

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2007 / 11

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

Roland RATHELOT et Patrick SILLARD

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 11

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

Roland RATHELOT et Patrick SILLARD *

DÉCEMBRE 2007

Ce travail a bénéficié de commentaires éclairants de L. Behaghel, D. Blanchet, X. Boutin, B. Crépon, H. Erkel-Rousse, P. Givord, L. Gobillon, J.-F. Royer et H. Thélot ainsi que de remarques au cours du séminaire D3E (Malakoff, juin 2007) et CEPN (St-Denis, octobre 2007). Nous remercions également . Corbel, M. Delangre, S. Depil, S. Gaignon, J.-J. Kasparian, S. Leprovost, R. Janelli, J.-L. Lipatz, S. Quantin, P. Redor et S. Viard pour nous avoir aidé à nous procurer ou à traiter les données. Nous devons un remerciement spécial à Simon Quantin pour son aide dans le calcul des coûts de la mesure ZFU. Nous savons également gré à P. Choffel et S. Thibaud pour les fructueuses discussions sur les aspects juridiques et pratiques de la mise en place des divers dispositifs de la politique de la ville. Toutes les erreurs restantes sont de la seule responsabilité des auteurs. Cette étude a été conduite alors que les auteurs appartenaient au département des études économiques d'ensemble de l'Insee. Les opinions émises sont celles des auteurs et n'engagent ni l'Insee, ni leurs nouveaux organismes d'affiliation.

* Faisaient partie du Département des Études Économiques d'Ensemble au moment de la rédaction de ce document

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

Résumé

Quarante et une Zones Franches Urbaines (ZFU) de deuxième génération ont été créées le 1er janvier 2004 pour remplacer certaines Zones de Redynamisation Urbaine (ZRU). 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. Les premières ZFU datent de 1997 et une troisième vague a suivi en 2006. Pour autant, l'efficacité du dispositif n'a jamais fait l'objet d'une évaluation économétrique au niveau national. Dans cette étude, nous tentons d'évaluer l'effet propre du dispositif ZFU sur l'emploi salarié et les créations d'établissements, en nous appuyant sur la transition entre ZRU et ZFU survenue en 2004. Pour cela, nous mobilisons des données d'entreprises et de recensement à un niveau infra-communal. Nous utilisons des méthodes de différences de différences et d'appariement pour tenter de tenir compte du biais de sélection. Nous identifions finalement un impact positif et significatif de la mesure sur le taux de croissance des flux d'établissements et du stock d'emploi. Néanmoins cet impact est économiquement faible lorsqu'on le rapporte au coût de la mesure (le coût net des ZFU créées en 2004 est d'environ 125 millions d'euros pour l'année 2005).

Mots-clés : zones franches, emploi local, créations d'établissements, évaluation

The impact of French Zones Franches Urbaines on employment and business creation

Abstract

In 2004, 41 Zones Franches Urbaines (ZFU) have replaced less generous Zones de Redynamisation Urbaine (ZRU). ZFUs are particularly generous Enterprise Zones schemes in which establishments are exempted from all taxes and social contributions for 5 years. A first wave of ZFUs was zoned in 1997, followed by a second one in 2004 and a third one in 2006. In spite of the cost of such policies (the net cost of the second-wave ZFUs was around 125 million euros in 2005), the impact has never been assessed by econometricians. In this study, we aim to evaluate the net effect of the ZFU policy on both employment and business creations, using the transformation of less generous ZRUs into ZFUs in 2004. We use micro data on establishments and jobs at an infra-municipal scale. Differences-in-differences as well as standard propensity score matching are used to try to take selection bias into account. We finally identify a significantly positive effect on both business creations and employment. Yet, these effects are weak especially when compared to the magnitude of the costs.

Keywords: local employment, local policies, enterprise zones, evaluation

Classification JEL : C23, H71, R5

1 Introduction

Les zones franches urbaines sont des zones, à l'échelle d'un quartier, qui bénéficient, dans le cadre de la politique de la ville, de mesures fiscales visant à l'amélioration de la situation économique du quartier. 41 zones de ce type ont été créées au 1er janvier 2004, après une première vague de 44 créées au 1er janvier 1997 et avant une troisième vague de 15 zones créées au 1er 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'euros¹ pour l'année 2006.

Plusieurs rapports administratifs ont cherché à tirer un bilan du dispositif. Parmi ceux-ci, on peut citer deux rapports réalisés en 1998, qui répondaient à une commande gouvernementale d'évaluation du dispositif au terme des 18 premiers mois de son existence (Barilari, Bonnet, Mareine et Desforgues 1998, Buguet 1998). Ces deux rapports concluent à un impact positif mais modéré des ZFU (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 le dispositif 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). Néanmoins, comme le note la Cour des Comptes dans deux rapports rédigés à quatre années d'intervalle (Cour des comptes 2002, Cour des comptes 2006), les études d'évaluation qui ont été menées à ce jour restent assez peu probantes sur l'identification des effets propres de la mesure et ne contrôlent en général pas les effets d'aubaine. La présente étude vise à proposer une évaluation des ZFU s'appuyant sur une méthodologie économétrique qui compare les zones créées en 2004 avec des territoires de caractéristiques comparables, avant et après la mise en place du dispositif.

Le texte se décompose en six parties : après une revue de littérature, nous présentons le dispositif français, ainsi que les données sur lesquelles s'appuie cette étude. Puis, nous décrivons les stratégies d'identification des effets propres, avant de rapporter nos résultats. Enfin, nous

¹d'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. *NB* : 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 (voir conclusion pour une estimation de ce coût).

discutons la pertinence de la méthode utilisée, donnons des ordres de grandeur économiques des coûts et des bénéfices de la mesure, avant de conclure.

2 Revue de littérature

L'évaluation économétrique de dispositifs d'allègements fiscaux à caractère zonal est l'objet d'une littérature internationale assez large. Toutefois, les principaux travaux traitent des cas américains et britanniques, où des programmes nommés *enterprise zone* ont été expérimentés, appliqués et évalués. Plusieurs stratégies d'estimation, reposant sur des hypothèses d'identification distinctes, ont été essayées, selon les caractéristiques du dispositif à évaluer et les données disponibles. Ces programmes, fondés sur des allègements substantiels de taxe, diffèrent largement d'un État américain 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 Etat américain en particulier (l'Indiana pour Papke (1994) et le New Jersey pour Boarnet et Bogart (1996)) et utilise des données de panel. Néanmoins, le niveau d'agrégation diffère entre les deux études. L'analyse est menée dans Papke (1994) 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, en utilisant la dimension panel et en estimant des modèles à croissance aléatoire. Leurs résultats sont opposés. Alors que Papke (1994) conclut que les allègements zonaux stimulent l'emploi et l'investissement local dans l'Indiana, Boarnet et Bogart (1996) ne trouvent aucun effet dans le cas du New Jersey.

Les travaux de Bondonio et Engberg (2000) et Bondonio et Greenbaum (2007) tentent de résoudre le problème de validité externe 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 tous deux des données d'établissements et les agrègent à un niveau plus fin² que les

²Il s'agit du niveau de territoire correspondant à un code *ZIP* (acronyme de *Zoning Improvement Plan*). Ce niveau de territoire est peuplé en moyenne de 10 000 habitants.

études précédentes. Bondonio et Engberg (2000) ne trouvent pas d'effet général des *enterprise zones*. Bondonio et Greenbaum (2007) précisent l'analyse : il existe un effet positif significatif sur la création de nouveaux établissements, ainsi que sur l'emploi et l'investissement de ces nouveaux établissements et des établissements pré-existants, mais également une plus grande probabilité des établissements à défaillir.

S'ils ne creusent 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 objets d'intérêt et du choix de la population de contrôle (*i.e.* 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. Elle aboutit à des effets positifs significatifs. Lynch et Zax (2006) se préoccupent davantage des problèmes d'endogénéité. Ils font l'hypothèse que, s'il est probable que les zones traitées³ diffèrent des non traitées sur les variables observables et même peut-être sur les inobservables, l'endogénéité disparaît si l'on ne s'occupe que du sort des établissements pré-existant dans la zone traitée. Ils estiment des modèles Tobit sur l'emploi et le chiffre d'affaires des établissements sur des échantillons stratifiés. Leur résultat dépend de la strate considérée. Évidemment, un inconvénient majeur de leur stratégie d'identification est qu'elle ne permet pas de conclure sur la création d'emplois due aux établissements attirés par les allègements fiscaux.

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. Même si cette approche tombe sous le coup de la critique selon laquelle les résultats obtenus d'interviews sont biaisés vers le haut⁴ et que leur étude souffre également de taux de réponse très faibles (entre 20% et 30% en cumulant face-à-face et courrier) et, donc, d'un potentiel biais de sélection important, elle permet 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 n'identifie pas d'effets significatifs.

³On utilise le vocabulaire des protocoles médicaux en distinguant la population *traitée* (bénéficiant du dispositif), de la population *non traitée* utilisée comme contrôle.

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

3 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 Ville⁵. Ces quartiers défavorisés ont en commun de hauts 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 connu des résultats assez hétérogènes, mais elles n'ont pas 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 vague. 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 en difficulté. L'État définit d'abord les ZUS (au nombre de 750). Puis, sur les ZUS les plus défavorables, on déploie des zones de redynamisation urbaine (ZRU - 416). Plus favorable encore, certaines ZUS ou ZRU sont transformées en zones franches urbaines (ZFU - 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.

Le programme des ZRU (et ZFU) est clairement orienté vers le développement économique. 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 (voir encadrés 1 et 2). La progressivité des aides accordées entre les différents zonages vise à tenir compte de l'hétérogénéité des situations économiques et sociales des quartiers en difficulté, les plus défavorisés bénéficiant 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

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

cinq ans sur la fraction du salaire inférieure à 1,4 SMIC. Un plafonnement des aides est prévu, ainsi qu'une sortie progressive du dispositif sur une durée de 3 à 9 ans consécutive à la période d'exonération à taux plein des cinq premières années (voir 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 pour notre évaluation.

L'affectation en ZRU et ZFU 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 commune⁶.

L'indice synthétique est ensuite calculé comme le produit des quatre premiers éléments, divisée par le cinquième⁷. 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 des finances, de l'économie et de l'emploi), ces dernières permettant la détermination du potentiel fiscal de la dernière année disponible.

Outre cet indice, la décision d'affectation d'une ZUS en ZRU ou en ZFU s'appuie sur des considérations locales explicitement mentionnées par décret⁸. Ceci contribue à expliquer pourquoi nous n'observons pas un total respect de l'indice synthétique dans la sélection des ZFU en 2004.

⁶Ce serait le produit des impôts locaux pour la commune si le taux moyen national était appliqué dans la commune pour chacune des taxes locales, étant données les bases fiscales de la commune. Cette grandeur caractérise donc la richesse fiscale potentielle de la commune.

⁷Cf. décret 96-1159 paru le 26 décembre 1996.

⁸Cf. note de bas de page 7.

