

Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?

Roland Rathelot et Patrick Sillard*

41 Zones Franches Urbaines (ZFU) ont été créées le 1^{er} janvier 2004 pour remplacer certaines Zones de Redynamisation Urbaine (ZRU). Dans les ZFU, les établissements bénéficient pour une durée de cinq ans d'exonérations de charges patronales, d'impôt sur les sociétés, de taxe professionnelle et de taxe foncière.

Pour évaluer l'impact de ces mesures sur l'emploi salarié et les créations d'établissements, l'évolution de ces deux variables est calculée pour les ZFU et pour un groupe témoin de ZRU restées ZRU. Ce groupe témoin est déterminé par appariement afin de tenir compte du biais de sélection des zones ZFU dans l'ensemble des ZRU (méthode d'appariement sur les scores de propension). Les calculs d'évolution portent sur l'année de la transition entre ZRU et ZFU ainsi que sur les années suivantes.

L'impact du classement en ZFU sur les créations d'établissement et d'emplois s'avère alors significatif et positif. Cependant, ces effets doivent être relativisés : l'augmentation des flux bruts d'établissements résulte pour les deux tiers d'un déplacement d'activités économiques en provenance de zones non ciblées par le dispositif (transferts et non pas création d'établissements *ex nihilo*). Le voisinage ne semble pas souffrir significativement de la présence d'une zone franche. Le coût par emploi créé ou déplacé vers les ZFU par le dispositif semble élevé mais il n'existe pas d'évaluation de politique portant sur des objectifs similaires à laquelle le comparer.

* Au moment de la rédaction de cet article, Roland Rathelot et Patrick Sillard faisaient partie du Département des études économiques d'ensemble de l'Insee.

Ce travail a bénéficié de commentaires de Luc Behaghel, Didier Blanchet, Xavier Boutin, Philippe Choffel, Bruno Crépon, Hélène Erkel-Rousse, Pauline Givord, Laurent Gobillon, Thomas Le Barbanchon, Sébastien Roux, Jean-François Royer, Hélène Thélot, Sabine Thibaud et de deux rapporteurs anonymes, ainsi que de remarques au cours des séminaires DEEE (juin 2007) et CEPN (octobre 2007), des Rencontres du Logement (mars 2008) et du séminaire DARES-Travail et Emploi (mars 2008). Nous devons un remerciement spécial à Simon Quantin pour son aide dans le calcul des coûts de la mesure ZFU et à la division des études territoriales (Insee) pour leur aide concernant les données.

Les zones franches urbaines bénéficient, dans le cadre de la politique de la ville, de mesures fiscales visant à l'amélioration de la situation économique à l'intérieur de leur périmètre. Ces zones s'étendent en moyenne sur une aire de l'ordre d'un cinquième de celle d'une commune. 41 zones de ce type ont été créées au 1^{er} janvier 2004, après une première vague de 44 créées au 1^{er} janvier 1997 et avant une troisième vague de 15 zones créées au 1^{er} janvier 2006. Au sein des ZFU, les établissements bénéficient pour une durée de cinq ans d'exonérations de charges patronales, d'impôt sur les sociétés, de taxe professionnelle et de taxe foncière. Au total, la somme des exonérations accordées en ZFU s'élèverait, toutes générations de ZFU confondues, à environ 570 millions d'euros (1) pour l'année 2006.

Plusieurs rapports administratifs ont cherché à faire le bilan de ce dispositif. Au nombre de ceux-ci, deux rapports réalisés en 1998 répondaient à une commande gouvernementale d'évaluation du dispositif au terme des 18 premiers mois de son existence (Barilari *et al.*, 1998 ; Buguet, 1998). Ces deux rapports concluent à un impact positif mais modéré (le chiffre de 600 emplois salariés créés au bout d'un an est évoqué dans le second), alors même que les ZFU seraient *a priori* « plus dynamiques » avant la mise en place du dispositif que le reste de l'agglomération. Ces rapports soulignent également la difficulté d'évaluer l'effet de ces mesures en l'absence de système d'information statistique élaboré au niveau infra-communal.

Les choses ont beaucoup évolué depuis. Des indicateurs de suivi ont été développés par l'Observatoire national des zones urbaines sensibles, qui publie un rapport de suivi annuel (Observatoire national des zones urbaines sensibles, 2006). La Dares et l'Insee ont désormais bâti un système d'observation cohérent (Thélot, 2006 ; Bachelet, 2007 ; Ernst, 2008). Néanmoins, comme le note la Cour des Comptes dans deux rapports rédigés à quatre années d'intervalle (Cour des comptes, 2002 et 2006), les études d'évaluation qui ont été menées à ce jour sur l'identification des effets propres de la mesure restent assez peu probantes et ne contrôlent pas en général les effets d'aubaine. Cet article propose une évaluation de l'effet des ZFU s'appuyant sur une méthodologie économétrique qui compare les zones créées en 2004 avec des territoires de caractéristiques semblables, avant et après la mise en place du dispositif.

Évaluer les dispositifs : une abondante littérature anglo-saxonne

L'évaluation économétrique de dispositifs d'allègements fiscaux circonscrits à certaines zones fait l'objet d'une littérature internationale assez large. Toutefois, les principaux travaux traitent des cas américains et britanniques, où des programmes nommés *enterprise zone* ou *empowerment zones* ont été expérimentés, appliqués et évalués. Plusieurs stratégies d'estimation ont été mobilisées, selon les caractéristiques du dispositif à évaluer et les données disponibles. Les programmes américains, fondés sur des allègements substantiels de taxe, diffèrent largement d'un État à un autre. Par un choix différent de taxes sur lesquelles portent les allègements, d'abord, certains programmes incitent davantage à la création d'emplois, d'autres à l'investissement. La générosité, la durée et l'extension géographiques des zones, ensuite, sont susceptibles de varier d'un programme à l'autre. Enfin, le mode d'affectation d'un quartier au dispositif peut différer, les critères retenus privilégiant tantôt les zones plus dynamiques, tantôt les moins favorisées.

Papke (1994) et Boarnet et Bogart (1996) appartiennent à la première génération d'articles proposant une évaluation économétrique des *enterprise zones*. Chacun des deux articles s'intéresse à un État américain en particulier (l'Indiana pour le premier et le New Jersey pour le second) et utilise des données de panel. Néanmoins, le niveau d'agrégation diffère entre les deux études. L'analyse est menée par Papke au niveau des juridictions fiscales (dont la taille est approximativement celle d'une *enterprise zone*) tandis que Boarnet et Bogart (1996) travaillent au niveau des municipalités. Les deux textes tentent de répondre aux problèmes d'endogénéité (due à l'auto-sélection des entreprises qui s'implantent), en utilisant un panel et en estimant des modèles à croissance aléatoire. Leurs résultats sont opposés. Alors que Papke conclut que les allègements circonscrits à une zone stimulent l'emploi et l'investissement local dans l'Indiana, Boarnet et Bogart ne trouvent aucun effet dans le cas du New Jersey.

1. D'après le document de politique transversale Ville, projet de loi de finance 2007 : 235 millions d'euros en exonérations d'impôts directs et indirects, 336 millions d'euros en exonérations de cotisations sociales. Pour déterminer le coût net de la mesure, il convient de défalquer les exonérations auxquelles auraient droit les entreprises sous le régime du droit commun, les exonérations ZFU étant exclusives de toute autre exonération (une estimation de ce coût est donnée en fin d'article).

Bondonio et Engberg (2000) et Bondonio et Greenbaum (2007) tentent de résoudre le problème de validité externe (2) des précédentes études. Pour cela, ils considèrent respectivement cinq et dix États américains ayant connu des expériences d'*enterprise zones*, en tenant compte de l'hétérogénéité des programmes entre les différents États. Ils utilisent deux familles de méthodes, très proches l'une de l'autre : les modèles à croissance aléatoire et les régressions sur des scores de propension. Bondonio et Engberg (2000) et Bondonio et Greenbaum (2007) utilisent des données d'établissements et les agrègent à un niveau plus fin (3) que les études précédentes. La première étude ne trouve pas d'effet général des *enterprise zones*. La seconde met en évidence des effets plus spécifiques : un effet positif sur la création de nouveaux établissements, ainsi que sur l'emploi et l'investissement de ces nouveaux établissements et des établissements préexistants, mais également un plus grand risque de faillite pour tous les établissements, préexistants ou créés.

Dans cette lignée de travaux, celui de Busso et Kline (2008) est particulièrement remarquable par la qualité des données utilisées et la rigueur des méthodes mises en œuvre. Ils évaluent la première vague d'*empowerment zones*, extension fédérale des *enterprise zones*. Mobilisant des données rétrospectives de bonne qualité, ils tiennent compte de manière convaincante des phénomènes de sélection et traitent également les problèmes d'autocorrélation. Leurs résultats mettent en évidence des effets positifs sur le marché du travail local, et à plus long terme, des évolutions favorables dans la composition démographique des quartiers ciblés.

