



HAL
open science

L'impact d'exonérations fiscales sur la création d'établissements et l'emploi en France rurale : une approche par discontinuité de la régression

Adrien Lorenceau

► **To cite this version:**

Adrien Lorenceau. L'impact d'exonérations fiscales sur la création d'établissements et l'emploi en France rurale : une approche par discontinuité de la régression. 2009. halshs-00575100

HAL Id: halshs-00575100

<https://shs.hal.science/halshs-00575100>

Preprint submitted on 9 Mar 2011

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

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



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

WORKING PAPER N° 2009 - 54

**L'impact d'exonérations fiscales sur la création
d'établissements et l'emploi en France rurale :
une approche par discontinuité de la régression**

Adrien Lorenceau

Codes JEL : H25, H22, H73, R12

Mots-clés : exonérations fiscales, emploi, Regression

Discontinuity Design, développement rural



PARIS-JOURDAN SCIENCES ÉCONOMIQUES
LABORATOIRE D'ÉCONOMIE APPLIQUÉE - INRA



48, Bd JOURDAN – E.N.S. – 75014 PARIS
TÉL. : 33(0) 1 43 13 63 00 – FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10
www.pse.ens.fr

CENTRE NATIONAL DE LA RECHERCHE SCIENTIFIQUE – ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES
ÉCOLE NATIONALE DES PONTS ET CHAUSSÉES – ÉCOLE NORMALE SUPÉRIEURE

L'impact d'exonérations fiscales sur la création d'établissements et l'emploi en France rurale : une approche par discontinuité de la régression

Adrien Lorenceau*

À partir de 1996, la politique de développement rural française définit des Zones de revitalisation rurale (ZRR) : les entreprises de moins de 50 salariés peuvent y bénéficier d'exonérations de charges à condition (entre autres) d'augmenter leur effectif salarié. Ces zones regroupent des territoires ruraux en difficultés : faible densité démographique, handicap structurel sur le plan socio-économique. Les exonérations fiscales en ZRR sont de grande ampleur (30 % du salaire brut pour des salaires compris entre 1 et 1,5 fois le Smic) et concernent potentiellement une part non négligeable des entreprises puisque 10,7 % de celles de moins de 50 salariés y sont situées. Jusqu'à présent, l'effet du dispositif sur l'économie a essentiellement été l'objet d'études descriptives. Seule l'analyse de Lofredi (2007) tente de mettre en évidence l'effet causal de la mise en place de la mesure sur l'emploi et la création d'établissements.

Une particularité du dispositif permet de tester l'effet causal des exonérations en ZRR en s'appuyant sur une méthode désormais largement utilisée pour étudier l'effet de politiques publiques. Il s'agit de remarquer que les ZRR ont été définies à partir de critères précis de densité et de démographie et que seules les entreprises situées en ZRR sont éligibles aux exonérations de charges. Une approche par « Discontinuité de la Régression » permet alors de dissocier l'effet de la mesure sur l'emploi et la création d'entreprises du rôle des caractéristiques propres aux ZRR.

Les résultats tendent à confirmer les conclusions de Lofredi (2007) à partir d'une méthode différente. Ce dispositif d'exonération fiscale n'aurait d'effet significatif ni sur l'emploi, ni sur la création d'établissements dans les zones rurales défavorisées. L'existence de restrictions fortes quant à l'accès aux exonérations pour les entreprises ainsi que la particularité du contexte rural dans lequel la mesure a été mise en place pourraient expliquer l'échec de la mesure.

** Adrien Lorenceau est doctorant à l'École d'Économie de Paris (PSE) et est financé par la Région Île-de-France.*

Cet article est en grande partie le produit de mon travail de mémoire pour le Master Analyse et politique économiques, mémoire dirigé par Luc Behaghel lors de l'année universitaire 2006-2007.

Je remercie tout particulièrement Luc Behaghel pour son aide et son soutien en vue de la publication de l'article, ainsi que Michael Visser pour ses conseils et ses encouragements. Les trois rapporteurs anonymes de la revue ont permis au texte de progresser grâce à leurs remarques très pertinentes. Enfin, je remercie chaleureusement Anne-Marie Dussol (Insee-Bourgogne, mise à disposition du Cesaer) pour l'extraction et la préparation des données à partir du répertoire Sirene, Pascale Lofredi pour avoir autorisé cette approche complémentaire à son travail et Bertrand Schmitt pour son expertise sur les politiques de développement rural et son intérêt pour mes recherches.

En 1987, dans un souci de convergence des économies régionales, le fonds structurel européen décide de financer des politiques d'aide aux territoires en difficultés. Certaines de ces politiques, encore actives aujourd'hui donnent lieu à des zonages qui déterminent les territoires en déclin sur la base de critères socio-économiques préétablis. En particulier, la mesure « objectif 5b », remplacée par le deuxième pilier de la Politique agricole commune (PAC) a eu pour but de promouvoir le développement des territoires ruraux en difficultés. Dans la lignée des zonages européens, la France a constitué des zonages plus fins et défini les Territoires ruraux de développement prioritaire (TRDP) puis les Zones de Revitalisation Rurale (ZRR). Les ZRR sont mises en place en 1996 et regroupent les territoires les plus fragiles. Elles répondent à une logique de compensation et constituent alors une « politique ciblée » en faveur de territoires en difficultés que l'État soutient dans le but de tendre vers une certaine équité territoriale. En attribuant des avantages fiscaux l'État cherche à relancer l'activité économique en créant des conditions favorables à l'emploi et à la localisation des entreprises dans ces zones.

Quel est l'impact de cette politique, et en particulier, les avantages fiscaux accordés aux ZRR ont-ils pour effet d'accroître l'emploi ? Pour répondre à une telle question, il ne suffit pas de comparer l'évolution de l'emploi et de la création d'établissements dans les ZRR à celle dans les zones non concernées. En effet, cette comparaison risque fortement d'être biaisée par le fait que les territoires sélectionnés pour bénéficier du dispositif diffèrent, pour des raisons partiellement inobservables, des territoires qui ne sont pas retenus. Il faut donc étudier les raisons pour lesquelles certaines zones ont été classées en ZRR et d'autres non, afin de voir quelles comparaisons pertinentes il est possible de faire. C'est l'approche retenue par notre étude.

Le dispositif des Zones de revitalisation rurale : une mesure spécifique dans l'ensemble des politiques de développement rural

La politique de développement rural en France recouvre un ensemble de politiques, mesures, dispositifs budgétaires très variés. Cette diversité n'est pas le fruit du hasard. Elle répond à l'évolution des conceptions du développement rural mais reflète également diverses logiques d'intervention et l'utilisation de différents leviers d'actions. Au sortir de la Seconde Guerre Mondiale, la politique de développement rural se concentre sur la modernisation de l'agriculture. Les territoires ruraux sont alors associés aux activités qui leurs sont propres : agriculture, pisciculture... Dans les années 1970 une vision dite de développement local voit le jour. Elle consiste à considérer l'ensemble des activités qui prennent place dans une zone homogène de petite dimension. Dans la décennie suivante, une logique de discrimination positive vient se greffer à cette conception du développement rural. Les territoires en difficultés sont alors sélectionnés sur la base de critères socio-économiques précis. En 1987, les politiques structurelles de l'Union européenne donnent lieu aux premiers zonages. Parmi ces politiques, un objectif de développement des territoires ruraux donne lieu à l'identification des territoires en difficultés éligibles aux programmes « Objectif 5b » et « Leader » ⁽¹⁾. À partir des zones ainsi définies, la France constitue un zonage plus fin. Les Territoires ruraux de développement prioritaire (TRDP) sont constitués en 1989 et parmi ces derniers, les Zones de revitalisation rurale mises en place en 1996 regroupent les territoires les plus fragiles.

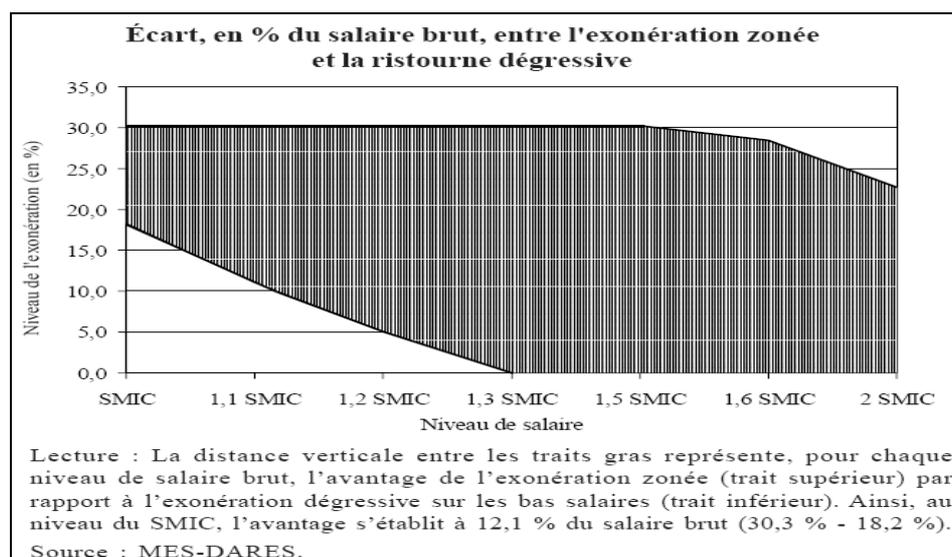
À l'instar des programmes européens, les ZRR privilégient l'action sur les entreprises comme levier pour le développement économique. L'objectif est de créer un effet multiplicateur dans l'économie locale. En jouant sur la localisation des firmes, cette mesure cherche à générer un regain de l'activité économique qui entraînerait la création d'emplois. Les nouveaux emplois attireraient de nouveaux ménages ce qui permettrait à son tour de soutenir l'activité. Les ZRR se caractérisent également par l'outil choisi pour favoriser les entreprises. Alors que les programmes européens s'appuient sur des appels à projets ou des aides à l'initiative locale, les ZRR utilisent des incitations fiscales. Ces exonérations ont évolué au cours du temps. L'exonération de charges en ZRR entre en vigueur le 1^{er} septembre 1996 pour l'embauche de 4 à 50 salariés. Le 1^{er} janvier 1997, le droit à l'exonération est étendu à l'embauche des 1^{er}, 2^e et 3^e salariés

¹. Pour plus d'information sur ces programmes: <http://www.senat.fr/europe/fondsstructurels.html> , <http://una-leader.org/leader/sommaire.php3>.