Encadré 1 : les exonérations dans les ZFU

Sauf délibération contraire de la collectivité territoriale, les entreprises employant cinquante salariés au plus bénéficient, pour leurs établissements situés en ZFU, d'une exonération de taxe professionnelle. L'exonération est limitée à un montant de base nette imposable de 337 713 euros pour 2006. L'exonération porte sur cinq ans à taux plein. De plus, les entreprises possédant des établissements situés en ZFU sont exonérées de taxe foncière sur les propriétés bâties pendant 5 ans, sous les mêmes conditions d'effectifs que pour l'exonération de taxe professionnelle. Enfin, l'impôt sur les bénéfices est également exonéré, à raison des bénéfices réalisés dans la zone, dans la limite annuelle de base nette imposable de 100 000 euros par contribuable, augmentée de 5 000 euros par nouvelle embauche d'un salarié domicilié dans une ZUS ou une ZFU.

Une entreprise qui dispose d'un établissement en ZFU peut bénéficier, pour ses salariés en ZFU et pour toutes les nouvelles embauches en ZFU (CDD d'au moins 12 mois ou CDI), d'une exonération pendant cinq ans de cotisations sociales patronales sur la fraction de rémunération inférieure à 1,4 SMIC horaire. Pour bénéficier de ces exonérations de cotisations sociales patronales, l'effectif de l'entreprise ne doit pas être supérieur à 50 salariés (lors de la création de la ZFU ou de l'implantation de l'établissement) et le chiffre d'affaires annuel doit être inférieur à 10 millions d'euros (chiffre apprécié annuellement). L'établissement en ZFU donnant lieu à exonération doit disposer des éléments d'exploitation nécessaires à la réalisation d'une activité économique effective en son sein. A partir de la troisième embauche ouvrant droit à exonération, l'entreprise doit, pour pouvoir bénéficier d'exonération de cotisations sociales patronales, embaucher ou employer un tiers de salariés résidant en ZUS ou ZFU.

Au-delà des cinq premières années suivant l'embauche ou l'implantation en ZFU, une sortie progressive des exonérations est prévue : pour les entreprises de 5 salariés et plus, le taux d'exonération de la base imposable ou des cotisations passe à 60% pour la première année au-delà des cinq ans, puis 40% la deuxième année et 20% la troisième année ; pour les entreprises de moins de 5 salariés, le taux d'exonération passe à 60% pour les cinq premières années au-delà des cinq ans d'exonération à taux plein, puis 40% durant les sixième et septième années, puis 20% lors des huitième et neuvième années.

Source : Rapport ONZUS 2007.

Encadré 2 : les exonérations dans les ZRU

Sauf délibération contraire de la collectivité territoriale, les créations, extensions et changements d'exploitants d'établissements situés en ZRU donnent lieu à une exonération de taxe professionnelle. L'exonération est limitée à un montant de base nette imposable de 125 197 euros pour 2006. Ce montant est réduit de moitié pour les entreprises déjà implantées au 1er janvier 1997. L'exonération porte sur cinq ans et son bénéfice est limité aux établissements de moins de 150 salariés. À partir du 1er janvier 2002, en cas de changement d'exploitant au cours de la période d'exonération, celle-ci est maintenue pour la seule période restant à courir et dans les conditions prévues pour le prédécesseur. Les entreprises dont le siège, ainsi que l'ensemble de l'activité et des moyens d'exploitation, sont implantés en ZRU bénéficient d'une exonération d'impôt sur les sociétés ou d'impôt sur le revenu.

L'exonération porte sur la totalité des bénéfices lors des deux premières années suivant l'implantation, 75% la troisième année, 50% la quatrième et 25% la cinquième. Le bénéfice exonéré ne peut excéder 225 000 euros par période de 36 mois. Ces dispositions ne s'appliquent pas aux entreprises qui exercent une activité bancaire, financière, d'assurances, de gestion ou de location d'immeubles, ni aux entreprises exerçant une activité de pêche maritime. Ces dispositions restent valables pour toute création intervenant avant le 31 décembre 2009. Les embauches ayant pour effet d'accroître l'effectif de l'entreprise jusqu'à 50 salariés au maximum donnent lieu à une exonération de cotisations sociales patronales. Ces embauches concernent des CDI ou des CDD d'au moins 12 mois. L'exonération, plafonnée à 1,5 SMIC, est applicable pendant 12 mois.

Source : Rapport ONZUS 2007.

4 Données

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 ; les fichiers fiscaux (Bénéfices industriels et commerciaux) contiennent des informations comptables des entreprises détenant les établissements précédents ; les données à l'îlot-1999 de l'exploitation principale du recensement 1999 de la population française. Il est possible de croiser les deux premières bases au niveau de l'établissement, de sorte que l'on dispose *in fine* d'une information spatialisée au niveau des établissements. L'information fiscale vient compléter la base précédente au niveau de l'entreprise. Elle permet en particulier de déterminer si un établissement sans salarié présente une activité économique (*i.e.* un chiffre d'affaires non nul). Ceci n'est toutefois pas le cas des micro-entreprises (chiffre d'affaires annuel inférieur à 76 000 €) qui sont, en principe, hors du champ des bases fiscales utilisées ici. L'ensemble des informations 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.

4.1 L'activité économique dans les quartiers d'intérêt

La table 1 propose un aperçu, pour l'année 2005, des statistiques relatives aux zonages utilisés dans cette étude. D'une manière générale, la part des établissements comprenant des salariés dans le total des établissements est de l'ordre de 35%. Près de 40% des établissements recensés (c'est-à-dire présents dans le répertoire SIREN au 1er janvier 2005) n'apparaissent ni dans les DADS, ni dans les liasses fiscales utilisées. Il s'agit donc d'établissements sans emploi salarié. De plus, ils se rapportent soit à des entreprises dont le chiffre d'affaires en 2004 est inférieur à 76 000€, soit à des entreprises sans activité en 2004, soit à des entreprises dont la déclaration fiscale n'a pas été prise en compte dans le processus d'élaboration de la base de données utilisée ici. On observe donc qu'environ 15 à 20% des établissements ne comptent pas de salariés mais présentent vraisemblablement une activité économique. Il s'agit dans ce cas d'entrepreneurs indépendants. Les zonages considérés sont de petite taille en termes de nombres d'emplois avec une moyenne de 2 à 3 salariés par établissement, hormis pour le voisinage des ZFU, dont le nombre moyen de salariés par établissement s'élève à 8 (écart probablement dû à la présence de quelques très grands établissements).

TAB. 1: Activité économique en 2005 dans les zonages d'intérêt de l'étude

	ZFU 2G	ZFU rest. ZRU	ZFU 3G	ZRU non ZFU 2G	Voisinage ZFU
nbre d'établissements	12 297	10 515	4 196	27 235	21 292
nbre d'établissements CA>15 000€	7 577	5 225	1 971	14 910	11 601
nbre d'établissements avec salariés	5 340	3 555	1 242	10 162	8 747
nombre de postes	35 850	25 783	13 648	88 912	175 000
heures travaillées (<i>millions</i>)	58,6	41,3	23,1	149,4	304,2
salaire horaire brut (€)	14,1	13,1	14,5	14,0	16,1
nbre d'établissements créés	3 502	2 808	784	5 764	3 442
<i>dont</i> nbre d'établissements créés <i>ex nihilo</i>	2 201	1 797	541	3 841	2 086
nbre d'établissements transférés	882	637	116	1 011	827
nbre d'établissements repris	210	179	88	575	416

Note de lecture : L'ensemble des statistiques concernent les établissements du champ ICS situés dans les zonages à l'exception des établissements des groupes "La Poste" et "France Télécom" (voir annexe 7.3 pour la justification de cette restriction). Le nombre d'établissements appartenant à une entreprise dont le chiffre d'affaires annuel dépasse 15 000 € est déterminé à partir des liasses fiscales (Bénéfices Réels Normaux - BRN et Régime SImplifié - RSI). Le chiffre d'affaires correspond à celui de l'année 2004. Le nombre de postes (non annexes) est issu des variables DADS au 31 décembre de l'année 2004. Les heures travaillées et le salaire brut horaire moyen sont également issus des DADS. La partie haute du tableau rapporte des statistiques de stock, c'est-à-dire calculées sur le stock d'établissements au 1er 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). Le zonage "ZFU 2G" correspond aux ZFU de deuxième génération ; "ZFU rest. ZRU" correspond aux territoires des ZFU de deuxième génération retraits à l'ancienne ZRU ; "ZFU 3G" correspond à l'enveloppe des futures ZFU de troisième génération (définies en 2006 à partir d'une approximation à l'ilot) ; "ZRU non ZFU 2G" correspond aux ZRU qui ne sont pas des ZFU de deuxième génération ; "Voisinage ZFU" correspond aux statistiques relatives à la zone de 300 mètres enveloppant les ZFU de deuxième génération à l'extérieur.

Le taux d'installation d'établissements (rapport entre les créations d'une année et le stock au 1er janvier) est situé dans une fourchette de 20 à 30% selon le zonage considéré. 60% des créations d'établissement sont des créations pures et 25% sont des transferts⁹.

4.2 L'îlot du recensement 99 comme brique élémentaire

Comme nous souhaitons disposer de données contextuelles socio-économiques, nous avons choisi de travailler sur une brique spatiale élémentaire correspondant à l'îlot du recensement 1999. Cette brique correspond approximativement à un pâté de maisons. La zone franche urbaine est alors vue, sur un plan géométrique, comme une somme d'îlots du recensement 1999. La validité de cette approximation peut être contrôlée car l'appartenance à une ZFU est directement renseignée au niveau de l'établissement dans les fichiers d'établissements géolocalisés issus du répertoire SIRENE à partir de l'année 2004. Le tableau 2 présente les statistiques d'emplois et de nombre d'établissements en ZFU pour les années 2004 et 2005 selon la méthode retenue pour la construction de la géolocalisation des établissements. L'approximation à l'îlot surestime le nombre d'établissements par rapport au nombre réellement en ZFU mais le biais est constant sur la période d'observation. Ainsi, le nombre d'établissements est en moyenne supérieur de 13% dans l'approximation à l'îlot par rapport au codage directement effectué sur l'établissement ; le nombre de postes non annexes¹⁰ est supérieur de 34% dans l'approximation à l'îlot. Ce surcroît est dû, d'une part, au fait que certains îlots sont à cheval sur la frontière de la ZFU et, d'autre part, au fait que certains établissements n'ont pas été codés en ZFU, alors qu'ils s'y trouvent (cas de la ZRU des *Noës-près-Troyes*, seul cas identifié et corrigé avant le traitement économétrique). On note enfin que le profil d'évolution n'est pas notablement changé selon que l'on utilise le codage direct de l'établissement en ZFU ou l'appartenance à un îlot dans le cadre de l'approximation de la ZFU comme une somme d'îlots.

4.3 Les caractéristiques socio-économiques des zonages et leur utilisation dans le processus d'affectation au dispositif ZRU

Les quartiers ZFU ont théoriquement été définis, en 2004, sur la base des quartiers classés en ZRU. Un indice synthétique (dit PRV, pour "pacte de relance pour la ville") tenant compte de la population totale, du taux de chômage, de la proportion de jeunes et de non-diplômés et du potentiel fiscal de la zone a été calculé afin de classer les zones par niveau décroissant de diffi-

⁹A 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.

¹⁰Le nombre de postes non annexes est calculé par l'Insee en appliquant un filtre sur le nombre d'heures réalisées dans l'année et la rémunération versée de façon à distinguer les postes principaux de l'établissement des postes annexes (comme par exemple, les personnels de nettoyage, qui n'interviennent sur le site qu'à hauteur d'un très faible nombre d'heures par semaine). Cette variable est calculée au 31 décembre.

