et $D_{ci} = T_{ci} - T_{0i}$ la durée jusqu'à la censure à droite. La durée observée de la période de chômage est alors $\min(D_i, D_{ci})$. Nous supposons que la durée latente jusqu'à l'obtention d'un emploi et la durée latente se terminant par une censure à droite sont indépendantes.

Pour un individu i , nous notons $\lambda(d|X_i, j(i), t_{0i})$ le taux de hasard de trouver un emploi au bout d'une durée d , c'est à dire la probabilité instantanée de retrouver un emploi, où X_i est un ensemble de variables explicatives individuelles ne variant pas dans le temps ainsi que des indicateurs de mois et d'année d'entrée et $j(i)$ est la commune dans laquelle l'individu

spatiale des montants des exonérations aux entreprises. Cette variation n'existe pas dans la politique des ZFU puisque les exonérations sont uniformes pour toutes les ZFU.

réside. Il est à noter que le taux de hasard est écrit comme une fonction de la date d'entrée t_{0i} pour des questions de flexibilité.

Ces définitions étant établies, nous pouvons maintenant considérer un modèle de durée dans lequel les observations sont groupées par commune et semestre. L'intervalle entre le 1^{er} Juillet 1993 et le 30 Juin 2003 est divisé en S semestres notés $[\tau_q, \tau_{q+1}[$ pour $q = 1, \dots, 20$. A partir de maintenant, nous nous réfèrerons au semestre q pour désigner l'intervalle $[\tau_q, \tau_{q+1}[$.

On note s le semestre pendant lequel le chômeur i trouve un emploi après une période de chômage de durée d (ce qui implique $t_{0i} + d \in [\tau_s, \tau_{s+1}[$). La fonction du taux de hasard est supposée proportionnelle :

$$(1) \quad \lambda(d|X_i, j(i), t_{0i}) = \theta^{j(i)}(d, s) \exp(X_i \beta_s)$$

où $\theta^{j(i)}(d, s)$ est le taux de hasard de base dans la commune j au cours du semestre s , X_i sont des variables individuelles décrivant l'hétérogénéité individuelle observable et des indicateurs de mois et d'année d'entrée calculés à partir de t_{0i} . Le vecteur de paramètres β_s peut être décomposé en paramètres correspondant aux variables individuelles de ces deux groupes de variables. Dans la spécification (1), il est à noter que le taux de hasard dépend à la fois des semestres et des communes afin de prendre en compte la possibilité que les politiques locales et les conditions économiques locales puissent varier dans le temps.

Nous suivons l'approche de Gobillon, Magnac et Selod (2011) qui étendent la procédure proposée par Ridder et Tunali (1999) d'estimation par le maximum de vraisemblance partielle stratifiée (SPLE), qui est lui-même une généralisation naturelle du maximum de vraisemblance partielle de Cox. Pour commencer, nous estimons les effets des variables explicatives individuelles et de semestres en permettant à la fonction de hasard de base une "complète flexibilité" en termes d'effets communes et semestres. Notons $\Omega^j(d, s)$ le groupe d'individus à risque dans la commune j pendant le semestre s pour une durée d , à savoir l'ensemble des épisodes individuels de chômage dont la durée est au moins égale à d à n'importe quelle date pendant le semestre s .

L'ensemble à risque d'un individu i résidant dans la commune $j(i)$ dont la période de chômage dure au total une durée d_i et se termine pendant le semestre s_i par une transition vers un emploi, est donné par $\mathfrak{R}_i = \Omega^{j(i)}(d_i, s_i)$. Un chômeur ℓ est dans l'ensemble \mathfrak{R}_i sous trois conditions. Le chômeur doit résider dans la commune $j(i)$; la durée observée de la période de chômage doit être supérieure ou égale à d_i ; le chômeur doit avoir été au chômage pour une durée d'au moins d_i à une certaine date pendant le semestre s_i . Formellement, ces trois conditions peuvent être écrites $j(\ell) = j(i)$, $\min(d_\ell, d_{c\ell}) > d_i$ et $t_{0\ell} + d_i \in [\tau_{s_i}, \tau_{s_i+1}[$ où $t_{0\ell}$ est la date d'entrée et $t_{c\ell}$ est la date de censure à droite pour un individu ℓ .

Il est utile d'étudier un exemple simple pour comprendre la logique de cette construction. La Figure 7 explique comment les périodes de chômage sont considérées à chaque semestre. Les deux épisodes de chômage qui sont représentés s'étendent sur 3 semestres. Le premier épisode commence pendant le semestre 2 et dure e_1 unités de temps jusqu'à la fin de ce semestre-ci. La période de chômage dure jusqu'à la fin du semestre 3 un temps égal à $e_1 + d_1$ et l'épisode de chômage continue après ce semestre-là. Le deuxième épisode de chômage commence pendant le semestre 1 et dure e_2 jusqu'à la fin de ce semestre-ci. Il se termine dans le semestre 2 après une durée totale de $e_2 + d_2$. Le sous échantillon d'individus à risque pendant les 3 premiers semestres que nous avons décrit ci-dessus sont respectivement $\{2\}$, $\{1;2\}$ et $\{1\}$. L'ensemble de durées pendant lesquelles il y a au moins un individu à risque pendant le semestre 1 est l'intervalle $[0, e_2]$. Pour le semestre 2, l'ensemble est $[0, e_1] \cup [e_2, e_2 + d_2]$ (dans notre exemple $e_1 < e_2$), et pour le semestre 3, l'ensemble est l'intervalle $[e_1, e_1 + d_1]$.

< Insérer la Figure 7 ici >

Revenons à notre discussion formelle et caractérisons maintenant la fonction de vraisemblance partielle de Cox à partir de la probabilité conditionnelle suivante. L'individu i trouve un emploi après une période de chômage de durée d_i au cours du semestre s_i , (conditionnellement à l'évènement que quelqu'un dans l'ensemble à risque de l'individu i trouve un emploi au bout d'une durée d_i pendant le semestre s_i) avec la probabilité suivante :

$$(2) \quad P_i = P(d_i, s_i | \ell \in \mathfrak{R}_i, (d_\ell, s_\ell) = (d_i, s_i)) = \frac{\exp(X_i \beta_{s_i})}{\sum_{\ell \in \mathfrak{R}_i} \exp(X_\ell \beta_{s_\ell})}$$

Observons que puisque l'ensemble à risque est défini pour chaque semestre et chaque commune, le terme de la fonction de hasard lié à la commune et au semestre disparaît de cette fonction de vraisemblance conditionnelle. Ce risque initial peut donc dépendre de manière flexible des effets fixes de commune et semestre. C'est en ce sens que cette méthode d'estimation est stratifiée.

La fonction de vraisemblance partielle de l'échantillon peut alors être écrite :

$$(3) \quad L = \prod_i P_i = \prod_s L_s(\beta_s)$$

où $L_s(\beta_s)$ est la fonction de vraisemblance partielle de l'échantillon des individus qui sortent du chômage vers un emploi pendant le semestre s . Il est à noter qu'une fonction de vraisemblance donnée L_s contient des termes relatifs à certains individus à risque pendant le semestre s qui ne sortent pas du chômage mais qui contribuent au dénominateur de (2). Par contre, certains individus à risque pendant le semestre s peuvent ne pas être pris en

compte du tout dans le calcul de la vraisemblance L_s . Par exemple, notons d_{s0} la plus petite durée après laquelle un individu effectue une sortie pendant le semestre s dans une commune donnée. Si certains individus sont à risque dans la même commune pendant le semestre s pour des durées plus courtes que d_{s0} seulement, alors ces observations ne contribuent pas au calcul de L_s . Enfin, il est important de remarquer qu'un individu peut contribuer à plusieurs L_s car il peut être à risque à des dates dans plusieurs semestres.

En pratique, le calcul de maximisation de la fonction de vraisemblance partielle complète L lorsque l'échantillon et le nombre de semestres sont grands et que les paramètres sont les mêmes dans les différents semestres est infaisable. Comme dans notre application, nous avons $N = 8\,831\,456$ observations et $S = 20$ périodes, nous effectuons l'estimation sur des sous-échantillons puisque chaque terme $L_s(\beta_s)$ ne dépend que des paramètres β_s sur le sous-échantillon adéquat qui contient toute l'information. Nous aurions pu, si nous l'avions voulu, imposer dans une seconde étape, l'identité de ces coefficients pour différents semestres en utilisant une estimation de type distance minimum. Ceci nous aurait permis d'obtenir des estimateurs des coefficients indépendants des semestres. Nous avons préféré utiliser un type d'estimation plus flexible, de sorte que l'évaluation de la politique soit robuste à la considération d'effets variables des caractéristiques individuelles sur le cycle économique.

L'estimation des effets communes

Etant donné l'estimation des coefficients β_s nous pouvons maintenant en déduire un estimateur de la fonction de hasard de base dans chaque commune et pour chaque semestre. Définissons la fonction de hasard intégré de base dans une commune j pour un semestre s par :

$$(4) \quad \theta_s^j(d) = \int_0^d \theta^j(u, s) du$$

Son estimateur est l'estimateur de Breslow dont l'expression en fonction de l'estimateur SPLE et de l'ensemble à risque, ainsi que la variance pour chaque durée d , peuvent être déduites des formules données par Ridder et Tunali (1999). L'utilisation de cette fonction est également détaillée par Gobillon, Magnac et Selod (2010).

Il est à noter que nous avons choisi de ne pas inclure l'estimation des coefficients des variables indicatrices pour les mois et les années d'entrée dans le calcul de l'estimateur de la quantité donnée par l'équation (4). Nous avons procédé ainsi parce que les estimateurs de ces coefficients regroupent un mélange d'effets de calendrier à l'entrée et à la sortie, et ne sont pas des estimateurs sans biais des vrais effets d'entrée. Plus généralement, cela provient de l'absence d'identification des effets de durée et d'entrée lorsque la forme fonctionnelle n'est pas connue.

L'équation (4) produit une estimation de la fonction de hasard intégré de base pour chaque commune et semestre. Nous pourrions sans doute travailler avec différents résumés de ces fonctions, par exemple les hasards intégrés à 6 mois, 12 mois, etc., pour décrire la facilité avec laquelle les chômeurs trouvent un emploi dans une commune donnée. Nous avons préféré résumer les effets fixes par commune et semestre en utilisant une spécification multiplicative. La fonction de hasard dans la commune j au cours du semestre s prend la forme suivante :

$$(5) \quad \theta_s^j(d) = \alpha_s^j \theta(d)$$

où α_s^j est l'effet commune de la commune j dans le semestre s et $\theta(d)$ est une fonction générale de hasard de base. Afin d'estimer des effets commune par semestre, nous partitionnons la durée du chômage en M intervalles $[d_m, d_{m+1}[$, $m = 1, \dots, M - 1$ avec $d_1 = 0$ et $d_M = +\infty$. Dans notre application, la durée de chaque intervalle est de 90 jours à l'exception du dernier intervalle qui n'est pas limité à droite. Si nous notons m l'intervalle $[d_m, d_{m+1}[$, le hasard moyen sur un intervalle de durée m dans la commune j est donné par :

$$(6) \quad y_{s,m}^j = \frac{\theta_s^j(d_{m+1}) - \theta_s^j(d_m)}{d_{m+1} - d_m}$$

Son estimateur est calculé à partir de la contrepartie empirique de la fonction de hasard intégré. En utilisant l'équation (5), nous pouvons formuler l'estimation de ce modèle comme une procédure de minimisation de distance en écrivant que :

$$(7) \quad \ln(\hat{y}_{s,m}^j) = \ln(\alpha_s^j) + \ln(\theta_m) + \varepsilon_{s,m}^j$$

où $\varepsilon_{s,m}^j$ sont les résidus décrivant la variabilité des taux de hasards estimés dans l'échantillon. La matrice de variance-covariance de ces résidus peut être déduite de la matrice de variance-covariance des fonctions estimées de hasards intégrés.

Néanmoins, nous estimons l'équation (7) en utilisant la méthode des moindres carrés pondérés avec un système simple de pondération au lieu d'utiliser la méthode de distance minimum optimale. Les défaillances de la méthode de la distance minimum optimale pour des petits échantillons sont bien connues (voir par exemple Altonji et Segal, 1996, et les études qui ont suivies). D'autres méthodes de pondération sont possibles et nous avons testé la robustesse de nos résultats à des pondérations alternatives dans Gobillon, Magnac et Selod (2011), avec toutefois un ensemble de données beaucoup plus restrictif. Nos pondérations simples sont déterminées par le nombre de chômeurs à risque au début de chaque intervalle de durée m . Il est à noter que ce nombre peut ne pas inclure tous les individus d'une commune donnée qui ont contribué à la vraisemblance partielle L_s sur l'intervalle. En effet, certains chômeurs de la commune peuvent être à risque au cours du semestre s pendant un intervalle de temps mais pas au début de ce semestre. Enfin, nous pouvons dériver la matrice de variance-covariance de l'estimateur de $\ln(\alpha_s^j)$ de la matrice

de variance-covariance des hasards intégrés par commune et semestre comme l'ont expliqué Ridder et Tunali (1999).

Evaluation des effets des zones franches urbaines

Nous pouvons maintenant nous intéresser à l'évaluation des effets de la désignation d'une zone franche urbaine sur les effets communes, $\ln(\alpha_s^j)$, estimés ci-dessus pour chaque commune j et chaque semestre s . Ces effets de commune décrivent la facilité avec laquelle les chômeurs trouvent un emploi dans la commune j au cours du semestre s . Nous faisons la distinction entre les semestres avant la création des zones franches urbaines (à savoir entre le second semestre de 1993 et le second semestre de 1996), que nous notons de manière générique s_0 , et les semestres après la création des ZFU (entre le premier semestre de 1997 et le premier semestre de 2003), que nous notons de manière générique s_1 .

Nous utilisons le vocabulaire des effets de traitement quand nous nous référons à la désignation des zones franches urbaines (Rosenbaum et Rubin, 1983). Notons $\ln(\alpha_{s_1}^j(1))$ le (logarithme de) l'effet commune dans le cas où la commune j est traitée, le statut de traitement figurant dans la parenthèse. Il s'agit de l'effet estimé dans le cas où une zone franche urbaine est située dans la commune au semestre s_1 et du contrefactuel qui n'est pas observé si la commune n'a pas de zone franche urbaine au semestre s_1 . On note l'effet commune $\ln(\alpha_{s_1}^j(0))$ de la commune j dans le cas où celle-ci n'aurait pas de zone franche urbaine pendant le semestre s_1 . Il s'agit d'un contrefactuel lorsqu'une zone franche urbaine existe en réalité dans la commune j pendant le semestre s_1 . Par ailleurs, nous notons Z^j l'indicateur de traitement, une variable indicatrice qui nous indique si la commune j contenait ou non une ZFU à partir de 1997. L'effet de commune observé pendant le semestre s_1 peut donc être écrit de la façon suivante :

$$\ln(\alpha_{s_1}^j) = Z^j \ln(\alpha_{s_1}^j(1)) + (1 - Z^j) \ln(\alpha_{s_1}^j(0))$$

L'effet moyen de la désignation d'une zone d'entreprise sur les sorties de chômage dans les communes dans lesquelles il y a une zone franche urbaine après 1997, à savoir l'effet du traitement sur les traités, est donné par :

$$\delta = E[\ln(\alpha_{s_1}^j(1)) - \ln(\alpha_{s_1}^j(0)) | Z^j = 1]$$

Cette expression n'a pas de contrepartie empirique parce que le terme $E[\ln(\alpha_{s_1}^j(0)) | Z^j = 1]$ dans cette expression est contrefactuel. Supposons maintenant que les variations des effets de commune au cours du temps auraient été les mêmes pour les communes traitées et non traitées en l'absence de traitement, ce qui implique :

$$(8) \quad E[\Delta \ln(\alpha_{s_1}^j(0)) | Z^j = 1] = E[\Delta \ln(\alpha_{s_1}^j(0)) | Z^j = 0]$$

où nous notons $\Delta \ln(\alpha_{s_1}^j(z)) = \ln(\alpha_{s_1}^j(z)) - \ln(\alpha_{s_0}^j(z))$ où $z \in \{0,1\}$. L'effet de création d'une zone d'entreprise peut être réécrit après deux lignes de calcul :

$$(9) \quad \delta = E[\Delta \ln(\alpha_{s_1}^j(1)) | Z^j = 1] - E[\Delta \ln(\alpha_{s_1}^j(0)) | Z^j = 0]$$

où on a utilisé les définitions des premières différences et l'hypothèse faite en (8).