et donc aux plus petites entreprises. L'exonération concerne les employeurs exerçant une activité artisanale, commerciale, agricole ou libérale et les groupements d'employeurs ayant chacun au moins un établissement dans la zone ⁽²⁾. Elle porte sur les 12 mois suivant l'embauche. Les mandataires sociaux ⁽³⁾ ne peuvent pas en bénéficier. Les embauches concernées sont les CDI ou les CDD d'une durée d'au moins 12 mois dès lors qu'elles accroissent les effectifs salariés de l'entreprise située en ZRR. L'exonération est de 100 % des cotisations patronales de sécurité sociale dans la limite de 1,5 fois le Smic horaire multipliée par le nombre d'heures travaillées. Pour un même emploi, cette exonération n'est cumulable avec aucune autre aide de l'État à l'emploi et le manque à gagner pour la Sécurité Sociale est compensé par le budget de l'État. Pour apprécier correctement le bénéfice de l'exonération il faut la comparer à l'exonération générale qui s'applique aux bas salaires. Pour un emploi à plein temps au niveau du Smic, l'avantage de l'exonération zonée est de 12,1 % du salaire brut et augmente jusqu'à 30,3 %, son niveau maximum, pour un salaire de 1,3 Smic (cf. graphique I). Alors que l'exonération dégressive sur les bas salaires s'annule pour les salaires supérieurs à 1,3 Smic, le niveau de l'exonération en ZRR reste maximum jusqu'à 1,5 Smic. À partir de 1,5 Smic, le montant exonéré stagne autour de 500 euros mais le niveau de l'exonération en terme de pourcentage du salaire brut décroît sans toutefois s'annuler (cf. annexe 1, tableau A). L'exonération fiscale liée au classement en ZRR n'est donc pas négligeable pour les entreprises. Il est toutefois nécessaire de distinguer l'ampleur des exonérations pour l'employeur de l'ampleur de la mesure sur le plan national. Ainsi, le coût du dispositif ciblé ne devrait pas dépasser 100 millions d'euros ⁽⁴⁾ en 2000 et semble alors bien négligeable par rapport aux 16 milliards d'euros dépensés au titre des exonérations de charges sur les bas salaires (Roguet, 2005).

Graphique I

L'ampleur de l'exonération fiscale en zone de revitalisation rurale



Source : Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », Premières Informations, Dares, n° 31.2, p. 6.

Une mesure géographiquement ciblée

Comme son nom l'indique, le dispositif des ZRR repose sur un zonage spécifique, dont les règles sont les suivantes. Afin d'être éligibles comme ZRR, les communes doivent satisfaire des critères stricts. En

2. De plus les travailleurs indépendants sont exonérés de la taxe professionnelle, de l'impôt sur les bénéfices et des cotisations sociales personnelles de maladie-maternité (Thélot, 2006).

3. Gérants de SARL, PDG de SA, etc.

4. Par « coût » du dispositif nous entendons les dépenses associées aux exonérations et non pas le coût per se. D'autre part le chiffre de 100 millions d'euros constitue une borne supérieure. D'après Roguet (2005) 62 millions d'euros ont été dépensés en 2000 pour les exonérations ciblées en ZRR et en ZRU pour les embauches du 2e au 50e salariés tandis que 374 millions d'euros ont servi à l'exonération de charges à l'embauche du 1er salarié sur l'ensemble du territoire. Nous imputons 10,7 % (la part des entreprises en ZRR) de cette somme au dispositif de ZRR pour obtenir au final 100 millions d'euros.

premier lieu, elles doivent appartenir à un canton dont la densité de population est inférieure ou égale à 31 habitants/km² ou à un arrondissement de densité inférieure à 33 habitants/km². Un des critères suivant doit également être vérifié: une diminution de la population ou de la population active supérieure à deux fois la moyenne nationale ou un niveau d'emploi agricole deux fois supérieur à la moyenne nationale. Les communes faisant partie d'un canton ou d'un arrondissement dont la densité de population est inférieure à 5 habitants/km² sont classées en ZRR sans autre condition. Le choix de ces critères reflète bien la conception intégrée de la politique qui lie activité économique et dynamique de peuplement.

Sur le territoire, les ZRR dessinent la « diagonale du vide » définie par les géographes (cf. graphique II). Le classement en ZRR concerne environ un tiers des municipalités françaises, regroupant 8 % de la population sur 39 % du territoire. Au 1^{er} janvier 1997, 10,7 % des établissements de moins de 50 salariés et 6,6 % des emplois salariés se trouvent dans une ZRR. Le dispositif touche donc potentiellement un grand nombre de personnes. Il n'a toutefois été l'objet que de peu d'études. Parmi elles, les études descriptives de la Dares (Arnout, 2001 ; Thélot, 2006) permettent de savoir quelle partie de la population a effectivement bénéficié des ZRR.

Des bénéficiaires concentrés parmi les travailleurs peu qualifiés

Entre 1997 et 2000, le nombre d'embauches exonérées chaque année a augmenté progressivement pour atteindre 14 246 en 2000. Il diminue ensuite assez rapidement jusqu'en 2003 année pendant laquelle seulement 7 296 embauches sont comptabilisées. Les régions Midi-Pyrénées et Aquitaine regroupent à elles seules près de 30 % des embauches et des établissements bénéficiaires. A titre d'exemple, au cours de l'année 1999, mais les proportions restent similaires pour les autres années, les embauches se font majoritairement dans les services (43,1 %) en particulier dans le commerce, viennent ensuite la construction (26,7 %) et l'industrie (23,7 %) puis l'agriculture (6,5 %) (cf. annexe 1, tableau B). Les exonérations bénéficient essentiellement aux hommes et au travail peu qualifié. On note en effet que 75 % des embauches concernent des hommes, 66,5 % d'entre elles donnent lieu à un emploi ouvrier et dans 72,7 % des cas pour des niveaux de qualification inférieurs au BEP/CAP (niveau V, V-bis et VI de l'éducation nationale). Les ZRR semblent alors effectivement toucher une population en difficulté, conformément à leurs objectifs. On peut toutefois noter que dans la moitié des cas, les personnes embauchées détenaient un emploi auparavant. Ceci nous amène à penser que l'effet de la mesure sur l'emploi est peut-être limité. Par ailleurs nous observons que 82,4 % des embauches sont des contrats à durée indéterminée, il est donc possible que la mesure ait affecté non pas la quantité mais la qualité de l'emploi (cf. tableaux 1 et 2).

Si les études susmentionnées décrivent bien l'évolution de l'ampleur du dispositif dans le temps ainsi que des personnes qui en ont bénéficié, elles ne nous apprennent rien sur l'impact de la mesure sur la création d'emplois et d'établissements dans les zones concernées. Nous examinons cette question à présent.

Tableau 1

Caractéristiques des embauches nouvelles en zone de revitalisation rurale

| | En % | |
|--------------------------------|------------|------------|
| | 1999 | 2000 |
| Emploi offert | | |
| Ouvrier agricole | 5,2 | 4,1 |
| Ouvrier non qualifié | 24,4 | 25,6 |
| Ouvrier qualifié | 36,9 | 39,0 |
| Employé | 17,9 | 17,5 |
| Technicien, agent de maîtrise | 4,0 | 3,6 |
| Autre profession intermédiaire | 2,8 | 2,4 |
| Cadre, ingénieur | 2,6 | 2,2 |
| Autre | 6,2 | 5,6 |
| Total | 100 | 100 |
| Type de contrat | | |
| CDI | 82,4 | 84,9 |
| CDD | 17,6 | 15,1 |
| Total | 100 | 100 |

Lecture : en 1999, 36,9 % des personnes embauchées en ZRR obtenaient un poste d'employé.

Champ : exonérations accordées en ZRR.

Source : Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », Premières Informations, Dares, n° 31.2, p. 4.

L'impact des exonérations en ZRR sur l'emploi et la création d'établissements

La difficulté majeure rencontrée lors de l'évaluation d'un dispositif comme les ZRR réside dans la sélection des bénéficiaires sur la base de critères précis. L'objectif de la mesure est de fournir une aide aux territoires en difficultés. Ainsi, avant même le début du programme, les ZRR partagent des caractéristiques fondamentalement différentes des zones laissées hors du dispositif. La comparaison simple des performances en termes d'emploi et de création d'établissements entre les ZRR et les zones non classées ne tient pas compte de ce biais de sélection, de la situation *ex ante* des zones sélectionnées.

Les dispositifs d'exonérations fiscales ciblés sur des territoires en difficultés ont été l'objet d'un certain nombre d'évaluations. La plupart d'entre elles s'attachent à résoudre ce problème de sélection (Papke, 1993 ; Alm et Hart, 1998 ; Bondonio et Engberg, 2000 ; Bondonio et Greenbaum, 2007 pour les plus récentes). De manière générale, les évaluations de l'impact de la fiscalité sur le développement local ont donné lieu à de nombreuses discussions et revues (Wilder et Rubin, 1996 ; Wasylenko, 1997 ; Fisher et Peters, 1997). La plupart de ces études portent sur les Zones d'Entreprises (ZE), présentes en grand nombre aux États-Unis. Ces dernières ressemblent en tout point au ZRR, dans leurs objectifs ainsi que dans leur application. Les résultats de ces évaluations diffèrent grandement. Il n'est pas possible de dégager un consensus sur l'impact des ZE en termes de développement économique local. L'hétérogénéité des résultats semble être imputable à la diversité des dispositifs mais également aux méthodes utilisées pour leur évaluation (cf. encadré 1).

Il n'existe jusqu'à présent qu'une seule évaluation de l'impact des ZRR (Lofredi, 2007). Cette étude combine deux méthodes largement utilisées lors de l'évaluation de ce type de dispositifs : la méthode d'appariement et celle de Différence de différences (DD). Chacune de ces méthodes propose de corriger l'endogénéité du classement en ZRR. La première méthode consiste à considérer que des zones qui partagent les mêmes caractéristiques, sont comparables. Ainsi, le groupe de comparaison est constitué des zones non traitées dont les caractéristiques sont proches de celles sélectionnées. L'auteur dispose pour cela de caractéristiques démographiques et économiques sur les cantons. La méthode de Différence de différences corrige à la fois du biais conjoncturel et du biais de sélection en comparant l'écart de performances entre le groupe traité et le groupe de comparaison avant l'application de la mesure au même

écart après sa mise en œuvre. L'auteur dispose du nombre d'établissements et de salariés par commune et par secteur d'activité sur la période 1993-2002. Cela lui permet alors d'estimer l'effet du classement en ZRR sur l'emploi et le nombre d'établissements en première différence. L'impact des ZRR est proche de 0 et la seule fois où il diffère significativement de 0, il est négatif.