TAB. 2: Statistiques comparées des stocks d'établissements classés en ZFU au 1er janvier des années 2004 et 2005 selon le mode de géolocalisation

	2004		2005	
	∈ ZFU	îlot ⊂ ZFU	∈ ZFU	îlot ⊂ ZFU
nombre d'établissements	12 173	13 761	12 867 (+6)	14 603 (+6)
nombre de postes	33 744	46 002	35 535 (+5)	48 089 (+5)
heures travaillées (<i>millions</i>)	56,5	76,9	58,0 (+3)	79,0 (+3)
salaire horaire brut (€)	13,61	13,81	13,90 (+2)	14,21 (+3)

Note de lecture : L'effectif déclaré et le nombre de postes (non annexes) sont obtenus à partir des variables DADS au 31 décembre de l'année précédente. Le stock d'établissements est calculé au 1er janvier de l'année courante. Les heures travaillées et le salaire brut horaire moyen sont issus des DADS. Les statistiques "∈ ZFU" correspondent aux établissements identifiés directement à partir de l'adresse comme appartenant à une ZFU de deuxième génération. Les statistiques "îlot ⊂ ZFU" correspondent aux établissements appartenant à des îlots du RP99 dont au moins une partie est située en ZFU de deuxième génération. Entre parenthèses, sont indiqués les taux de croissance annuels des statistiques considérées (en pourcentages). Les groupes "La Poste" et "France Télécom" ont été supprimés dans l'analyse.

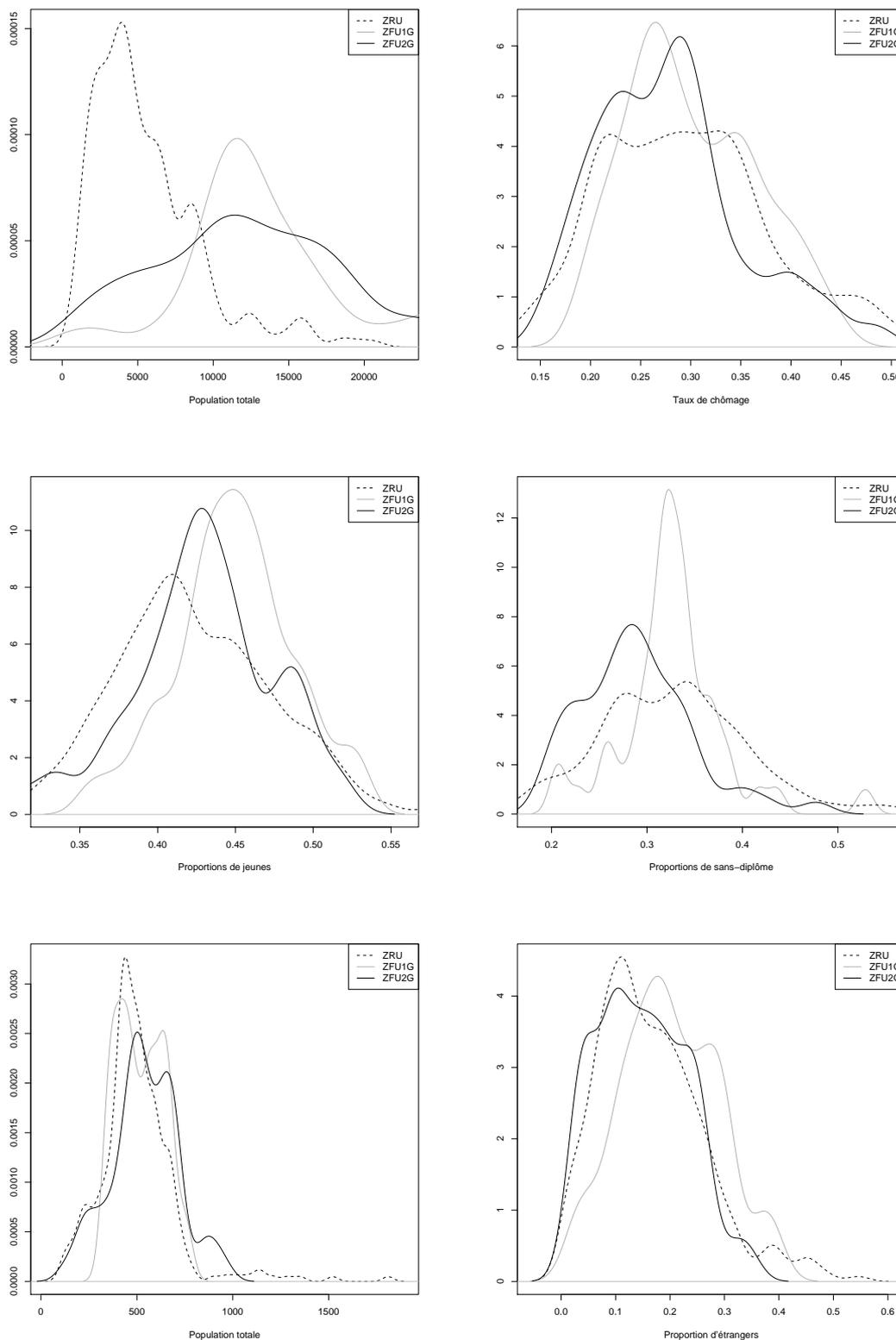
culté. Cet indice a été utilisé pour sélectionner les quartiers les plus en difficulté parmi l'ensemble des ZRU afin de définir les ZFU 2004. Connaître le mécanisme d'affectation est pertinent pour notre analyse, car nous utilisons l'appariement sur la probabilité d'affectation comme stratégie d'estimation.

Nous nous intéressons ici à la construction de cet indice et à sa relation effective avec la sélection de quartiers finalement réalisée. L'indice que nous utilisons est calculé à partir des données à l'îlot du recensement de 1999. La figure 1 présente la densité des différentes variables au sein de chaque zone, en distinguant trois catégories : les ZFU de première génération, les ZFU de deuxième génération et les zones restées ZRU après 2004. A titre indicatif, on reporte également la proportion d'étrangers dans la population.

Au vu des figures 1 se dégagent un certain nombre de constats.

- Quelle que soit la variable étudiée, les distributions observées sur les ZRU, les ZFU de première génération et les ZFU de deuxième génération sont assez peu différentes, hormis dans le cas de la variable de population, où les ZRU se distinguent nettement des ZFU de première et deuxième générations. Ce point est conforme au mécanisme réglementaire. La loi fait en effet figurer la population totale à deux reprises dans le processus d'affectation au dispositif ZFU :

FIG. 1: Densités de population totale, taux de chômage, proportion de jeunes et de non-diplômés, potentiel fiscal et proportions d'étrangers, pour les ZFU de première génération, les ZFU de deuxième génération et les zones restées ZRU après 2004



d’abord, en pondérant l’indice synthétique, ensuite en imposant une condition selon laquelle seuls les quartiers de plus de 10 000 habitants sont susceptibles d’obtenir le statut de ZFU.

- Mise à part la population totale, la comparaison entre ZFU de deuxième génération et ZRU amène aux constats suivants. La proportion de jeunes est sensiblement plus importante dans les ZFU que dans les ZRU. La proportion de sans-diplôme semble moins dispersée dans les ZFU de première génération que dans les ZRU et ZFU de deuxième génération. Le taux de chômage, le potentiel fiscal ou la proportion d’étrangers, en revanche, ne diffèrent pas notablement entre les deux populations.

On poursuit l’investigation du processus d’affectation des ZRU au dispositif ZFU en tentant de le modéliser. En particulier, on examine la règle juridique stylisée comme suit :

1. On sépare l’échantillon des ZRU (de 2003) en deux parties : celles qui contiennent plus de 10 000 habitants et celles qui en contiennent moins de 10 000.
2. Pour chacune des zones, on calcule l’indice synthétique.
3. On ordonne les ZRU par ordre décroissant de l’indice, en mettant d’abord les plus de 10 000 habitants puis les moins de 10 000.

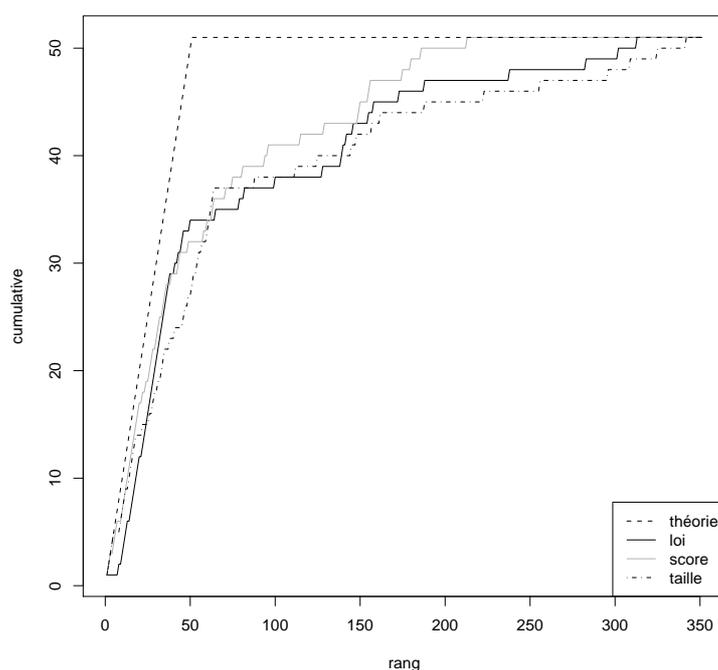
On compare la règle juridique stylisée avec une règle alternative obtenue par estimation.

1. On sépare l’échantillon des ZRU (de 2003) en deux parties : celles qui contiennent plus de 10 000 habitants et celles qui en contiennent moins de 10 000.
2. Sur chacun des sous-groupes, on estime un modèle logistique d’affectation au dispositif en fonction des variables mentionnées dans la loi.
3. L’estimation fournit une probabilité d’affectation (appelée score) pour chaque zone.
4. On ordonne les ZRU par ordre décroissant du score, en mettant d’abord les plus de 10 000 habitants puis les moins de 10 000.

Afin de mesurer la pertinence de ces deux règles d’affectation, on les compare à deux autres règles, servant de bornes supérieure et inférieure. La règle idéale (ou théorique) classe les zones par ordre d’affectation effective. La règle par taille ne considère que la taille parmi les différentes variables d’affectation. En pratique, elle est identique à la règle par estimation, à ceci près qu’on ne considère que la taille comme variable explicative du modèle logistique. La figure 2 présente une comparaison des performances de ces deux méthodes d’affectation, par rapport aux règles de borne : il s’agit du nombre de ZRU classées en ZFU en fonction de l’ordre dans le classement d’affectation au dispositif.

La figure 2 résume les diverses investigations sur la procédure d’affectation. La véritable affectation est caractérisée, dans le plan $\{\{\text{rang d’affectation}\} \times \{\text{nombre de zones classées en ZFU}\}$

FIG. 2: Processus d'affectation au dispositif ZFU : comparaison de la méthode légale et d'une méthode estimée



Note de lecture : En haut figure la courbe théorique : si le classement était parfait, les 51 ZRU les mieux classés seraient affectés et les autres ne le seraient pas. En trait plein noir, on représente la courbe obtenue avec le classement légal et en gris, celle obtenue par la méthode estimée. La courbe discontinue présente le classement obtenu en n'utilisant que la variable de taille. Les courbes se lisent de la manière suivante. Pour une méthode d'affectation donnée, parmi les X (en abscisses) ZRU les mieux classés, Y (en ordonnées) seront transformés en ZFU.

par une fonction linéaire par morceaux : au-delà du dernier rang d'affectation, plus aucune affectation n'est prononcée qui vienne contribuer à l'accroissement du stock de zones affectées au dispositif. Cette courbe correspond donc à l'affectation théorique. Elle est représentée à la figure 2 sous la forme décrite précédemment.