S'ils n'approfondissent pas la question de la validité externe, O'Keefe (2004) et Lynch et Zax (2006) utilisent des méthodes alternatives pour évaluer les programmes d'*enterprise zones* respectivement en Californie et dans le Colorado. O'Keefe (2004) s'intéresse particulièrement au problème épineux du choix des variables d'intérêt et du choix de la population de contrôle (c'est-à-dire le contrefactuel) utilisée pour identifier l'effet du dispositif par comparaison. Travaillant à l'échelle de l'unité de recensement (le *census tract*, comptant en moyenne 5 000 habitants), elle propose d'apparier explicitement chaque unité géographique affectée par une *enterprise zone* à une unité géographique non affectée, similaire du point de vue de ses caractéristiques observables. Son étude met en évidence des effets positifs significatifs. Lynch et Zax (2006) s'intéressent uniquement aux

établissements implantés dans une zone avant que celle-ci soit ciblée par un programme. Ce faisant et sous réserve de trouver des entreprises comparables dans des zones comparables, ce travail résout une partie du problème d'endogénéité. Les résultats dépendent largement du secteur et de la taille de l'établissement. Évidemment, un inconvénient majeur de cette stratégie d'identification est qu'elle ne permet pas de conclure sur les conséquences du zonage en termes de création de nouveaux établissements et de création d'emplois au sein de ces nouveaux établissements.

Enfin, deux travaux complémentaires méritent d'être mentionnés. Potter et Moore (2000) proposent une étude fondée sur l'interview de personnes impliquées dans le processus de décision de l'implantation d'entreprise pour évaluer l'impact de programmes similaires au Royaume-Uni. Leur approche présente deux défauts : tout d'abord des taux de réponse très faibles (entre 20 % et 30 %) susceptibles de s'accompagner d'un biais de sélection important. Par ailleurs, il est établi que les études sur de tels sujets à partir d'interviews sont biaisées vers le haut (4). Cette approche permet néanmoins d'envisager le problème selon des aspects plus diversifiés que les approches économétriques. Landers (2006) aborde une question périphérique mais très intéressante. Il estime un modèle de prix hédoniques pour déterminer l'impact des programmes d'*enterprise zones* sur les prix de l'immobilier, sur le cas de Cleveland (Ohio). Il ne met cependant pas en évidence d'effets significatifs.

Les Zones Franches Urbaines : un instrument de la Politique de la Ville

Depuis le début des années 1980, la détérioration des conditions économiques et sociales de certains quartiers a conduit le gouvernement à prendre une série de mesures, regroupées sous la dénomination de *Politique de la Ville* (5). Ces quartiers défavorisés ont en commun de hauts

2. L'extrapolation des résultats obtenus sur un échantillon spécifique de quartiers à d'autres quartiers qui ne sont pas dans le champ initial du dispositif repose sur une hypothèse dite de « validité externe » des résultats, hypothèse qui peut être contestable en fonction du contexte.

3. Il s'agit du niveau de territoire correspondant à un code ZIP (Zoning Improvement Plan). Ce niveau de territoire est peuplé en moyenne de 10 000 habitants.

4. Par exemple, les entreprises interrogées bénéficiant du dispositif ont a priori intérêt à ce qu'il se poursuive et ont donc tendance à majorer l'attrait qu'il revêt pour elles.

5. Cf. Green, Trache, et Blanchard (2001) pour une présentation plus détaillée des différentes mesures et de leurs effets attendus.

niveaux de délinquance, de chômage et de pauvreté, un environnement immobilier dégradé ainsi qu'un accès moindre aux services publics et aux commerces. Les deux premières étapes du développement de la politique de la ville en France, au cours des années 1980 et au début des années 1990, ont eu des résultats assez dissemblables. Elles n'ont pas en tout cas conduit à enrayer globalement le phénomène. En 1991, la loi d'orientation pour la ville a conduit à distinguer 546 quartiers prioritaires dans lesquels les collectivités locales peuvent exonérer de taxes locales, par une délibération *ad hoc*, les entreprises qui s'implanteraient ou étendraient leurs locaux professionnels dans ces quartiers.

Le *Pacte de Relance de la Ville*, engagé en 1996, a constitué une troisième étape. Il met l'accent sur la nécessité de relancer économiquement les zones urbaines sensibles (ZUS), comme préalable à leur rénovation sociale. Le pacte classe les quartiers en difficulté en trois catégories et concède à ces quartiers des statuts fiscaux dérogatoires d'autant plus favorables que le quartier est plus en difficulté. L'État définit d'abord les ZUS (au nombre de 750). Puis, sur les ZUS les plus défavorisées, on déploie des zones de redynamisation urbaine (ZRU, au nombre de 416). Enfin, certaines ZUS ou ZRU (les plus handicapées) sont transformées en zones franches

urbaines (ZFU, au nombre de 44). Tandis que le périmètre d'une ZRU coïncide exactement avec celui de la ZUS, celui de la ZFU peut être plus flexible : il englobe généralement le territoire de la ZUS ou de la ZRU sous-jacente mais inclut souvent des territoires supplémentaires. Dans certains cas, la ZFU rassemble même plusieurs ZUS de la même agglomération.

L'objectif du programme des ZRU (et ZFU) est de favoriser le développement économique de ces zones. Pour l'essentiel, il accorde aux établissements préexistants et à ceux qui s'implantent des allègements fiscaux substantiels dans les ZFU et les ZRU, avec un niveau d'exonération beaucoup plus élevé dans les premières que dans les secondes (cf. encadré 1). La progressivité des aides suivant les différents zonages tient compte de l'hétérogénéité des situations économiques et sociales des quartiers en difficulté et s'efforce de faire bénéficier les plus défavorisés des mesures les plus généreuses. Les entreprises de moins de 50 employés bénéficient, pour leurs établissements en ZFU, d'une exonération de taxe professionnelle, d'impôt sur les sociétés et de taxe foncière pour une durée de cinq ans. Les cotisations sociales patronales sont également exonérées pendant cinq ans sur la fraction du salaire inférieure à 1,4 Smic. Un plafonnement des aides est prévu, ainsi qu'une

Encadré 1

LES EXONÉRATIONS DANS LES ZFU ET DANS LES ZRU

Taxe professionnelle : seules les entreprises de moins de 50 salariés et réalisant moins de 10 millions d'euros de chiffre d'affaires sont concernées pour les ZFU. Les établissements situés en ZFU bénéficient de 5 ans d'exonération totale dans la limite d'un plafond de base imposable de 337 713 euros (2006) et de 100 000 euros d'aides cumulées sur 3 ans. Dans les ZRU, toutes les entreprises sont éligibles ; les établissements exonérés doivent cependant comporter moins de 150 salariés. Le plafond de la base imposable est plus bas, à 125 197 euros (2006).

Taxe foncières sur les propriétés bâties : tous les immeubles situés en ZFU appartenant à des sociétés redevables de la taxe sont exonérés pour 5 ans. Les ZRU ne sont pas concernées.

Impôt sur les bénéfices : les entreprises présentes en ZFU, employant moins de 50 salariés et dont le chiffre d'affaires est inférieur à 10 millions d'euros sont exonérées pour 5 ans, dans la limite de 100 000 euros par an (majorée de 5 000 euros par embauche). En ZRU, le bénéfice de l'exonération est réservé aux entreprises nouvellement créées dans la zone, sans condition d'effectifs. L'exonération est totale pendant

2 ans puis dégressive pendant 3 autres années. Le plafond de bénéfice exonéré est de 225 000 euros par période de 36 mois.

Cotisations patronales : les entreprises présentes en ZFU, employant moins de 50 salariés, dont le chiffre d'affaires est inférieur à 10 millions d'euros et dont le tiers de l'effectif réside dans la ZUS où se situe la ZFU sont concernées. Les salariés en CDI ou CDD de plus de 12 mois sont exonérés de cotisations patronales pour une durée de 5 ans, sur la fraction du salaire inférieure à 1,4 Smic. Le bénéfice de la mesure concerne les entreprises de moins de 50 salariés en équivalent temps plein et se limite à un montant de 100 000 euros cumulé sur 3 ans. Dans les ZRU, il n'y a pas de limite d'effectif ou de chiffre d'affaires pour l'entreprise, mais l'exonération ne porte que sur les embauches et ne dure que 12 mois (maximum 50 emplois en équivalent temps plein).

De plus, dans les ZFU, l'exonération sur la taxe professionnelle, l'impôt sur les bénéfices et les cotisations patronales est prolongée de manière dégressive pour une durée de 3 ou 9 ans, selon que l'entreprise emploie plus ou moins de 5 salariés.

sortie progressive du dispositif sur une durée de trois à neuf ans consécutive à la période d'exonération à taux plein des cinq premières années (cf. encadré 1).