Tableau 2

Caractéristiques des salariés embauchés en zone de revitalisation rurale

En %

| | 1999 | 2000 |
|--|-------------|-------------|
| Sexe | | |
| Homme | 76,7 | 77,8 |
| Femme | 23,3 | 22,2 |
| Total | 100 | 100 |
| Âge | | |
| Moins de 25 ans | 32,7 | 32,3 |
| 25 à 29 ans | 20,6 | 19,6 |
| 30 à 39 ans | 26,7 | 26,5 |
| 40 à 49 ans | 15,4 | 16,3 |
| 50 ans ou plus | 4,6 | 5,3 |
| Total | 100 | 100 |
| Situation antérieure à l'embauche | | |
| Salarié sous CDI | 21,0 | 24,5 |
| Salarié sous CDD | 20,7 | 22,6 |
| Contrat aidé | 7,3 | 6,7 |
| Demandeur d'emploi inscrit à l'ANPE | 32,0 | 26,4 |
| Autre demandeur d'emploi | 6,7 | 6,4 |
| Scolarité, service national | 4,2 | 3,8 |
| Autre | 8,1 | 9,6 |
| Total | 100 | 100 |
| Niveau de formation | | |
| I ou II | 3,6 | 2,8 |
| III | 9,9 | 9,0 |
| IV | 13,8 | 13,6 |
| V | 51,5 | 53,2 |
| V bis | 6,2 | 6,1 |
| VI | 15,0 | 15,3 |
| Total | 100 | 100 |

Lecture : en 1999, 21 % des personnes nouvellement embauchées en ZRR avaient un emploi en CDI dans leur situation antérieure.

Champ : exonérations accordées en ZRR.

Source : Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », Premières Informations, Dares, n° 31.2, p. 5.

Il n'existe jusqu'à présent qu'une seule évaluation de l'impact des ZRR (Lofredi, 2007). Cette étude combine deux méthodes largement utilisées lors de l'évaluation de ce type de dispositifs : la méthode d'appariement et celle de Différence de différences (DD). Chacune de ces méthodes propose de corriger l'endogénéité du classement en ZRR. La première méthode consiste à considérer que des zones qui partagent les mêmes caractéristiques, sont comparables. Ainsi, le groupe de comparaison est constitué des zones non traitées dont les caractéristiques sont proches de celles sélectionnées. L'auteur dispose pour cela de caractéristiques démographiques et économiques sur les cantons. La méthode de Différence de différences corrige à la fois du biais conjoncturel et du biais de sélection en comparant l'écart de performances entre le groupe traité et le groupe de comparaison avant l'application de la mesure au même écart après sa mise en œuvre. L'auteur dispose du nombre d'établissements et de salariés par commune et par secteur d'activité sur la période 1993-2002. Cela lui permet alors d'estimer l'effet du classement en

ZRR sur l'emploi et le nombre d'établissements en première différence. L'impact des ZRR est proche de 0 et la seule fois où il diffère significativement de 0, il est négatif.

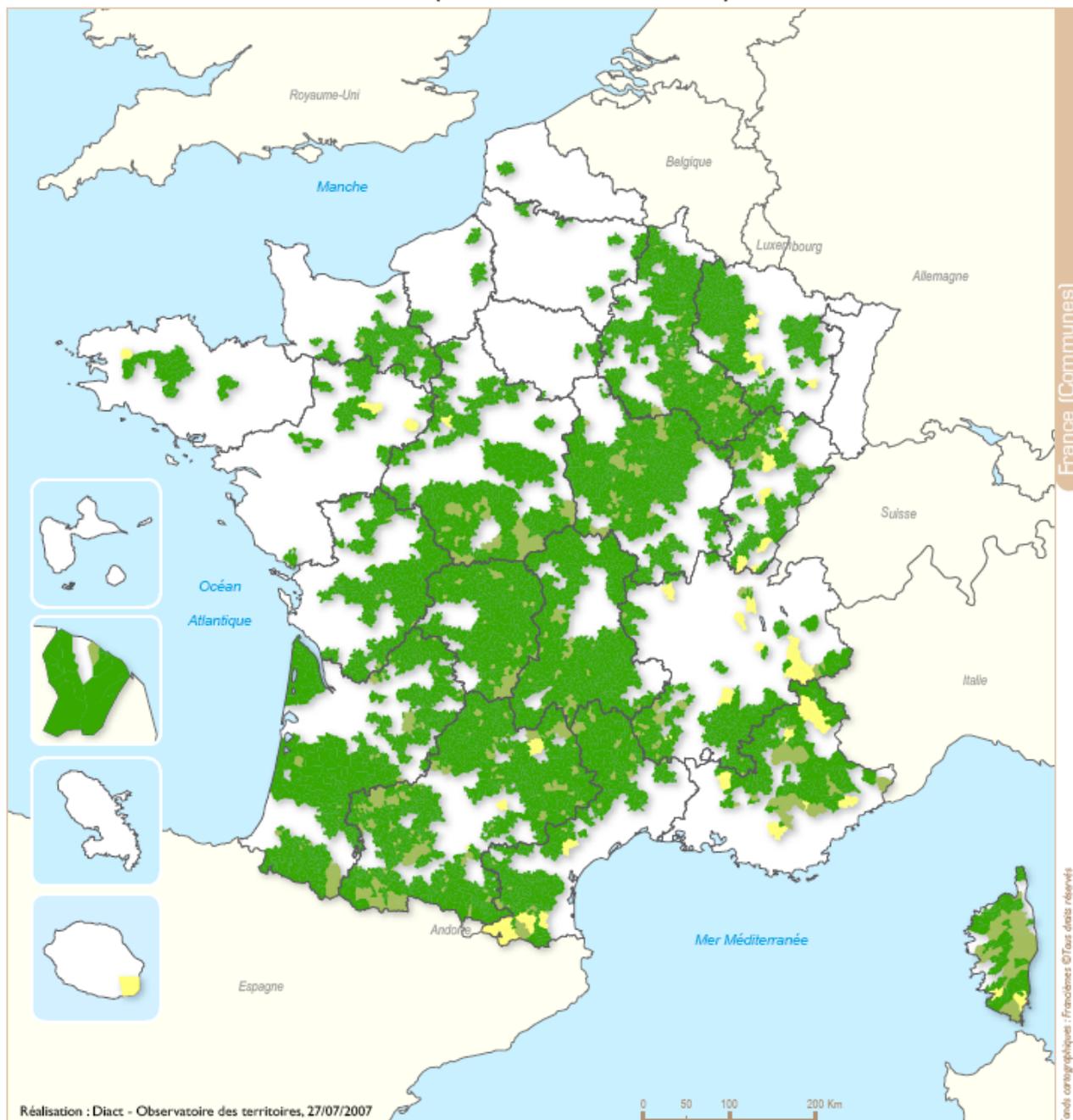
La validité de ces méthodes dans ce contexte peut être remise en cause. Bien que des critères spécifiques de sélection servent à délimiter les territoires en difficultés, il ne semble pas impossible que des caractéristiques inobservables interviennent également dans la désignation. On peut alors imaginer que des caractéristiques propres aux zones et qui ont joué un rôle dans le processus de sélection puissent avoir un impact sur les performances économiques à un moment donné, ce qui remettrait en cause la validité des DD (cf. encadré 1).

Nous estimons l'impact des exonérations en ZRR à partir de l'approche par discontinuité de la régression (pour d'autres applications de cette méthode, cf. Lemieux et Milligan, 2004 ; Miguel et Zaidi, 2003 ; Ludwig et Miller, 2006). En utilisant une source d'identification originale, elle semble mieux adaptée pour corriger l'effet de sélection auquel les méthodes utilisées précédemment ne répondent que partiellement.

Graphique II

Répartition des zones de revitalisation rurale

Zones de revitalisation rurale 2007 (arrêté du 23/07/2007)



Communes classées en ZRR :

-  à titre permanent
-  à titre conditionnel
(commune remplissant les critères socio-économiques et ne restant classée après le 31/12/2008 que sous la réserve d'une intégration à une EPCI à fiscalité propre)
-  à titre temporaire
(commune précédemment classée en ZRR, mais ne répondant pas aux nouveaux critères d'éligibilité et sortant du zonage au 31/12/2008)

13 671
communes classées
en ZRR, en 2007

Source : Délégation interministérielle à l'aménagement et à la compétitivité des territoires (Diact).

Encadré 1

L'IMPACT DES ZONES D'ENTREPRISES : PRÉSENTATION ET DISCUSSION

Les dispositifs d'exonérations fiscales pour les territoires en retard de développement apparaissent en Angleterre au début des années 1980 et se diffusent rapidement aux États-Unis sous le nom d'*Enterprise Zone* (EZ). Les EZ sont semblables aux ZRR dans leur conception et leurs objectifs. Les territoires déshérités sont en effet désignés à partir de critères socio-économiques et les incitations qui y sont consenties visent à développer les entreprises locales et à en attirer de nouvelles afin de relancer l'emploi et *in fine* le dynamisme de la zone. Les incitations financières prennent des formes variées, crédit d'impôts à l'embauche ou à l'investissement, exonérations fiscales, mais également développement des infrastructures. Elles concernent à la fois les zones urbaines et rurales en déclin. Un grand nombre d'États décident de créer des EZ pour soutenir les territoires en difficultés. Cela a donné lieu à de nombreuses évaluations qui ne permettent cependant pas de dégager des conclusions fermes sur l'efficacité de ce type d'intervention.

Quelles que soient les méthodes utilisées, l'objectif de ces évaluations est d'identifier l'effet causal de la mesure. Cela se traduit dans le cadre du modèle causal de Rubin (1979, 1994) comme la différence entre les performances économiques après la mise en place de la mesure et celles qui auraient prévalu en l'absence du programme. On s'intéresse alors à une comparaison entre $Y_i(1)$ et $Y_i(0)$, respectivement les valeurs « potentielles » d'une variable économique Y selon que la zone i bénéficie ou non du traitement. On définit également W_i , l'indicatrice valant 1 si la zone i est classée EZ et 0 sinon. L'impact causal défini ci-dessus correspond à la mesure $Y_{i(W_i=1)} - Y_{i(W_i=0)}$. Comme il n'est pas possible d'observer simultanément les deux réponses pour une même zone, nous devons nous résigner à faire des comparaisons entre zones et donc à estimer un effet moyen du traitement. Les approches économétriques diffèrent alors selon les hypothèses qu'elles retiennent pour garantir la fiabilité de la comparaison des zones traitées aux zones qui ne bénéficient pas du programme.

La méthode « d'appariement par score de propension » (*Propensity Score Matching*)

Cette approche consiste à modéliser la probabilité d'être traité en fonction de différentes variables et de considérer que des individus qui ont la même probabilité d'être traité sont comparables (et donc que l'on corrige bien le biais de sélection). On compare alors pour un niveau donné de probabilité les zones traitées aux autres. Ainsi, O'keeffe (2004) étudie l'effet de 39 EZ en Californie sur l'emploi à l'aide de cette méthode. La sélection des zones s'est faite sur des critères de chômage, de pauvreté et de faible croissance, qu'il utilise pour estimer la probabilité d'être touché par la mesure. Ces zones concèdent des exonérations de taxes et des crédits d'impôts (à hauteur de 50 % du salaire des 5 premières années). L'auteur trouve au final un effet significatif des EZ de 3 % sur la croissance de l'emploi au cours des 6 premières années.