Dans un contexte empirique liant, selon une forme inconnue à estimer, des variables qui auraient joué dans la décision d'affectation à la décision effective, le rang modélisé peut se comparer au rang effectivement obtenu. En particulier, plus le modèle ajusté est proche du modèle théorique (celui qui a prévalu dans l'affectation effective), plus la courbe correspondant au modèle ajusté tend à se rapprocher de la courbe théorique dans le plan $[\{\text{rang d'affectation}\} \times \{\text{nombre de zones classées en ZFU}\}]$.

Ce tracé est proposé sur la figure 2, pour les trois modèles d'affectation étudiés. On s'aperçoit que, mise à part la courbe théorique, aucune des trois autres courbes ne domine l'autre strictement. À l'œil, il semble que le classement à l'aide du score estimé soit plus performant que le classement issu de l'indice PRV qui, lui-même, domine le classement utilisant uniquement la variable de population totale. Une mesure plus précise consiste à mesurer l'aire entre la courbe théorique et la courbe considérée. Plus cette aire est importante, moins la méthode est performante. Selon cet indicateur, la méthode utilisant uniquement la taille est effectivement la moins performante (avec une aire de 2725), suivie de la méthode légale (2400). La méthode estimée semble la plus performante, avec une aire de 1633.

Au final, l'affectation réelle ne respecte pas strictement l'ordre construit à partir de l'indice PRV. La loi justifie cette situation en autorisant la prise en compte, en supplément de l'indice PRV, de considérations locales pour apprécier l'opportunité du classement en ZFU.

5 Stratégies d'estimation

Nous allons proposer deux stratégies d'estimation distinctes pour quantifier l'impact du passage en ZFU¹¹ sur différentes variables d'intérêt caractérisant l'activité économique.

5.1 Différences de différences

Formellement, cela consiste à postuler l'équation suivante¹².

$$Y_{at} = \xi_t + T_{at}\beta_t + \nu_a + \varepsilon_{at} \quad (1)$$

Dans cette équation, Y_{at} est la variable d'intérêt¹³ observée dans l'unité géographique a durant l'année t . T_{at} représente la variable de traitement. Ici, il s'agit d'appartenir à une ZFU ou non. T_{at} varie donc dans le temps (puisque les ZFU que nous considérons ont été créées en 2004) et dans l'espace (puisque tous les territoires que nous considérons ne sont pas devenus des ZFU). Elle vaut 0 jusqu'en 2003 et 1 à partir de 2004 pour les zones passées en ZFU. L'impact du traitement β_t est le paramètre que nous cherchons à estimer. Il varie *a priori* dans le temps, puisque l'impact des dispositifs de zonage est souvent dynamique (comme le montrent Bondonio et Greenbaum (2007)). Sont inclus également des effets fixes propres à l'unité géographique ν_a et à l'année ξ_t . La première série d'effets fixes est censée tenir compte de l'hétérogénéité existant entre les unités géographiques. Ainsi, pour des raisons liées à des variables observables (taux de chômage local, proportion de jeunes...) ou inobservables (dynamisme des acteurs locaux...), les différentes unités géographiques peuvent croître à des rythmes différents. La présence d'un effet fixe contrôle une hétérogénéité constante dans le temps. La deuxième série d'effets fixes tient compte de l'existence de mouvements conjoncturels susceptibles de brouiller l'estimation dans sa dimension temporelle. L'identification des effets est réalisée par le fait que ces mouvements conjoncturels sont supposés toucher toutes les unités géographiques de manière symétrique.

Il n'y a *a priori* aucune raison pour que les effets individuels ν_a soient indépendants du traitement T_{at} dans l'équation (1). Au contraire, les ZFU sont choisies en fonction de caractéristiques socio-économiques (observées ou non) qui influent certainement sur le niveau d'activité de la zone. Ces caractéristiques se retrouvent pour partie dans la variable ν_a . Il en découle que la variable T_{at} est endogène dans l'équation (1), en raison de la présence de la variable ν_a . Il convient donc de différencier l'équation (1) selon la dimension temporelle pour supprimer les effets individuels

¹¹Dans la suite du texte, le terme de traitement s'applique, pour un quartier, au fait d'être classé en ZFU par opposition au fait de ne pas l'être.

¹²Le terme "différences de différences" provient du fait que, dans l'écriture (1), le paramètre β_t est la différence, pour les deux groupes d'objets – les traités et les contrôles – de la différence entre l'avant et l'après traitement.

¹³Dans la suite, la variable Y sera toujours utilisée comme variable d'intérêt. Les indices seront réservés pour désigner les objets et les périodes d'observation. On pourra trouver la notation $Y_i(1)$ ou $Y_i(0)$ (voire $Y(1)$ ou $Y(0)$) qui signifient : valeur de la variable pour l'objet s'il est traité (resp. s'il n'est pas traité).

(observés ou non) ν_a . On obtient ainsi une équation conduisant à une estimation convergente des coefficients par moindres carrés ordinaires (aux problèmes d'hétéroscédasticité et d'éventuels effets individuels résiduels source d'endogénéité près) :

$$\Delta Y_{at} = \mu_t + T_{at}\gamma_t + u_{at} \quad (2)$$

Cette nouvelle équation comprend un nouvel effet fixe μ_t et un résidu u_{at} . Le terme γ_t devant le traitement s'identifie à la variation du coefficient β_t de l'équation (1) ($\gamma_t = \Delta\beta_t$), avec la convention que $\gamma_t = 0$ pour $t < 2004$ et $\gamma_{2004} = \beta_{2004}$. L'estimation de cette équation permet d'identifier l'impact immédiat du traitement sur la variable d'intérêt, ainsi que les incréments successives de cet impact.

5.2 Appariement sur des variables observables

La spécification précédente, en différences de différences, s'appuie nettement sur une hypothèse de linéarité des effets. La différenciation temporelle appliquée permet, sous l'hypothèse de linéarité, de s'abstraire des effets individuels en niveau, mais il n'est pas exclu que d'autres effets individuels soient à l'œuvre en différences. Pourtant, il n'est pas souhaitable, dans un contexte de régression en différences de différences, de différencier une seconde fois l'équation (2)¹⁴. Une autre solution consiste à tenter de contrôler l'influence des caractéristiques individuelles observables en procédant par appariement sur un score de propension. La construction du score utilisé est celle qui a été présentée au paragraphe 4.3.

De manière générale, on souhaite estimer l'impact moyen du dispositif ZFU sur les unités ayant été traitées. C'est-à-dire, si a est une unité géographique appartenant à une ZFU après 2004 et Y_{at} la variable d'intérêt, alors l'effet du traitement sur les unités traitées est défini par :

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

où $\mathbb{E}[Y_{at}|T_{at} = 1]$ 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 $\mathbb{E}[Y_{at}|T_{at} = 0]$ ne peut être observée puisque a a effectivement été traitée. Le contrefactuel pour cette quantité inobservable peut venir de deux sources :

1. le passé : on approxime $\mathbb{E}[Y_{at}|T_{at} = 0]$ par $\mathbb{E}[Y_{a,2003}|T_{a,2003} = 0]$, qui est observé ;
2. d'autres zones, proches au sens de certaines caractéristiques, qui n'ont pas été traitées.

Du fait de la liaison, évoquée plus haut, entre traitement, caractéristiques individuelles et variable d'intérêt, l'identification des effets du traitement exige de contrôler convenablement des

¹⁴En effet, une sur-différenciation se traduit toujours par une perte d'efficacité par rapport à l'estimateur non différencié.

caractéristiques individuelles, faute de quoi les estimations seraient biaisées pour cause d'endogénéité. La clef de ce contrôle repose sur la compréhension fine du processus d'affectation au dispositif ZFU.

Afin d'identifier l'effet du traitement par une méthode d'appariement sur observables, il est nécessaire de faire une hypothèse sur l'affectation au traitement. On dit que l'affectation au traitement est aléatoire lorsque :

$$Y(0), Y(1) \perp T.$$

Cette propriété est vraie lorsque le fait d'être traité n'est pas un prédicteur *ex-ante* de la variable d'intérêt. Cette hypothèse est trop forte pour être tenable dans notre cas. Supposons plutôt que nous connaissons un jeu de variables X conditionnellement auxquelles l'affectation au traitement est aléatoire. Cette hypothèse s'écrit¹⁵ :

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

En d'autres termes, une fois qu'on contrôle des différences de caractéristiques observables X entre les unités géographiques de l'échantillon, le fait d'être traité n'est pas un prédicteur *ex-ante* de la variable d'intérêt. Lorsque la dimension de X augmente, l'appariement devient difficile à réaliser en pratique. Rosenbaum et Rubin (1983) montrent que conditionner par un score de propension bien choisi permet de résoudre le problème de dimensionnalité. On définit le score de propension $p(X)$ par $p(X) = \mathbb{E}[T|X]$. $p(X)$ ainsi défini est la probabilité qu'une unité géographique de caractéristiques X soit traitée. L'hypothèse précédente est équivalente à la suivante :

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

En pratique, on estime dans une première étape le score de propension permettant de reproduire le plus fidèlement possible le processus d'affectation au traitement conformément à l'analyse proposée au paragraphe 4.3. Dans une seconde étape, on apparie chaque unité géographique traitée avec une (ou plusieurs) unité(s) géographique(s) non-traitée(s) ayant un score de propension très proche. On calcule la moyenne des différences de la variable d'intérêt au sein de chaque appariement pour obtenir une estimation de l'effet moyen du traitement.

¹⁵Dans la littérature, cette hypothèse porte le nom d'*indépendance conditionnelle*.

6 Résultats

6.1 L'échelle d'intérêt

L'une des difficultés majeures de l'étude des ZFU réside dans le fait que l'on ne peut systématiquement comparer les variables d'une unité à l'autre. Ces dernières peuvent différer en taille, en densité de population, en densité d'entreprises installées. Préalablement à l'estimation, il convient donc :

- de choisir l'unité géographique de travail ;
- de trouver la variable d'intérêt la plus pertinente et la spécification adaptée.

Nous disposons, comme expliqué plus haut, de données à l'îlot du recensement 1999. Cette brique de base (grossièrement un pâté de maisons) nous permet de savoir, pour chaque information élémentaire dont nous disposons (établissement, emploi associé), si elle est constitutive d'une zone donnée, chaque périmètre géographique s'inscrivant alors dans une somme d'îlots. Pour autant, utiliser cette échelle nous expose à deux problèmes. D'abord, l'îlot ne constitue pas une entité spatiale dont le fonctionnement puisse être isolé de celui de ses voisins : lorsqu'une entreprise décide de se localiser dans un quartier, il est très peu probable qu'elle fasse une distinction d'opportunité entre un îlot et son voisin immédiat, situé de l'autre côté de la rue. Ensuite, pratiquement, les îlots où rien n'est observé pour certaines années sont très nombreux, ce qui pose problème si l'on souhaite utiliser des spécifications en logarithmes ou travailler en taux de croissance.