En janvier 2004, 41 nouvelles ZFU sont créées pour remplacer des ZRU. C'est sur cet échantillon que nous concentrons notre analyse. La question du calendrier est importante. Même si la liste des zones bénéficiaires a été officiellement publiée en 2004, ces dernières étaient à peu près connues dès le début de l'année 2003. La disponibilité de données avant et après 2003 est donc essentielle à notre évaluation.

L'affectation en ZRU et ZFU d'une ZUS est guidée par la prise en compte d'un certain nombre de critères regroupés dans un indicateur synthétique :

- la population totale de la zone,
- le taux de chômage,
- la proportion de jeunes (moins de 25 ans),
- la proportion de plus de 15 ans sans qualification,
- le potentiel fiscal de la commune (6).

L'indice synthétique est ensuite calculé comme le produit des quatre premiers éléments, divisée par le cinquième (7). En outre, une ZFU doit compter plus de 10 000 habitants. Pour le classement réalisé en 2004 afin de choisir les nouvelles ZFU, le calcul de l'indice a été réalisé à partir du recensement de la population (Insee) de 1999 et de sources fiscales (Direction générale des impôts, Ministère de l'économie et des finances), ces dernières permettant la détermination du potentiel fiscal de la dernière année disponible.

En dehors de cet indice, la décision de conférer à une ZUS le statut de ZRU ou de ZFU s'appuie sur des considérations locales explicitement mentionnées par décret (8). Ceci contribue à expliquer pourquoi nous ne prenons pas à la lettre l'indice synthétique dans la sélection des ZFU en 2004. Ces considérations locales sont laissées le plus souvent à l'appréciation des préfets et recouvrent différents aspects non formalisés. La comparaison des performances des ZRU restées ZRU et de celles qui ont bénéficié du dispositif ZFU avant 2004 suggère que les caractéristiques des deux groupes sont bien comparables, même si cela ne prouve pas l'absence totale de biais de sélection.

Les îlots regroupés pour l'information statistique (IRIS) : des unités géographiques élémentaires adaptées au zonage ZFU

Les données que nous utilisons proviennent de plusieurs sources : le répertoire Sirene contient des informations sur la démographie des établissements du champ industrie-commerce-service (ICS), en particulier sur leur localisation ; les déclarations annuelles de données sociales (DADS) contiennent des informations sur l'emploi et les salaires dans les établissements du champ ICS ; l'exploitation principale du recensement de la population française de 1999 contient des données démographiques et sociales à l'échelle de l'îlot. Il est possible de structurer les deux premières bases au niveau de l'établissement, de sorte que l'on dispose *in fine* d'une information spatialisée à ce niveau. L'ensemble de ces données est disponible pour la période 2002-2006. Les données du recensement nous permettent de préciser le contexte socio-économique dans lequel évoluent les établissements repérés dans les bases précédentes.

Les zonages géographiques que nous utilisons sont approchés par une somme d'îlots du recensement. Cette somme englobe la zone effective. Cette approximation est raisonnable dans la mesure où la localisation des établissements est disponible par rapport à cette maille, et non par rapport à l'adresse. Elle reste minime car la taille habituelle d'un îlot est le pâté de maisons : on estime que le nombre d'établissements appartenant à la zone approchée excède d'environ 10 % le nombre d'établissements situés dans la zone effective : la zone de référence pour les calculs est ainsi légèrement plus grande que la zone effective. Cela n'est pas dommageable car l'ensemble des calculs adopte cette zone de référence tout au long de la période d'analyse. Le biais induit par cette approximation est donc constant, sauf si la fraction extérieure à la zone effective venait à connaître une baisse d'activité consécutivement à la mise en place de la zone franche. Dans ce cas, l'effet estimé serait légèrement minoré.

Dans la mesure où les unités géographiques peuvent différer en taille, en densité de population

6. Il s'agit du produit des impôts locaux pour la commune en supposant que le taux moyen national est appliqué dans la commune pour chacune des taxes locales, étant données les bases fiscales de la commune.

7. Cet indice est appelé « indice PRV » pour « Pacte de Relance pour la Ville », dénomination de la loi dont il découle (cf. décret 96-1159 paru le 26 décembre 1996).

8. Cf. note de bas de page 7.

et en densité d'entreprises installées, il convient de choisir une unité géographique élémentaire permettant de reconstituer les zonages utilisés aussi facilement que possible. On retient finalement comme unités de base les îlots regroupés pour l'information statistique (Iris) dans leur version dite Iris-2000 (9). Les Iris sont des unités infra-communales, réunions d'îlots du recensement de la population de 1999. Ils présentent l'avantage d'être de taille relativement petite par rapport aux zones étudiées (10), mais aussi suffisamment grande pour que les statistiques regroupées à l'intérieur de leurs limites soient significatives (notamment le nombre d'établissements ou d'emplois).

Certains Iris sont à cheval sur les frontières des zonages de la politique de la ville. Dans ce cas, la proportion d'îlots du recensement de la population de 1999 des Iris situés à l'intérieur du zonage peut être calculée. Selon que cette proportion est au-delà ou en-deçà d'un certain seuil, conventionnellement fixé, on décide d'affecter l'Iris au zonage, ou non (11).

Les grands ensembles sont plus fréquents en ZFU que dans les autres zones périurbaines

Les zonages utilisés dans cette étude se distinguent du reste des couronnes urbaines par une plus faible densité en activité et en emploi. La

part des établissements comprenant des salariés dans le total des établissements est en effet en 2005 de l'ordre de 35 % (cf. tableau 1). Les zonages considérés sont de petite taille en termes de nombres d'emplois avec une moyenne de deux à trois salariés par établissement, hormis pour le voisinage des ZFU, dont le nombre moyen de salariés par établissement s'élève à huit (écart dû à la présence de quelques très grands établissements – à noter que ces établissements ne sont pas éligibles aux exonérations).

Le taux d'installation d'établissements (rapport entre les créations au cours de l'année et le stock d'établissements au 1^{er} janvier) est compris entre 20 % et 30 % selon le zonage considéré. Environ deux tiers de ces créations sont des créations pures et moins d'un quart des transferts (12).

Afin de compléter l'information de nature démographique et sociale fournie par le recensement sur les zones franches et les Iris, nous avons construit une variable caractérisant la

9. Les raisons de ce choix sont détaillées dans Rathelot et Sillard (2007).

10. En moyenne, il y a entre trois et quatre Iris 2000 par zone ZRU ou ZFU.

11. En général, nous retenons un seuil de 0,5. Les études de robustesse des résultats aux seuils retenus montrent que les résultats présentés sont peu sensibles à ce choix.

12. À noter que les disparitions ne sont pas analysées ici car leur observation est rendue délicate par l'absence d'obligation de déclarer la disparition d'un établissement dans le répertoire Sirene, contrairement aux créations qui, elles, font l'objet d'une déclaration obligatoire.

Tableau 1
Activité économique dans les zonages d'intérêt de l'étude (année 2005)

Type de zone	Zonage de la seconde génération (2004)				Zonage de la troisième génération (2006) : ZFU (4)
	ZFU	ZFU rest. ZRU (1)	ZRU non ZFU (2)	Voisinage ZFU (3)	
Établissements	12 297	10 515	27 235	21 292	4 196
Dont :					
Établissements avec salariés	5 340	3 555	10 162	8 747	1 242
Postes correspondants	35 850	25 783	88 912	175 000	13 648
Établissements créés	3 502	2 808	5 764	3 442	784
Dont :					
Établissements créés <i>ex nihilo</i>	2 201	1 797	3 841	2 086	541
Établissements transférés	882	637	1 011	827	116
Établissements repris	210	179	575	416	88

1. Territoire de la ZFU restreint à l'ancienne ZRU.
2. ZRU qui ne sont pas des ZFU de deuxième génération.
3. Zone de 300 mètres enveloppant les ZFU de deuxième génération à l'extérieur.
4. Futures ZFU de troisième génération (définies en 2006 à partir d'une approximation à l'îlot).

Lecture : le nombre de postes (non annexes) est issu des variables DADS au 31 décembre de l'année 2004. La partie haute du tableau rapporte des statistiques de stock, c'est-à-dire calculées sur le stock d'établissements au 1^{er} janvier de l'année 2005. La partie inférieure du tableau rapporte des statistiques de flux d'établissements apparus dans les zonages au cours de l'année étudiée (ici 2005). Ainsi, dans l'ensemble des ZFU créées en 2004, il y avait au 1^{er} janvier 2005 12 297 établissements, dont 5 340 comportaient des salariés. Ces établissements représentaient un total de 35 850 postes.

Champ : établissements du champ ICS situés dans les zonages à l'exception des établissements des groupes « La Poste » et « France Télécom » (cf. Rathelot et Sillard (2007) pour la justification de cette restriction).