L'approche d'appariement par score de propension repose sur deux hypothèses. La première hypothèse, dite de « sélection sur observables » consiste à supposer que la sélection dépend uniquement de caractéristiques X observables. On considère alors que deux zones, l'une traitée et l'autre non, qui ont les mêmes caractéristiques, sont comparables. Cela revient à supposer que pour des caractéristiques X données, l'attribution du traitement ne dépend ni de la situation de départ ni des gains potentiels espérés, ce qui s'écrit :

pour tout i , $Y_i(0), Y_i(1) \perp W_i \mid X_i$

Rosenbaum et Rubin (1985) montrent que cela implique :

$$Y_i(0), Y_i(1) \perp W_i \mid P(X_i)$$

où $P(X_i)$ est la probabilité d'être traité, fonction des caractéristiques observables.

Cette condition garantit l'identification du paramètre d'intérêt : $E[Y_i(1) - Y_i(0) \mid W_i = 1]$,

l'effet moyen du classement en ZRR pour les cantons effectivement classés.

La deuxième hypothèse est une condition de support. Il n'est possible d'évaluer les contrefactuels, donc l'effet du traitement, que sur le support commun des $P(X)$. En d'autres termes, il est nécessaire que les individus qui font face à la même probabilité P existent dans les deux sous populations. L'hypothèse s'écrit formellement :

$$0 < P(W = 1 \mid X) = P(X) < 1$$

Les zones pour lesquelles cette propriété n'est pas vérifiée sont alors exclues de l'analyse.

Dans le cadre des dispositifs du type des EZ, les territoires sont sélectionnés sur la base de caractéristiques prédéfinies. Dès lors, la méthode d'appariement semble mal adaptée à l'évaluation de ce type de mesure. Les hypothèses stochastiques nécessaires pour l'identification de l'effet causal semblent en effet s'opposer à la nature même du mode de désignation des zones que l'on souhaite étudier. Les estimations basées sur la méthode d'appariement sont donc potentiellement biaisées. Il n'est toutefois pas possible de tester l'ampleur du biais (Imbens et Lemieux, 2007).

La méthode de Différence de Différences (DD)

C'est la méthode utilisée par la majorité des études. Elle consiste à comparer l'écart des performances économiques entre zones traitées et non traitées avant la mise en place du dispositif au même écart après l'application de la mesure. On capture alors bien l'effet de la mesure à condition que les deux groupes comparés aient évolué de la même manière en l'absence du traitement. L'estimateur s'écrit :

$$DD = (E[Y_i(1) \mid W_i = 1] - E[Y_i(0) \mid W_i = 1]) - (E[Y_i(1) \mid W_i = 0] - E[Y_i(0) \mid W_i = 0]).$$

Il est également possible de faire apparaître l'estimateur DD dans un cadre de régression. Il s'écrit alors comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \beta \cdot 1\{t = 1\} + \gamma \cdot 1\{i \in T\} + \eta \cdot 1\{t = 1\} \cdot 1\{i \in T\} + \varepsilon_{it},$$

où T désigne l'appartenance au groupe traité, t la période et η correspond à l'estimateur DD.

Les modèles à effets fixes (FE)

Utilisés dans la plupart des évaluations, ils sont une généralisation de la méthode des DD qui permet de tenir compte d'une différence de tendance entre les deux groupes avant la mise en place du traitement et multiplie les sources d'identification. Cette méthode nécessite de disposer de données au moins pour deux périodes avant et après la mise en place du programme. L'estimateur à effet fixe (FE) s'écrit alors :

$$Y_{jt} = \alpha + \sigma_t + \gamma_j + \beta \cdot T_{jt} + \varepsilon_{jt}, \text{ où } j \text{ représente un groupe, } t \text{ la date à laquelle il est observé et } \beta \text{ est l'estimateur FE.}$$

Papke (1993) étudie l'impact des EZ mises en place dans l'Indiana sur l'emploi et l'investissement. Les zones ont été sélectionnées sur la base de leur taux de chômage et de pauvreté. Elles ont droit à des exonérations de taxes locales, à des crédits d'impôts à l'embauche (limités à 10 % du salaire) et les salariés bénéficient d'un crédit d'impôt sur le revenu. L'auteur dispose de données de panels sur 10 ans sur les caractéristiques des zones. Elle procède à l'estimation de plusieurs spécifications d'un modèle à effet fixe. Dans la

spécification préférée, elle autorise la variable dépendante à suivre une tendance spécifique dans chaque zone. On parle alors de modèle à croissance aléatoire qui s'écrit :

$$\log(Y_{jt}) = \alpha + \sigma_t + \gamma_j + \lambda_j \cdot t + \beta \cdot T_{jt} + \varepsilon_{jt}.$$

Les résultats indiquent une baisse du chômage de 19 % à la suite de la classification en EZ. Lors de l'évaluation de l'impact du dispositif à l'aide d'un modèle à effet fixe, les variations temporelles communes à toutes les zones ainsi que les spécificités de chaque zone n'interviennent pas dans l'identification de l'effet causal. L'estimation n'est pas biaisée s'il n'existe pas de variables omises qui affectent une région à une date donnée et qui soient corrélées avec la mise en place du programme. Ainsi, si une zone est sélectionnée en fonction de la dynamique de sa création d'emploi, l'estimateur sera probablement biaisé.

Combiner l'approche par appariement et un modèle à effet fixe

D'autres évaluations combinent les deux approches (Bondonio et Engberg, 2000 ; Bondonio et Greenbaum, 2006 ; Busso et Kline, 2008). La méthode d'appariement permet de définir le groupe de comparaison et un modèle à croissance aléatoire est ensuite estimé pour ces groupes. Dans ces études, les auteurs constatent qu'il n'y a aucun impact des EZ sur la croissance de l'emploi ou du nombre d'entreprises lorsque les entreprises sont considérées dans leur ensemble. Bondonio et Greenbaum (2006) montrent toutefois que lorsque l'on se focalise sur les entreprises nouvellement créés, l'effet du dispositif sur le taux de croissance de l'emploi est égal à 25 %. Dès lors que les auteurs tiennent compte de la valeur monétaire des incitations, les résultats suggèrent que les EZ n'ont pas d'effets significatifs. Busso et Kline (2008) concluent sur un effet positif des ZR sur l'emploi mais montrent également que la valeur du foncier augmente considérablement.

Bien que la combinaison des deux méthodes semble plus crédible, cela ne parvient pas à répondre aux critiques dont ces méthodes font l'objet. En effet, le biais de sélection, qui peut subsister lors de la création du groupe de contrôle, est également susceptible de nuire au modèle à effet fixe. L'approche par RDD permet alors de confronter les résultats obtenus lorsque les hypothèses stochastiques diffèrent.

Application de l'approche par discontinuité de la régression à l'étude des ZRR

L'approche par discontinuité de la régression (RDD) s'appuie sur la procédure de sélection en vigueur lors de la mise en place de la politique. La désignation des ZRR s'est faite à partir de critères précis et arrêtés. Le premier d'entre eux porte sur la densité de la population. Afin d'être classée en ZRR, une commune doit en effet appartenir à un canton de densité inférieure ou égale à 31 habitants/km². La méthode de RDD consiste alors à exploiter la position des cantons par rapport à ce seuil comme source de variation exogène de l'attribution du traitement.

La démarche est la suivante. À condition que l'on se focalise sur les cantons dont la densité est proche de 31 habitants/km², la méthode RDD considère que le fait qu'un canton se trouve juste au dessus ou juste en dessous du point critique est exogène. Plus précisément, le fait qu'un canton se trouve d'un côté ou de l'autre du point seuil n'est lié ni à l'emploi ni à la création d'entreprises et ne dépend pas des bénéfices qu'il peut attendre de l'attribution de la politique. Par ailleurs, la position du canton par rapport au seuil est déterminante dans l'attribution de la mesure. Cela signifie qu'un canton dont la densité est inférieure à 31 habitants/km² a une probabilité bien plus grande d'être classé en ZRR qu'un canton dont la densité est juste supérieure au seuil. Cette circonstance se traduit par l'existence d'une discontinuité dans la probabilité d'obtenir le traitement conditionnellement à la densité au point seuil de 31 habitants/km². Finalement, la position d'un canton par rapport au seuil est décisive pour l'attribution du traitement et constitue donc une source de variation exogène dans la probabilité d'obtenir le traitement, ce qui permet de corriger l'effet de sélection (cf. encadré 2).

L'ampleur de l'impact de la mesure correspond alors à l'ampleur de la discontinuité dans la variable d'intérêt (soit dans notre cas l'emploi ou la création d'entreprises) au point de la discontinuité dans la probabilité d'obtenir le traitement. Plus exactement, *l'ampleur de l'effet est mesurée par le ratio du saut dans la variable d'intérêt sur le saut de la probabilité d'être classé en ZRR*. Le saut dans la variable d'intérêt doit en effet être attribué uniquement aux cantons affectés par le caractère strict du critère, c'est-à-dire ceux touchés par le saut dans la probabilité d'être traité. On se restreint aux cantons à « proximité »⁽⁵⁾ de la discontinuité afin que le caractère exogène de l'attribution de la mesure reste valide.

La méthode de RDD utilise donc une source d'identification de l'impact causal du dispositif qui n'est pas exploitée par les méthodes d'appariement ou de Différence de différences. La méthode d'identification décrite précédemment s'apparente à celle utilisée pour les estimations dans le cadre d'une « expérience naturelle ». On utilise en effet ici une particularité dans l'application de la mesure comme source de variation exogène dans l'attribution du traitement. A la différence du cas standard, l'expérience naturelle ne concerne ici qu'une partie de l'échantillon, les cantons dont la densité est « proche » de 31 habitants/km² (6). La méthode de RDD peut alors se concevoir comme une approche par variable instrumentale pour laquelle le fait de bénéficier du traitement est instrumenté par une indicatrice valant 1 si le canton a une densité inférieure à 31 habitants/km² (cf. encadré 2).

Malgré l'utilisation d'une source d'identification particulièrement crédible, le RDD est limité par un aspect : sa validité externe. Il permet en effet de fournir au mieux une estimation de l'effet causal moyen uniquement pour la sous-population qui se trouve autour de la discontinuité et qui a effectivement été affectée par le seuil spécifié. On mesure alors seulement l'effet de la mesure pour certains cantons dont la densité est proche de 31 habitants/km² et on ne peut en aucun cas garantir que cela correspond à l'effet de la mesure pour l'ensemble des cantons. L'effet estimé n'est toutefois pas dénué d'intérêt. En estimant l'impact pour les cantons dont la densité est proche du point seuil, le RDD mesure en fait l'effet marginal de la mesure, il fournit une information sur l'effet que l'on peut attendre si l'on déplaçait le seuil pour toucher de nouveaux cantons. Ce type d'information est d'un intérêt majeur pour les décideurs publics.