La bonne échelle est donc celle d'un espace correspondant à une somme d'îlots (pour éviter un découpage d'îlots qui augmenterait l'incertitude des statistiques obtenues) et qui présente un mode de fonctionnement spatial relativement autonome de ces voisins (au moins du point de vue du choix de localisation des entreprises). Idéalement, pour s'abstraire du problème du MAUP¹⁶, il convient de considérer les observations dont nous disposons comme des processus spatialement auto-corrélés en s'appuyant sur les données sources à l'échelle de l'îlot. Pour des raisons pratiques et théoriques¹⁷, nous privilégions une approche plus classique en choisissant comme individu étudié l'IRIS 2000. L'IRIS est une unité infra-communale, réunion d'îlots du recensement 1999 de la population française (îlots du RP99). Il présente l'avantage d'être de taille relativement petite par rapport aux zones étudiées¹⁸ – en particulier par rapport aux ZRU – et suffisamment grande pour que, d'une part, les statistiques qu'on y construit soient significatives

¹⁶Le MAUP (*Modifiable Areal Unit Problem*) est la conséquence de l'utilisation d'un zonage pour présenter des statistiques de comptage ou de moyennes de phénomènes irrégulièrement répartis et éventuellement corrélés dans l'espace. A l'extrême, l'agrégation spatiale fait davantage ressortir la corrélation spatiale d'un phénomène que la réalité de celui-ci, cf. Openshaw et Taylor (1979).

¹⁷Les méthodes économétriques d'évaluation sont encore, pour l'essentiel, à développer dans un tel contexte.

¹⁸En moyenne, il y a entre 3 et 4 IRIS 2000 par zone ZRU ou ZFU.

et que, d'autre part, l'hypothèse de décorrélation de ses performances économiques par rapport à celles des unités proches soit – plus probablement – vérifiée.

Au final, l'IRIS nous semble constituer un compromis acceptable entre exigence théorique et faisabilité pratique. Certains IRIS sont à cheval sur les frontières des zonages de la politique de la ville. Dans ce cas, on connaît la proportion des îlots du RP99 de l'IRIS situés à l'intérieur du zonage. Le seuil d'affectation au zonage, fondé sur cette proportion, est conventionnel¹⁹. Sauf indication contraire, l'individu étudié est donc désormais l'IRIS.

6.2 Les variables d'intérêt

Comment caractériser la performance économique d'une zone ? Compte tenu des données dont nous disposons et de leur qualité, nous choisissons d'étudier principalement l'évolution de l'emploi salarié et celle des flux de création d'établissements (flux bruts). Faut-il les considérer telles quelles ou leur faire subir des transformations fonctionnelles ? Les spécifications que nous postulons sur l'impact du traitement sur la variable d'intérêt guident le choix de la forme des variables à retenir. D'abord, l'effet du traitement sur Y doit être linéaire et ne pas dépendre des caractéristiques observables. Ensuite, les évolutions temporelles de Y sont supposées ne pas dépendre des caractéristiques de la zone (notamment être indépendantes de la taille).

Les graphiques 3 suggèrent que le logarithme du flux brut d'établissements au cours d'une année t dépend du logarithme du stock d'établissements au début de l'année t . En revanche, le taux de croissance du flux brut d'établissements semble invariant à la fois au stock et à l'évolution temporelle du stock d'établissements²⁰. Un raisonnement identique peut être invoqué sur les autres variables d'intérêt. Par exemple, les graphiques 4 nous permettent de mener le même type d'analyse pour le choix de la variable d'emploi salarié. Il semble pertinent de retenir comme variable d'intérêt la différence temporelle du logarithme du stock d'emplois au 1er janvier de l'année concernée dans l'IRIS concerné. Au final, nous considérerons donc des variables en taux de croissance dans nos régressions.

6.3 Comparaison entre ZFU 2004 et ZRU non transformées en ZFU en 2004

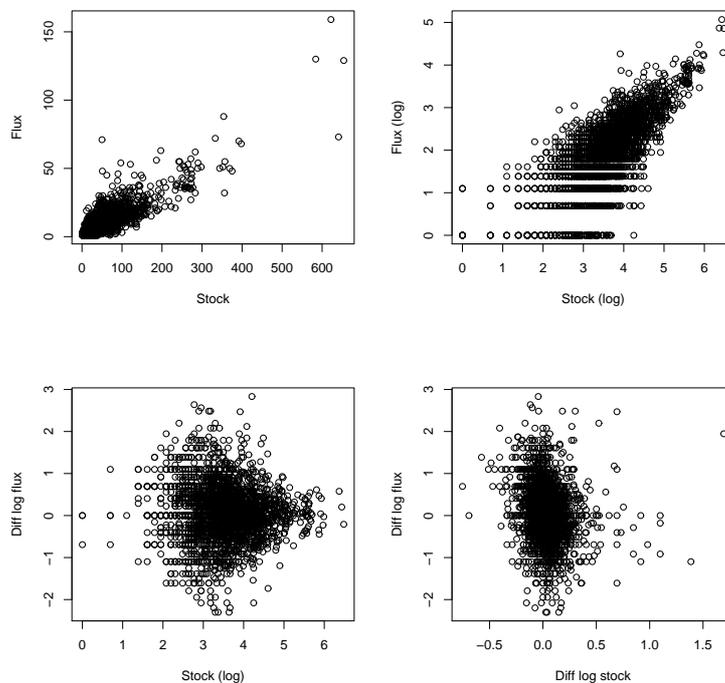
Le résultat des régressions en taux de croissance est reporté dans le tableau 3.²¹ Les résultats présentés se rapportent à des spécifications minimales dans lesquelles la variable d'intérêt n'est expliquée que par des variables de traitement et des effets fixes années. Dans des spécifications

¹⁹En 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.

²⁰Dans certaines spécifications de nos régressions, nous avons inclus ces variables ; ceci ne change pas quantitativement le paramètre d'intérêt.

²¹L'ensemble des travaux économétriques ont été effectués sous le logiciel R (R Development Core Team 2007) et ses paquets Matching (Sekhon 2007) et nlme (Pinheiro, Bates, DebRoy et Sarkar 2007).

FIG. 3: Stock et flux d'établissements, en logarithmes ou en différences de logarithmes

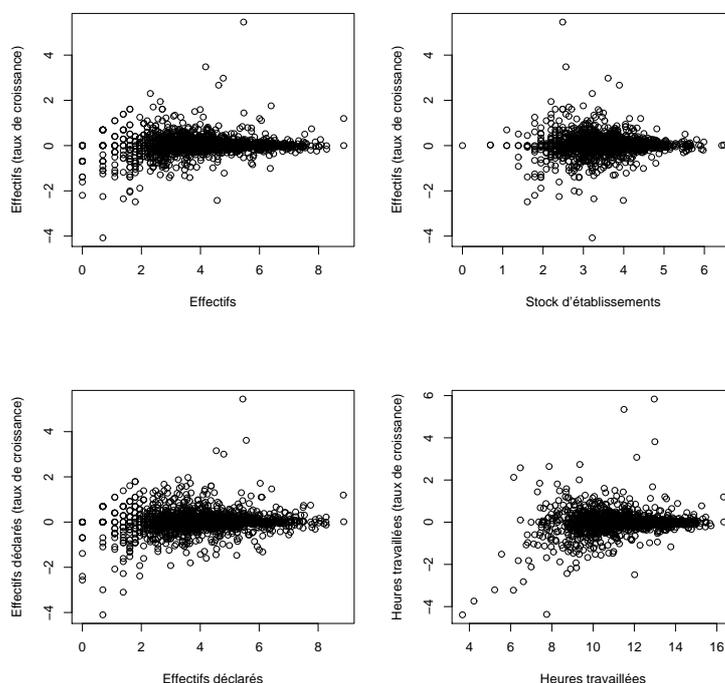


TAB. 3: Impact du passage de ZRU en ZFU sur le taux de croissance des variables d'intérêt : différences de différences

Année de traitement	Moindres Carrés Ordinaires (MCO) 2003-2006			
	Flux bruts d'établissements	Flux sur stock d'établissements	Nombre de postes	Nombre d'heures
2004	0,167** (0,051)	0,170** (0,055)	-	-
2005	0,063 (0,051)	0,017 (0,055)	0,078** (0,034)	0,042 (0,038)
2006	-0,006 (0,051)	-0,060 (0,055)	0,046 (0,034)	0,074* (0,038)
Nobs	3 276	2 458	2 508	2 527

Note de lecture : Les variables expliquées sont en taux de croissance. Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Dans toutes les spécifications, des effets fixes annuels ont été introduits (mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés).

FIG. 4: Stock d'emplois en logarithmes ou en différences de logarithmes, selon les définitions



alternatives dont nous ne reportons pas les résultats, le logarithme ou le taux de croissance du stock ou, encore, des effets aléatoires individuels ont été introduits. Les résultats restent statistiquement inchangés. Conventionnellement, la première année de traitement pour les flux est 2004, puisque le traitement a débuté au 1er janvier 2004. Pour les stocks, qui sont mesurés au premier janvier, l'impact du premier traitement n'est observable qu'à partir de 2005, d'où une valeur laissée vide pour l'année 2004 dans le cas des stocks.

Pour les flux bruts d'établissement et le ratio flux sur stock, l'impact du passage de ZRU en ZFU est significatif et positif pour la première année mais pas pour les suivantes. En d'autres termes, le fait d'appartenir à une ZFU augmente de 17 points de pourcentage le taux de croissance des flux bruts totaux, pour l'année de début de traitement. Ensuite, le taux de croissance retombe au niveau qui prévalait avant le passage en ZFU. Ceci peut s'interpréter²² comme un

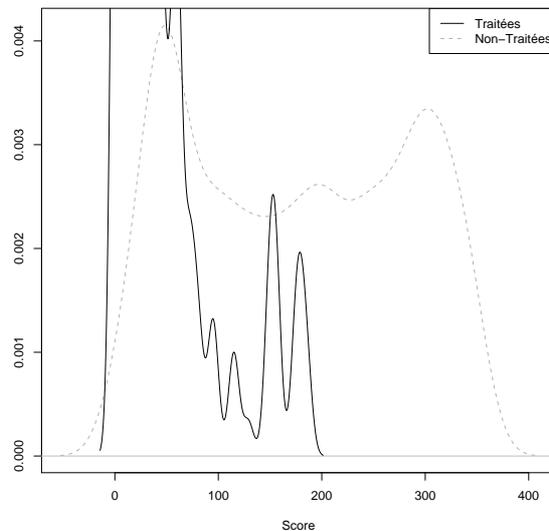
²²La régression conduit à relier un taux de croissance à un surcroît de croissance associé au traitement, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, la lecture directe du coefficient de la régression (en %) donne des points de pourcentage de croissance supplémentaire associés au traitement. Pour ce qui concerne la variable elle-même (exprimée en taux de croissance dans la régression), le coefficient obtenu dans la régression correspond à un pourcentage en niveau. En effet, considérons une variable Y_{at} et $y_{at} = \log(Y_{at})$. Supposons que l'on conclue à l'existence d'un modèle de dépendance de la forme $y_{at} - y_{a(t-1)} = \delta_{t=2004} + \varepsilon_{at}$ où ε_{at} est un aléa indépendant et

choc modifiant durablement le niveau du flux brut (hausse de 17%), sans en modifier la tendance.