Source : DADS 2004, Insee ; répertoire Sirene 2005, Insee.

présence de grands ensembles. Ce type d'habitat est fréquent dans les quartiers concernés par la politique de la ville et la présence de grands ensembles a pu influencer sur le classement d'un quartier en ZFU. On observe également une corrélation entre la présence de ce type d'habitat et un certain manque de dynamisme de l'activité économique locale. Les enquêtes permanentes sur les conditions de vie (1996-2004) et l'enquête nationale logement 2006 de l'Insee contiennent une question identique remplie par l'enquêteur visant à préciser le type d'habitat au voisinage du logement enquêté selon cinq modalités (13). Nous avons analysé l'ensemble des réponses apportées dans ces enquêtes afin d'établir, par Iris, une fréquence de la modalité « Groupe d'immeubles collectifs, cité, grand ensemble (14) ». La variable ainsi construite permet une estimation de la probabilité de présence de grands ensembles sur chacun des Iris. Il est donc possible de tracer la courbe représentant la densité de la variable de probabilité précédente calculée à la ZRU, selon que la zone ait conservé en 2004 son statut de ZRU ou qu'elle ait été transformée en ZFU (cf. graphique).

La probabilité de présence de grands ensembles est notablement plus élevée pour les ZRU devenues ZFU que pour les autres ZRU. Quant au

voisinage des ZFU, il se distingue par une relative absence de grands ensembles.

Évaluer l'impact du passage d'une zone en ZFU : la méthode des scores de propension

On se propose d'évaluer l'impact du passage en ZFU sur des variables d'intérêt caractérisant l'activité économique (l'emploi salarié, l'installation d'établissements) dans les quartiers dits traités.

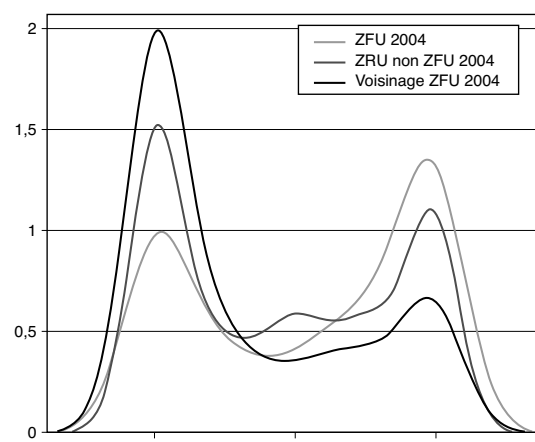
Dans l'idéal, l'effet que l'on souhaite mesurer s'obtiendrait en calculant la différence entre la moyenne de la variable d'intérêt :

- sur les unités effectivement traitées (on dispose alors effectivement d'une valeur observée de Y pour chaque zone bénéficiaire)
- sur ces mêmes unités, mais dans le cas où elles n'auraient pas été traitées. On ne dispose évidemment pas de cette dernière quantité puisque les unités en question ont été traitées.

L'évaluation nécessite donc d'approcher la moyenne de la variable d'intérêt sur les unités traitées dans le cas où elles n'auraient pas été traitées. Pour cela, on doit constituer un ensemble d'unités non traitées aussi proches que possible de celles qui l'ont été. Dans cette étude, nous privilégions l'approche par « score de propension » : il s'agit de la probabilité (estimée à l'aide d'une régression logistique ou probit) pour qu'une unité géographique de caractéristiques X soit traitée. Chaque unité traitée est ensuite appariée avec les unités non traitées ayant les scores les plus proches ; l'ensemble de ces unités non traitées constitue un « groupe témoin ». L'effet du traitement est alors approché par la moyenne des écarts de la variable d'intérêt entre chaque unité traitée et son groupe témoin.

Cette méthode n'est valable que si les caractéristiques observables servant à calculer le score de propension prédisent suffisamment bien la probabilité de passer en ZFU. Plus exactement, il est nécessaire qu'il n'existe pas (ou peu) de

Graphique
Densité de la variable de probabilité de présence d'un grand ensemble sur une ZRU



Lecture : densité de la probabilité de présence de grands ensembles au sein d'un Iris selon que celui-ci appartient à une ZRU transformée en ZFU en 2004, à une ZRU demeurée ZRU à cette date ou au voisinage d'une ZFU. On constate que la probabilité de présence de grands ensembles est plus souvent nulle dans les voisinages de ZFU que dans les ZRU et qu'elle est la moins souvent nulle dans les ZFU. Cet ordre est inversé pour des valeurs fortes de la probabilité.

Champ : Iris appartenant en 2004 à des ZRU, à des ZFU créées en 2004 ou à des voisinages de ZFU créées en 2004. Source : enquêtes permanentes sur les conditions de vie (1996-2004), Insee ; enquête Logement 2006, Insee.

13. 1. Maisons individuelles dispersées hors agglomération ; 2. Maisons individuelles en agglomération ou ensemble de pavillons ; 3. Immeubles collectifs en agglomération (autre que cité ou grand ensemble) ; 4. Groupe d'immeubles collectifs, cité, grand ensemble ; 5. Habitat mixte : à la fois immeubles collectifs et maisons individuelles.

14. En raison de la modalité 3 excluant les cités ou les grands ensembles, la modalité retenue isole de manière fiable l'habitat de type grands ensembles.

variables inobservables qui expliquent le passage en ZFU, qui soient corrélées avec la variable d'intérêt et qui ne soient pas corrélées avec les caractéristiques observables introduites dans le calcul du score de propension.

Les variables de contexte retenues sont celles qui interviennent dans l'indicateur synthétique dit « indice PRV » (cf. note 7) (population totale, taux de chômage, proportion de jeunes de moins de 25 ans, proportion de plus de 15 ans sans qualification, potentiel fiscal de la commune), en y adjoignant l'aire et l'indicateur de présence de grands ensembles.

On retient les créations d'établissements et l'emploi salarié comme variables d'intérêt. Ces variables reflètent l'activité économique dans la zone considérée. Plus précisément, elles sont appréhendées au travers de leur taux de croissance, ce qui permet de comparer plus facilement des zones de taille différente et d'éliminer une partie de l'hétérogénéité inobservée sur le niveau de ces variables (cf. Rathelot et Sillard (2007) pour plus de détails). Pour la même raison, nous examinons également le taux de créations d'établissements (ratio du flux brut de créations d'établissements d'une année rapporté au stock d'établissements au 1^{er} janvier de la même année).

Le détail de la méthode est donné dans l'encadré 2.

Le passage de ZRU en ZFU est favorable à la création d'établissement et à la croissance de l'emploi

Ainsi qu'il a été indiqué, on estime l'impact du passage de ZRU en ZFU sur le taux de croissance des flux bruts d'établissement et de l'emploi salarié ainsi que sur le taux de création d'établissements.

L'estimation du score de propension conduit aux résultats reportés dans le tableau 2. Les variables de contexte ont été introduites au niveau des Iris et des ZRU. Le résultat de cette première étape nous a conduit à ne pas rejeter la nullité des coefficients relatifs aux variables au niveau des Iris, que nous avons donc exclues de l'estimation. On conserve les variables économiques malgré leur non-significativité en raison de *p-values* relativement faibles. Les variables de l'indice PRV (se reporter à la note 7) sont significatives (à l'exception du potentiel fiscal, qui a été exclu de l'équation en raison

d'une *p-value* trop élevée). Néanmoins, le coefficient de la proportion de sans-diplôme a un sens opposé à l'intuition. Des Iris plus grands ont plus de chances d'être transformés en ZFU, de même que ceux dont l'indicateur de grands ensembles est plus élevé.

Cette estimation permet de déduire pour chacun des Iris un score de propension. L'hypothèse de support commun conduit ensuite à éliminer les observations dont le score est trop extrême (cf. encadré 2). On utilise les observations restantes pour effectuer l'appariement permettant d'estimer l'effet du classement d'une ZRU en ZFU (15).

15. Les travaux économétriques ont tous été effectués avec le logiciel R (R Development Core Team, 2007).

Tableau 2
Probabilité d'appartenir à une ZFU en 2004 conditionnellement au fait d'appartenir à une ZRU en 2002

Variables	Probabilité d'appartenir à une ZFU 2004
Stock d'établissements/100 (2002)	- 0,28 (0,19)
Flux sur stock d'établissement (2002)	0,37 (0,39)
Emploi salarié (2002) sur pop. active (1999)	- 0,31 (0,25)
Aire (km ²)	0,29** (0,11)
Indicateur de grands ensembles	0,40** (0,17)
Population totale dans la ZRU - log (1999)	1,96*** (0,15)
Proportion de sans-diplôme - log (1999)	- 0,64* (0,39)
Proportion de jeunes - log (1999)	3,30*** (0,61)
Proportion de chômeurs - log (1999)	0,61** (0,30)
Constante	- 16,05*** (1,36)
Nombre d'observations ZFU 2004	236
Nombre d'observations non-ZFU 2004	676

Lecture : on donne l'écart-type de l'estimateur entre parenthèses. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Le nombre d'établissements présents dans chacun des Iris en 2002 est corrélé négativement avec la probabilité de passer en ZFU, mais cette corrélation n'est pas significativement différente de zéro au seuil de 10%.