Encadré 2

MÉTHODE D'ESTIMATION DE L'EFFET DES EXONÉRATIONS EN ZRR : UNE APPROCHE PAR DISCONTINUITÉ DE LA RÉGRESSION

L'impact des exonérations consenties aux entreprises lors du classement en ZRR en 1996 est analysé au niveau cantonal en tenant compte des caractéristiques des cantons. L'objectif est d'identifier l'effet du classement en ZRR sur l'évolution de l'emploi et la création d'établissements. Le taux de croissance de l'emploi et du nombre d'établissements permet de tenir compte du niveau de la variable et est mesurable au niveau du canton. Comme la mesure est étendue aux petites entreprises le 1^{er} janvier 1997, il est nécessaire d'étudier l'effet du dispositif sur le taux de croissance de l'emploi ou du nombre d'entreprises au moins jusqu'en 1998. Les conclusions restent inchangées que l'on considère 1995 ou 1996 comme année de référence.

L'objectif est donc bien d'estimer l'effet d'un traitement binaire : être ou non classé en ZRR.

^{5.} Dans la suite de l'article, on se référera à cette « proximité » en utilisant le terme « largeur de bande » autour de la discontinuité. Par largeur de bande, il faut comprendre une fenêtre de même taille à gauche et à droite du point seuil qui délimite l'échantillon à partir duquel seront menées les estimations. Ainsi, l'échantillon total intègre toutes les observations comprises entre $(31 - h)$ et $(31 + h)$ habitants par km², où h correspond à la largeur de bande.

^{6.} La manière de déterminer cette « proximité » au point seuil est rapidement présentée dans l'encadré 2 et exhaustivement traitée en annexe 2.

Comme dans l'encadré 1 (cf. le modèle causal de Rubin), il s'agit toujours de comparer les réponses « potentielles » d'une variable d'intérêt Y (l'évolution de l'emploi ou du nombre d'établissements) et d'identifier l'effet causal du traitement : $Y_{i(W_i=1)} - Y_{i(W_i=0)}$.

La RDD : exploiter la discontinuité dans la probabilité d'être ou non classé en ZRR

Afin de corriger l'effet de sélection, l'approche par discontinuité de la régression (*Regression Discontinuity Design*, « RDD » par la suite) repose sur le principe suivant : l'attribution du traitement est déterminé (au moins en partie) par le fait de se trouver d'un côté ou de l'autre d'une valeur seuil c de la variable x . Dans notre cas, x est la densité de la population dans le canton i et le seuil retenu est 31 habitants/km². Une condition pour que la méthode s'applique bien est donc que l'on observe effectivement une discontinuité dans la probabilité de recevoir le traitement conditionnellement à x . Avec l'approche de RDD l'identification repose sur le fait que l'on peut interpréter comme l'effet causal du dispositif une discontinuité de Y au point c . Ceci est possible à deux conditions : d'une part il faut qu'au point c le fait de bénéficier du traitement ne dépende pas du gain potentiel auquel il est associé ; d'autre part il est de plus nécessaire de faire l'hypothèse qu'en l'absence de mesure, $Y_{(W_i=0)}$ aurait été similaire pour les deux groupes au voisinage de c . Une présentation formelle des conditions et des hypothèses stochastiques nécessaires pour identifier l'effet causal apparaît dans l'annexe 2.

L'importance de l'impact est alors mesurée par le rapport entre l'ampleur de la discontinuité dans la variable d'intérêt et l'ampleur de la discontinuité dans la probabilité d'être traité. Cette dernière grandeur correspond à la part des i qui ont réagi « conformément » à la règle prédéfinie, on les nomme les *compliers* dans la terminologie d'Angrist et Imbens (1994). S'il n'existe pas d'« anti-conformistes » (*defiers*), des cantons qui n'accepteraient pas le traitement s'ils étaient éligibles mais qui l'obtiendraient s'ils ne l'étaient pas, alors l'effet mesuré correspond à :

$$\tau_{RD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) \mid \text{le canton } i \text{ est un } \textit{conformiste} \text{ (complier) et } X_i = c]$$

On mesure alors l'effet moyen du traitement mais seulement autour de la discontinuité (RDD) et seulement pour les conformistes, c'est à dire les individus qui sont affectés par le seuil. Il s'agit alors d'un effet moyen local du traitement (*Local Average Treatment Effect*, LATE) (Angrist et Imbens, 1994).

Bien sûr, lorsqu'on estime l'effet, on ne se concentre pas uniquement sur les observations pour lesquelles $x = c$. On sélectionne un échantillon autour de c pour calculer une moyenne de part et d'autre de la discontinuité. La taille de l'échantillon est donc déterminée par la largeur de bande h , arbitrairement petite, autour du point c . Le paramètre d'intérêt s'écrit donc aussi comme ceci (Hahn *et al.*, 2001):

$$\tau_{RD} = \frac{E[Y|X = c - h] - E[Y|X = c + h]}{E[W|X = c - h] - E[W|X = c + h]}$$

Une question centrale et délicate dans le RDD consiste à choisir la largeur de bande h autour de la discontinuité. Le choix de la distance h optimale résulte d'un arbitrage entre précision et biais. Si l'on choisit une bande très restreinte autour de la discontinuité, l'estimation est généralement très imprécise à moins de disposer d'un nombre conséquent de points autour de la discontinuité. En revanche, avec une grande largeur de bande, un biais est susceptible d'apparaître si les individus éloignés de la discontinuité sont systématiquement différents. Un critère développé par Imbens et Lemieux (2007) est utilisé pour le choix de la distance h (cf. annexe 3).

Un estimateur de Wald, équivalent à un estimateur de type Doubles Moindres Carrés

L'estimateur par régression de la discontinuité correspond à un estimateur de Wald pour lequel on a instrumenté le fait d'être touché par le traitement (W_i) par une indicatrice valant 1 lorsque $X \geq c$. Un estimateur numériquement équivalent est obtenu à l'aide des Doubles Moindres Carrés (*Two Stage Least Squares*, 2SLS) à condition de tenir compte d'un effet linéaire de la densité ($Dens_i$) différent de chaque côté du seuil. Les estimations présentées (cf. tableau 5) sont issues des modèles qui suivent. Le modèle s'écrit alors en deux étapes. La première étape correspond à l'instrumentation de la variable de traitement (ZRR_i) par le fait d'être en dessous du seuil de densité. Elle s'écrit :

$$ZRR_i = \alpha + \beta_1 \cdot Dens_i + \beta_2 \cdot (Dens_i \bullet Seuil_i) + \delta \cdot Seuil_i + \varepsilon_i,$$

où $ZRR_i = 1$ si le canton est classé en ZRR

$$\text{et } Seuil_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Dens_i \leq 31 \text{ habitants/km}^2 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Dans la deuxième étape on identifie l'effet causal du traitement, être classé en ZRR, sur la variable d'intérêt à partir de la régression de la variable d'intérêt sur la prévision de la variable de traitement ($Z\hat{R}R_i$):

$$Y_i = \alpha' + \beta'_1 \cdot Dens_i + \beta'_2 \cdot (Dens_i \bullet Seuil_i) + \delta' \cdot Z\hat{R}R_i + \nu_i$$

Cette forme fonctionnelle permet de tenir compte d'un effet linéaire différent de la densité de part et d'autre du seuil.

Tenir compte de l'éloignement de la discontinuité : l'adjonction de variables explicatives supplémentaires

Comme il a été mentionné, l'estimation de l'impact du classement en ZRR est valable seulement si l'on utilise les observations à proximité de la discontinuité. Il faut pour cela bénéficier d'un grand nombre d'observations juste autour de la discontinuité, ce qui n'est pas toujours le cas. Lorsqu'on utilise de l'information à une certaine distance de la discontinuité, l'inclusion de variables explicatives de contrôle peut permettre de corriger les biais résultant de ces observations additionnelles. Le fait d'ajouter des variables explicatives peut en outre conduire à améliorer la précision de l'estimation si elles sont corrélées avec la création d'établissements ou la croissance de l'emploi. Pour certaines spécifications, on inclut donc dans la régression, en plus de la densité et à chaque étape du modèle, un ensemble de variables comprenant : la part de l'emploi agricole dans l'emploi, la population totale du canton, le revenu fiscal par habitant, la part de la population de plus de 60 ans et le taux d'évolution de l'emploi entre 1982 et 1990 (cf. tableau 5).

L'introduction d'une forme fonctionnelle flexible de la densité ($g(Dens_i)$) permet par ailleurs de tenir compte d'une éventuelle relation non linéaire entre la densité et la variable d'intérêt qui pourrait être interprété comme une discontinuité alors qu'elle proviendrait d'une spécification trop rigide. Nous utilisons dans certaines spécifications un polynôme du second degré de la densité et son interaction avec $Seuil_i$ à chaque étape du modèle (cf. annexe 4, tableaux A et B).

Les résultats obtenus à partir de la méthode de Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sont présentés à titre de comparaison. Le paramètre d'intérêt δ' doit s'interpréter comme le supplément de croissance de l'emploi ou du nombre d'entreprise que l'on observe pour les cantons classés en ZRR du fait de la mise en place du dispositif.

Les données

Les différentes analyses et estimations sont menées à partir d'une base de données issue du répertoire Sirene (Système Informatique pour le Répertoire des Entreprises et des Établissements) de l'Insee. On dispose du stock d'établissements et d'emplois salariés pour les 36 565 communes françaises entre 1993 et 2002 décomposé selon cinq secteurs et tailles d'établissements. Les établissements se décomposent entre le secteur manufacturier, la construction, le commerce, les services aux entreprises et les services aux particuliers. La taille de l'établissement est synthétisée par le nombre de salariés selon les catégories suivantes: sans salariés, de 1 à 9 salariés, de 10 à 19 salariés, de 20 à 49 salariés et 50 salariés et plus. Pour chaque taille d'établissement, figure le nombre d'établissements dans la catégorie ainsi que le nombre total de salariés. Il n'est pas possible de travailler sur l'augmentation du nombre d'établissements selon leur taille dans la mesure où l'information sur le flux des établissements entre les différentes catégories n'est pas disponible ce qui ne permet pas de séparer l'effet de la mesure des flux d'établissements entre catégories. La base nous indique également si la commune est éligible à un programme de développement du Fonds structurel européen (Objectif 5b, Objectif 2, Objectif 1) et si elle fait partie d'un zonage français, TRDP et ZRR. Le critère de densité s'applique au niveau cantonal, on agrège donc l'information disponible dans la base Sirene au niveau cantonal pour mettre en œuvre l'approche par RDD. Il faut noter à ce stade que cela limite nécessairement l'analyse au niveau cantonal. Il n'est plus possible de travailler à un niveau plus fin. En particulier, il n'est pas possible de tenir compte des autres critères de sélection (comme la part de l'emploi agricole par exemple) qui jouent au niveau communal. De plus, des données démographiques et socio-économiques sont disponibles au niveau cantonal. En particulier, la population, la densité de la population, le taux d'évolution de la population entre 1982 et 1990, la part des plus de 60 ans dans la population, le taux de chômage, la part des emplois agricoles, le taux d'évolution du nombre d'emplois entre 1982 et 1990 proviennent du recensement public de 1990. La marge brute standard d'exploitation de 1988 et le revenu fiscal par habitant pour 1990 proviennent respectivement du Recensement Général de l'Agriculture et de la Direction Générale des Impôts.