Le premier terme à droite dans l'équation (9) peut être estimé à partir des données sur les communes traitées en utilisant un estimateur pondéré par des poids ω_j des différences entre les effets communes aux semestres après et avant la réforme. Il en est de même pour le deuxième terme à droite en utilisant les communes du groupe dit de contrôle. En pratique, le coefficient de pondération peut être déterminé en utilisant la part de chômeurs à risque dans la commune traitée j ou en utilisant la matrice de covariance des effets communes obtenue dans les étapes précédentes.

Comme nous allons le voir ci dessous, l'estimateur de l'effet de traitement $\hat{\delta}$ est le coefficient estimé de l'indicateur de traitement dans une régression (pondérée par ω_j) des effets communes par semestre sur les variables indicatrices des communes, les variables indicatrices des périodes d'observation et l'indicateur de traitement.

De façon intéressante, on constate que des estimations peuvent être obtenues en utilisant des définitions variées du groupe de contrôle. Lorsqu'on définit le groupe de contrôle, cependant, un conflit potentiel apparaît entre deux objectifs. D'une part, il ne faudrait ne considérer que des communes qui sont "similaires" à divers titres à celles du groupe de traitement. Ceci suggère que le groupe de contrôle doit comprendre les communes les plus proches en termes de caractéristiques, ce qui implique notamment qu'elles soient sans doute proches ou voisines géographiquement. Il est intéressant d'observer que puisque les acteurs politiques avaient leur mot à dire dans la désignation des zones d'entreprises, le processus de sélection n'était pas complètement basé sur le classement en fonction de l'indicateur agrégé. Il est donc plus facile de trouver des communes de contrôle qui ont des caractéristiques similaires à celles qui ont été traitées. Néanmoins, nous devons par ailleurs faire attention à éviter la contamination des effets de traitement par des effets de retombées spatiales et ceci peut être en contradiction avec le premier objectif (Blundell, Costa-Dias, Meghir et van Reenen, 2006). Voilà pourquoi il est nécessaire de développer diverses stratégies empiriques en construisant de diverses manières le groupe de contrôle et en utilisant diverses façons de prendre en compte l'effet des caractéristiques des communes.

VI. Les résultats de l'évaluation de la politique

Pour commencer, nous décrivons brièvement les résultats de l'estimation du modèle stratifié de Cox qui nous permet d'estimer les effets communes nets d'« effets de composition » dus à des caractéristiques individuelles observées. Nous nous tournons ensuite vers l'évaluation à proprement parler de la création des zones franches urbaines le 1er Janvier 1997. Nous commençons par définir le paramètre de traitement et par décrire l'estimation du score de propension au niveau des communes. Nous présentons ensuite les estimations obtenues par la méthode d'appariement, ainsi que ceux de l'estimation intra-individuelle et en premières différences. Enfin, nous rendons compte de la spécification que nous privilégions et conduisons plusieurs tests de robustesse.

Estimateur Stratifié de Vraisemblance Partielle

Nous avons réalisé la première étape de l'estimation du modèle telle qu'elle est donnée par la vraisemblance partielle (3) pour tous les semestres entre le second semestre de 1993 et le premier semestre de 2003. Dans le tableau 4, nous rapportons uniquement les résultats de cette estimation pour le premier semestre de 1994 et le premier semestre de 2000. Dans notre évaluation de la politique, cette première étape sert à purger le taux de sortie vers un emploi par commune et trimestre des effets de composition au niveau individuel et à prendre en compte la présence de censure à droite dans les durées. Les effets des caractéristiques sociodémographiques sont très similaires à ceux qui ont été obtenus dans Gobillon, Magnac et Selod (2010), où nous avons utilisé un échantillon unique au lieu d'échantillons divisés par semestre. Nous invitons le lecteur à se référer à cet article pour une analyse plus complète de ces effets, même si un bref résumé est utile. Les chômeurs qui sont handicapés, les femmes, et les personnes qui ont beaucoup d'enfants trouvent plus difficilement un emploi. Ceux qui vivent en couple trouvent plus facilement un emploi, et comme on s'y attend, les chômeurs dont le niveau d'éducation est faible trouvent plus difficilement un emploi que ceux qui ont un niveau d'éducation élevé. De plus, les personnes ayant la nationalité d'un pays d'Afrique Subsaharienne ou d'Afrique du Nord trouvent beaucoup plus difficilement un emploi que les Français. En particulier, entre 1994 et 2000, on peut observer une détérioration de la situation des personnes ayant un niveau d'éducation faible et de celle des personnes ayant la nationalité d'un pays d'Afrique Subsaharienne. Ceci confirme que les taux de sortie vers un emploi ont baissé sur cette période, en particulier pour les sous-populations pour lesquelles le taux était déjà bas.

< Insérer le Tableau 4 ici >

Définition du traitement

Nous estimons les effets du programme de ZFU en utilisant différentes dates avant et après la création des ZFU. Dans le cadre défini dans la section 5.3, la période s_0 correspond maintenant à tous les semestres entre le second semestre de 1993 et le second semestre de 1996 (le semestre 7 dans les Figures) et s_1 correspond à tous les semestres entre le premier semestre de 1997 (semestre 8) et le premier semestre de 2003.

Le groupe de traitement est composé des communes dans lesquelles une zone franche urbaine a été créée. Lors des tests de robustesse, nous allons également vérifier la robustesse de nos résultats lorsque le groupe de communes traitées est construit différemment. Nous distinguerons les communes dans lesquelles une part importante de la population communale habite dans les zones franches urbaines (plus de 50%) des autres communes traitées. Nous allons également modifier le groupe de traitement en incluant les communes voisines de celles traitées.

Le principal enjeu concerne la définition du groupe de contrôle, qui pourrait en principe contenir toutes les communes qui ne sont pas dans le groupe de traitement. Cependant, cela suppose implicitement que toutes les communes non traitées ressemblent aux communes traitées, ce qui est loin d'être le cas. Certaines communes sont trop distantes des communes traitées à la fois par leur situation géographique et par rapport à d'autres caractéristiques. La différence la plus nette est sans doute celle de la taille de la population de la commune qui est très différente entre le groupe de traitement défini ci-dessus et les groupes de contrôle envisageables. Alors que le groupe des communes non traitées comprend de nombreuses communes petites et très petites (moins de 1 000 habitants), la commune traitée la plus petite compte 17 500 habitants. Nous avons donc choisi dès le départ de limiter le groupe de contrôle à des communes dont la population est comprise entre 8 000 et 100 000 habitants.¹² De fait, la définition du paramètre de traitement est modifiée, et fait maintenant référence aux communes dont la population est comprise dans cet intervalle.

Nous introduisons par la suite d'autres restrictions sur le groupe de contrôle qui vont modifier la définition de l'« effet de traitement » et le restreindre à la seule population des communes considérées. Celles-ci seront mises en place après la construction du score de propension que nous allons maintenant détailler.

Caractéristiques des communes traitées : le score de propension

¹² La raison pour laquelle les communes de plus de 100 000 habitants sont exclues est que ce groupe comprend les arrondissements de Paris intra muros et un voisin proche, Boulogne-Billancourt, qui n'ont aucune chance d'être sélectionnés étant donné leur richesse. Nous avons choisi comme minimum la taille de la plus petite commune traitée divisée par deux, soit 8 000 habitants. Nous ne savons pas quelles communes ont postulé au programme sans succès.

Nous allons maintenant analyser les caractéristiques des communes qui déterminent la création d'une zone franche urbaine et qui vont nous permettre de construire le score de propension tel qu'il a été proposé par Rosenbaum et Rubin (1983) afin de contrôler la sélection des observables. Nous estimons un modèle à variable dépendante discrète (ici un modèle Probit), pour expliquer l'indicateur de sélection, $z = 1$ ou $z = 0$, en utilisant comme variables de contrôle des caractéristiques des communes X , parmi lesquelles des indicateurs d'accessibilité physique aux emplois, de composition de la population de la commune en termes de nationalité ou d'éducation, de taux de chômage, de la part de jeunes, et du potentiel fiscal. Nous introduisons également dans les spécifications la plus courte distance à une autre commune comprenant une zone franche urbaine. Ceci nous permet de prendre en compte la volonté éventuelle des autorités de répartir les zones franches urbaines de manière plus ou moins homogène à travers la région. Les résultats des estimations pondérées du modèle Probit, quand les pondérations sont reliées aux tailles de population de chômeurs dans la commune, sont rapportés dans le tableau 5. Les résultats de notre spécification de départ et de notre spécification préférée apparaissent dans la première colonne, même si des spécifications moins parcimonieuses ont également été estimées (voir les notes sous ce Tableau).

< Insérer le Tableau 5 ici >

Conformément aux critères de sélection, plus les revenus fiscaux de la commune sont importants, ou plus la part des personnes n'ayant pas le bac est faible dans la commune, moins la commune a de chances d'avoir une zone franche urbaine, même si le deuxième effet n'est pratiquement pas significatif. Plus la part des moins de 25 ans est élevée, et plus la commune est peuplée, plus il est probable qu'il y ait une zone franche urbaine dans cette commune. En termes de distance, plus la distance à une commune désignée est grande, ou plus la densité des emplois situés à moins de 60 minutes en véhicule privé est grande, moins la commune a de chance d'être désignée pour accueillir une zone franche urbaine. Ceci reflète le ciblage de zones dans lesquelles l'accès à l'emploi est relativement faible. De plus, le signe négatif de la distance à la ZFU la plus proche (même si ceci n'est pas significatif) peut s'expliquer par une tentative de répartition des ZFU autour de Paris sans qu'elles soient trop proches l'une de l'autre.¹³ A l'instar d'Hanson (2009), nous avons également examiné l'impact de variables politiques, telles que la fréquence des votes pour différents partis politiques. Malgré le fait que les communes dont les mairies étaient gérées par des hommes politiques appartenant au parti au pouvoir à l'époque de la désignation des ZFU avaient un peu plus de chance d'être sélectionnées, cet effet n'est pas significatif. Nous avons donc

¹³ Nous avons vérifié qu'il n'y avait pas de problèmes d'endogénéité en introduisant à la place la deuxième plus petite distance. Cela n'a pratiquement aucun effet sur les résultats.

choisi de ne pas inclure ces variables dans la spécification finale. Nous avons aussi utilisé l'information plus ancienne sur des quartiers concernés par la politique de la ville en 1993 que nous a fourni Patrick Sillard sans modification notable des résultats finaux.

Dans les deux autres colonnes du tableau 5, nous rapportons les résultats de deux spécifications alternatives. Nous avons d'abord introduit une variable égale à la moyenne des effets communes affectant les taux de sortie vers un emploi lors des semestres avant la mise en place de la politique (tels qu'ils ont été estimés dans une première étape par la méthode de Vraisemblance Partielle Stratifiée). Nous avons choisi la moyenne de ces effets parce que la moyenne était l'indice le plus significatif affectant le score de propension. L'effet est positif, même s'il est très peu significatif. Ainsi, les communes dans lesquelles les chômeurs avaient plus de chances de retrouver un emploi avaient une probabilité plus élevée d'être désignées que les autres communes partageant les mêmes caractéristiques. Ceci est un résultat standard dans la littérature d'évaluation des politiques publiques, et reflète le fait que l'intervention des gouvernements conduit souvent à miser sur les meilleurs (Boarnet et Bogart, 1996). Nous avons également réalisé la régression Probit sans utiliser de pondérations, et même si les écart-types sont supérieurs, les effets des variables demeurent les mêmes en termes qualitatifs. Nous testerons plus tard la robustesse de nos résultats complets à ces changements de spécification.

En utilisant les résultats dans la colonne 1, nous prédisons le score de propension pour chaque commune. Il est intéressant de constater une différence assez remarquable entre les supports des scores de propension du groupe de traitement et du groupe de contrôle, comme le montre le tableau 6.

< Insérer le Tableau 6 ici >

La plus petite probabilité prédite au sein du groupe de traitement est égale à 0,1%. Nous pouvons donc restreindre davantage le groupe de contrôle aux communes pour lesquelles le score de propension prévu est supérieur à 0,05% (cf. Tableau 6). Ce nouveau groupe est environ deux fois plus petit que le groupe de contrôle non restreint, et comporte 135 communes (au lieu de 258), ce qui est environ égal à dix fois le nombre de communes traitées (13). Nous allons par la suite tester la robustesse de nos résultats à des sélections plus ou moins restrictives.

Appariement, estimation du modèle en premières différences et estimation intra-individuelle

Nous avons choisi d'estimer des modèles linéaires pour les effets de traitement car le nombre de communes traitées est assez petit (13) comparé au nombre de communes dans le groupe de contrôle (135). Comme nous l'avons expliqué dans la section économétrique, et à l'instar d'Imbens et Wooldridge (2009), nous avons commencé par la régression initiale suivante :

$$(11) \quad \widehat{\ln(\alpha_s^j)} = \delta Z_s^j + X_j \beta + \alpha_s + \alpha^j + u_s^j$$

où s est le semestre, j une commune et u_s^j est un terme d'erreur (qui comprend l'erreur d'échantillonnage de la variable due à l'estimation de première étape). Le paramètre α_s est un effet semestre et α^j est un effet commune. La variable Z_s^j est une variable indicatrice de traitement, et les variables X_j sont des variables de contrôle fixes au cours du temps dans notre base de données.

En utilisant un argument d'orthogonalité utilisé par Rosenbaum et Rubin (1983), nous avons :

$$(12) \quad E(u_s^j | Z_s^j, X_j) = 0 \Rightarrow E(u_s^j | Z_s^j, X_j, p(X_j)) = E(u_s^j | Z_s^j, p(X_j)) = 0,$$

Par conséquent, à partir de maintenant nous pouvons remplacer les variables explicatives par le score de propension $p(X_j)$, bien que nous ayons tenté certaines spécifications générales.