Champ : Iris appartenant en 2002 à une ZRU.

Source : DADS 2002-2006, Insee ; répertoire Sirene 2002-2006, Insee ; recensement de la population française 1999, Insee ; enquêtes permanentes sur les conditions de vie 1996-2004, Insee ; enquête logement 2006, Insee ; calculs des auteurs à partir de ces données.

Pour les trois variables, l'impact de ce classement est significatif. Il est positif la première année mais pas les suivantes (cf. tableau 3). Ainsi, en ce qui concerne la création d'établissements, le fait d'appartenir à une ZFU augmente de 24 points de pourcentage le taux de croissance des flux bruts totaux l'année d'attribution du label. Ensuite, le taux de croissance retombe au niveau qui prévalait avant le passage en ZFU.

Ceci peut s'interpréter comme un choc modifiant durablement le niveau du flux brut (hausse de 24 %), sans en modifier la tendance. Sur la variable de taux de création d'établissements, l'impact prend la forme d'une double hausse, significative en 2004 et en 2006. Cela suggère un certain dynamisme en matière de création au cours des années consécutives à l'homologation des ZFU.

Encadré 2

ÉVALUER L'IMPACT DU PASSAGE EN ZFU : LA MÉTHODE DES SCORES DE PROPENSION

Pour évaluer l'impact du passage en ZFU sur l'emploi salarié et l'installation d'établissements dans les quartiers traités, nous utilisons une méthode par appariement sur score de propension.

On souhaite estimer l'impact moyen du dispositif ZFU sur les unités ayant été traitées. Si a est une unité géographique appartenant à une ZFU après 2004 et Y_{at} la variable d'intérêt, alors l'effet du traitement T_{at} sur l'unité traitée a est défini par :

$$E[Y_{at} | T_{at} = 1] - E[Y_{at} | T_{at} = 0], \text{ pour } t \geq 2004$$

où $E[Y_{at} | T_{at} = 1]$ représente l'espérance de la variable d'intérêt si a a été ($T_{at} = 1$) ou non ($T_{at} = 0$) traitée. Par définition, la quantité $E[Y_{at} | T_{at} = 0]$ ne peut être observée puisque a a été effectivement traitée. On est donc conduit à approcher ce *contrefactuel inobservable* par des quantités observées dans d'autres zones, non traitées, dont les caractéristiques sont proches de celles de la zone a .

Dans notre cas, l'identification est atteinte en supposant que nous connaissons un jeu de variables X conditionnellement auxquelles l'affectation au traitement est aléatoire (hypothèse d'indépendance conditionnelle) :

$$Y(0), Y(1) \perp T | X$$

Même sous cette hypothèse, l'appariement peut devenir difficile à réaliser lorsque la dimension de X augmente. Rosenbaum et Rubin (1983) montrent que conditionner par un *score de propension* convenablement choisi permet de résoudre ce problème de dimensionnalité. $p(X) = E[T | X]$ est la probabilité (appelée score de propension) qu'une unité géographique de caractéristiques X soit traitée. Si le score est correctement spécifié, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est équivalente à la suivante :

$$Y(0), Y(1) \perp T | p(X)$$

La pertinence de cette hypothèse dans notre cas est discutée dans la section du texte intitulée : « Un biais d'estimation nul ou de faible ampleur ».

En pratique, on estime dans une première étape le score de propension, en tenant compte non seulement des variables utilisées pour le calcul de l'indice PRV (voir note de bas de page 7, mais également

d'autres variables reflétant la situation socio-économique locale. Le résultat de cette estimation doit être examiné avec attention. D'abord, elle doit contenir toutes les variables que l'on pense être pertinentes pour l'indépendance conditionnelle. Ensuite, lorsque le score est trop prédictif, un nettoyage des données est recommandé : pour chaque « traité », on doit pouvoir trouver une observation du groupe de contrôle dont le score est identique ou proche, condition dite de *support commun*. On consultera par exemple Ichimura, Smith, et Todd (1998) pour la pertinence de cette procédure sur le biais attendu de l'estimateur. En pratique, on trace les densités des scores pour chacun des deux groupes et on détermine graphiquement les bornes du support commun.

Dans une seconde étape, on apparie chaque unité géographique traitée avec des unités non-traitées dont le score de propension est proche. La méthode utilisée est celle de l'appariement par noyau : les observations non-traitées sont pondérées selon leur distance à l'observation traitée, les pondérations étant déterminées par le noyau (1). Le noyau choisi est un noyau gaussien dont la fenêtre h est déterminée en fonction de l'écart-type σ du score de propension et du nombre d'observations N , selon la formule (Silverman 1986) :

$$h = \sigma N^{-1/5}$$

À l'issue de l'appariement, on obtient, pour chaque unité traitée, l'effet estimé du traitement. On calcule ensuite l'effet moyen du traitement en prenant la moyenne des différences individuelles.

Parce que l'on peut supposer que des unités géographiques proches aient des caractéristiques inobservables proches, il est nécessaire de tenir compte de la possibilité d'hétéroscédasticité dans le calcul des écarts-types des effets : les écarts-types sont calculés par *bootstrap* par bloc (2).

1. Des méthodes par différences de différences, par différences de différences pondérées par le score de propension, d'appariements au plus proches voisins ont également été utilisées et donnent des résultats similaires. Les résultats sont disponibles dans Rathelot et Sillard (2007).

2. Dans le *bootstrap* par bloc, on tire avec remise des blocs d'individus au lieu de tirer des individus. Le bloc est défini comme un groupe d'individus dont les inobservables sont potentiellement corrélées. Dans notre cas, le bloc sera, selon les estimations, un groupe d'Iris appartenant à la même ZFU, la même ZFU ou au même voisinage de ZFU.

En ce qui concerne l'emploi, le passage de ZRU en ZFU provoque une augmentation durable du stock d'emplois salariés de 18 % par rapport à son niveau en début d'année. Après ce choc sur le stock au cours des premières années suivant la mise en place des ZFU, l'emploi reprend le rythme de croissance qu'il aurait eu en l'absence du dispositif.

Le résultat pour l'année précédant celle l'attribution du label peut être interprété comme celui d'un test dit « de falsification » (Manning et Pischke, 2006). Si les ZRU sélectionnées pour passer en ZFU diffèrent effectivement des ZRU non sélectionnées en ce qui concerne les variables d'intérêt, on devrait observer, y compris avant la sélection, un écart significatif entre elles. L'année immédiatement antérieure à celle du choix des ZFU est donc riche d'enseignement. Les résultats pour les années postérieures s'interprètent quant à eux comme dans le cas des différences de différences. Le test de falsification suggère qu'il n'existe pas de différences significatives en termes de variables d'intérêt entre le groupe traité et le groupe de contrôle.

Par leurs caractéristiques, les nombreuses ZRU du groupe de contrôle sont plus ou moins éloignées de celles qui ont été choisies pour devenir

des ZFU. Connaître les plus proches permettrait d'améliorer la composition de ce groupe de contrôle. Une manière d'y parvenir consiste à faire l'hypothèse assez vraisemblable selon laquelle les ZFU homologuées en 2006 étaient celles qui avaient manqué de peu la nomination en 2004. Les territoires devenus ZFU en 2006 constituent dans ces conditions un groupe de contrôle privilégié.

Cette approche a aussi le mérite d'autoriser l'étude de l'intégralité du quartier ZFU, y compris les extensions retenues par rapport au zonage ZRU préexistant. En effet, on sait que les extensions des ZFU de 2006 par rapport aux ZRU préexistantes ont été choisies selon des critères analogues à ceux qui ont prévalu dans le choix des extensions de ZRU lors de la définition des ZFU de 2004.

Avec ce nouveau groupe de contrôle des ZFU désignées en 2004, les effets sur l'emploi sont faibles et moins nettement significatifs (cf. tableau 4). Ceux sur les flux d'établissements sont en revanche plus forts. Compte tenu de la taille des écarts-types, on ne peut rejeter l'hypothèse d'égalité des coefficients entre les deux estimations précédentes. Les résultats sont donc robustes à un changement du groupe de contrôle.

Tableau 3
Impact du passage en ZFU

Année	Croissance du flux brut d'établissements	Taux de création d'établissements	Croissance de l'emploi salarié
2002	-	-	- 0,034 (0,049)
2003	0,001 (0,096)	0,007 (0,020)	0,043 (0,056)
2004	0,236** (0,095)	0,045*** (0,017)	0,179*** (0,066)
2005	- 0,036 (0,088)	0,028 (0,024)	- 0,012 (0,047)
2006	0,082 (0,071)	0,045** (0,020)	-

Lecture : le fait d'appartenir à une ZFU augmente de 24 points de pourcentage le taux de croissance des flux bruts totaux d'établissements l'année de mise en place du dispositif. On donne entre parenthèses l'écart-type de l'estimateur, estimé par bootstrap par bloc sur les ZRU. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement par noyau gaussien.