En ce qui concerne les variables d’emplois, l’impact du passage de ZRU en ZFU est significatif et positif pour la première année mais pas pour les suivantes pour le nombre de postes. Pour le nombre d’heures, il faut attendre un an pour avoir un effet, du même ordre que pour le nombre de postes. L’interprétation se fait de la même manière que pour les flux d’établissements. Le passage de ZRU en ZFU fait subir à chaque IRIS un saut de l’emploi de 7% ou 8% environ (le calendrier dépendant de la variable d’intérêt). Nos résultats suggèrent qu’il s’agit d’un saut en niveau plutôt que d’un changement de tendance.

Le résultat de l’estimation par appariement sur les observables confirme globalement les résultats obtenus en différences de différences. On vérifie d’abord le recouvrement des supports du score de propension. Pour pouvoir être comparables, les observations appariées doivent avoir des scores voisins. Dans la figure 5, on montre les densités du score sur les observations traitées et non-traitées.

FIG. 5: Densités du score pour les observations traitées et non-traitées



Utiliser la méthode par appariement nécessite de faire des choix. D’abord, nous apparions sur les plus proches voisins (par opposition à l’appariement par noyau)²³. Ensuite, il faut choisir le identiquement distribué et $\delta_{t=2004}$ un coefficient non nul uniquement pour $t = 2004$. Alors $(Y_{at} - Y_{a(t-1)})/Y_{a(t-1)} = \delta_{t=2004} + \varepsilon_{it}$, soit $Y_{at}/Y_{a(t-1)} = 1 + \delta_{t=2004} + \varepsilon_{at}$.

²³L’estimation par noyau repose sur une moyenne pondérée des observations, la pondération étant une fonction décroissante de la distance entre le point d’estimation et le point d’observation. L’estimation par le plus proche voisin consiste à estimer la valeur au point considéré par l’observation réalisée au point le plus proche.

nombre de voisins sur lequel l'appariement est réalisé et la taille du compas ²⁴ éventuel. Dans ce qui suit, nous reportons un choix moyen (3 voisins, compas de 2% de la valeur du score de propension), mais nous essayons également des spécifications à 1, 2, 4 et 5 voisins, avec ou sans compas, pour s'assurer que les résultats sont robustes à ces choix purement conventionnels. Les écarts-types présentés sont estimés selon la procédure recommandée par Abadie et Imbens (2006). Les estimations sont réalisées pour plusieurs années. Pour toutes les variables, on dispose d'une année avant traitement (2003 pour les flux bruts d'établissements, 2004 pour les variables d'emplois). Le résultat pour l'année d'avant traitement correspond à un *test dit de falsification*, suivant 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 traitement, un écart significatif entre elles. L'année d'avant traitement est donc riche d'enseignements. Les résultats pour les années après traitement s'interprètent, eux, comme dans le cas des différences de différences. Le tableau 4 résume les résultats des estimations par appariement.

TAB. 4: Impact des ZFU sur les taux de croissance des flux bruts d'établissements : appariement

Année	Appariement			
	Flux bruts d'établissements	Flux sur stock d'établissements	Nombre de postes	Nombre d'heures
2003	-0,044 (0,069) [181]	-0,060 (0,074) [181]	-	-
2004	0,167*** (0,069) [182]	0,132* (0,073) [182]	0,061 (0,050) [181]	0,023 (0,058) [182]
2005	0,007 (0,065) [181]	-0,030 (0,069) [181]	0,119*** (0,040) [183]	0,117*** (0,051) [184]
2006	0,048 (0,060) [182]	0,012 (0,067) [182]	0,026 (0,046) [184]	0,051 (0,046) [184]

Note de lecture : Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur, estimé selon la méthode prescrite dans Abadie et Imbens (2006). Entre crochets, on indique le nombre d'observations traitées que l'on réussit à appairer. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement sur trois voisins maximum avec un compas de 2% de la valeur du score de propension.

²⁴Le compas est utilisé pour écarter de l'estimation les appariements dans lesquels les observations traitée et non-traitée sont trop éloignées l'une de l'autre. La taille du compas donne la distance maximale autorisée entre les deux observations de l'appariement.

On tire de l'appariement deux enseignements importants. D'abord, les ordres de grandeur des effets estimés en différences de différences correspondent à ceux obtenus par appariement. Plus important, le test de falsification tend à montrer qu'il n'existe pas de différences significatives en termes de variables d'intérêt entre les groupes traité et de contrôle. Ceci suggère (même si cela ne le démontre pas) que le traitement n'est pas endogène, une fois contrôlé des caractéristiques observables, dans la mesure où le fait d'être traité ne constitue pas un prédicteur *ex-ante* de la variable d'intérêt. Les coefficients estimés sont peu sensibles au changement de paramètres de l'appariement. On observe cependant des différences significatives pour des valeurs extrêmes du nombre de voisins (1 seul voisin ou 5 voisins).

6.4 Comparaison entre quartiers transformés en ZFU en 2004 et quartiers transformés en ZFU en 2006

L'une des critiques majeures que l'on peut formuler à l'encontre des méthodes de différences de différences ou d'appariement est qu'elles ne parviennent jamais à traiter complètement l'ensemble des problèmes liés au biais de sélection. Ainsi, le fait que certaines ZRU aient été choisies pour devenir des ZFU alors que d'autres ont été écartées suffit à jeter le doute sur la pertinence d'une comparaison entre les deux groupes.

Une manière d'obtenir un groupe de contrôle *a priori* plus crédible sur le plan de la sélection est d'utiliser le fait que d'autres ZRU ont été choisies deux ans plus tard, en 2006, pour devenir des ZFU. Il est raisonnable de penser, étant données les procédures de sélection des territoires de zonage, que les territoires devenus ZFU en 2006 sont plus proches du point de vue des caractéristiques observables, comme inobservables, des ZFU 2004 que les ZRU qui ne sont jamais devenues ZFU. 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 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 2004.

Le tableau 5 présente les résultats des estimations en différences de différences. Les effectifs, plus faibles, de ce nouvel échantillon nuisent à la précision des estimations. Ainsi, les effets sur les stocks d'emplois ne sont plus significatifs. L'impact sur le taux de croissance des flux bruts d'établissements et du taux de création d'établissements est significatif à 5%. Ces résultats, en tout état de cause, n'infirmement pas ceux précédemment obtenus en utilisant l'ensemble des ZRU comme contrefactuel. On ne peut rejeter l'égalité des coefficients entre les deux estimations. À noter que l'année 2006 est l'année d'activation des ZFU de troisième génération (2006), ce qui pourrait améliorer leur attractivité relative par rapport aux ZFU de 2004. Dans ce cas, les

TAB. 5: Impact du passage d'un quartier en ZFU sur le taux de croissance des variables d'intérêt à partir de la comparaison entre quartiers ZFU 2004 et quartiers ZFU 2006 : différences de différences

Année	MCO 2003-2006			
	Flux bruts d'établissements	Flux sur stock d'établissements	Nombre de postes	Nombre d'heures
2004	0,208** (0,083)	0,181** (0,090)	-	-
2005	0,066 (0,083)	0,025 (0,090)	0,080 (0,057)	0,052 (0,063)
2006	-0,049 (0,081)	-0,064 (0,088)	-0,063 (0,057)	0,078 (0,063)
Nobs	1 633	1 633	1 633	1 633

Note de lecture : Les variables expliquées sont en taux de croissance. Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Dans toutes les spécifications, des effets fixes annuels ont été introduits (mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés).

coefficients associés au traitement (instauration des ZFU 2004) pourraient être négatifs en 2006. C'est le cas ici, mais ces coefficients sont non significatifs.

6.5 Comparaison entre les ZFU et leur voisinage

Les sous-sections précédentes proposent l'estimation de l'impact du passage de ZRU à ZFU. Il est également intéressant de comparer l'évolution des ZFU et des zones environnantes. Le voisinage s'entend ici comme la bande de terrain située à l'extérieur de la ZFU, à moins de 300 mètres de la frontière de la ZFU. Cette limite de 300 mètres est restrictive et purement conventionnelle. Son choix répond approximativement au principe de définir des pourtours d'aire voisine de celle des ZFU. De même que précédemment, nous travaillons à l'IRIS.

Économiquement, l'idée est de déterminer si les ZFU exercent des effets sur les territoires avoisinants. Selon la théorie, on peut concevoir plusieurs types d'effets.

1. 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.
2. On peut également imaginer que le zonage ZFU soit davantage 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.

3. Enfin, si la ZFU devait se développer et le foncier 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.

Pour trancher entre ces hypothèses théoriques et connaître la magnitude du solde de ces effets, l'approche empirique est indispensable.

TAB. 6: Comparaison entre ZFU et voisinage des ZFU : différences de différences

Année	MCO 2003-2006			
	Flux bruts d'établissements	Flux sur stock d'établissements	Nombre de postes	Nombre d'heures
2004	0,160*** (0,051)	0,149*** (0,055)	-	-
2005	0,064 (0,051)	0,019 (0,055)	0,023 (0,032)	-0,003 (0,034)
2006	-0,014 (0,051)	-0,063 (0,055)	0,087** (0,031)	0,088** (0,034)
Nobs	2 462	2 458	2 508	2 527

Note de lecture : Les variables expliquées sont en taux de croissance. Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Dans toutes les spécifications, des effets fixes annuels ont été introduits (mais leurs coefficients estimés ne sont pas reportés).

Le tableau 6 présente une comparaison du taux de croissance des flux bruts d'établissements, du ratio flux bruts d'établissements sur stock, du nombre de postes et des heures travaillées entre les ZFU et leur voisinage immédiat. On peut noter que le taux de croissance des flux bruts d'établissements est significativement plus élevé, de 16 points, pendant l'année de création de la ZFU. La différence n'est a contrario pas significative pour l'année 2005. Sur les variables d'emplois, la différence entre intérieur et extérieur des ZFU devient significative après deux ans de traitement et est de l'ordre de 9%. Ces résultats sont robustes à des changements de spécifications : avec ou sans effets aléatoires, avec ou sans termes retardés pour la variable dépendante (en niveau ou en taux de croissance), en introduisant une indicatrice pour l'appartenance à un territoire situé sur la future ZFU ou des termes croisés pour différencier territoire en ZRU et extension ZFU des ZRU. Aucun de ces termes ne ressort significativement et les résultats restent qualitativement inchangés.

Dans une deuxième étape, nous effectuons une comparaison par appariement. L'appariement est réalisé de la manière suivante : pour un IRIS appartenant à une ZFU, nous cherchons trois

IRIS témoins appartenant au voisinage de la même ZFU et qui sont proches en termes de population totale. Les résultats sont reportés dans le tableau 7 et confirment les résultats obtenus en différences de différences. D'autres spécifications ont été testées (introduction d'un compas pour écarter les appariements les plus distants, heures travaillées ou emploi déclaré pour mesurer l'emploi) mais les résultats restent qualitativement les mêmes.