Quelques éléments qui confirment la validité de l'approche par RDD

Du fait de son approche originale, le RDD constitue des groupes de comparaison nettement différents de ceux définis par la méthode d'appariement. Cette dernière repose sur la comparaison de cantons dont les caractéristiques observables sont semblables. Ainsi, pour les cantons de densité 31 habitants/km², l'effet est estimé en comparant un canton classé en ZRR à un canton hors ZRR. Les cantons ont pourtant le même statut face au traitement (la même probabilité d'être traité). Cette méthode n'explique donc pas clairement les mécanismes qui conduiraient à choisir de manière exogène le canton qui se verra attribuer le traitement parmi les cantons pourvus de caractéristiques observables similaires. Le RDD s'attache en revanche à comparer des cantons de part et d'autres du point critique et qui, de ce fait diffèrent par leur statut. La source de variation exogène qui permet de corriger l'effet de sélection est bien apparente et semble effectivement valide dans la mesure où les cantons n'ont pas pu influencer leur densité du recensement de 1990. Nous allons à présent étudier de plus près la validité de ces deux approches à l'aide de statistiques descriptives.

L'examen des caractéristiques moyennes des cantons à gauche puis à droite du point seuil, selon qu'ils soient classés ou non en ZRR permet d'obtenir une idée des différences qui existent entre les cantons de densité très proche mais dont le statut face au traitement diffère (cf. tableau 3). La première partie du tableau présente les caractéristiques moyennes des cantons dont la densité est comprise entre 21 et 31 habitants/km² selon qu'ils soient classés ou non en ZRR. La troisième colonne permet de déterminer si en moyenne les caractéristiques diffèrent significativement entre les deux groupes.

Nous remarquons en premier lieu que certains cantons dont la densité est inférieure à 31 habitants/km² ne sont pas classés en ZRR (environ 18 %). Cela n'a *a priori* rien d'étonnant dans la mesure où le dispositif spécifie explicitement qu'en plus du critère de densité qui s'applique au niveau du canton, les communes

doivent vérifier des critères complémentaires⁷. Les caractéristiques qui rentrent en compte dans le calcul des critères sont présentes en caractère gras. Il semble bien que si certains cantons ne sont pas sélectionnés cela soit dû au fait qu'ils ne respectent pas les critères complémentaires. En effet, ces cantons ont en moyenne vu leur population augmenter rapidement entre 1982 et 1990 alors qu'elle diminue pour les cantons classés en ZRR et la part de l'emploi agricole y est beaucoup plus faible. Les différences ne se limitent toutefois pas à ces caractéristiques. Ces cantons sont en moyenne également plus peuplés, plus riches (revenu fiscal par habitant) et les exploitations y sont plus rentables (marge brute d'exploitation). On ne note toutefois pas de différences en ce qui concerne l'évolution de l'emploi et le taux de chômage.

La deuxième partie du tableau présente les caractéristiques des cantons dont la densité est comprise entre 31 et 41 habitants/km². De manière surprenante, une part non négligeable (environ 18 %) de ces cantons bénéficie tout de même des exonérations alors qu'ils ne vérifient pas le critère de densité. Cela peut s'expliquer par le fait que le critère de densité s'applique également pour les arrondissements mais au niveau de 33 habitants par km². Comme pour les cantons, un critère supplémentaire doit être vérifié : une diminution de la population ou de la population active supérieure à deux fois la moyenne nationale ou un niveau d'emploi agricole deux fois supérieur à la moyenne nationale. Les cantons classés en ZRR ont vu leur population diminuer entre 1982 et 1990 alors qu'elle augmentait pour les autres cantons sur la même période. Par ailleurs, la part de l'emploi agricole y est bien plus faible. Il semble donc que l'évolution de la population dans les cantons de densité supérieure à 31 habitants/km² constitue l'élément décisif de leur classement en ZRR. On remarque de plus que le taux de chômage est plus élevé et la marge brute d'exploitation plus faible dans ces cantons. Toutefois, ils ont également vu l'emploi augmenter rapidement entre 1982 et 1990 alors qu'il diminuait pour les autres cantons et la part de l'emploi agricole y est bien plus faible.

Que l'on se concentre sur les cantons en dessous ou au dessus du seuil, il apparaît clairement que les cantons qui bénéficient des exonérations ne ressemblent pas à ceux qui sont exclus du dispositif ; cela même une fois que l'on contrôle (en partie) par la densité, le principal critère de sélection. En particulier, l'introduction de critères complémentaires a permis de cibler les cantons les plus défavorisés parmi les cantons de faible densité. Il est plus difficile de caractériser la sélection des cantons de forte densité. Les différences en termes de dynamisme du marché du travail et de niveau de chômage suggèrent toutefois que les cantons à forte densité qui bénéficient tout de même du dispositif ont pu être sélectionnés sur la base de leurs gains potentiels en termes d'emploi ou de création d'établissements du fait de bénéficier du dispositif. Bien que cela ne constitue pas une preuve, cela met en évidence le type de mécanismes qui peut être à l'œuvre lors de la sélection des cantons et la manière dont cela peut altérer la validité de la méthode par appariement. Les informations du tableau 3 ne permettent toutefois pas d'affirmer qu'il n'existe pas de cantons dont toutes les caractéristiques sont similaires.

⁷. Ces critères ont été décrits précédemment dans la partie « Une mesure géographiquement ciblée ».

Tableau 3

Caractéristiques (moyennes et écarts-types) des cantons de chaque côté du point seuil leur statut d'acceptation dans une ZRR

| | Densité comprise entre... | | | | | |
|---|--|-------------------------|----------------------------|--|-------------------------|----------------------------|
| | ... 21 et 31 habitants/km ² | | | ... 31 et 41 habitants/km ² | | |
| | Moyenne en ZRR | Moyenne en « non ZRR » | Différence | Moyenne en ZRR | Moyenne en « non ZRR » | Différence |
| Densité de la population (habitants/km²) | 25,38 (2,90) | 26,65 (2,86) | - 1,27*** (0,37) | 35,45 (3,05) | 36,09 (2,92) | - 0,64 (0,39) |
| Évolution de la population (entre 1982 et 1990, en % sur la période) | - 0,14 (0,78) | 0,86 (1,15) | - 1,00*** (0,11) | - 0,06 (0,65) | 0,26 (0,82) | - 0,32*** (0,09) |
| Part de l'emploi agricole (%) | 32,16 (12,49) | 27,76 (16,96) | 4,40** (1,73) | 16,04 (9,49) | 25,39 (12,70) | - 9,35*** (1,31) |
| Évolution de l'emploi (entre 1982 et 1990, en % sur la période) | - 0,97 (10,04) | - 0,68 (1,75) | - 0,29 (1,18) | 4,43 (23,81) | - 1,23 (1,46) | 5,66** (2,79) |
| Population (nombre d'habitants) | 5081,70 (1761,11) | 6041,29 (3710,96) | - 959,58*** (288,64) | 7607,18 (2664,22) | 6803,40 (2483,66) | 803,78** (340,11) |
| Taux de chômage (%) | 9,72 (3,12) | 9,10 (2,96) | 0,62 (0,40) | 11,27 (2,73) | 9,34 (2,59) | 1,94*** (0,35) |
| Part de la population âgée de plus de 60 ans (%) | 29,24 (5,00) | 22,92 (4,81) | 6,33*** (0,64) | 26,93 (4,97) | 25,69 (4,92) | 1,24* (0,64) |
| Revenu fiscal par habitant (en 1990) | 4,33 (0,56) | 5,44 (1,18) | - 1,11*** (0,09) | 4,70 (0,52) | 4,81 (0,79) | - 0,11 (0,07) |
| Marge brute d'exploitation (en 1988, en %) | 25,53 (13,16) | 47,04 (27,12) | - 21,50*** (2,13) | 21,98 (12,08) | 31,20 (20,45) | - 9,23*** (1,80) |
| <i>N</i> | 335 | 73 | | 61 | 284 | |

Lecture : les caractéristiques ayant servi à la sélection des zones en ZRR apparaissent en caractère gras.

Trois (respectivement deux, une) étoile(s) indiquent une significativité à 1 % (respectivement 5 %, 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses.

Parmi les cantons dont la densité est comprise entre 21 et 31 habitants/km², les cantons classés en ZRR ont vu leur population baisser en moyenne de 0,14 % entre 1982 et 1990 alors que les cantons qui ne sont pas classés en ZRR ont vu leur population augmenter de 0,86 % ; la différence est significative au seuil de 1 %.

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 21 et 41 habitants par km².

Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee ; Recensement Général de l'Agriculture, 1990 ; Direction Générale des Impôts, 1990.

L'approche par RDD repose sur le fait que les cantons sont comparables de part et d'autre du point seuil. Considérons les caractéristiques des cantons selon qu'ils ont une densité supérieure ou inférieure à 31 habitants/km² pour un échantillon proche de cette valeur et de taille semblable aux échantillons sélectionnés dans le tableau 3 (bande de 5 habitants/km² de chaque côté de la discontinuité) (cf. tableau 4). Les cantons diffèrent d'abord par leur densité puisque c'est la manière dont on les a divisés. Cette différence se retrouve assez logiquement dans la population et dans la part de population agricole. Dans la mesure où la surface des cantons ne varie pas énormément, la différence de densité correspond mécaniquement à une différence de population. Comme l'agriculture requiert des surfaces considérables, il est probable qu'une forte proportion d'agriculteur dans la population active aille de paire avec une faible densité. Bien que l'on observe de petites différences dans la part de population âgée et le revenu fiscal par habitant, les cantons sont particulièrement semblables en moyenne en ce qui concerne l'évolution de la population et de l'emploi, le taux de chômage et la marge brute d'exploitation.

La sélection des cantons sur leur densité (d'un côté ou de l'autre du seuil) ne résulte donc pas sur des différences fondamentales entre cantons pour les indicateurs disponibles du contexte et de l'activité économique. Ce n'est pas le cas pour les comparaisons présentées précédemment (cf. tableau 3). Il n'y a

donc pas de raisons particulières de penser que les cantons de part et d'autres du seuil diffèrent fondamentalement en termes de création d'entreprise et de dynamique de l'emploi ce qui tend à renforcer la validité de l'approche de RDD.