Champ : la restriction au support commun conduit à garder 191 des 236 Iris initialement traités et 519 des 676 Iris de contrôle. Enfin, après élimination des valeurs manquantes, il reste 165 Iris traités et 397 Iris de contrôle pour cette estimation.

Source : DADS 2002-2006, Insee ; répertoire Sirene 2002-2006, Insee ; recensement de la population française 1999, Insee ; enquêtes permanentes sur les conditions de vie 1996-2004, Insee ; enquête logement 2006, Insee ; calculs des auteurs à partir de ces données.

Tableau 4
Impact du passage en ZFU (Groupe de contrôle constitué par les ZFU de 2006)

Année	Croissance du flux brut d'établissements	Taux de création d'établissements	Croissance de l'emploi salarié
2002	-	-	0,053 (0,107)
2003	- 0,103 (0,108)	- 0,022 (0,020)	- 0,060 (0,079)
2004	0,418*** (0,079)	0,054*** (0,026)	0,103* (0,053)
2005	- 0,072 (0,066)	0,025 (0,023)	0,084 (0,091)
2006	0,071 (0,088)	0,042*** (0,013)	-

Lecture : on donne entre parenthèses l'écart-type de l'estimateur estimé par bootstrap par bloc sur les ZFU. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement par noyau gaussien.

Champ : la restriction au support commun conduit à garder 133 des 183 Iris traités initiaux et 54 des 101 Iris du groupe de contrôle. Enfin, après élimination des valeurs manquantes, il reste 115 Iris traités et 50 Iris de contrôle pour cette estimation.

Source : DADS 2002-2006, Insee ; répertoire Sirene 2002-2006, Insee ; recensement de la population française 1999, Insee ; enquêtes permanentes sur les conditions de vie 1996-2004, Insee ; enquête logement 2006, Insee ; calculs des auteurs à partir de ces données.

Les ZFU affectent peu l'activité des quartiers limitrophes

Les sections précédentes proposent l'estimation de l'impact du passage de ZRU à ZFU. Il est également instructif de comparer l'évolution des ZFU et de leur voisinage géographique. Le voisinage s'entend ici comme la bande de terrain située à l'extérieur de la ZFU à moins de 300 mètres de sa frontière. Cette limite de 300 mètres est restrictive et purement conventionnelle (16).

Il s'agit en effet de mettre en évidence une influence éventuelle des ZFU sur les territoires avoisinants. On peut concevoir en théorie plusieurs types d'effets.

- Si l'attraction fiscale est suffisamment forte, un établissement qui comptait s'installer dans le voisinage a tout intérêt à déplacer son implantation de quelques centaines de mètres pour pouvoir bénéficier des exonérations. Cet effet tend à accroître l'activité au sein des ZFU au détriment de leur voisinage.

- On peut également imaginer que le zonage ZFU soit interprété par les entreprises comme un signal défavorable, auquel cas les établissements éviteront de s'y installer. Cet effet tend à accroître l'activité à l'extérieur des ZFU, au détriment de l'intérieur de la zone franche.

- Enfin, si la ZFU devait se développer et connaître des problèmes d'engorgement, les externalités de proximité pourraient jouer et conduire le voisinage de la ZFU à se développer également. On observerait dans ce cas une convergence entre la ZFU et son voisinage (17).

L'approche empirique peut permettre de trancher entre ces hypothèses théoriques en donnant un ordre de grandeur de l'écart des différents taux de croissance entre ZFU et voisinage immédiat résultant de ces effets. Cet écart a été estimé sur le taux de croissance des flux bruts d'établissements et de l'emploi salarié, ainsi que sur le taux de création d'établissements. Le taux de croissance des flux bruts d'établissements est significativement plus élevé dans la ZFU que dans la proximité immédiate : l'écart est de 27 points l'année de création de la ZFU et de 13 points la troisième année. Sur les variables d'emploi, la différence entre intérieur et extérieur des ZFU devient significative la deuxième année de traitement et est de l'ordre de 11 points (cf. tableau 5).

La comparaison entre les tableaux 3 et 5 fait apparaître que la différence entre ZFU et voisinage est plus importante qu'entre ZFU et ZRU, et que cette différence n'est pas statistiquement significative. La ZFU semble donc avoir tendance à aspirer une partie de l'activité de son voisinage immédiat, mais cette tendance est de faible ampleur et n'est pas systématique. Comme le suggère la théorie, aucun effet d'entraînement ne semble observé au cours des trois années suivant la mise en place des ZFU.

Deux transferts d'établissements pour une création *ex nihilo*

Les flux bruts d'établissements peuvent être décomposés en quatre catégories. Les *créations* représentent les créations *ex nihilo* d'une activité économique. Les *transferts* enregistrent les relocalisations d'activités économiques préexistantes. Les *reprises* ont lieu lorsqu'une entreprise reprend totalement ou partiellement l'activité d'un établissement d'une autre entreprise. Les *réactivations* correspondent au fait,

16. Ce choix répond simplement au principe de définir des pourtours dont l'aire est voisine de celle des ZFU.

17. A priori, le dernier effet est un effet de plus long terme que les deux premiers et on ne s'attend pas à pouvoir le détecter sur la courte période que nos études.

Tableau 5
Comparaison entre l'activité économique des ZFU et celle de leur voisinage

Année	Croissance du flux brut d'établissements	Taux De création d'établissements	Croissance de l'emploi salarié
2002	-	-	- 0,039 (0,050)
2003	- 0,015 (0,085)	0,019 (0,015)	0,048 (0,047)
2004	0,267*** (0,065)	0,067*** (0,015)	0,025 (0,044)
2005	0,055 (0,059)	0,091*** (0,018)	0,107*** (0,041)
2006	0,128*** (0,051)	0,079*** (0,018)	-

Lecture : on donne entre parenthèses l'écart-type de l'estimateur, estimé par bootstrap par bloc sur les ZFU. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement par noyau gaussien.

Champ : la restriction au support commun conduit à garder 300 des 383 Iris traités initiaux et 407 des 530 Iris de contrôle. Enfin, après élimination des valeurs manquantes, il reste 180 Iris traités et 280 Iris du groupe de contrôle pour cette estimation.

Source : DADS 2002-2006, Insee ; répertoire Sirene 2002-2006, Insee ; recensement de la population française 1999, Insee ; enquêtes permanentes sur les conditions de vie 1996-2004, Insee ; enquête logement 2006, Insee ; calculs des auteurs à partir de ces données.

pour une entreprise qui avait cessé son activité, de la reprendre (18).

Le passage de ZRU en ZFU se traduit, on l'a vu, par une augmentation des flux bruts d'établissements. Cette hausse recouvre-t-elle des créations brutes plus nombreuses ou simplement un déplacement d'activités économiques vers les zones ciblées par le dispositif ? On est alors amené à évaluer l'impact du dispositif sur trois variables d'intérêt prises en différence annuelle : le nombre de créations d'établissements, celui de transferts d'établissements et celui de reprises d'établissements (19).

La première année, le passage de ZRU en ZFU a un impact significatif et d'ampleur égale sur les transferts et sur les créations brutes, mais aucun sur les reprises (cf. tableau 6). Le passage en ZFU induit en 2004 environ une création et un transfert supplémentaires par rapport au groupe de contrôle et à l'année précédente. Le fait que créations et transferts progressent au même rythme en niveau, alors que les créations sont usuellement deux à trois fois plus nombreuses dans ces quartiers (cf. tableau 1) montre que les transferts sont surreprésentés au sein des flux d'établissements supplémentaires dus au passage en ZFU : la croissance des transferts contribue à hauteur des 2/3 à la croissance des flux d'établissements imputable au dispositif.

Tableau 6
Impact du passage de ZRU en ZFU sur la différence annuelle du volume de créations, de transferts et de reprises d'établissements (cette différence est calculée au niveau des Iris)

Année	Créations brutes d'établissements	Transferts bruts d'établissements	Reprises brutes d'établissements
2003	0,230 (0,449)	0,027 (0,253)	0,048 (0,193)
2004	1,289*** (0,464)	0,906*** (0,299)	0,158 (0,215)
2005	- 0,332 (0,413)	0,107 (0,254)	- 0,033 (0,194)
2006	0,452 (0,566)	0,327 (0,333)	0,101 (0,173)

Lecture : on donne entre parenthèses l'écart-type de l'estimateur, estimé par bootstrap par bloc sur les ZFU. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement par noyau gaussien.