TAB. 7: Comparaison entre ZFU et voisinage des ZFU : appariement

Année	Appariement			
	Flux bruts d'établissements	Flux sur stock d'établissements	Nombre de postes	Nombre d'heures
2003	0,001 (0,059) [287]	0,013 (0,063) [287]	-	-
2004	0,157*** (0,065) [278]	0,141** (0,067) [278]	0,012 (0,042) [301]	-0,058 (0,050) [302]
2005	0,033 (0,063) [279]	-0,030 (0,066) [279]	0,008 (0,038) [304]	-0,016 (0,038) [305]
2006	-0,065 (0,053) [289]	-0,106* (0,058) [289]	0,070* (0,039) [305]	0,058* (0,035) [305]

Note de lecture : Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur, estimé selon la méthode prescrite dans Abadie et Imbens (2006). Entre crochets, on indique le nombre d'observations traitées que l'on réussit à appairer. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Tous les résultats reportés ici correspondent à un appariement sur trois voisins maximum avec un compas de 2% de la valeur du score de propension.

Au final, il ressort de la comparaison entre cette dernière estimation et celle du contrefactuel ZRU (sous-partie 6.3) que la ZFU ne semble pas se développer au détriment du voisinage immédiat, pas plus d'ailleurs qu'elle n'induit sur lui un effet d'entraînement. Une autre façon de voir les choses est d'observer que le voisinage semble constituer un contrefactuel pertinent au traitement ZFU : sa trajectoire ne paraît pas perturbée par la mise en place d'une ZFU à proximité immédiate.

6.6 Décomposition des flux bruts par type de flux

Les flux bruts d'établissements peuvent être décomposés en quatre catégories. Les *créations* correspondent à des créations *ex-nihilo* d'une activité économique. Les *transferts* correspondent à la relocalisation d'une activité économique préexistante. Les *reprises* ont lieu lorsqu'une entreprise reprend l'activité, totalement ou partiellement, d'un établissement d'une autre entreprise. Les *réactivations* correspondent au fait, pour une entreprise qui avait cessé son activité, de la

reprendre²⁵.

Parmi les impacts possibles du dispositif, il est intéressant de se poser la question de la nature des flux d'établissements. S'agit-il de créations brutes d'activité, ou simplement du déplacement d'activités économiques provenant de zones périphériques ? Pour cela, on examine l'impact du traitement sur trois variables d'intérêt : le taux de croissance de créations d'établissements, le taux de croissance de transferts d'établissements et le taux de croissance des reprises d'établissements. Les résultats peuvent être comparés entre eux, mais peuvent également être mis en regard des résultats sur le taux de croissance des flux bruts d'établissements. De la même manière que précédemment, on procédera par différences de différences ainsi que par appariement. L'unité géographique d'intérêt reste l'IRIS. On utilise ici l'ensemble des ZRU comme contrefactuel.

TAB. 8: Impact du passage de ZRU en ZFU sur le taux de croissance des créations, des transferts et des reprises d'établissements : différences de différences

Variables	MCO		
	Créations	Transferts	Reprises
ZFU 2003	0,011 (0,056)	0,131 (0,101)	0,155 (0,099)
ZFU 2004	0,094* (0,056)	0,347*** (0,095)	-0,064 (0,100)
ZFU 2005	0,031 (0,055)	0,017 (0,085)	-0,144 (0,096)
ZFU 2006	-0,021 (0,055)	0,038 (0,083)	0,296*** (0,098)
Nobs	3 091	1 359	947

Note de lecture : Entre parenthèses, on donne l'écart-type de l'estimateur. Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1% (resp. 5%, 10%). Dans toutes les régressions, on a introduit des indicatrices-années.

Dans le tableau 8 sont présentés les résultats en différences de différences. Les résultats pour l'appariement ne sont pas présentés : ils souffrent d'une grande sensibilité aux paramètres de l'appariement, qui est lié à la faible taille de l'échantillon. Au total, on peut conclure que l'augmentation des flux bruts la première année du passage de ZRU à ZFU semble davantage liée à une augmentation des transferts qu'aux créations brutes. Le résultat concernant les reprises, qui jouent à partir de la troisième année, devra être vérifié lorsque des séries plus longues seront disponibles.

²⁵Notons que ce dernier phénomène est principalement associé aux personnes physiques qui gardent à vie leur identifiant SIRET et est peu fréquent dans le cas des sociétés.

7 Discussion, interprétation et conclusion

7.1 Discussion

Les méthodes utilisées dans cette étude permettent de s'abstraire de deux grands types de problèmes d'endogénéité. Si de l'hétérogénéité inobservée existe sur les variables en niveau, la différence première permet de s'en abstraire. Dans ce cas, l'estimateur par différences de différences converge vers la vraie valeur du paramètre. Si, cependant, on a des raisons de penser que de l'hétérogénéité existe également sur les variables d'intérêt en différence et qu'il existe une corrélation entre cette hétérogénéité et la variable de traitement, les estimateurs par différences de différences sont biaisés. De la même façon, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est souvent remise en question pour critiquer les résultats d'estimations par appariement. 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.

En l'absence d'instruments crédibles²⁶, il n'est pas possible de répondre de manière pleinement satisfaisante à ces critiques. Néanmoins, faute de preuve formelle de la validité de nos estimations, l'examen des données et des résultats fournit un faisceau d'éléments qui en renforce la crédibilité.

1. L'analyse des variables de contexte montre qu'il y a peu de différences entre ZFU de 2004 et ZRU non transformées en ZFU. En particulier, le taux de chômage et le taux d'étrangers y sont distribués de manière équivalente.
2. Le test de falsification est probablement l'élément le plus probant. Dans le tableau 4, on peut lire que la différence en terme de variables d'intérêt n'est pas significative avant l'introduction du traitement, alors qu'elle l'est après. En d'autres termes, les zones traitées ou non ne diffèrent pas, selon les critères observés, avant le traitement.

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

7.2 Interprétation des résultats

7.2.1 L'impact des ZFU en termes de nombre d'emplois et d'établissement créés

Au vu des différents éléments présentés dans la partie 6, nous observons en moyenne un effet ZFU sur les flux de création d'établissements. Le flux augmente d'environ 20% l'année de mise en place du dispositif (tableau 3), puis il se stabilise à ce niveau au cours des deux années qui suivent la mise en place. Compte tenu du fait que le nombre moyen d'établissements créés annuellement dans les futures ZFU est de l'ordre de 3000, l'effet propre ZFU correspond à la

²⁶Cependant, l'estimation par variable instrumentale soulève également des critiques, puisque l'exogénéité de l'instrument n'est pas toujours garantie.

création (ou transfert) d'environ 600 établissements par an.

L'emploi connaît quant à lui une évolution plus modeste que les flux d'établissements créés. Le profil n'est pas véritablement établi (cf. tableau 4) : la comparaison des ZFU (restreintes à leur ancienne enveloppe de ZRU) aux ZRU non transformées en ZFU suggère, avec une méthode de différences de différences, un accroissement progressif d'environ 6% en moyenne par an, mais l'accroissement 2006 n'est pas significatif statistiquement ; avec un appariement, c'est plutôt un accroissement de 12% du stock d'emplois lors de la première année consécutive à la mise en place du dispositif qui semble se dégager, avec une stagnation l'année suivante. En somme, il semble à peu près acquis que l'effet ZFU sur l'emploi se traduit, au bout de deux années d'exercice, par une création nette d'emplois de l'ordre de 10% du stock initial, soit environ 4000 emplois. Ces 4000 emplois correspondent non seulement à des emplois créés dans de nouveaux établissements, à des emplois créés dans des établissements préexistants, mais aussi à des emplois préexistants qui ne sont pas supprimés grâce à la mesure ZFU.

Une autre question évoquée par Bondonio et Greenbaum (2007) est celle de la pérennité des établissements créés qui semble, dans leur étude, être moins élevée dans les zones aidées qu'ailleurs. Notre étude ne permet pas de conclure précisément sur ce point. Néanmoins, l'accroissement progressif du stock d'emplois suggère plutôt que les établissements en stock sont au moins aussi pérennes qu'ailleurs et, donc, que l'accroissement des flux bruts est aussi un accroissement en flux nets.

7.2.2 Les coûts des mesures

Afin de préciser le coût des mesures que nous analysons dans ce papier, nous avons procédé à une 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 à environ 84 millions d'euros pour l'année 2005 accordées au titre des ZFU de deuxième génération.

Si les établissements situés en ZFU ne bénéficiaient pas des exonérations de charge patronales liées au dispositif ZFU, ils pourraient prétendre, pour leurs salariés dont le salaire brut est inférieur à 1,7 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 bénéfices 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 bénéfices 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 entreprises. 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 final, 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 dispositif par rapport au régime de droit commun, on obtient alors 125 millions d’euros en 2005.

7.3 Conclusion

En conclusion, nous avons montré qu’il existe un effet économique pur du dispositif ZFU à la fin de deux premières années de mise en place. Ces effets sont cependant faibles, surtout lorsqu’ils sont mis en regard des coûts. Nous avons identifié que le maintien de 4000 emplois et de 600 établissements était associé à un coût de l’ordre de 125 millions d’euros. En terme d’efficacité et afin d’être capable de tirer un bilan normatif, il faudrait maintenant confronter les résultats de cette mesure, stimulatrice de la demande de travail, avec ceux d’autres mesures portant par exemple sur l’offre de travail ou l’appariement entre demandeurs d’emploi et postes vacants. Malheureusement, ce genre de mesures n’a pour l’instant pas fait l’objet d’évaluations quantitatives dans le cas, bien spécifique, des zones sensibles.

Au-delà, il existe un grand nombre d’éléments que notre étude ne peut 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 celles sur l'activité économique. Nos variables d'intérêt se centrent 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 concomitance 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 des actions de ces différents acteurs, coordination que cette approche ne permet pas de mesurer.

Références

- ABADIE, A. ET G. W. IMBENS (2006) : “Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects,” *Econometrica*, 74(1), 235–267.
- BACHELET, M. (2007) : “Les zones franches urbaines en 2005 : des embauches encore fortement concentrées dans les anciennes ZFU,” *Premières Informations*, 26.1.
- BARILARI, A., P. Y. BONNET, P. MAREINE ET C. DESFORGES (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 W. T. BOGART (1996) : “Enterprise Zones and Employment : Evidence from New Jersey,” *Journal of Urban Economics*, 40(2), 198–215.
- BONDONIO, D. ET J. ENGBERG (2000) : “Enterprise Zones and Local Employment : Evidence from the States’ Programs,” *Regional Science and Urban Economics*, 30, 519–549.
- BONDONIO, D. ET R. T. GREENBAUM (2007) : “Do Local Taxes Incentives Affect Economic Growth? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zones Policies,” *Regional Science and Urban Economics*, 37, 121–136.
- BUGUET, B. (1998) : “Evaluation du dispositif zones franches urbaines et zones de redynamisation urbaines,” Inspection générale des affaires sociales.
- COUR DES COMPTES (2002) : “La politique de la ville,” Rapport au Président de la République.
- (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.
- GREEN, H., H. TRACHE ET D. BLANCHARD (2001) : “An Experiment in French Urban Policy : Evaluation and Reflection on the Implementation of the Zones Franches Urbaines,” *Planning Theory and Practice*, 2, 53–66.
- 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*, 36, 15–30.
- LYNCH, D. ET J. ZAX (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 J.-S. PISCHKE (2006) : “Comprehensive versus Selective Schooling in England in 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*, 55, 131–150.
- OPENSHAW, S. ET P. TAYLOR (1979) : "A million or So Correlated Coefficients : Three Experiments on the Modifiable Areal Unit Problem," dans *Statistical Applications in the Spatial Sciences*, ed. N. Wrigley, et B. R.J. Pion (London).
- PAPKE, L. E. (1994) : "Tax Policy and Urban Development : Evidence from the Indiana Enterprise Zone Program," *Journal of Public Economics*, 54, 37–49.
- PINHEIRO, J., D. BATES, S. DEBROY ET D. SARKAR (2007) : "nlme : Linear and Nonlinear Mixed Effects Models," R package version 3.1-81.
- POTTER, J. ET B. MOORE (2000) : "UK Enterprise Zones and the Attraction Inward Investment," *Urban Studies*, 37, 1279–1312.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2007) : *R : A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- ROSENBAUM, P. ET D. RUBIN (1983) : "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70, 41–55.
- SEKHON, J. S. (2007) : "Matching : Multivariate and Propensity Score Matching with Balance Optimization," R package version 4.3-1.
- THÉLOT, H. (2006) : "Les zones franches urbaines en 2004 : lancement de 41 nouvelles zones," *Premières Informations*, 06.2.
- ULRICH, V. (2006) : "La durée annuelle collective du travail et les heures supplémentaires en 2003," *Premières Synthèses*, 15.3.