La régression décrite en (11) permet d'obtenir le paramètre d'intérêt, δ , qui est égal à l'effet moyen du traitement sur les traités. La pondération la plus naturelle est liée au nombre de chômeurs dans la commune au début de chaque semestre. Nous allons également vérifier la robustesse des résultats en utilisant des pondérations alternatives, telles que l'inverse de l'estimateur de l'écart-type de $\widehat{\ln(\alpha_s^j)}$.

Un aspect important de la spécification est l'inclusion d'un ensemble complet d'effets de commune constants dans le temps, α^j , dans la régression (11). Néanmoins, nous pouvons commencer par une forme plus parcimonieuse, dans laquelle nous n'incluons que la variable indiquant qu'une zone franche urbaine a été créée dans la commune, c'est-à-dire $\alpha_j = \alpha 1_{\{j \text{ désignée}\}}$. Cette restriction permet d'obtenir plus de pouvoir d'identification lorsqu'on estime α dans l'équation (11), au prix d'un renforcement du caractère restrictif de la condition d'orthogonalité décrite par l'équation (12). Nous allons voir que cette condition est rejetée par les données, et qu'un ensemble complet d'effets communes est nécessaire.

Nous réalisons d'abord une régression de base sans aucun contrôle, dont les résultats sont rapportés dans la colonne (1) du tableau 7. Le coefficient de la variable indicatrice de désignation de la commune est négatif et significatif, ce qui confirme que dans ces communes, les chômeurs ont une probabilité plus faible de recevoir et d'accepter une offre

d'emploi. Le paramètre d'intérêt estimé, à savoir le paramètre de traitement, est négatif mais non significativement différent de zéro. Ceci ne semble pas être un problème résultant d'écart-types élevés puisque l'ordre de grandeur de l'écart-type est environ le même que pour l'effet de désignation.

< Insérer le Tableau 7 ici >

Pour aller plus loin, nous introduisons le score de propension tel qu'il a été estimé dans la colonne (1) du tableau 5, et le résultat est rapporté dans la colonne (2) du tableau 7. Premièrement, le coefficient du score de propension estimé est fortement significatif et négatif. Les communes potentiellement traitées ont un taux de sortie du chômage qui est significativement plus faible. Deuxièmement, notons que le signe du coefficient de l'indicatrice de désignation des communes traitées change par rapport à la colonne (1) : il est maintenant positif et très fortement significatif. Les zones franches urbaines ont été créées dans des communes dans lesquelles les chances de trouver un emploi sont significativement supérieures lorsqu'on maintient constantes les caractéristiques expliquant le traitement, à savoir le score de propension. Ceci confirme l'effet de « choix des meilleurs » que nous avons identifié à partir des résultats du score de propension dans le tableau 5. En revanche, la prise en compte du score de propension n'affecte pas l'estimation de δ . Le coefficient estimé reste non significativement différent de zéro à un niveau de significativité égal à 10%, et cette absence d'impact n'est pas due à la grandeur de l'écart-type. Nous avons également testé une spécification plus flexible du score de propension en utilisant des splines, sans changement notable, comme on peut le voir dans la colonne (3) du tableau 7. Enfin, nous obtenons les mêmes résultats lorsque nous utilisons uniquement le sous-échantillon des communes dont les scores de propension sont élevés. Les communes ne sont sélectionnées que si leur score de propension est au dessus du 10ème percentile du groupe de traitement.

L'étape suivante consiste à présenter les résultats qui prennent en compte les effets de commune non contraints, α^j . Il existe deux façons standards de procéder, et celles-ci devraient conduire au même résultat si le modèle économétrique est correctement spécifié. Il s'agit d'utiliser un estimateur intra-individuel ou en différence afin d'éliminer les effets de commune (voir par exemple Blundell et Costa-Dias, 2009). Ces estimations sont rapportées dans le tableau 8, dans laquelle la première colonne répète les résultats du tableau 7, la deuxième colonne rapporte les résultats de l'estimation intra-individuelle en utilisant des écart-types robustes à l'hétéroscédasticité, et la dernière colonne rapporte les résultats de

l'estimation du modèle en premières différences en utilisant des écart-types robustes à l'hétéroscédasticité.¹⁴

Les différences entre les méthodes d'estimation sont remarquables, comme on peut le constater dans le tableau 7. Alors que le coefficient estimé pour l'indicatrice de traitement dans l'estimation intra-individuelle reste négatif, à peu près au même niveau que celui pour l'estimation du modèle utilisant la méthode d'appariement du Tableau 7, cet estimateur est significatif à 10%. En revanche, l'estimateur du paramètre de traitement en utilisant les premières différences est positif (0,049) et significatif à 1%. Pourtant, ces estimateurs devraient converger vers la même valeur. Le modèle économétrique dans lequel le paramètre de traitement est constant dans le temps est donc rejeté par les données.

< Insérer le Tableau 8 ici >

Comme la longueur de notre période d'observation est importante, nous pouvons contester de manière plausible la validité des hypothèses sous-jacentes au modèle en différences de différences et affirmer que les tendances à moyen terme sont probablement différentes entre les communes traitées et les communes de contrôle. C'est pourquoi nous réalisons la même analyse (avec le modèle par appariement, l'estimation intra-individuelle et le modèle en premières différences) mais *nous autorisons maintenant le paramètre de traitement à varier à chaque période qui suit le traitement*. Le tableau 9 rapporte ces résultats et montre qu'en fait, les effets de traitement semblent avoir une tendance négative à moyen terme en utilisant toutes les méthodes d'estimation. Il est notable que les effets de traitement à court terme estimés par appariement et par estimation intra-individuelle sont maintenant positifs, même s'ils sont non-significatifs pour le semestre suivant le traitement. Ils sont soit positifs, soit négatifs mais dans tous les cas non-significatifs après la mise en place du traitement. Après le semestre 14, c'est-à-dire après le premier semestre de 2000, les effets estimés par appariement et par estimation intra-individuelle sont tous négatifs, et certains d'entre eux sont significatifs.

< Insérer le Tableau 9 ici >

En revanche, en utilisant le modèle en premières différences, la plupart des effets sont positifs et plus importants à court terme qu'à moyen terme (au moins jusqu'au semestre 16)

¹⁴ Aucun des écarts-types n'est corrigé pour l'auto-corrélation parce que ceci sera fait dans la prochaine section dans un contexte plus général. Les corrections seront probablement plus sévères dans l'estimation en premières différences.

et confirment les résultats obtenus dans le tableau 8. Les effets de traitement estimés sont constamment compris entre 0,025 et 0,059 pour les périodes avant le semestre 14, même si seulement deux de ces estimations sont significatives.¹⁵ En revanche, les valeurs estimées diminuent ou deviennent négatives après le semestre 14 mais recommencent à augmenter après le semestre 17. Il y a donc deux raisons de penser que notre évaluation globale s'appuie trop sur l'évaluation à moyen terme après le semestre 14. Comme nous l'avons vu avec les Figures 1 et 2, le chômage a commencé à augmenter après le semestre 14 ; et, ce qui est plus important, le taux de sortie du chômage pour des raisons inconnues a changé de manière significative après le semestre 13. Voilà pourquoi nous allons maintenant restreindre notre analyse aux périodes 1 à 12, c'est-à-dire entre le second semestre de 1993 et le premier semestre de 1999, une période pendant laquelle le taux de sortie vers un emploi diminue, le taux de chômage est stable ou diminue peu, et le taux de sortie pour des raisons inconnues est stable. Nous ne nous prononçons pas sur la question de la disparition des effets de traitement après trois ans, ou sur l'absence de validité de l'hypothèse implicite sous-jacente à la méthode des différences de différences stipulant que les tendances temporelles sont les mêmes pour les communes traitées et celles du groupe du contrôle.

Spécification privilégiée

Le tableau 10 rapporte les résultats de l'estimation en premières différences en corrigeant les effets d'auto-corrélation au sein des communes par moindres carrés quasi généralisés en utilisant une matrice de variance-covariance des chocs par commune et semestre au cours du temps qui n'est pas contrainte. Nous présentons ici les résultats obtenus en faisant varier le nombre de semestres utilisés dans les estimations.¹⁶

< Insérer le Tableau 10 ici >

La première colonne rapporte les résultats de notre spécification préférée, cette spécification étant robuste aux différents changements dans la construction sous-jacente et semblant produire une estimation prudente. Le paramètre de traitement est égal à 0,031 et est significatif à 5%. Cet effet est assez minime, puisqu'il implique que le taux de sortie vers un emploi n'a augmenté que de 3% dans les communes désignées lorsque la politique a été mise en place. Comme il y a environ 300 sorties en moyenne par semestre dans une

¹⁵ Corriger pour l'auto-corrélation affecte les écarts-types (cf. ci-dessous).

¹⁶ Nous ne rapportons pas les effets de semestres estimés. Ils reproduisent de près les tendances brutes telles qu'elles ont été rapportées dans la Figure 2.

commune de taille moyenne, cette politique n'est à l'origine que de seulement 10 nouvelles sorties par semestre.

Nous avons ajouté le score de propension comme variable explicative pour contrôler l'hétérogénéité inobservée résiduelle entre les communes.¹⁷ Ceci équivaut à considérer que les communes pourraient avoir des tendances différentes dans leurs taux de sortie, ce qui paraît assez probable dans une période pendant laquelle les taux de sortie vers un emploi ont une forte tendance à la baisse (entre le second semestre de 1993 et le premier semestre de 2000, cf. Figure 2). Ces tendances sont supposées être aléatoires conditionnellement aux observables (Heckman et Hotz, 1989), ce qui implique une condition d'orthogonalité beaucoup moins restrictive que celle de l'équation (12), à savoir :

$$E(u_s^j - u_{s-1}^j | Z_s^j, p(X_j)) = 0$$

Cette restriction a été exploitée par Heckman, Ichimura et Todd (1997) et cette approche appartient aux méthodes d'appariement en différences de différences telles qu'elles ont été décrites par Blundell et Costa-Dias (2009). Nous l'utilisons dans un cadre de régression linéaire en raison de la petite taille de nos échantillons.

Dans la deuxième colonne, nous restreignons davantage la période d'évaluation, en ne conservant que deux semestres avant la réforme et deux semestres après. L'estimateur reste significatif et est égal à 0,042. Si nous restreignons encore davantage la période à laquelle la réforme a été mise en place, la valeur de l'estimateur est de 0,035 mais elle devient non significative. La variable de traitement est très fortement corrélée avec le score de propension, et quand nous omettons ce dernier, l'estimateur augmente à 0,058 et est significatif à 1%, ce qui correspond à un doublement significatif de l'effet. Cela peut cependant refléter le fait que certaines entreprises aient attendu pour embaucher lors du dernier semestre de 1996 afin de bénéficier de la politique le semestre suivant, même si nous ne trouvons aucune preuve d'un tel opportunisme ci-dessous.

Il est intéressant de faire une distinction entre les communes traitées en fonction de la part de la population de cette commune qui réside dans la zone franche urbaine. Plus précisément, nous avons introduit dans notre spécification préférée une indicatrice de commune traitée ayant une part de la population vivant dans la zone franche urbaine inférieure à 50%. Le résultat est frappant dans la mesure où l'estimateur du paramètre de traitement est alors égal à 0,057 au lieu de 0,031, et est significatif au niveau de 1% alors que l'effet de traitement dans les communes dans lesquelles une petite part de la population vit dans la zone franche urbaine est également positif ($0,016 = 0,057 - 0,041$) mais devient non significatif. La dilution de l'effet va être confirmée ci-dessous lorsque l'on change la définition du traitement. Ceci souligne le fait que l'effet de la politique est très localisé.

¹⁷ Nous n'effectuons pas de correction pour tenter de pallier au problème du régresseur généré qu'implique une telle inclusion.

Effets de retombées spatiales

Nous allons maintenant étudier la possibilité de retombées spatiales sur les communes voisines. En théorie, les retombées spatiales sur les zones voisines peuvent être soit positives (si les travailleurs dans les zones voisines bénéficient de l'expansion de l'activité dans la ZFU) ou négatives (si les emplois sont relocalisés depuis les zones voisines, ou si des emplois localisés dans la ZFU se substituent aux emplois hors ZFU). Une externalité que l'on pourrait qualifier de « positive » sur les zones hors ZFU peut avoir lieu si la politique a en fait un effet défavorable en provoquant une stigmatisation des résidents des ZFU, avec des employeurs établissant une discrimination envers les résidents des ZFU et étant donc plus enclins à embaucher des travailleurs hors des ZFU.

Afin d'évaluer ces effets, nous avons commencé par changer la composition du groupe de contrôle. Nous avons sélectionné les communes dans le groupe de contrôle en fonction de la distance à une commune traitée. Nous avons expérimenté avec trois limites de distance entre les centres des communes, de 5, 10 et 15 kilomètres. Nous avons restreint le premier, deuxième et troisième groupe de contrôle aux communes dont le centre est distant respectivement de plus de 5, 10 et 15 kilomètres du centre d'une commune traitée. Ensuite, nous avons restreint le premier, deuxième et troisième groupe de contrôle aux communes dont le centre est situé respectivement à moins de 5, 10 et 15 kilomètres du centre d'une commune traitée. Les résultats sont rapportés dans le tableau 11.

< Insérer le Tableau 11 ici >

Il y a peu d'indication d'effets de retombées. Dans toutes ces expériences sauf une, l'estimation du paramètre de traitement reste proche de 0,03, avec cependant une certaine variance dans la significativité des estimations. Le seul cas dans lequel l'estimateur devient presque indiscernable de zéro est celui où le groupe de contrôle est restreint aux communes situées à plus de 15 km d'une commune traitée. Selon nous, l'hypothèse selon laquelle ces communes seraient affectées par les mêmes effets de périodes que les communes traitées n'est plus valable, car ces communes sont situées dans des zones distantes dans lesquelles les conditions du marché de l'emploi sont probablement différentes.

Nous avons également tenté de changer la définition du traitement, ainsi que la composition du groupe de traitement et du groupe de contrôle. Au lieu de retenir uniquement les communes dans lesquelles une zone franche urbaine est située, nous avons également retenu les communes voisines situées à moins de 2 kilomètres pour le premier

groupe et à moins de 3 kilomètres pour le second. Le nombre de communes potentiellement traitées augmente de 13 à 24 pour le premier groupe et à 51 pour le second. Le Tableau 12 rapporte les résultats. On remarque que dans les deux cas la valeur estimée du paramètre de traitement n'est plus significativement différente de zéro. Ceci confirme que la création d'une zone franche urbaine a un effet très localisé sur le taux de sortie du chômage vers un emploi, ce que nous avons déjà vu dans le Tableau 10. Il n'y a pas d'effet de retombées significatif sur les communes voisines.

< Insérer le Tableau 12 ici >

Autres tests de robustesse

Nous avons également réalisé d'autres tests de robustesse de nos résultats. Premièrement, nous avons modifié toute la procédure afin d'inclure la moyenne passée des effets de commune dans le score de propension. Deuxièmement, nous avons fait varier les pondérations par commune et par semestre que nous avons utilisées dans l'estimation. Au lieu d'utiliser la racine carrée du nombre d'actifs au chômage dans la commune au début du semestre, nous avons utilisé l'inverse de l'écart-type des estimateurs de la variable à gauche qui est donnée par les estimations de première étape, voire aucune pondération. Le Tableau 13 présente ces résultats qui ne sont pas très différents de ceux qui ont été obtenus en utilisant la spécification principale, les valeurs estimées du paramètre de traitement pouvant même augmenter légèrement.