Champ : la restriction au support commun conduit à garder 191 des 236 Iris traités initiaux et 519 des 676 Iris du groupe de contrôle. Enfin, après élimination des valeurs manquantes, il reste 165 Iris traités et 397 Iris du groupe de contrôle pour cette estimation.

Source : DADS 2004, Insee ; répertoire Sirene 2005, Insee ; calculs des auteurs à partir de ces données.

Un biais d'estimation nul ou de faible ampleur

La méthode utilisée dans cette étude permet de s'abstraire de deux grands types de problèmes d'endogénéité. Si les variables en niveau sont entachées d'hétérogénéité inobservée, la différence première permet de s'en abstraire. Malheureusement, les variables d'intérêt en différence sont elles aussi souvent affectées par une telle hétérogénéité et il peut exister une corrélation entre cette hétérogénéité et la variable de traitement. On doit alors s'en remettre à l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, qui postule que conditionnellement à un jeu de variables observables, l'indépendance entre variables d'intérêt et traitement est vérifiée. Cette hypothèse revient à affirmer qu'il n'existe pas de variable inobservable qui intervienne à la fois dans le processus de sélection en ZFU et dans les performances économiques de cette ZFU. Ce fait est souvent remis en question, ce qui expose les résultats d'estimations par appariement à la critique.

En l'absence d'instruments crédibles (20), il n'est pas possible de répondre de manière pleinement satisfaisante à ces critiques. Néanmoins, faute de preuve formelle de la validité de nos estimateurs, l'examen des données et des résultats fournit un faisceau d'éléments qui en renforce la crédibilité.

Tout d'abord, l'analyse des variables de contexte montre qu'il y a peu de différences entre les ZFU de 2004 et les ZRU non transformées en ZFU. En particulier, le taux de chômage et la proportion d'étrangers y sont distribués de manière équivalente.

Par ailleurs, la différence en termes de variables d'intérêt n'est pas significative avant le classement en ZFU, alors qu'elle l'est après : il s'agit du test de falsification signalé plus haut, et auquel satisfont nos données (cf. tableau 3). En d'autres termes, les zones traitées ou non ne diffèrent pas, selon les critères observés, avant le traitement (21).

18. Ce cas de figure concerne principalement des personnes physiques qui gardent leur identifiant Siret à vie et est peu fréquent dans le cas des sociétés.

19. On travaille ici en différence première, car un trop grand nombre de zéros provoquerait trop d'attrition si l'on souhaitait travailler en taux de croissance.

20. Cependant, l'estimation par variable instrumentale soulève également des critiques, puisque la validité de l'instrument n'est jamais empiriquement vérifiable.

21. Si des données géographiquement localisées antérieures à 2002 existaient, il serait possible de pousser plus loin cet argument.

Ces arguments, s'ils ne constituent pas une preuve formelle de l'absence de biais résiduels de nos estimateurs, suggèrent que ceux-ci sont de faible ampleur.

L'effet ZFU : 750 établissements en plus chaque année dans les zones concernées

Au terme de cette discussion, il est possible de confirmer l'existence d'un effet ZFU qui se traduirait sur les flux de créations d'établissements et sur l'emploi.

Les flux d'établissements augmentent d'environ 25 % l'année de la sélection des nouvelles ZFU. Ils se stabilisent ensuite à ce niveau au cours des deux années suivantes (cf. tableau 3). Compte tenu du fait que le nombre moyen d'établissements créés annuellement dans les futures ZFU est de l'ordre de 3 000, l'effet propre ZFU correspond à la création (ou au transfert) d'environ 750 établissements par an.

L'emploi connaîtrait quant à lui une évolution plus modeste dont le profil reste relativement flou : la comparaison des ZFU (restreintes à leur ancienne enveloppe de ZRU) aux ZRU non transformées en ZFU suggère un accroissement de 15 % du stock d'emplois lors de la première année consécutive au choix des nouvelles ZFU, assorti d'une stagnation l'année suivante. Ceci représente une création nette d'environ 6 000 emplois permanents. Ces 6 000 emplois correspondent non seulement à des emplois créés dans de nouveaux établissements et dans des établissements préexistants, mais aussi à des emplois préexistants qui ne sont pas supprimés grâce au classement de ces zones en ZFU.

Une autre question soulevée par Bondonio et Greenbaum (2007) est celle de la pérennité des établissements créés qui leur semble moins élevée dans les zones aidées qu'ailleurs. Nos résultats ne permettent pas de conclure précisément sur ce point.

Un coût du dispositif de l'ordre de 150 millions d'euros en 2005

Afin de préciser le coût du dispositif des ZFU, nous avons procédé à la détermination précise du montant d'exonérations accordées aux entreprises possédant un établissement en zone franche créée en 2004. L'année choisie pour le calcul est 2005. Nous avons calculé pour chaque salarié le montant d'exonération de charges patronales

auquel l'entreprise a droit étant donné le salaire brut versé à ce salarié. Cette information nous est fournie par les DADS individuelles de salariés. Pour ce calcul, nous introduisons également les contraintes de taille de l'entreprise (moins de 50 salariés au 31/12/2004), de chiffre d'affaires et de bilan pour l'exercice 2004 (moins de 10 millions d'euros). Ces contraintes ne correspondent qu'imparfaitement aux contraintes réelles imposées aux entreprises souhaitant bénéficier des aides accordées, mais elles permettent de donner un ordre de grandeur assez précis du montant des exonérations accordées sur les charges patronales. Cette analyse nous conduit à évaluer le montant des exonérations de charges sociales accordées au titre des ZFU de deuxième génération à environ 84 millions d'euros pour l'année 2005.

Si les établissements situés en ZFU ne bénéficiaient pas des exonérations de charge patronales liées à ce dispositif, ils pourraient prétendre, pour ceux de leurs salariés dont le salaire brut est inférieur à 1,6 Smic, aux allègements « Fillon » sur les bas salaires. La simulation du coût de ces allègements sur les salariés des établissements situés en ZFU de deuxième génération conduit à un montant annuel de 25 millions d'euros.

En outre, les déclarations des bénéficiaires des entreprises industrielles et commerciales à destination de l'administration fiscale renseignent sur le montant des exonérations fiscales dont bénéficient les entreprises. Le montant des exonérations fiscales est explicitement renseigné dans la liasse des entreprises assujetties au régime d'imposition sur les bénéficiaires réels. Les autres entreprises sont assujetties au régime simplifié (dans ce cas, plusieurs exonérations sont mêlées dans la déclaration) ou au régime des micro-entreprises. On ne dispose pas d'information sur ces dernières. L'analyse de ces diverses sources nous permet d'évaluer à environ 65 millions d'euros le montant des exonérations fiscales accordées au titre des ZFU de deuxième génération. Les entreprises assujetties au régime simplifié comptent pour environ 50 % dans le montant obtenu, sachant qu'il s'agit là d'un majorant puisque la variable d'exonération renseignée dans les liasses du régime simplifié comprend d'autres exonérations que celles consenties en ZFU.

Au total, le coût du dispositif ZFU de deuxième génération auquel il convient de rapporter les effets propres obtenus est d'environ 150 millions d'euros en 2005. Si l'on convient de ne considérer que le surcoût que représente le dis-

positif par rapport au régime de droit commun, on obtient alors 125 millions d'euros en 2005.

À première vue plus coûteux que les baisses de charges sur les bas salaires...

Les baisses de charges sur les bas salaires réalisées sur la période 1995-1997 ont donné lieu à plusieurs études d'évaluation. Certaines sont fondées sur des méthodes économétriques d'esprit proche de celle utilisée dans ce texte, d'autres sur des approches très différentes d'équilibre général ou sur des maquettes du marché du travail dans lesquelles on distingue emploi qualifié et emploi non qualifié. Sans entrer dans le débat des avantages respectifs des différentes méthodes, notre propos consiste à comparer le spectre des différentes valeurs obtenues sur le coût *ex ante* des emplois créés. Cahuc (2003) propose une mise en perspective des différentes études disponibles et évoque précisément cette question du coût par emploi créé. La fourchette obtenue est caractérisée par une incertitude sur le nombre d'emplois créés : tel qu'il est mesuré par méthode économétrique comparable à la nôtre (Crépon et Desplatz 2001), le nombre d'emplois créés par le dispositif est situé dans un intervalle de confiance (à 95 %) de 250 000 à 670 000 emplois au bout de deux années d'exercice de la mesure. En regard, les coûts *ex ante* (c'est-à-dire le manque à gagner des recettes budgétaires) des allègements s'élèvent, dans l'année pleine 1997, à 7,2 milliards d'euros (Roguet 2008). Ces éléments conduisent à un coût budgétaire *ex ante* d'un emploi créé par allègement de charges sur les bas salaires de 11 000 à 29 000 euros.

Dans le cas des ZFU, le coût budgétaire *ex ante* est de 125 millions d'euros, pour un nombre d'emplois créés situé dans un intervalle (95 %) de 1700 à 11 000. Le coût budgétaire de l'emploi créé est de 11 000 à 73 000 euros, si on intègre à ce coût budgétaire les exonérations fiscales.