Tableau 4

Caractéristiques (moyennes et écarts-types) des cantons de chaque côté du point seuil selon que leur densité les rend ou non éligible au statut de ZRR

| | Densité comprise entre... | | Différence |
|--|--|--|---------------------------|
| | ... 26 et 31 habitants/km ² | ... 31 et 36 habitants/km ² | |
| Densité de la population (habitants/km ²) | 28,41 (1,49) | 33,29 (1,40) | - 4,88*** (0,16) |
| Évolution de la population (entre 1982 et 1990, en % sur la période) | 0,13 (0,97) | 0,18 (0,85) | - 0,05 (0,10) |
| Part de l'emploi agricole (%) | 30,75 (13,57) | 24,24 (13,10) | 6,51*** (1,43) |
| Évolution de l'emploi (entre 1982 et 1990, en % sur la période) | - 0,73 (10,05) | - 0,44 (8,87) | - 0,29 (1,02) |
| Population (nombre d'habitants) | 5683,03 (2 249,75) | 6829,37 (2 623,44) | - 1 146,33*** (261,75) |
| Taux de chômage (%) | 9,59 (2,92) | 9,59 (2,77) | 0,00 (0,31) |
| Part de la population âgée de plus de 60 ans (%) | 27,82 (5,30) | 25,91 (5,28) | 1,91*** (0,57) |
| Revenu fiscal par habitant (en 1990) | 4,60 (0,88) | 4,83 (0,80) | - 0,23*** (0,09) |
| Marge brute d'exploitation (en 1988, en %) | 30,12 (16,80) | 30,83 (21,45) | - 0,71 (2,06) |
| <i>N</i> | 181 | 166 | |

Lecture : les caractéristiques ayant servi à la sélection des zones en ZRR apparaissent en caractère gras.

Trois (respectivement deux, une) étoile(s) indiquent une significativité à 1 % (respectivement 5 %, 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses. Les cantons situés à gauche du point seuil dans une largeur de bande de 5 habitants/km² ont en moyenne une part de l'emploi agricole de 30,75 tandis que ceux situés à droite du seuil dans une bande de largeur 5 habitants/km² ont en moyenne une part de l'emploi agricole de 24,24. La différence est significative au seuil de 1 %.

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 26 et 36 habitants par km².

Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee ; Recensement Général de l'Agriculture, 1990 ; Direction Générale des Impôts, 1990.

L'impact des exonérations en ZRR sur l'emploi et la création d'entreprise : aucun n'effet n'apparaît graphiquement

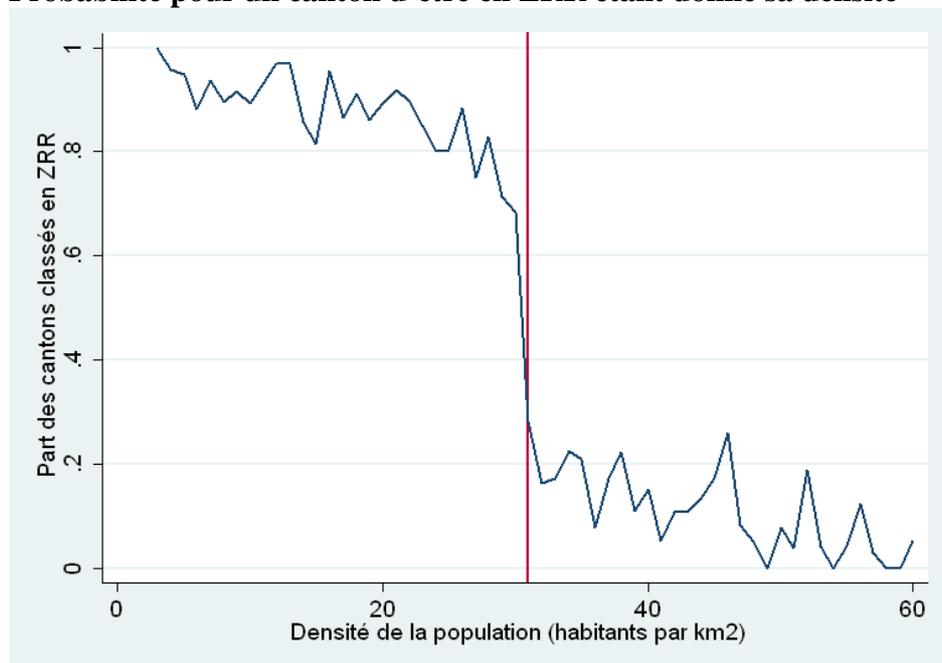
L'analyse graphique constitue un outil simple et puissant dans le cadre de l'approche par discontinuité de la régression. L'approche est effectivement fondée sur l'existence d'une discontinuité dans la probabilité d'être classé en ZRR conditionnellement à la densité au point seuil. L'impact du dispositif se mesure ensuite à partir de la discontinuité de la variable d'intérêt au même point.

Pour chaque valeur de la densité, la probabilité d'être traité en ZRR conditionnellement à la densité pour les cantons dont la densité est inférieure à 60 habitants/km² correspond à la part des cantons classés en ZRR parmi les cantons qui appartiennent à un intervalle de largeur 1 habitant/km² (cf. graphique III). La discontinuité au point de densité de 31 habitants/km² apparaît très nettement. La probabilité d'être classé en ZRR chute en effet de 0,7 à 0,2 environ. Le graphique confirme donc que de chaque côté du point seuil, certains cantons bénéficient des exonérations et d'autres non. Au point de densité 31 habitants/km², la probabilité d'être traitée est encore élevée puisque les cantons de densité égale à 31 habitants/km² sont eux aussi éligibles. Le saut dans la probabilité au point seuil est substantiel et se distingue par sa taille des autres sauts observés sur la courbe. Cela conduit à penser que la discontinuité au point seuil résulte bel et bien de l'application du critère de densité pour l'attribution du dispositif. Si le dispositif a bel et bien un

effet sur le taux de croissance de l'emploi et du nombre d'établissements, on devrait également observer une discontinuité au même point de la distribution de ces variables d'intérêt conditionnellement à la densité.

Graphique III

Probabilité pour un canton d'être en ZRR étant donné sa densité



Lecture : 90 % des cantons de densité comprise entre 20 et 21 habitants par km² (point d'abscisse égal à 20 habitants/km²) sont classés en ZRR. La probabilité d'être classé en ZRR chute au point d'abscisse 31 habitants/km².

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 3 et 60 habitants/km².

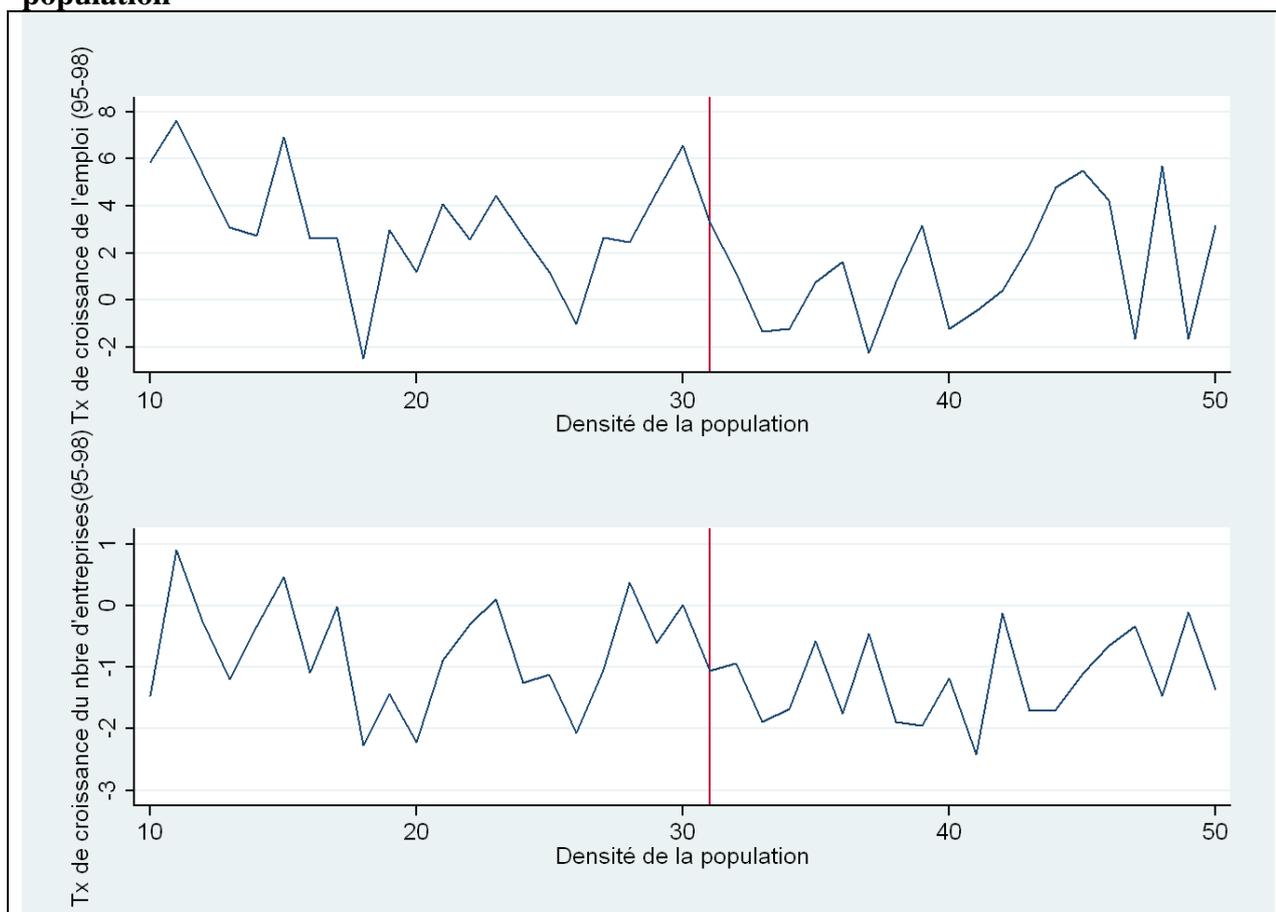
Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee.