< Insérer le Tableau 13 ici >

De plus, la construction de l'effet commune par semestre purge les taux de sortie vers un emploi des caractéristiques individuelles, même si elle contrôle moins bien les effets d'entrée à cause des problèmes d'identification. Nous avons introduit des variables indicatrices de mois et d'année dans la première étape de l'estimation, malgré le fait que l'identification de ces paramètres puisse être fragile, et les effets commune et semestre n'en avaient pas été purgés ensuite. Voilà pourquoi nous estimons à nouveau notre spécification préférée en contrôlant les taux d'entrée par semestre et par commune. Les résultats sont présentés dans les deux premières colonnes du Tableau 14. Dans la première colonne, nous contrôlons pour le taux d'entrée enregistré au cours de la période actuelle, et dans la deuxième pour le taux d'entrée retardé d'une période. Même si la première variable

a un effet positif et significatif, et la deuxième un effet négatif et non significatif, l'estimateur de l'effet de traitement est à peine affecté et reste environ égal à 0,03.

< Insérer le Tableau 14 ici >

Afin de mesurer d'éventuels effets placebo, comme l'ont suggéré Manning et Pischke (2006), nous avons également introduit dans la spécification un indicateur d'effet de traitement retardé. Si la politique est anticipée, un effet négatif pourrait être observé si les employeurs retardent leurs décisions d'embaucher. Nous ne trouvons pas que l'effet de traitement retardé soit différent de zéro de façon significative, et celui-ci n'affecte pas la valeur estimée du paramètre de traitement.

Enfin, comme certaines communes du groupe de traitement ont un score de propension élevé, nous avons testé la robustesse de nos résultats en faisant varier la composition du groupe de traitement. Nous avons ré-estimé l'effet de la mise en place des ZFU en laissant de côté successivement chaque commune du groupe de traitement. Le Tableau 15 montre que nos résultats sont robustes à cette procédure, même s'il est vrai que lorsque certaines des communes ayant un score de propension élevé sont laissées de côté, l'effet du traitement diminue de 15%. Néanmoins s'il y a une seule valeur aberrante, c'est plutôt dans l'autre sens qu'elle joue un rôle. En effet, quand on laisse une des communes dont le score de propension est moyen en dehors du groupe des traités, on obtient une estimation de l'effet du traitement sur les traités qui est supérieure de près de 50% à notre estimation de 0.030 qui est donc un estimateur raisonnablement conservateur.

< Insérer le Tableau 15 ici >

La question du support commun des scores de propension dans les groupes de traitement et de contrôle est l'un de nos objets de recherche évoqués dans la Section IX.

Evaluation des effets de la politique sur d'autres variables

Nous avons également réalisé la même évaluation en utilisant comme variable dépendante les taux bruts d'entrée en chômage comme dans Papke (1994) et les trois taux bruts de sortie du chômage que nous pouvons construire à partir de nos données. En effet, comme nous le soulignons précédemment, une sortie du chômage peut prendre trois formes distinctes : sortie vers un emploi, vers le statut d'inactif ou pour des raisons inconnues.

Les résultats obtenus avec les taux brut de sortie vers un emploi sont comparables à ceux obtenus avec notre méthode plus sophistiquée qui purge les taux de sortie vers un emploi des caractéristiques individuelles et prend en compte les censures habituelles qui affectent les données sur le chômage. Cette vérification est utile, étant donné que les taux bruts sont souvent utilisés par les organismes en charge des évaluations de politique publique. Le Tableau 16 rapporte les résultats.

< Insérer le Tableau 16 ici >

Dans la colonne 1, le paramètre qui mesure l'effet du traitement sur les taux d'entrée au chômage n'est pas significativement différent de zéro. La colonne 2 rapporte l'effet du traitement sur les taux de sorties du chômage vers un emploi. Il est significativement positif et égal à 0,040. Il est donc légèrement supérieur à l'estimation que nous avons obtenue en utilisant notre procédure à deux étapes pour purger les taux de sortie des effets de composition (en termes de caractéristiques individuelles observées), même si la différence est non significative. La différence peut provenir des effets de composition ou de la censure à droite de la période de chômage. Dans le sens restreint où cette conclusion ne s'applique qu'à cet ensemble de données là, les estimations où des données brutes sont utilisées donnent des approximations raisonnables.

Les résultats obtenus dans les Tableaux 14 et 16 vont à l'encontre d'un argument avancé par Elvery (2009) sur les effets indirects des zones franches urbaines. Cet argument stipule que le marché du travail local dans les communes traitées deviendrait plus attractif après la création d'une zone franche urbaine et les chômeurs seraient encouragés à chercher un emploi. Ceci augmenterait le taux d'entrée en période de chômage et la concurrence entre les chômeurs pour les emplois. Nous ne trouvons ni que le paramètre de traitement est affecté par les taux d'entrée (Tableau 14) , ni que les taux de sorties changent à cause du programme (Tableau 16).

Les valeurs estimées du paramètre de traitement pour les sorties vers l'inactivité et les sorties pour des raisons inconnues ne sont pas significativement différentes de zéro, même si l'estimateur pour les sorties vers l'inactivité prend une valeur assez élevée, à 0,039. Contrairement aux faits stylisés rapportés dans la section descriptive ci dessus, la censure due aux sorties pour des raisons inconnues n'a pas l'air d'être affectée par la politique. Notre paramètre estimé est donc robuste au fait que certaines sorties pour des raisons inconnues pourraient être en réalité des sorties vers un emploi provoquées par la politique de ZFU.

VII. Résultats complémentaires

Evaluation de l'extension de la politique de Zones Franches Urbaines en 2004

Le programme public de Zones Franches Urbaines a été étendu en 2004 à d'autres zones. Ce second programme de ZFU a été mis en place le 1^{er} août 2003, 14 nouvelles ZFU étant créées en Ile-de-France. Ces nouvelles ZFU correspondent généralement à des Zones de Revitalisation Urbaines (établies en 2004) auxquelles ont été rajoutés des terrains, notamment des terrains sans construction. Le second programme proroge aussi les ZFU de la première vague.

Il est possible de répéter l'estimation de l'effet du traitement du programme dans ces nouvelles zones. Nous reportons maintenant les procédures que nous avons suivies. Néanmoins, la conclusion générale en est que l'effet estimé du traitement n'est jamais significativement différent de zéro en utilisant la même méthodologie que celle que nous avons utilisée en 1997.

Nous répétons donc les mêmes étapes d'estimation que précédemment. Nous commençons par estimer un modèle de durée par maximum de vraisemblance partiel stratifié sur les données ANPE exhaustives concernant la région parisienne. Ces données ont été mises à notre disposition par la DARES. Le panel couvre les deux semestres de chaque année de la période de 2000 à 2009. Les Zones Franches Urbaines de première génération sont toujours en place durant cette période. Les Zones Franches Urbaines de deuxième génération ont été créées au 1^{er} janvier 2004. Les Zones Franches Urbaines de troisième génération ont été créées à l'été 2006.

Pour estimer le score de propension, nous utilisons les variables ayant "probablement" servi à construire l'index permettant de sélectionner les ZFU. Nous disons "probablement", parce qu'après discussion avec les experts, il semblerait qu'on ne soit pas très sûr de l'année considérée pour les variables utilisées pour construire l'index pour les ZFU de deuxième vague. La base de données inclut donc : les potentiels fiscaux des communes en 2003; la population du recensement en 1999; le taux de chômage en 1999; la proportion de moins de 25 ans en 1999 ; la proportion de la population sans aucun diplôme en 1999. Les autres variables sont les mêmes que pour l'évaluation de 1997 si ce n'est que nous ne pouvons pas utiliser la variable correspondant au fait d'être handicapé. Nous avons aussi tenté d'utiliser l'information plus ancienne sur des quartiers concernées par la politique de la ville en 1993 que nous a fourni Patrick Sillard. Une première liste de ZUS a en effet été fixée par le décret n° 93-203 du 5 février 1993 pris pour l'application de la Loi d'orientation pour la ville (LOV) du 13 juillet 1991, comprenant 546 quartiers caractérisés par la présence de « grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un déséquilibre accentué entre l'habitat et l'emploi » où les collectivités locales pouvaient procéder à des exonérations de taxe

Par maximum de vraisemblance stratifié, puis par le calcul de l'estimateur de Breslow et la restriction à des fonction de hasard multiplicatif, nous avons calculé les effets communaux par semestres. Nous ne reportons dans le Tableau 17 les résultats descriptifs de la première étape sur l'effet des variables explicatives pour les deux semestres de l'année 2004. Ces effets sont similaires entre années dans les années 2000 et qualitativement similaires à ceux que nous avons estimé en Section VI.

< Insérer le Tableau 17 ici >

Comme dans l'évaluation précédente, c'est la base de données d'effets communes par semestre qui nous sert à l'évaluation de la politique de ZFU mise en place en 2004. Le groupe de traitement est maintenant constitué de 15 communes. Nous avons construit le groupe de contrôle de deux manières. D'abord, nous pouvons comparer le groupe traité en 2004 aux communes traitées en 1996 pour mesurer l'effet de rattrapage des deuxièmes par les premières. Nous pouvons aussi utiliser le même type de groupe de contrôle que dans l'évaluation précédente, c'est à dire le groupe de communes qui ne contiennent de ZFU ni en 1996 ni en 2004, et dont le score de propension appartient au support des communes traitées.

Nous commençons par l'estimation du score de propension en fonction des variables déterminant la désignation des ZFU et d'autres variables caractéristiques comme la composition en termes de nationalité et de groupes d'éducation. Dans le cas où le groupe de contrôle est constitué par les communes qui contiennent des ZFU en 1996, les deux groupes sont assez petits: 13 pour le groupe de contrôle, 15 pour le groupe de traitement. Aucun effet n'est significatif dans une estimation Probit. Il est à noter que les supports pour le score de propension ne coïncident pas exactement entre les deux groupes et la nécessité d'un support commun pour l'évaluation nous conduit à une restriction supplémentaire de l'échantillon à 10 communes seulement.

Par contre, dans le cas où le groupe de contrôle est constitué par les communes qui ne contiennent de zones franches urbaines ni en 1996, ni en 2004, le groupe de contrôle est nettement plus grand et constitué de 91 communes. L'estimation du score de propension montre néanmoins que peu de variables sont significatives. Nous ne reportons pas ces estimations ici mais nous les commentons uniquement. De façon attendue, l'effet du taux de chômage en 1999, de la taille de la population en 1999 et du fait d'avoir été désigné pour un quartier nécessitant une intervention en 1993 affectent positivement la propension à être désignée comme une commune de traitement en 2004. C'est aussi vrai pour le taux de diplômés du baccalauréat et le taux de diplôme technique alors que la densité d'emploi en véhicule privé diminue cette propension. Les autres variables explicatives sont non

significatives. Comme nous l'avons trouvé de manière répétitive, le support du score de propension ne coïncide pas entre les deux groupes et ceci nous conduit à une restriction supplémentaire du nombre de communes à 35 au total, c'est à dire à 15 communes traitées et 20 de contrôle.

Les résultats d'estimation des effets de traitement suivant la méthode préférée en 1997, c'est à dire par premières différences en utilisant une matrice de variance covariance non restreinte, est reportée dans le Tableau 18. Pour les deux groupes de contrôle, l'estimateur de l'effet du traitement sur les traités est négatif mais non significatif et de loin. Le score de propension ne l'est pas non plus. Nous avons effectué des variations sur les modes d'estimation correspondant aux analyses de robustesse reportées dans les sections précédentes mais sans aucun résultat différent.

< Insérer le Tableau 18 ici >

Les interprétations en sont variées. Il est vrai que l'évaluation utilisant en tant que groupe de contrôle les communes ayant obtenu une ZFU en 1997 renouvelée en 2004 sont fragiles à cause de la petitesse des groupes. Nous avons trouvé que la désignation de 1997 avait partiellement misé sur les meilleurs et il est donc possible que les quartiers choisis en 2004 comprennent des quartiers où il est particulièrement difficile de favoriser le retour à l'emploi. Si en revanche la poursuite des exonérations dans les communes comportant une ZFU de 1997 continue de porter ses fruits, cela pourrait expliquer le résultat négatif dans la comparaison des deux vagues de 1997 et 2004 des Zones Franches Urbaines.

La désignation en 2004 a peut être aussi été beaucoup plus lisible et anticipée que lors de la première vague, ce qui dilue les effets qui étaient déjà faibles en 1997. Il y a probablement une meilleure information sur ce que les entreprises peuvent obtenir comme avantages dans une ZFU. Par ailleurs, les mesures semblent aussi bénéficier aux entreprises déjà implantées. Du coup, il est peut-être plus intéressant pour les entreprises de s'installer un peu en avance pour éviter de manquer de place si les territoires sont très convoités. Par ailleurs, les ZFU de 2004 concernent en moyenne des parts plus faibles des populations communales. On peut donc anticiper une substitution importante avec le reste de l'agglomération et l'effet au niveau de la commune en est atténué.

Enfin, on ne doit pas oublier que pour les ZFU de la deuxième vague, on passe du statut de ZRU à celui de ZFU. Du coup, l'incrément en termes d'avantages aux entreprises est plus faible que lors de la mise en place des ZFU de 1997. Il suffit que les inconvénients, par exemple le délit de "sale adresse" soient aussi importants que de trop faibles avantages pour qu'on trouve un effet non significatif. Grâce à la politique de la ville les employeurs peuvent identifier les quartiers les plus défavorisés plus facilement et la stigmatisation

devient possible. Ca n'était pas le cas avant le classement en ZFU car les statistiques sur la composition des quartiers n'étaient pas publiques. En 2004, les employeurs pourraient avoir appris à lire ce signal, ce qu'ils faisaient peut-être moins en 1997.

Evaluation de l'effet des Zones Franches Urbaines par sous groupe de population

En revenant à l'objectif central de ce rapport, on peut aussi évaluer le programme public de Zones Franches Urbaines en 1997 dans des dimensions plus fines. En effet, nous disposons des données individuelles sur le chômage et nous pouvons donc stratifier l'échantillon par sous-population, et mettre en œuvre notre méthode d'estimation en deux étapes pour chaque sous-population. Nous analysons ici les résultats obtenus en choisissant les stratifications les plus marquantes : par sexe, par diplôme et par grands groupes de nationalités. Nous considérons pour cela cinq sous-populations (qui se recoupent) : celle des femmes, celles des hommes de nationalité française ayant le bac, celle des immigrants de nationalité africaine qu'elle soit du Nord ou subsaharienne, celle des personnes possédant un diplôme technique et enfin celle des personnes possédant le BEPC ou aucun diplôme. Les stratifications en termes de diplôme et de nationalités nous sont suggérées par la variation spatiale des caractéristiques individuelles que nous avons étudiées dans notre article Gobillon, Magnac et Selod (2011).

Pour chaque sous-population, nous estimons l'effet de la mise en place des Zones Franches Urbaines en utilisant la même méthodologie que celle que nous avons déjà utilisée pour la population générale en 1997. Nous comparons ensuite les résultats pour ces sous-population et la population générale. La conclusion générale en est que l'effet estimé du traitement pour les sous-population n'est qu'exceptionnellement significativement différente de zéro et ceci de manière peu robuste.