...le dispositif des ZFU s'adresse plus spécifiquement à des territoires en difficulté

Cette comparaison appelle plusieurs commentaires. En premier lieu, les nouveaux emplois n'ont pas le même statut dans les deux cas. En ce qui concerne les baisses de charges, il s'agit de créations nettes d'emplois, c'est-à-dire d'emplois qui n'auraient pas existé en l'absence du dispositif. Pour les ZFU en revanche, les

nouveaux emplois mêlent des emplois créés *ex nihilo* et des emplois transférés depuis une autre zone. Même pour les emplois créés *ex nihilo*, il est probable qu'une partie importante de ceux-ci auraient été créés de toute façon. Ils ont été créés dans la ZFU et non ailleurs en raison de l'incitation fiscale.

En second lieu, la littérature (voir par exemple Cahuc (2003)) met en évidence un effet d'équilibre général très favorable aux allègements de charges sur les bas salaires : les emplois créés génèrent de la richesse au-delà des seuls salaires versés. Les maquettes macroéconomiques suggèrent que, bien ajustée, une mesure d'allègement de charges sur les bas salaires peut être neutre budgétairement (coût *ex post* de la mesure). Ce n'est pas le cas des mesures ZFU en raison du transfert d'activité qu'elles suscitent.

Une troisième considération limite la comparaison. Les dispositifs ne s'adressent pas aux mêmes publics. Dans la mesure où les ZFU sont des territoires plus en difficulté, il est possible que le rendement d'une exonération y soit plus faible qu'ailleurs, c'est-à-dire qu'il soit nécessaire d'y dépenser davantage pour un résultat similaire. Pour cette raison, il serait intéressant de comparer les performances du dispositif ZFU avec d'autres dispositifs visant à stimuler l'activité et l'emploi au sein des territoires en difficulté, en agissant non seulement sur la demande de travail mais aussi sur l'offre. On peut penser aux programmes Trace (Trajet d'accès à l'emploi) et Civis (Contrat d'insertion dans la vie sociale), par exemple, dont l'évaluation, actuellement non disponible, serait très précieuse (22).

Une autre limite de la comparaison est que les dispositifs n'ont pas les mêmes buts. Plus précisément, on peut concevoir que le dispositif ZFU n'a pas vocation à financer exclusivement la création d'emploi, mais aussi le développement d'une économie locale dans ses différentes composantes (investissement des entreprises, bien-être des résidents, etc.). Le fait de n'observer qu'une partie des effets possibles limite donc notre analyse.

Enfin, exonérer de charges les bas salaires entraîne une diminution du coût du travail, favorisant ainsi le retour à l'emploi de certains chômeurs dont la productivité marginale était inférieure au coût du travail rémunéré au salaire

22. Cf. Bonnevalle (2008) pour une étude de suivi du programme Civis.

minimum (dans le cas d'un chômage « classique »). À l'inverse, les exonérations ZFU ne sont pas limitées aux salaires proches du Smic et génèrent vraisemblablement des effets d'aubaine qui sont sources d'inefficacité pour le dispositif.

*
* *

Ces résultats doivent être maniés avec prudence dans la mesure où il existe un grand nombre d'éléments que notre étude n'a pu appréhender. D'abord, il semble qu'il existe une hétérogénéité importante entre les zones franches, hétérogénéité que nous ne sommes pas en mesure d'expliquer. Ensuite, les répercussions de ce type de politique dépassent sans doute les conséquences sur l'activité économique. Nos variables d'inté-

rêt sont centrées sur la création d'établissements et d'emplois mais n'incluent pas, par exemple, de mesures du bien-être, de la disponibilité de commerces ou de services à la personne dans ces quartiers. Par ailleurs, si nous sommes capables de donner un diagnostic sur l'emploi salarié, il nous est impossible d'en formuler en ce qui concerne l'emploi non salarié (hormis via les créations d'établissements). Enfin, quand bien même nous mesurons un effet de ces politiques, nous avons conscience qu'elles sont la résultante d'actions à différents niveaux : les exonérations interviennent souvent en synergie avec des actions locales d'acteurs divers (conseils généraux, service public de l'emploi, municipalités ou associations). Le succès ou l'échec au niveau local est certainement lié à la coordination de ces différents acteurs. L'approche proposée ici ne permet pas de mesurer les résultats de telles actions concomitantes. □

BIBLIOGRAPHIE

Bachelet M. (2007), « Les zones franches urbaines en 2005 : des embauches encore fortement concentrées dans les anciennes ZFU », *Premières Informations*, n° 26.1.

Barilari A., Bonnet P.Y., Mareine P. et Desforges C. (1998), « Rapport d'enquête sur le dispositif des zones franches urbaines et des zones de redynamisation urbaines », Inspection générale des finances, Inspection générale de l'administration.

Boarnet M. G. et Bogart W. T. (1996), « Enterprise Zones and Employment : Evidence from New Jersey », *Journal of Urban Economics*, vol. 40, n° 2, pp. 198-215.

Bondonio D. et Engberg J. (2000), « Enterprise Zones and Local Employment : Evidence from the States' Programs », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 30, n° 5, pp. 519-549.

Bondonio D. et Greenbaum R. T. (2007), « Do Local Taxes Incentives Affect Economic Growth ? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zones Policies », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 37, n° 1, pp. 121-136.

Bonnevialle L. (2008), « Le Contrat d'Insertion dans la Vie Sociale : la moitié des jeunes occupe un emploi à la sortie du dispositif », *Premières Synthèses*, n° 02.2.

Buguet B. (1998), « Evaluation du dispositif zones franches urbaines et zones de redynamisation urbaines », Inspection générale des affaires sociales.

Busso M. et Kline P. (2008), « Do Local Economic Development Programs Work ? Evidence from the Federal Empowerment Zone Program », Cowles Foundation Discussion Paper 1638.

Cahuc P. (2003), « Baisser les charges sociales jusqu'où et comment ? », *Revue française d'économie*, vol. 17, n° 3, pp. 3-54.

Cour des comptes (2002), « La politique de la ville », Rapport au Président de la République.

Cour des comptes (2006), « Les exonérations de charges sociales en faveur des peu qualifiés », Rapport d'information par la commission des finances, de l'économie générale et du plan de l'Assemblée Nationale.

Crépon B. et Desplatz R. (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et statistique*, n° 348, pp. 1-24.

Ernst E. (2008), « L'activité économique dans les zones franches urbaines », *Insee Première*, n° 1187.

- Green H., Trache H. et Blanchard D. (2001)**, « An Experiment in French Urban Policy : Evaluation and Reflection on the Implementation of the Zones Franches Urbaines », *Planning Theory and Practice*, vol. 2, pp. 53-66.
- Heckman J., Ichimura H., Smith J. et Todd P. (1998)**, « Characterizing Selection Bias Using Experimental Data », *Econometrica*, vol. 66, n° 5, pp. 1017-1098.
- Landers J. (2006)**, « Why Don't Enterprise Zones Work ? Estimates of the Extent that EZ Benefits are Capitalized into Property Values », *Journal of Regional Analysis and Policy*, vol. 36, pp. 15-30.
- Lynch D. et Zax J. (2006)**, « An Evaluation of Colorado's Enterprise Zone Program : Measuring the Impact on Establishment-Level Employment and Earnings per Worker », mimeo University of Denver.
- Manning A. et Pischke J.-S. (2006)**, « Comprehensive versus Selective Schooling in England and Wales : What Do We Know ? », IZA DP 2072.
- Observatoire national des zones urbaines sensibles (2006)**, « Rapport annuel 2006 », Délégation interministérielle à la ville.
- O'Keefe S. (2004)**, « Job Creation in California's Enterprise Zones : A Comparison Utilizing a Propensity Score Matching Model », *Journal of Urban Economics*, vol. 55, n° 1, pp. 131-150.
- Papke L. E. (1994)**, « Tax Policy and Urban Development : Evidence from the Indiana Enterprise Zone Program », *Journal of Public Economics*, vol. 54, n° 1, pp. 37-49.
- Potter J. et Moore B. (2000)**, « UK Enterprise Zones and the Attraction Inward Investment », *Urban Studies*, vol. 37, n° 8, pp. 1279-1312.
- R Development Core Team (2007)**, *R : A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Rathelot R. et Sillard P. (2007)**, « Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements », Document de travail Insee G2007/11.
- Roguet B. (2008)**, « Le coût des politiques de l'emploi en 2006 », *Premières Informations*, n° 30.1.
- Rosenbaum P. et Rubin D. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, n° 1, pp. 41-55.
- Silverman B. W. (1986)**, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall.
- Thélot H. (2006)**, « Les zones franches urbaines en 2004 : lancement de 41 nouvelles zones », *Premières Informations*, n° 06.2.