Annexe : Les données d'emplois et de salaires

La présente annexe vise à préciser les données d'emplois et de salaires utilisées dans cette étude et à quantifier les différences observées entre les diverses sources à notre disposition.

Nous utilisons dans cette étude quatre variables d'emplois et de salaires :

- l'effectif de l'établissement déclaré par l'entreprise au 31 décembre de l'année courante ;
- le nombre de postes non annexes au 31 décembre de l'année courante ;
- le nombre d'heures travaillées par salarié au cours de l'année courante ;
- le salaire brut horaire par salarié.

Ces quatre variables sont issues des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) que remplit annuellement chaque entreprise employant des salariés à destination des administrations sociales et fiscales²⁷. Ces déclarations comprennent la masse des traitements versés, leur ventilation pour chaque salarié destinataire ainsi que divers éléments sur les heures travaillées et la nature des postes occupés. Les DADS comprennent en fait deux types de déclarations : une déclaration relative à l'établissement et une déclaration relative aux salariés. Nous utilisons ces deux sources conjointement afin d'en vérifier la cohérence et d'en tirer des informations sur les diverses variables que nous utilisons.

Les DADS apparaissent comme la source la plus fiable actuellement disponible au sein de la statistique publique pour les données exhaustives d'emplois salariés et de salaires. Pourtant, elles souffrent d'une difficulté propre pour ce qui concerne la localisation des emplois : les entreprises pluri-établissements sont parfois autorisées à délivrer leurs déclarations sans préciser le lieu de travail exact du salarié en l'affectant, par exemple, au siège de l'entreprise. Dès lors, la reconstruction des effectifs à l'établissement à partir des DADS est hasardeuse dès qu'il s'agit de grandes entreprises.

L'Insee a développé depuis 2004 une base de données (CLAP - Connaissance Locale de l'Appareil Productif) qui s'appuie sur d'autres sources (en particulier les déclarations URSSAF) pour détecter le groupage des déclarations et ventiler convenablement les emplois salariés entre les différents établissements de l'entreprise. Lorsqu'il y a suspicion de groupage, les directions régionales de l'Insee sont également mises à contribution afin de compléter l'information à l'aide d'une investigation locale. Malheureusement, CLAP n'est disponible qu'à partir de 2004, de sorte que cette information n'est pas utilisable dans le cadre de notre étude puisque nous avons besoin des années 2002 et 2003 pour procéder en différences de différences. Malgré tout, la confrontation des sources sur 2004 permet de quantifier le niveau d'approximation que représente l'usage des

²⁷Caisses d'assurance maladie, services fiscaux de la Direction générale des impôts, UNEDIC, ACOSS, etc.

DADS pour localiser les emplois salariés.

Le tableau 9 indique les valeurs prises par les statistiques d'emplois sur les ZFU selon deux modalités de calcul différentes : les colonnes (1) correspondent aux emplois tels qu'ils apparaissent dans les bases sources. Un examen rapide montre que les emplois DADS et CLAP diffèrent sensiblement dans un certain nombre de ZFU, comme la ZFU de Marseille (9322NZF : +20% pour CLAP) ou la ZFU de Besançon (4307NZF : -43% pour CLAP), par exemple.

L'appariement des contributions individuelles de chaque établissement montre que l'essentiel de la différence réside dans le traitement des établissements des groupes La poste et France Télécom. L'ensemble des statistiques a donc été calculé selon une deuxième modalité en ôtant les établissements de ces deux groupes (colonnes (2) du tableau 9).

A l'issue de ce deuxième calcul, les statistiques CLAP et du nombre de postes non annexes dans les DADS diffèrent très peu (4% en moyenne). Cet écart est en général inférieur à l'écart du nombre de postes non annexes au 31/12 et d'emplois en équivalent temps-plein annuel des DADS. Rappelons ici que l'emploi en équivalent temps plein correspond à l'occupation de postes à plein temps sur l'ensemble de l'année et que le nombre de postes non annexes est calculé au 31/12. Il est donc naturel que ces deux concepts diffèrent numériquement.

TAB. 9: Comparaison des différents concepts d'emplois en 2004 sur les ZFU

N° de ZFU	Nombre d'établissements		effectif moyen		effectif CLAP		nombre de postes DADS au 31/12		emplois DADS en EQTP annuel		surcroît (%) CLAP/DADS
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(2)
3130NZF	133	132	592	547	562	510	541	541	717	717	-6
2206NZF	64	63	223	223	207	207	213	213	225	225	-3
3123NZF	172	170	1457	1448	1423	1413	1418	1418	1469	1469	0
1132NZF	179	178	899	884	863	848	850	850	846	846	0
2233NZF	101	99	253	247	238	230	229	229	225	225	0
5202NZF	190	189	425	415	363	353	351	351	352	352	1
1139NZF	209	208	586	567	570	547	543	543	552	552	1
2118NZF	115	115	393	393	362	362	359	359	344	344	1
2510NZF	127	125	306	289	225	210	208	208	217	217	1
1134NZF	203	202	1069	1059	996	986	976	976	936	936	1
4141NZF	122	121	419	419	393	393	388	388	406	406	1
1105NZF	336	335	727	709	668	651	642	642	643	643	1
1124NZF	199	196	843	843	1075	783	774	771	763	762	2
2501NZF	204	202	1088	1088	1068	1068	1051	1051	1096	1096	2
8216NZF	316	313	1752	1420	1388	1115	1111	1097	1305	1289	2
4125NZF	615	610	1906	1728	1737	1529	1509	1504	1472	1470	2
1119NZF	399	398	1634	1619	1757	1742	1713	1713	1789	1789	2
1113NZF	210	209	668	658	545	533	524	524	615	615	2
2409NZF	199	195	1583	1327	1609	1296	1274	1273	1443	1442	2
8227NZF	364	360	982	900	918	835	818	818	839	839	2
3117NZF	72	72	360	360	322	322	314	314	334	334	3
3103NZF	445	440	2361	2322	2661	2195	2149	2131	2386	2366	3
5420NZF	385	382	1032	1025	984	977	947	947	993	993	3
1114NZF	227	226	673	660	637	624	604	604	615	615	3
5229NZF	82	80	463	369	368	271	265	262	297	292	3
4307NZF	267	262	1046	740	1021	720	2370	695	2610	708	4
9108NZF	347	342	818	740	725	694	669	669	623	622	4
1140NZF	380	377	1077	1058	939	921	886	886	868	868	4
8238NZF	278	277	462	439	452	429	411	411	399	399	4
1112NZF	638	633	2456	2260	2304	2253	2157	2155	2236	2224	5
5226NZF	315	314	676	662	676	662	631	631	638	638	5
1137NZF	281	281	548	548	506	506	482	482	492	492	5
8311NZF	361	355	1560	1314	1531	1246	1188	1182	1222	1216	5
7336NZF	1187	1181	3533	3493	3245	3113	2945	2942	3035	3031	6
2328NZF	140	137	278	247	233	193	183	181	167	166	7
9322NZF	1234	1227	3534	3230	3769	3321	3104	3100	3167	3144	7
1104NZF	325	323	580	363	637	377	348	348	335	335	8
4235NZF	116	116	140	140	119	119	109	109	106	106	9
1131NZF	227	226	286	268	287	260	237	237	275	275	10
2315NZF	100	99	169	158	173	159	143	143	131	131	11
1121NZF	153	153	116	116	138	138	113	113	107	107	22

Note de lecture : Les statistiques ont été calculées à partir d'une approximation de la ZFU comme une somme d'îlots du RP99. La colonne (1) correspond à la statistique calculée avec les établissements de France-Télécom et de la Poste. La colonne (2) correspond à la statistique calculée sans les établissements de France-Télécom et de la Poste. Le surcroît indiqué en dernière colonne correspond au surcroît de l'effectif CLAP par rapport au nombre d'emplois non annexes au 31/12 de la base DADS. Les colonnes "emplois DADS en EQTP annuel" correspondent au nombre d'heures travaillées annuellement divisé par le nombre moyen d'heures travaillées en 2003 (Ulrich 2006).

G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUDEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUDEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUDEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - *A paraître*
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÊNE
Apports et limites de la modélisation
« Real Business Cycles »
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

- G2000/13 B. CREPON - Th. HECKEL
- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles
- Computerization in France: an evaluation based on individual company data
- G2001/01 F. LEQUILLER
- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB
- The new economy and the measurement of GDP growth
- G2001/02 S. AUDRIC
La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
- G2001/03 I. BRAUN-LEMAIRE
Evolution et répartition du surplus de productivité
- G2001/04 A. BEAUDU - Th. HECKEL
Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
- G2001/05 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL
Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
- G2001/06 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
- G2001/07 Bilan des activités de la DESE - 2000
- G2001/08 J. Ph. GAUDEMET
Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
- G2001/09 B. CRÉPON - Ch. GIANELLA
Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
- G2001/10 B. CRÉPON - R. DESPLATZ
Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
- G2001/11 J.-Y. FOURNIER
Comparaison des salaires des secteurs public et privé
- G2001/12 J.-P. BERTHIER - C. JAULENT
R. CONVENEVOLE - S. PISANI
Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
- G2001/13 P. BISCOURP - Ch. GIANELLA
Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
- G2001/14 I. ROBERT-BOBÉE
Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
- G2001/15 J.-P. ZOYEM
Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du «Panel européen des ménages »
- G2001/16 J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD
La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
- G2001/17 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER
Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
- G2002/01 F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR
Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
- G2002/02 Bilan des activités de la DESE - 2001
- G2002/03 B. SÉDILLOT - E. WALRAET
La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
- G2002/04 G. BRILHAULT
- Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français
- Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
- G2002/05 P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER
How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
- G2002/06 C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE
L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
- G2002/07 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET
Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
- G2002/08 J.-P. BERTHIER
Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
- G2002/09 F. HILD
Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
- G2002/10 I. ROBERT-BOBÉE
Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
- G2002/11 J.-P. ZOYEM
La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
- G2002/12 F. HILD
Prévisions d'inflation pour la France
- G2002/13 M. LECLAIR
Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
- G2002/14 E. WALRAET - A. VINCENT
- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation
- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
		G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
		G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?