La méthodologie suit les mêmes étapes que précédemment. *Pour chaque sous-population*, nous commençons par estimer un modèle de durée par maximum de vraisemblance partiel stratifié sur les données ANPE exhaustives concernant la région parisienne entre 1993 et 2003. Nous calculons ensuite les effets communaux par semestres en utilisant l'estimateur de Breslow et la restriction à des fonctions de hasard multiplicatif. Nous ne reportons pas ici les résultats descriptifs de ces deux étapes qui sont similaires à ceux que nous avons estimés en Section VI. Nous mesurons ainsi *pour chaque sous-population* la facilité de sortir du chômage pour chaque commune sur la période.

Pour l'estimation du score de propension, nous utilisons les mêmes variables - i.e. les potentiels fiscaux des communes, la population, le taux de chômage, la proportion de moins de 25 ans, la proportion de la population sans aucun diplôme, etc. - que dans la population générale et les résultats restent ceux du Tableau 5. Comme dans l'évaluation en population

générale, c'est la base de données d'effets communes par semestre qui nous sert à l'évaluation de la politique de ZFU pour chaque sous-population. Le groupe de traitement est toujours constitué de 13 communes et la construction du ou des groupe(s) de contrôle suit les mêmes lignes que pour la population générale. Les résultats d'estimation des effets de traitement pour chaque sous-population, suivant la méthode préférée en 1997 -c'est à dire les premières différences en utilisant une matrice de variance covariance non restreinte- sont reportés dans le Tableau 19 qui doit donc être comparé aux résultats du Tableau 10 en population générale.

< Insérer le Tableau 19 ici >

La colonne 1 (respectivement la colonne 2) de ce Tableau reporte l'effet du traitement quand les 12 premiers semestres entre fin 1993 et début 1999 sont utilisés (respectivement les semestres entre fin 1996 et début 1998). La colonne 3 reporte l'effet du traitement pour les communes "fortement" traitées où plus de la moitié de la population communale réside dans la zone franche urbaine.. Ces résultats montrent que les effets de traitement sont positifs (sauf dans un cas, pour la sous-population des personnes ayant un diplôme technique entre les semestres fin 1996 et début 1998) mais qu'ils ne sont pas significatifs (à un niveau de test peu "conservateur" de 10%) à deux exceptions près pour le sous-échantillon des femmes. L'effet du traitement sur les traités est en effet significativement positif pour les femmes si on utilise les semestres intermédiaires (début 1996 à début 1998) ou si on se restreint aux communes fortement traitées. Les ordres de magnitude pour cette sous-population sont de 50% supérieurs aux effets estimés en population générale.

Néanmoins, si on répète les analyses de robustesse que nous avons effectuées et reportées plus haut (Tableau 11 à 15), la significativité des effets pour l'échantillon féminin disparaît. Le Tableau 20 reporte par exemple les résultats de l'analyse de robustesse qui consiste à faire varier les groupes de contrôle en fonction de la distance aux communes traitées.

< Insérer le Tableau 20 ici >

Tous les effets de traitement estimés sont à nouveau positifs (sauf un sur 20) mais aucun n'est significatif à un niveau de test de 5%.

L'interprétation de ces résultats en demi-teinte ne peut être que fragile. D'abord, une baisse de la significativité en étudiant des sous-populations est bien sûr attendue puisque la taille des échantillons diminue même si la taille du plus petit sous-échantillon reste très

importante par rapport aux "standards" utilisés dans les enquêtes individuelles. Ensuite, les effets estimés sont positifs et de l'ordre de grandeur des effets en population générale alors que la procédure a été répétée de nombreuses fois. Ceci confirme qu'il y a bien effet positif du traitement mais que sa magnitude est faible. En revanche, notre procédure par stratification ne permet pas de distinguer les effets de traitement entre groupes déterminés par les caractéristiques observables les plus structurantes de l'emploi et du lieu d'habitation. Un raisonnement économique rapide suggère que la politique doit affecter de manière ciblée les chômeurs résidents des zones franches urbaines qui sont à la marge de l'employabilité. Les résultats de nos estimations suggèrent que ces chômeurs résidents viennent de toutes les sous-populations que nous avons considérées et que l'élasticité de la sortie du chômage par rapport à la politique de zones franches urbaines ne varie pas significativement entre les sous-populations observées. Néanmoins, les résultats suggèrent aussi que les femmes pourraient bénéficier de la politique plus que toute autre sous-population, mais cette conclusion demande à être confirmée à partir d'autres données.

VIII. De nouvelles méthodologies : les modèles à effets interactifs et la méthode par cohorte synthétique

Nous reportons ici brièvement les recherches que nous sommes en train d'entreprendre pour surmonter les hypothèses contraignantes de la méthode de différences de différences même quand elle est utilisée de manière sophistiquée en termes conditionnels comme dans les sections précédentes. Ces recherches sont décrites dans un article de recherche très préliminaire qui est reproduit dans l'annexe de ce rapport.

Nous voulons centrer nos recherches sur l'adaptation des outils venant de la littérature concernant les effets de traitements au cas spécifique de l'évaluation de politiques spatiales ou régionales. En effet, il y a deux difficultés particulières en économie géographique qui sont dues à l'importance du caractère spatial des unités d'observation qui sont traitées par la politique en question. D'abord, les corrélations spatiales entre les différentes unités d'observation s'ajoutent aux corrélations temporelles. Ensuite, la construction du groupe de contrôle est rendue difficile par des effets de retombées ("spillovers") sur les unités voisines géographiquement. Il est donc plus difficile de définir de manière rigoureuse l'effet du traitement.

Les méthodes de différences de différences peuvent être interprétées comme des procédures d'appariement par lesquelles les unités d'observation sont appariées conditionnellement à un terme d'hétérogénéité inobservable, ou effet individuel de l'unité, dont la dimension est limitée à 1. Une extension naturelle est de supposer que l'hétérogénéité inobservable est décrite par un vecteur d'effets individuels de dimension

supérieure à 1. Par exemple, chaque unité spatiale serait liée de façon hétérogène à de multiples cycles d'activité décrivant par exemple les hauts et les bas de plusieurs branches d'activité particulières. Ceci permet de modéliser de façon plus naturelle les corrélations spatiales entre deux unités d'observation puisque leurs cycles d'activité seront corrélés si la structure par branches d'activité de ces deux unités sont suffisamment similaires. Ces modèles, dits modèles à facteurs, sont utilisés en macro-économétrie depuis une dizaine d'années et l'économétrie de ces modèles est maintenant bien connue (par exemple, Pesaran, 2006, Bai, 2009). Il est donc intéressant d'appliquer ces modèles à l'évaluation des politiques régionales et ceci reste assez peu courant à l'exception de quelques articles dans la littérature (Kim et Oka, 2011, Hsiao et al., 2011).

Il est intéressant de constater que ces modèles sont à la base de la justification d'une méthode d'estimation, dite par cohorte synthétique, proposée par Abadie et Gardeazabal (2003) et reprise dans d'autres travaux comme Abadie, Diamond et Hainmueller (2010). Elle réclame des hypothèses qui sont moins fortes que la méthode des doubles différences et s'applique particulièrement bien au cas de données agrégées comme celles dont nous disposons pour l'évaluation de la création des ZFU (qui consistent en les effets fixes commune-semester sur le retour à l'emploi qui ont été estimés). Dans notre contexte, la méthode consiste en la construction d'un agrégat synthétique de municipalités de contrôle qui "ressemble" aux municipalités qui sont traitées. Cette ressemblance s'évalue à partir de la proximité en termes d'un certain nombre de variables mesurées avant que le traitement soit mis en place. Le score de propension à être traité peut être une telle variable. Ensuite, l'évaluation procède par comparaison entre l'agrégat synthétique du groupe de contrôle et l'agrégat synthétique du groupe de traitement et permet d'isoler les impacts de court terme et de long terme du traitement.¹⁸

Nous développons en ce moment les conditions sous lesquelles la méthode d'Abadie et ses coauteurs peut être vue comme l'estimation d'un modèle à facteurs sous des conditions restrictives unissant les coefficients individuels des facteurs dans les communes traitées aux coefficients des facteurs dans les communes appartenant au groupe de contrôle. Cela semble aussi permettre de poser de façon rigoureuse la question des supports du score de propension dans les groupes de traitement et de contrôle et de discuter des problèmes d'interpolation et d'extrapolation que ces questions de support évoquent implicitement.

Nous avons pu effectuer des premières estimations qui ne sont pas reportées dans l'article car elles sont trop préliminaires. Par les deux méthodes, en utilisant des modèles à facteurs ou par la méthode de contrôle synthétique, nous obtenons des résultats qui semblent très similaires à ceux que nous obtenons dans la partie principale de ce rapport. En ce sens, nos

¹⁸ En toute rigueur, cette méthode a été appliquée à des politiques où le groupe de traitement est composée d'une seule unité (par exemple le Pays Basque) alors le groupe de contrôle comporte plusieurs unités (par exemple les autres régions espagnoles). Nous considérons l'extension de cette méthode à des groupes de traitement comportant plus d'une unité.

résultats principaux semblent aussi robustes à des variations dans la spécification des modèles.

IX. Conclusion et interprétation des effets de la politique

Dans cet article, nous avons évalué les effets des zones franches urbaines en région parisienne en 1997 et en 2004 sur les taux de sortie du chômage vers un emploi au niveau municipal. Nous avons procédé à l'évaluation de l'effet des ZFU en comparant l'évolution du taux de retour à l'emploi des chômeurs dans les communes où une ZFU est créée et l'évolution du taux de retour à l'emploi dans des communes similaires où aucune ZFU n'est créée. Cette évaluation est conduite tout en tenant compte des différences de caractéristiques des chômeurs aux différentes dates.

Nous sommes arrivés à quatre résultats principaux.

Premièrement, comme cela a été observé dans plusieurs études sur les zones franches urbaines, nous avons montré que la désignation des zones avait tendance à favoriser des communes dont les caractéristiques non observées étaient favorables. Les décideurs politiques ont donc généralement tendance à sélectionner des zones dans lesquelles la politique peut réussir et à choisir des endroits dans lesquels les conditions sont favorables au développement économique.

Deuxièmement, nous avons trouvé que le programme français de ZFU en 1997 avait un léger effet positif. La politique a un effet à court terme sur la facilité avec laquelle les chômeurs locaux trouvent un emploi. Ce résultat est robuste à différentes spécifications et tests de robustesse. Il est en accord avec les résultats de travaux précédents aux Etats-Unis qui ont trouvé que les zones franches urbaines avaient un impact modeste sur l'emploi (Papke, 1994, Lynch et Zax, 2008, Neumark et Kolko, 2010), et il est en opposition avec ceux qui ont trouvé qu'il n'y avait pas d'impact sur l'emploi (Boarnet et Bogart, 1996, Bondonio et Engberg, 2000). Néanmoins, nous avons trouvé que l'effet est très localisé et qu'il semble être la conséquence directe des réductions d'impôts qui sont accordées en échange de l'embauche d'actifs locaux. Finalement, en répétant l'analyse en 2004, nous ne trouvons aucun effet significatif de la politique de zones franches urbaines.

L'effet estimé de la politique sur le chômage en 1997 est faible et représente une augmentation de 3% du taux de sortie du chômage vers un emploi. Ceci est en opposition avec l'augmentation du nombre d'emplois de 30% dans les zones désignées comme zone franche urbaine qui est rapportée par Gilli (2006) pour la même période. Ceci suggère que la substitution d'emplois entre les endroits situés à l'extérieur et à l'intérieur des zones franches urbaines a pu être assez conséquente, mais que l'effet global sur l'emploi a pu être pratiquement neutre. Il est également probable que la politique ait stimulé des sorties d'inactivité, ce que nous ne pouvons mesurer avec nos données.

Ces résultats assez peu encourageants peuvent d'abord être mis en regard avec ceux de Rathelot et Sillard (2009) sur l'effet de la transformation de certaines ZRU en ZFU lors de la deuxième vague de création de ZFU en 2004. Ces auteurs montrent que le changement de statut de ZRU en ZFU aurait un effet positif tant sur la croissance de l'emploi que sur l'implantation d'établissements. Cependant, ces effets sont en partie dus à des transferts importants d'activité économique en provenance de zones non ciblées, une considération qui n'est pas en contradiction avec nos propres résultats. Par ailleurs, le coût du déplacement ou de la création d'un emploi local dans une ZFU reste élevé.

Quelques ordres de grandeur permettent de se faire une idée rapide de l'importance relative des coûts et bénéfices de la mise en place des ZFU. Dans chaque commune de notre échantillon, 300 chômeurs environ trouvent un emploi chaque semestre et les communes qui contiennent des ZFU voient ces sorties augmenter d'une dizaine de personnes. Cette valeur peut néanmoins être considérée comme une borne inférieure de l'effet des exemptions fiscales car les habitants qui ne sont pas employés peuvent aussi avoir été attirés hors du non-emploi par ces mesures. Des informations incomplètes sur les emplois éventuellement trouvés pourraient aussi avoir biaisé vers le bas nos estimations.

Ces effets peuvent être mis en regard des coûts de la politiques. En 1997, première année de la mise en œuvre de ce programme, on estime que le coût total de la politique en France entière se montait à 141 millions d'Euros. La seule exemption de cotisations sociales portait sur 26 000 emplois pour un total de 53 millions d'euros mais seulement 6,000 de ces emplois étaient occupés par des résidents des ZFU (Ministère Délégué à la Ville, 2001 et 2002). Cela veut dire que pour chaque emploi occupé par un résident de zone franche urbaine, 9 000 euros ou presque étaient dépensés en exemptions fiscales. Une partie des exemptions fiscales ne constituant qu'un effet d'aubaine pour les entreprises (puisque certains emplois auraient été créés ou auraient continué à exister même en l'absence d'exemptions), le coût associé à l'embauche d'un chômeur résidant dans une ZFU est donc nécessairement plus grand que le coût par emploi et atteint un niveau relativement élevé.

Il convient cependant de garder à l'esprit que le véritable impact de la création d'emplois sur les habitants peut avoir été plus important que l'effet direct sur le chômage. En effet, les ZFU peuvent avoir eu un effet sur la participation au marché du travail que nos données ne nous permettent pas d'évaluer. Des effets externes ont pu être déclenchés par la politique de ZFU. Par exemple, les ZFU peuvent être à l'origine d'une dynamique locale conduisant à terme au développement d'infrastructures pouvant bénéficier aux populations locales. Ces questions pourront faire l'objet de recherches futures.

Une autre extension de notre travail pourrait consister à comparer l'efficacité de la politique des ZFU avec d'autres politiques ayant pour objectif d'aider les populations peu qualifiées comme les dispositifs d'exonérations des charges sociales sur les bas salaires.

X. Bibliographie

Abadie A. et J. Gardeazabal (2003), "The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country", *American Economic Review*, 93, 112-132.

Abadie A., Diamond A. et J. Hainmueller (2010), "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program", *Journal of the American Statistical Association*, 105:493-505.

Altonji J.G. et L.M. Segal (1996), "Small sample bias in GMM estimation of covariance structures", *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 353-565.

André P. (2002), "Rapport d'information fait au nom de la commission des Affaires économiques et du plan sur les zones franches urbaines", n°354, Sénat, Session extraordinaire de 2001-2002.

Bai J. (2009), "Panel Data Models With Interactive Fixed Effects", *Econometrica*, 77(4), 1229-1279.

Blundell, R. et M. Costa-Dias (2009), "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", *Journal of Human Resources*, 44(3), Summer, 565-640.

Blundell, R., M. Costa-Dias, C. Meghir et J. van Reenen (2004), "Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Assistance Program", *Journal of European Economic Association*, 2(4), 596-606.

Boarnet M. et W. Bogart (1996), "Enterprise Zones and Employment: Evidence from New Jersey", *Journal of Urban Economics*, 40, 198-215.

Bondonio D. et R. Greenbaum (2007), "Do Local Tax Incentives Affect Economic Growth? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zone Policies", *Regional Science and Urban Economics*, 37, 121-136.

Bondonio D. et J. Engberg (2000), "Enterprise Zones and Local Employment: Evidence from the States' Programs", *Regional Science and Urban Economics*, 30, 519-549.

Bostic R. et A. Prohofsky (2006), "Enterprise Zones and Individual Welfare: A Case Study of California", *Journal of Regional Science*, 46, 2, 175-203.

Busso M. et P. Kline (2008), "Do Local Economic Development Programs Work? Evidence from the Federal Empowerment Zone Program", Yale Economics Department Working Paper 36.

Carrol D. et J. Ross (2006), "California's Enterprise Zones Miss the Mark", *a publication of the California Budget Project*.

Choffel P. et E. Delattre (2003), "Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage?", *Premières Synthèses, Dares, n° 43.1*.

DIV - Ministre Délégué à la Ville (2001), "Bilan des Zones franches urbaines". Rapport au Parlement.

DIV - Ministre Délégué à la Ville (2004), Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles, Rapport 2004.

Elvery J. (2009), "The Impact of Enterprise Zones on Resident Employment: An Evaluation of the Enterprise Zone Programs of California and Florida", *Economic Development Quarterly*, 23(1), 44-59.

Ernst (2008), "L'activité économique dans les ZFU", *INSEE Première*, 1187 (Mai).

Fisher P. et A. Peters (1997), "Tax and Spending Incentives and Enterprise Zones", *New England Economic Review*, March/April, 109-137.

Gilli F. (2006), "Entreprises et développement urbain : les zones franches ont-elles rempli leur mission ?", in *Les Entreprises Françaises en 2006*, de Boissieu and Deneuve (eds.), Economica, chapitre 10, 163-187.

Gobillon L., Magnac T. et H. Selod (2010), "Do Unemployed Workers Benefit from Enterprise Zones? The French Experience", CEPR Working Paper 8084.

Gobillon L., Magnac T. et H. Selod (2011), "The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region", *Journal of Applied Econometrics*, 26(7), pp. 1079-1112.

Hasluck C., Elias P. et A. Green (2003), "The Wider Labour Market Effects of Employment Zones", *Department for Work and Pensions Research Report W175*.

Hanson A. (2009), "Local employment, poverty, and property value effects of geographically-targeted tax incentives: An instrumental variables approach", *Regional Science and Urban Economics*, 39, 721--731.

Heckman, J.J. et V. J. Hotz (1989), "Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training", *Journal of the American Statistical Association*, 84, 862-874.

Heckman, J. Ichimura H. et P. Todd (1997), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.

Hirasuna D. et J. Michael (2005), "Enterprise Zones: A Review of the Economic Theory and Empirical Evidence", *Policy Brief - Minnesota House of Representatives - Research Department*.

Hsiao C., H.S. Ching et S.K. Wan (2011), "A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China", *Journal of Applied Econometrics*, DOI 10.1002/jae.1230.

Imbens, G. et J. Wooldridge (2009), "What's new in econometrics", NBER.

Kim D. et T. Oka (2011), "Divorce Law Reforms and Divorce Rates in the U.S.: An Interactive Fixed Effects Approach", working paper.

Ladd H. (1994), "Spatially Targeted Economic Development Strategies: Do They Work?", *Cityscape*, 1, 1, 193-218.

Lynch D. et J. Zax (2008), "Incidence and substitution in Enterprise Zone Programs: The case of Colorado", unpublished manuscript.

Manning, A. et J.-S. Pischke (2006), "Comprehensive versus Selective Schooling in England in Wales : What Do We Know?", CEPR Discussion Paper No. 5653.

Mauer D. et S. Ott (1999), "On the Optimal Structure of Government Subsidies for Enterprise Zones and Other Locational Development Programs", *Journal of Urban Economics*, 45, 421-450.

Neumark D. et J. Kolko (2010), "Do enterprise zones create jobs? Evidence from California's enterprise zone program", *Journal of Urban Economics*, forthcoming.

O'Keefe S. (2004), "Job Creation in California's Enterprise Zones: A Comparison Using a Propensity Score Matching Model", *Journal of Urban Economics*, 55, 131-150.

Papke L. (1994), "Tax Policy and Urban Development. Evidence from the Indiana Enterprise Zone Program", *Journal of Public Economics*, 54, 37-49.

Pesaran H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels With a Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74, 967-1012.

Peters A. et P. Fisher (2004), "The Failures of Economic Development Incentives", *Journal of the American Planning Association*, 70, 27-37.

Rathelot R. et P. Sillard (2009), "Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements?", *Economie et Statistique*, 415-416, 81-96.

Ridder G. et I. Tunalı (1999) "Stratified partial likelihood estimation", *Journal of Econometrics*, 92(2), 193-232.

Rosenbaum P. et D. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70, 41-55.

Rogers C. et J. Tao (2004) "Quasi-Experimental Analysis of Targeted Economic Development Programs: Lessons from Florida", *Economic Development Quarterly*, 18, 3, 269-285.

Smith, J.A. et P. Todd (2005), "Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators", *Journal of Econometrics*, 125, 305-353.

Thélot H. (2004) "Les embauches en zone franche urbaine en 2002", *Premières Informations, Premières Synthèses*, n°35.1.

XI. Valorisation

Les résultats de nos travaux ont fait l'objet d'un document de travail CEPR dont la seconde révision a été demandée par le *Journal of Public Economics*.

Laurent Gobillon, Thierry Magnac et Harris Selod (2010), "Do unemployed workers benefit from enterprise zones: the French experience", CEPR Paper 8084.

Les résultats de ce travail ont fait l'objet d'un article de série *VOX column* daté du 24 janvier 2011 et intitulé "Did French enterprise zones fail poor areas? It's mainly about jobs" : <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/6044>

Par ailleurs, une partie des résultats est évoquée dans un article de valorisation :

"La ségrégation résidentielle : un facteur de chômage?", *Regards Croisés*, à paraître dans un numéro sur le thème du logement.

Les résultats de nos travaux ont aussi été présentés par Thierry Magnac à la London School of Economics en mars 2009 et à la deuxième conférence annuelle d'économétrie française au Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST) en décembre 2010.

Tableau 1: Statistiques descriptives sur l'ensemble de l'échantillon, par semestre

Année	Semestre	Toutes les communes		Communes de population entre 8 000 and 100 000 en 1990	
		Nb. à risque	Sortie vers l'emploi	Nb. à risque	Sortie vers l'emploi
1993	2	1 139 991	127 748	795 570	89 404
1994	1	1 144 764	144 094	799 234	100 743
1994	2	1 201 196	140 438	837 624	98 051
1995	1	1 153 306	140 389	802 327	98 364
1995	2	1 168 106	135 768	813 158	94 885
1996	1	1 131 391	139 655	790 664	97 521
1996	2	1 171 410	123 759	818 334	86 350
1997	1	1 111 631	124 091	778 704	86 490
1997	2	1 140 782	111 852	800 008	77 843
1998	1	1 090 633	114 619	768 067	79 910
1998	2	1 122 653	102 765	791 357	71 850
1999	1	1 085 102	105 976	765 103	73 381
1999	2	1 101 209	100 188	776 471	70 061
2000	1	1 026 096	103 761	723 854	72 330
2000	2	970 200	95 736	687 451	67 035
2001	1	905 301	86 233	640 140	60 183
2001	2	936 464	76 388	661 347	53 769
2002	1	960 918	77 619	678 313	54 336
2002	2	1 061 983	79 513	747 329	55 657
2003	1	1 074 594	77 036	755 211	53 521

Nb. à risque: nombre de chômeurs dont l'épisode de chômage a débuté durant la période de quatre ans juste avant le début du semestre et qui sont à risque au moins un jour durant le semestre. Sortie vers l'emploi : nombre de chômeurs trouvant un emploi durant la période.

Tableau 2: Statistiques descriptives sur l'échantillon à risque au premier semestre 1994

Variable	N. Obs.	Moyenne	Ecart-type
Type de sortie et durée de chômage			
Sortie vers l'emploi durant la période	1 144 762	0.126	0.476
Sortie vers l'inactivité durant la période	1 144 762	0.058	0.373
Sortie inconnue durant la période	1 144 762	0.196	0.551
Durée en cas de sortie vers l'emploi durant la période	144 092	234.810	560.812
Durée en cas de sortie vers l'inactivité durant la période	66 196	275.532	733.689
Durée en cas de sortie inconnue durant la période	224 829	207.517	584.673
Caracteristiques des chômeurs			
Age	1 144 762	33.010	9.394
Homme	1 144 762	0.522	0.500
Femme	1 144 762	0.478	0.500
Vivant seul(e)	1 144 762	0.563	0.496
En couple	1 144 762	0.437	0.496
Sans enfant	1 144 762	0.580	0.494
1 enfant	1 144 762	0.173	0.379
2 enfants	1 144 762	0.138	0.345
3 enfants	1 144 762	0.061	0.240
4 enfants	1 144 762	0.024	0.153
5 enfants et plus	1 144 762	0.023	0.149
Français	1 144 762	0.775	0.417
Européen (autre)	1 144 762	0.065	0.247
Maghrébin	1 144 762	0.080	0.272
Africain Sub-saharien	1 144 762	0.046	0.210
Autre nationalité	1 144 762	0.033	0.178
Diplôme universitaire	1 144 762	0.217	0.412
Lycée (dernière année et diplôme)	1 144 762	0.148	0.355
Lycée (en excluant la dernière année) et diplôme technique	1 144 762	0.318	0.466
Collège et sans diplôme	1 144 762	0.317	0.465
Handicapé(e)	1 144 762	0.028	0.164

Tableau 3: Statistiques descriptives sur l'échantillon à risque au premier semestre 2000

Variable	N.Obs.	Moyenne	ecart-type
Types de sortie et durée de chômage			
Sortie vers l'emploi pendant la période	1 026 093	0.101	0.424
Sortie vers l'inactivité durant la période	1 026 093	0.058	0.361
Sortie inconnue durant la période	1 026 093	0.253	0.563
Durée en cas de sortie vers l'emploi durant la période	103 758	274.313	548.811
Durée en cas de sortie vers l'inactivité durant la période	59 776	327.977	689.502
Durée en cas de sortie inconnue durant la période	259 276	263.671	545.119
Caractéristiques des chômeurs			
Age	1 026 093	34.620	9.567
Homme	1 026 093	0.491	0.500
Femme	1 026 093	0.509	0.500
Vivant seul(e)	1 026 093	0.562	0.496
En couple	1 026 093	0.438	0.496
Sans enfant	1 026 093	0.613	0.487
1 enfant	1 026 093	0.155	0.362
2 enfants	1 026 093	0.124	0.329
3 enfants	1 026 093	0.063	0.243
4 enfants	1 026 093	0.025	0.156
5 enfants et plus	1 026 093	0.020	0.141
Français	1 026 093	0.731	0.444
Européen (autre)	1 026 093	0.064	0.245
Maghrébin	1 026 093	0.093	0.290
Africain sub-saharien	1 026 093	0.068	0.252
Autre nationalité	1 026 093	0.044	0.206
Diplôme universitaire	1 026 093	0.244	0.430
Lycée (dernière année et diplôme)	1 026 093	0.173	0.379
Lycée (en excluant la dernière année) et diplôme technique	1 026 093	0.290	0.454
Collège et sans diplôme	1 026 093	0.293	0.455
Handicapé(e)	1 026 093	0.045	0.208

Tableau 4: Résultats des estimations de première étape, premiers semestres de 1994 et 2000

	1e semestre 1994	1e semestre 2000
Age/100	-4.153*** (0.251)	-1.670*** (0.282)
(Age/100) au carré	3.201*** (0.353)	-0.282 (0.390)
Homme	<réf>	<réf>
Femme	-0.183*** (0.005)	-0.201*** (0.006)
Vivant seul(e)	<réf>	<réf>
En couple	0.128*** (0.007)	0.107*** (0.008)
Sans enfant	<réf>	<réf>
1 enfant	-0.111*** (0.009)	-0.085*** (0.010)
2 enfants	-0.096*** (0.010)	-0.003 (0.011)
3 enfants	-0.171*** (0.014)	-0.075*** (0.016)
4 enfants	-0.175*** (0.023)	-0.100*** (0.026)
5 enfants et plus	-0.238*** (0.027)	-0.135*** (0.033)
Français	<réf>	<réf>
Européen (autre)	-0.014 (0.012)	-0.058*** (0.014)
Maghrébin	-0.402*** (0.013)	-0.383*** (0.014)
Africain sub-saharien	-0.723*** (0.019)	-0.752*** (0.019)
Autre nationalité	-0.536*** (0.021)	-0.719*** (0.023)
Diplôme universitaire	<réf>	<réf>
Lycée (dernière année et diplôme)	-0.234*** (0.008)	-0.292*** (0.009)
Lycée (en excluant la dernière année) et diplôme technique	-0.320*** (0.007)	-0.338*** (0.008)
Collège et sans diplôme	-0.583*** (0.009)	-0.629*** (0.010)
Sans handicap	<réf>	<réf>
Handicapé(e)	-0.371*** (0.021)	-0.381*** (0.019)
Nombre d'individus à risque	1144762	1026093
Nombre de sorties dans l'intervalle	144092	103758
Log-vraisemblance moyenne	-6.281	-6.028

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices de semestre et d'année d'entrée au chômage sont incluses dans le modèle.

Tableau 5: Score de propension : effet des caractéristiques communales sur la désignation des communes pour recevoir une zone franche urbaine

	Poids	Poids, inclusion de l'effet communal passé	Sans poids
Densité d'emploi, 60min par véhicule privé	-3.999* (2.109)	-3.357 (2.260)	-4.171* (2.298)
Proportion de sans diplôme	37.779* (22.249)	33.447 (23.998)	24.029 (22.865)
Proportion de diplômes techniques	20.998 (28.215)	5.860 (31.527)	0.974 (28.900)
Proportion de diplômes universitaires	38.978 (29.889)	27.180 (32.809)	17.299 (31.336)
Distance à la ZFU la plus proche	-0.027 (0.024)	-0.033 (0.025)	-0.035 (0.024)
Proportion d'individus de moins de 25 ans en 1990	17.125*** (5.156)	14.890*** (5.320)	11.834** (5.256)
Population en 1990	0.021** (0.009)	0.022** (0.009)	0.019* (0.011)
Revenus nets moyens en 1996	-4.975*** (1.563)	-5.140*** (1.636)	-2.033 (1.593)
Effet municipal passé de la sortie vers l'emploi		4.014* (2.323)	
Constante	-32.115 (21.818)	-1.447 (29.243)	-16.526 (22.537)
Nombre d'observations	271	271	271
Pseudo- R^2	.542	.561	.477

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

L'échantillon est restreint aux communes dont la population est comprise entre 8 000 et 100 000 en 1990. Les première et deuxième colonnes rapportent les résultats lorsqu'on pondère par la racine carrée du nombre de chômeurs à risque au début de la période 8, et la troisième colonne les résultats sans pondération. L'effet communal passé fait référence à la moyenne des effets communaux estimés des semestres passés.

Nous estimons aussi des spécifications alternatives incluant dans l'ensemble des variables explicatives : la densité d'emplois dans un rayon de 60 minutes en transport en commun, le taux de chômage en 1990, la proportion d'Européens (Français exclus), de Maghrébins, d'Africains sub-sahariens, et d'autres nationalités. Les coefficients estimés n'étaient pas significatifs et un test du Chi-deux ne rejetait pas l'absence de significativité jointe. Par conséquent, nous avons supprimé ces variables de la spécification.

Tableau 6: Statistiques descriptives sur le score de propension pour les groupes de traitement et de contrôle

Groupe	Nb. obs.	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Non traité	258	.034	.093	0	.643
Non traité, score de propension > .0005	135	.065	.121	0	.643
Traité	13	.497	.352	.001	.995

Note: l'unité d'observation est la commune dont la population est comprise entre 8 000 et 100 000 habitants. Le score de propension a été calculé à partir des résultats du Tableau 5, colonne (1).

Tableau 7: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester (MCO)

	Sans contrôle support : $z > z_{min}$	Score de propension support : $z > z_{min}$	Score de propension support : $z > z_{min}$ Score en splines	Score de propension support : $z > z_{10}$
Commune désignée pour une ZFU	-.035** (.017)	.074*** (.019)	.043** (.017)	.070*** (.020)
Effet du traitement ZFU	-.024 (.022)	-.023 (.021)	-.021 (.019)	-.030 (.023)
Score de propension		-.229*** (.018)		-.154*** (.020)
Score de p., spline 1			-3.42*** (.41)	
Score de p., spline 2			-.394*** (.131)	
Score de p., spline 3			.863*** (.132)	
Score de p., spline 4			-1.008*** (.114)	
Score de p., spline 5			-.099 (.069)	
Nombre d'observations	2960	2960	2960	2960
R^2	.510	.534	.571	.512

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Pondération : nombre de chômeurs à risque. Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Les écarts-types sont calculés en utilisant l'estimateur sandwich mais l'erreur d'échantillonnage provenant du fait que le score de propension provient d'une estimation n'est pas prise en compte. z_{min} : minimum du score pour les communes traitées divisé par deux. z_{10} : premier décile du score pour les communes traitées. Les valeurs des bornes pour les splines sont déterminées de telle façon que les communes traitées soient allouées de façon égale entre les catégories.

Tableau 8: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester :
appariement, différence intra et première différence

	Appariement	Différence intra	Première différence
Commune	.074***		
désignée pour une ZFU	(.019)		
Effet du traitement ZFU	-.023	-.024*	.049***
	(.021)	(.012)	(.019)
Score de propension	-.229***		
	(.018)		
Poids	nu_t	nu_t	$nu_{t-1} + nu_t$
Nombre d'observations	2960	2960	2812

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Les écarts-type sont robustes pour l'hétéroscédasticité. nu_t : nombre de chômeurs à risque à la période t. Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés.

Tableau 9: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester :
l'effet du traitement varie selon la date

	Appariement	Différence intra	Première différence
Commune	0.074***		
désignée pour une ZFU	(0.019)		
Score de propension	-0.229***		-0.009
	(0.018)		(0.006)
Effet du traitement,	0.010	0.011	0.043**
semester 8	(0.046)	(0.022)	(0.022)
Effet du traitement,	-0.006	-0.005	0.039
semester 9	(0.043)	(0.022)	(0.026)
Effet du traitement,	0.025	0.022	0.059*
semester 10	(0.052)	(0.028)	(0.031)
Effet du traitement,	-0.016	-0.020	0.027
semester 11	(0.043)	(0.019)	(0.036)
Effet du traitement,	-0.011	-0.015	0.030
semester 12	(0.054)	(0.026)	(0.040)
Effet du traitement,	-0.026	-0.029	0.025
semester 13	(0.055)	(0.025)	(0.044)
Effet du traitement,	0.011	0.007	0.054
semester 14	(0.055)	(0.021)	(0.048)
Effet du traitement,	-0.062	-0.063**	-0.015
semester 15	(0.060)	(0.028)	(0.052)
Effet du traitement,	-0.023	-0.027	0.024
semester 16	(0.053)	(0.031)	(0.056)
Effet du traitement,	-0.060	-0.062**	0.005
semester 17	(0.052)	(0.028)	(0.060)
Effet du traitement,	-0.032	-0.033	0.053
semester 18	(0.054)	(0.026)	(0.064)
Effet du traitement,	-0.045	-0.044	0.038
semester 19	(0.049)	(0.033)	(0.068)
Effet du traitement,	-0.069	-0.067*	0.019
semester 20	(0.057)	(0.035)	(0.071)
Constante	-6.861***	-0.016**	-0.125***
	(0.019)	(0.007)	(0.009)
Poids	nu_t	nu_t	nu_t
Nombres d'observations	2960	2960	2812
R^2	.535		

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Les écarts-types sont robustes pour l'hétéroscédasticité. nu_t : nombre de chômeurs à risque à la période t . Des indicatrices d'année sont incluses mais les coefficients estimés ne sont pas reportés.

Tableau 10: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester, robustesse à des changements de semestres, effet spécifique des ZFU contenant une faible proportion de la population municipale

	Période : moins que 13	Période : 5 à 9	Période : 8	Période : 8	Effet spécifique quand ZFU à proportion faible
Effet du traitement ZFU	.031** (.014)	.042** (.019)	.035 (.025)	.058*** (.019)	.057*** (.016)
Effet du traitement ZFU x ZFU à proportion faible					-.041** (.018)
Score de propension	-.008* (.004)	-.021* (.012)	.049 (.039)		-.007* (.004)
Nombre d'observations	1628	592	148	148	1628

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Une ZFU à proportion faible est une ZFU dont la population représente moins de 50% de la population de la commune où cette ZFU est implantée. Méthode d'estimation: MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte.

Tableau 11: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semestre, robuste à des changements de définition du groupe de contrôle

	Groupe de contrôle :		Groupe de contrôle :		Groupe de contrôle :	
	Aucune commune à moins de 5km de la ZFU	Aucune commune à moins de 10km de la ZFU	Aucune commune à moins de 15km de la ZFU	Seulement communes à moins de 5km de la ZFU	Seulement communes à moins de 10km de la ZFU	Seulement communes à moins de 15km de la ZFU
Effet du traitement ZFU	.033** (.015)	.036* (.019)	-.002 (.052)	.037*** (.014)	.029* (.015)	.028* (.014)
Score de propension	-.008 (.005)	-.005 (.006)	-.008 (.009)	-.012*** (.003)	-.012*** (.004)	-.007* (.004)
Nb observations	1133	737	462	638	1034	1309

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Nous conservons uniquement les semestres compris entre 1 et 12. Méthode d'estimation : MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte.

Tableau 12: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester, robustesse à des changements de définition du groupe de traitement

	Groupe de traitement : communes avec une ZFU	Groupe de traitement : communes à moins de 2km d'une ZFU	Groupe de traitement : communes à moins de 3km d'une ZFU
Effet du traitement ZFU	.031** (.014)	.010 (.012)	.009 (.010)
Score de propension	-.008* (.004)	-.003 (.004)	-.001 (.004)
Nb observations	1628	1947	1881

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Nous conservons uniquement les semestres compris entre 1 et 12. Méthode d'estimation : MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte. "Communes avec une ZFU" correspond à notre groupe de traitement initial qui inclut 13 communes. Il y a 24 communes dans un rayon de 2km autour des ZFU, et 51 communes dans un rayon de 3km autour des ZFU.

Tableau 13: Effet de la désignation et du traitement sur les effets commune-semester, robuste à des changements de spécification du score de propension et de la pondération

	Score de propension : inclusion de la moyenne des effets communaux passés	Pondération : inverse des écarts-type de 1e étape	Pondération : aucun poids
Effet du traitement ZFU	.032** (.014)	.029** (.014)	.042*** (.016)
Score de propension	-.008** (.004)	-.048 (.030)	-.013*** (.005)
Nb observations	1518	1617	1276

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Nous conservons uniquement les semestres compris entre 1 et 12. Méthode d'estimation : MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte. Les résultats de l'équation du score de propension quand on inclut la moyenne des effets communaux passés sont donnés dans le Tableau 5, colonne 2.

Tableau 14: Effect du traitement sur les effets communaux dépendant du semestre, robustesse à l'inclusion des taux d'entrée passé et présent (en log), et à l'inclusion de l'effet de traitement passé

	Inclusion du taux d'entrée en t (log)	Inclusion du taux d'entrée en t-1 (log)	Inclusion de l'effet de traitement passé
Effet du traitement ZFU	.030** (.013)	.034*** (.015)	.036** (.014)
Effet du traitement passé			-.012 (.015)
Taux d'entrée (en log)	.111*** (.027)	-.051 (.032)	
Score de propension	-.008* (.004)	-.011** (.005)	-.008* (.004)
Nb observations	1628	1480	1628

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Nous conservons uniquement les semestres compris entre 1 et 12. Méthode d'estimation : MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte. Le taux d'entrée est défini comme le rapport entre le nombre d'entrées durant le semestre et le nombre de chômeurs à risque au début du semestre.

Tableau 15: Effet du traitement lorsqu'on laisse de côté successivement chaque commune du groupe de traitement

Commune laissée de côté	Score de propension	Paramètre d'intérêt
Toutes les communes sont incluses		.030 (2.20), référence
77284	.4765367	.032 (2.10)
77305	.3110648	.025 (1.86)
78361	.7933328	.034 (2.35)
78440	.1160658	.032 (2.10)
91286	.6090707	.029 (1.99)
91687	.0119442	.031 (2.10)
93010	.1771806	.037 (1.56)
93014	.9949357	.025 (1.86)
93047	.8536941	.025 (1.89)
94017	.4403864	.043 (3.60)
94019	.0008027	.032 (2.20)
95268	.9031686	.027 (1.92)
95585	.7722965	.030 (2.35)

Note: la première colonne reporte le code de la commune laissée de côté. La deuxième colonne reporte le score de propension prédit pour la commune laissée de côté. La troisième colonne reporte le coefficient du traitement estimé ainsi que le T-Student correspondant entre parenthèses. Le score de propension est inclus dans chaque régression, mais son coefficient n'est pas reporté.

Tableau 16: Effet du traitement sur les logarithmes des taux d'entrée et de sortie

	Taux d'entrée au chômage	Taux de sortie vers l'emploi	Taux de sortie vers l'inactivité	Taux de sorties inconnues
Effet du traitement ZFU	.011 (.021)	.040*** (.015)	.039 (.024)	.013 (.014)
Score de propension	-.077*** (.018)	-.009*** (.003)	-.007* (.004)	.001 (.004)
Nb observations	1628	1628	1628	1628

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices d'année sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés. Nous conservons uniquement les semestres compris entre 1 et 12. Méthode d'estimation : MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte. Le taux d'entrée (resp. de sortie) est défini comme le rapport entre le nombre d'entrées (resp. sorties) durant le semestre et le nombre de chômeurs à risque au début du semestre.

Tableau 17: Résultats des estimations de première étape, 1e et 2e semestres 2004

Variable	1e semestre	2e semestre
Age/100	-3.036*** (0.319)	-4.874*** (0.318)
(Age/100) au carré	1.436*** (0.440)	3.914*** (0.440)
Homme	<réf>	<réf>
Femme	-0.087*** (0.007)	-0.003 (0.007)
Vivant seul	<réf>	<réf>
En couple	0.160*** (0.009)	0.137*** (0.009)
Sans enfant	<réf>	<réf>
1 enfant	-0.130*** (0.011)	-0.130*** (0.012)
2 enfants	-0.048*** (0.013)	-0.044*** (0.013)
3 enfants	-0.125*** (0.017)	-0.084*** (0.017)
4 enfants	-0.207*** (0.030)	-0.224*** (0.030)
5 enfants et plus	-0.238*** (0.040)	-0.197*** (0.040)
Français	<réf>	<réf>
Européen (autre)	0.008 (0.017)	-0.087*** (0.018)
Maghrébin	-0.274*** (0.016)	-0.235*** (0.016)
Africain Sub-saharien	-0.494*** (0.020)	-0.350*** (0.018)
Autre nationalité	-0.405*** (0.027)	-0.386*** (0.027)
Diplôme universitaire	<réf>	<réf>
Lycée (dernière année et diplôme)	-0.287*** (0.010)	-0.264*** (0.010)
Lycée (en excluant la dernière année) et diplôme technique	-0.358*** (0.009)	-0.332*** (0.009)
Collège et sans diplôme	-0.505*** (0.012)	-0.468*** (0.012)
Nombre d'individus à risque	1153953	1179132
Nombre de sorties vers l'emploi dans l'intervalle	86449	84465

Note: ***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Des indicatrices de semestre et d'année d'entrée au chômage sont incluses dans le modèle.

Lecture : le coefficient des femmes de -0.087 dans la première colonne indique que les femmes ont des chances $-100*(\exp(-0.087)-1)=8.3\%$ plus faibles que les hommes de retrouver un emploi au cours du premier semestre 2004. Le coefficient des Européens de 0.008 dans la première colonne indique que les Européens ont des chances $100*(\exp(0.008)-1)=0.8\%$ plus élevées que les Français de retrouver un emploi au cours du premier semestre 2004. L'absence d'étoile après le chiffre de 0.008 indique cependant que la différence n'est pas significative même au seuil de 10%.

Tableau 18: Evaluation de l'effet de la création des ZFU sur le chômage en 2004.

	Contrôle: ZFU en 1996	Contrôle: non ZFU
ZFU en 2004	-0.14 (0.81)	-0.023 (0.51)
Score de propension	1.10^{-3} (0.02)	0.003 (0.22)
Nombre d'observations	190	665

***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Note: Des indicatrices annuelles sont incluses mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés ici. La méthode d'estimation est la méthode de MCQG avec une matrice de covariance au niveau intra-communal constante mais non restreinte. Le groupe de traitement est constitué des 15 communes comportant une ZFU en 2004. "Contrôle : ZFU en 1996" veut dire que le groupe de contrôle est composé par les treize communes concernées par le programme en 1996. "Contrôle : non ZFU" veut dire que le groupe de contrôle est constitué par les 91 communes qui ne contiennent de ZFU ni en 1996 ni en 2004 et dont le score de propension appartient au support légèrement élargi des communes traitées.

Lecture : le coefficient de -0.14 dans la première colonne indique qu'un chômeur se trouvant dans une commune contenant une ZFU à partir de 2004 a des chances $-100 * (\exp(-0.14) - 1) = 13.1\%$ plus faibles de retrouver un emploi après 2004 qu'un chômeur se trouvant dans une commune contenant une ZFU à partir de 1996. L'absence d'étoile après le chiffre de 0.14 indique cependant que la différence n'est pas significative même au seuil de 10%.

Tableau 19: Evaluation de l'effet des ZFU de 1997 par sous-groupe de population

	Période : moins que 13	Période : 5 à 9	ZFU à proportion forte
Femmes	.039 (.028)	.063*** (.027)	.080*** (.030)
Homme français ayant le bac	.050 (.064)	.022 (.053)	.120 (.092)
Africain (maghrébin ou sub-saharien)	.009 (.043)	.023 (.058)	.040 (.064)
BEP ou CAP	.006 (.045)	-0.020 (0.041)	.032 (.058)
BEPC ou sans diplôme	.029 (.034)	.013 (.039)	.021 (.041)

***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Note: Le score de propension est inclus dans chaque régression, mais son coefficient n'est pas reporté. "ZFU à proportion forte" fait référence aux communes dont au moins 50% de la population est localisée dans une ZFU. Lecture : le coefficient de 0.120 dans la troisième colonne indique que les hommes français ayant le bac ont $100 \times (\exp(0.120) - 1) = 12.7\%$ plus de chances de retrouver un emploi après 1997 quand ils sont localisés dans une commune dont au moins 50% de la population est localisée dans une ZFU, que lorsqu'ils sont localisés dans une commune du groupe de contrôle. L'absence d'étoile après le chiffre de 0.120 indique cependant que la différence n'est pas significative même au seuil de 10%.

Tableau 20: Evaluation de l'effet des ZFU de 1997 par sous-groupe de population, variation de la composition du groupe de contrôle

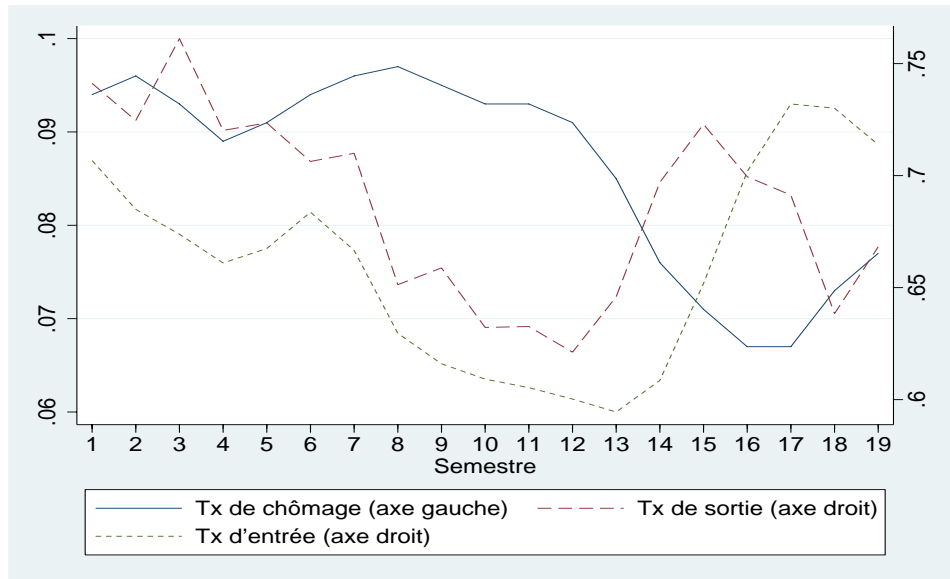
	Groupe de contrôle :		Groupe de contrôle :	
	Aucune commune à moins de 5km de la ZFU	Aucune commune à moins de 10km de la ZFU	Seulement communes à moins de 5km de la ZFU	Seulement communes à moins de 15km de la ZFU
Femmes	.043 (.031)	.059 (.037)	.040 (.031)	.032 (.028)
Homme français ayant le bac	.052 (.072)	.069 (.082)	.056 (.070)	.041 (.065)
Africain (maghrébin ou sub-saharien)	.029 (.048)	.049 (.063)	-.024 (.054)	.0012 (.047)
BEP ou CAP	-0.032 (.048)	-0.048 (.052)	.048 (.055)	.025 (.048)
BEPC ou sans diplôme	.016 (.038)	.043 (.049)	.038 (.042)	.018 (.037)

***: significatif au seuil de 1%; **: significatif au seuil de 5%; *: significatif au seuil de 10%.

Note: le score de propensité est inclus dans chaque régression, mais son coefficient n'est pas reporté.

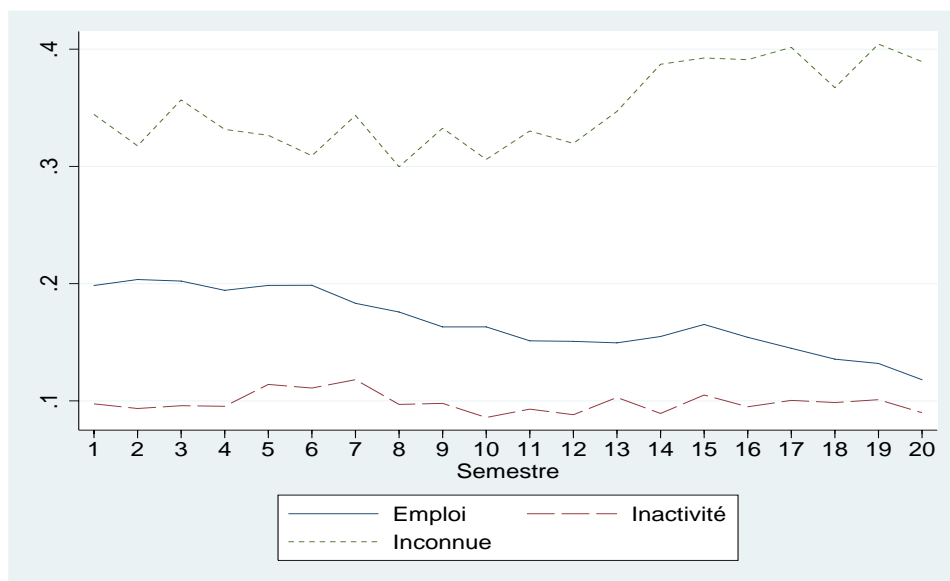
Lecture : le coefficient de 0.043 dans la première colonne indique que les femmes ont $100 * (\exp(0.042) - 1) = 4.3\%$ plus de chances de retrouver un emploi après 1997 quand elles sont localisées dans une commune contenant une ZFU que lorsqu'elles sont localisées dans une commune du groupe de contrôle située à au moins 5km des communes contenant une ZFU. L'absence d'étoile après le chiffre de 0.043 indique cependant que la différence n'est pas significative même au seuil de 10%.

Figure 1: Taux de chômage, taux d'entrée au chômage, et taux de sortie du chômage (2e semestre 1993 - 1e semestre 2003)



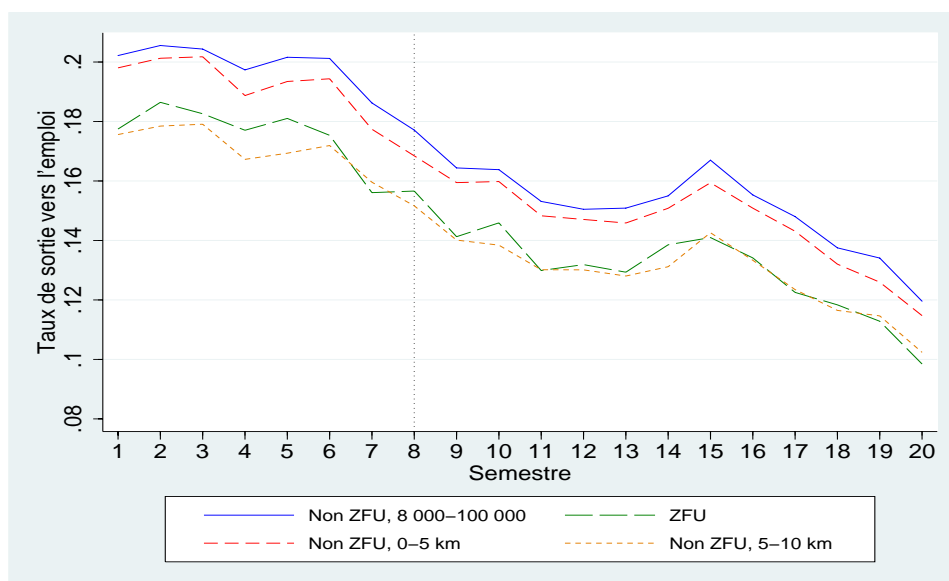
Note: le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993. Pour le taux d'entrée, nous représentons la moyenne du semestre courant et du semestre suivant pour lisser la courbe et éviter les effets de saisonnalité.

Figure 2: Taux de sortie vers l'emploi, l'inactivité, et pour une raison inconnue



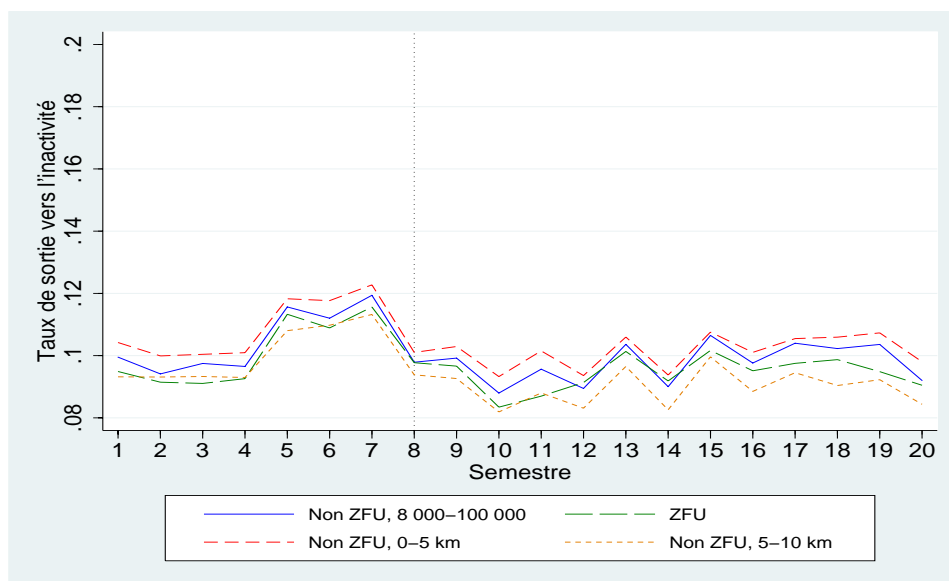
Note: le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993.

Figure 3: Taux de sorties vers l'emploi, par groupe de communes



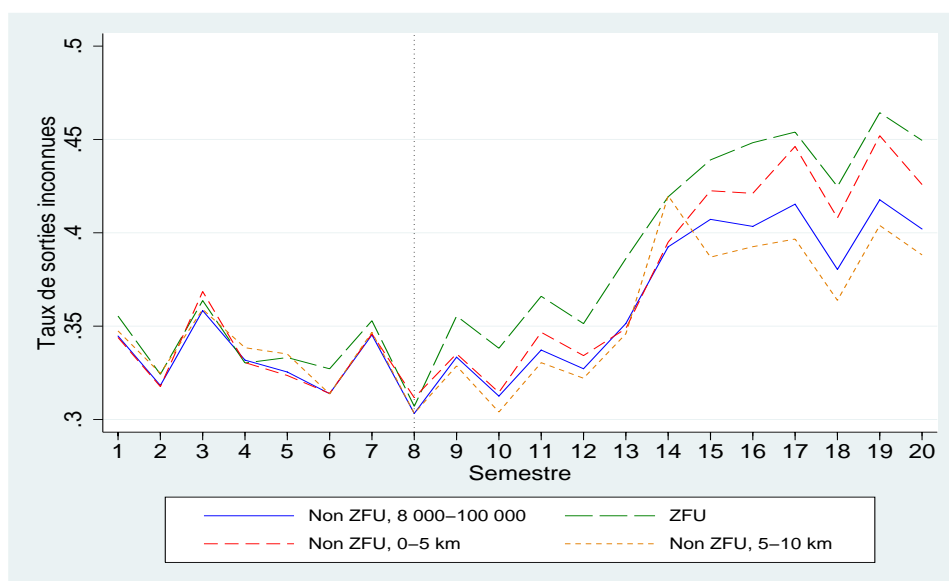
Note: le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993. Non ZFU : communes qui n'incluent pas de ZFU. 8 000-100 000: population communale entre 8 000 et 100 000 en 1990. 0-Xkm: entre 0 et Xkm de la commune incluant la ZFU.

Figure 4: Taux de sorties vers l'inactivité, par groupe de communes



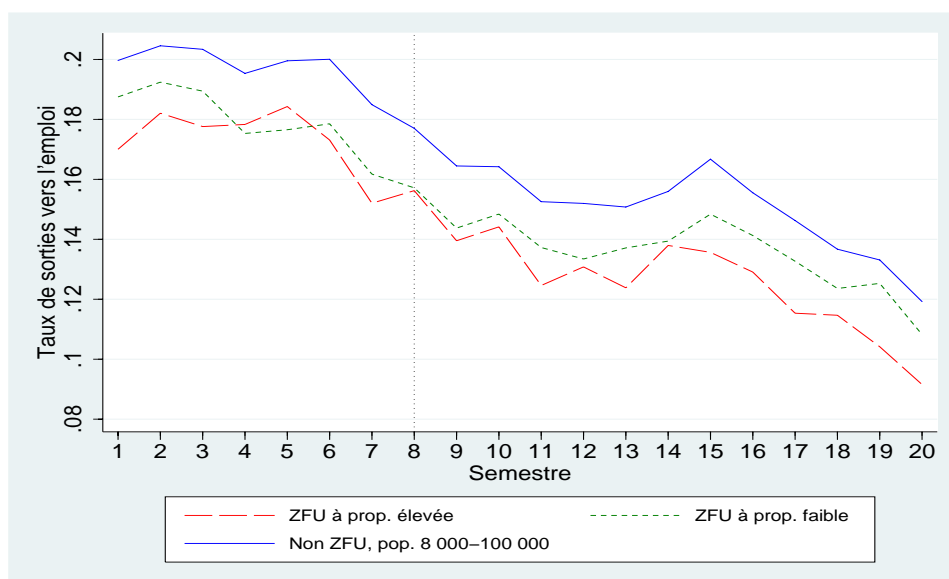
Note: Le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993. Non ZFU : communes qui n'incluent pas de ZFU. 8 000-100 000: population communale entre 8 000 et 100 000 en 1990. 0-Xkm: entre 0 et Xkm de la commune incluant la ZFU.

Figure 5: Taux de sorties pour une raison inconnue, par groupe de communes



Note: Le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993. Non ZFU : communes qui n'incluent pas de ZFU. 8 000-100 000: population communale entre 8 000 et 100 000 en 1990. 0-Xkm: entre 0 et Xkm de la commune incluant la ZFU.

Figure 6: Taux de sortie vers l'emploi, selon la proportion de la population communale en ZFU



Note: Le semestre 1 fait référence au second semestre de 1993. ZFU à prop. élevée (resp. faible) : communes incluant une ZFU qui contient plus (resp. moins) de 50% de la population communale en 1990. Non ZFU : communes qui n'incluent pas de ZFU. 8 000-100 000: population communale entre 8 000 et 100 000 en 1990.

Figure 7: Episodes de chômage sur plusieurs semestres