Conclure à l'existence ou non d'une discontinuité de ces grandeurs à partir la valeur moyenne du taux de croissance de l'emploi et du nombre d'établissements conditionnellement à la densité (en gardant les mêmes intervalles de largeur 1 habitant/km²) pour les cantons de densité inférieure à 50 habitants/km² n'est pas chose facile (cf. graphique IV). Certains éléments remettent toutefois en cause l'existence d'un effet du dispositif sur les variables considérées. D'abord, aucune discontinuité flagrante n'apparaît sur les graphiques au point seuil. En particulier, la baisse observée au point de discontinuité (sur chaque graphique IV-A ou IV-B), qui pourrait faire croire à un effet de la mesure, est du même ordre de grandeur que les sauts observés à d'autres endroits des courbes. De plus, dans les deux cas le saut dans la variable d'intérêt n'intervient pas exactement au niveau du point seuil. Il ne semble alors pas crédible d'attribuer le saut au dispositif dans la mesure où la valeur de la variable commence à diminuer alors que les cantons sont encore concernés par les exonérations. Finalement, il faut conclure que le saut observé à proximité du point seuil reflète très probablement une particularité de l'échantillon (une erreur d'échantillonnage) plutôt que de l'effet du dispositif. Les intuitions développées ci-dessus sont confirmées au vu de graphiques obtenus à partir de régressions linéaires locales (cf. annexe 3).

Il est toutefois indispensable d'avoir recours à des méthodes statistiques plus précises pour se faire une opinion définitive.

Graphique IV

Taux de croissance de l'emploi et du nombre d'entreprise conditionnellement à la densité de la population



Lecture : le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et 1998 est de 1,6 % pour les cantons de densité comprise entre 20 et 21 habitants par km² (point d'abscisse égal à 20 habitants/km²).

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 10 et 50 habitants/km².

Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee.

Confirmation de l'inefficacité du dispositif par les méthodes statistiques

Le paramètre d'intérêt mesurant l'impact du dispositif sur la croissance de l'emploi et du nombre d'établissements entre 1995 et 1998, quelles que soient les méthodes et les spécifications utilisées, est obtenu à partir de la régression du taux de croissance de l'emploi (ou du nombre d'établissements) sur une indicatrice valant 1 si le canton est une ZRR (cf. tableau 5).

Les estimations issues de la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) sont présentées, mais seulement à titre indicatif. En effet, ce sont celles issues de la méthode de doubles moindres carrés (« 2SLS ») qui corrigent l'effet de sélection. Pour ces dernières estimations, le fait d'être classé en ZRR est instrumenté par une indicatrice valant 1 si le canton a une densité inférieure à 31 habitants par km² (cf. encadré 2).

Les estimations dites « standard » sont celles dans lesquelles n'apparaît que la densité, prise en compte de manière linéaire de part et d'autre du seuil, en plus d'une indicatrice informant du statut du canton vis-à-vis du classement en ZRR (cf. tableau 5, colonnes (1) et (3)). Nous présentons de plus les résultats lorsqu'en plus de la densité, les caractéristiques suivantes des cantons sont utilisées : la population totale

du canton en 1990, le revenu fiscal en 1990, la marge brute d'exploitation en 1988, le nombre de salariés en 1990, le solde migratoire entre 1982 et 1990, la part de l'emploi agricole ainsi que la part des personnes âgées dans l'emploi total en 1990 (cf. tableau 5, colonnes (2) et (4)).

Les résultats apparaissent pour différentes largeurs de bande autour du seuil, ce qui permet d'apprécier l'effet de la largeur de la bande sur la précision des estimations. L'estimation présentée colonne (3) et pour une largeur de bande de 15 habitants par km² constitue la spécification de référence, elle apparaît en gras dans le tableau. Le manque de puissance statistique ne nous permet pas d'utiliser des variables de contrôles supplémentaires sans voir la précision des estimations décliner fortement. Les estimations deviennent en effet très imprécises dans la colonne (4). D'autre part le choix d'une bande de largeur de 15 habitants par km² a été fait à partir du critère de validation proposé par Imbens et Lemieux (2007) quant à la largeur de bande optimale. Ce critère consiste à calculer l'erreur quadratique moyenne associée à différentes largeurs de bande et à choisir *in fine* la largeur de bande qui minimise le critère (cf. annexe 3).

Les résultats confirment l'intuition exprimée à partir de l'analyse graphique. Le dispositif n'a eu d'impact significatif ni sur le taux de croissance de l'emploi ni sur celui du nombre d'établissements entre 1995 et 1998. Les coefficients estimés à partir de la méthode des doubles moindres carrés ne sont jamais significativement différents de 0 lorsque l'on se restreint aux estimations autour de la discontinuité. La spécification de référence indique un effet des exonérations en ZRR de 7.9 % sur le taux de croissance de l'emploi et un effet négatif de - 1,1 % sur le taux de croissance du nombre d'établissements. Aucune de ces estimations n'est toutefois significativement différente de 0. La méthode des Moindres carrés ordinaires fait apparaître un impact positif et significatif de 3,1 % des ZRR sur le taux de croissance de l'emploi et de 1,1 % sur le taux de croissance du nombre d'établissements. À ce titre, les différences observées avec les résultats des estimations en doubles moindres carrés témoignent du fait que la méthode de RDD permet bien de corriger un effet de sélection⁽⁸⁾.

Les estimations sont particulièrement imprécises lorsque les variables dépendantes sont spécifiées en taux de croissance. Utiliser les variables en différence première aboutit à des résultats légèrement moins bruités mais les conclusions restent inchangées si bien que nous ne produisons par les résultats ici. Les conclusions ne sont pas non plus modifiées lorsque l'on utilise une forme plus flexible de la densité (polynôme du deuxième degré) mais les estimations sont moins précises (cf. annexe 4, tableaux A et B).

Afin de s'assurer que les conclusions quant à l'efficacité du dispositif de ZRR ne sont pas uniquement valables pour la spécification particulière présentée, des estimations complémentaires ont été réalisées (cf. annexe 4). Tout d'abord, il faut remarquer que bien que les estimations soient imprécises, les conclusions quant à l'inefficacité des ZRR ne varient pas avec la largeur de bande. Dès lors que l'on ne considère pas des largeurs de bandes inférieures à 10 habitants par km² les estimations sont relativement stables (cf. annexe 4, graphiques A et B). De plus, les conclusions ne sont pas sensibles à la période de temps considérée pour l'évaluation (cf. annexe 4, tableaux C et D). Des estimations tests ont été effectuées sur les périodes 1995-1996 et 1995-1997, alors que le dispositif n'était pas encore pleinement entré en vigueur⁽⁹⁾. L'impact estimé pour les périodes plus longues ne diffère pas substantiellement de celui des estimations tests (pour lesquelles il devrait être nul ou très faible). Cela tend à confirmer que le programme n'a pas eu d'effets. Les effets mesurés sur des périodes plus longues sont plus faibles voir négatifs par rapport à l'estimation de référence entre 1995 et 1998. C'est le cas aussi bien pour l'emploi que pour les établissements. De plus lorsque l'on prend 1996 comme année de référence, les conclusions quant à l'inefficacité des exonérations en ZRR sont confirmées.

Certaines menaces pèsent également sur la stratégie d'identification. Rappelons que cette dernière repose sur le fait que l'on peut attribuer au dispositif une discontinuité dans les variables d'intérêts au point seuil de 31 habitants/km². Si par ailleurs, on observe une discontinuité à ce point pour d'autres variables potentiellement liées à l'emploi ou à la création d'entreprises, les effets observés peuvent aussi bien provenir de la mesure que des discontinuités dans ces variables. La stratégie d'identification serait alors

⁸. Il semble en effet que l'effet positif des ZRR sur le taux de croissance de l'emploi provienne du dynamisme qui caractérise les cantons dont la densité est supérieure à 31 habitants/km² mais tout de même classés en ZRR (cf. tableau 3).

⁹. Les exonérations ont concerné les entreprises de 1, 2, 3 et 4 salariés seulement à partir du 1^{er} janvier 1997.

remise en cause. Imbens et Lemieux (2007) proposent alors de vérifier s'il existe des discontinuités au point seuil pour les variables disponibles. Ces tests de robustesses sont mis en œuvre. L'absence de discontinuité au point seuil de 31 habitants par km² dans la densité conditionnelle des variables de contrôles disponibles suggère que la stratégie d'identification est valide (cf. annexe 4, graphiques C et D). Cela confère une certaine robustesse aux résultats.

Tableau 5

Impact du classement en « Zone de revitalisation rurale » sur l'emploi et le nombre d'établissements

| Effet du classement en ZRR sur... | Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Moindres carrés ordinaires « I » (1) | Moindres carrés ordinaires « II » (2) | Doubles moindres carrés « I » (3) | Doubles moindres carrés « II » (4) |
|--|---|--------------------------------------|---------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| Panel A | | | | | |
| ... la croissance de l'emploi (1995-1998) | 5 (N = 347) | 0,004 (0,019) | 0,029 (0,021) | - 0,749 (0,723) | - 1,285 (1,524) |
| | 10 (N = 752) | 0,006 (0,013) | 0,029** (0,014) | - 0,060 (0,151) | - 0,104 (0,239) |
| | 15 (N = 1098) | 0,006 (0,011) | 0,031** (0,012) | 0,079 (0,101) | 0,104 (0,136) |
| Panel B | | | | | |
| ... la croissance du nombre d'établissements (1995-1998) | 5 (N = 347) | - 0,003 (0,007) | 0,011* (0,007) | - 0,096 (0,126) | - 0,206 (0,275) |
| | 10 (N = 752) | - 0,005 (0,005) | 0,011** (0,005) | - 0,015 (0,050) | - 0,018 (0,074) |
| | 15 (N = 1098) | - 0,010* (0,006) | 0,008 (0,005) | - 0,011 (0,036) | 0,021 (0,050) |

Lecture :

Régressions « standard » de type « I » (colonnes 1 et 3) : on autorise un effet linéaire de la densité différent de chaque côté du seuil.

Régressions de type « II » (colonnes 2 et 4) : en plus de la prise en compte linéaire de la densité de chaque côté du seuil, on ajoute des caractéristiques des cantons en 1991.

Pour la méthode des doubles moindres carrés (2SLS), on instrumente le fait d'être sélectionné en ZRR par une indicatrice valant 1 si le canton a une densité de la population inférieure à 31 habitants/km².

Deux (respectivement une) étoile(s) indiquent une significativité à 5 % (respectivement 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses. Les coefficients en caractère gras constituent les spécifications de références. Avec la méthode des doubles moindres carrés (2SLS) et pour une largeur de bande de 15, on estime que le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et 1998 des cantons classés en ZRR est plus élevé de 7,9 points de pourcentage par rapport aux cantons qui ne bénéficient pas de la mesure. Ce coefficient est non significatif au seuil de 43 %. Avec la même méthode et pour une largeur de bande similaire, on estime que le taux de croissance du nombre d'établissements entre 1995 et 1998 des cantons classés en ZRR est moins élevé de 1,1 points de pourcentage par rapport aux cantons qui ne bénéficient pas de la mesure. Ce coefficient est non significatif au seuil de 76 %.

Champ : à mesure que la largeur de bande augmente, l'échantillon grandit. Pour une largeur de bande de 15, tous les cantons dont la densité est supérieure à 16 habitants/km² et inférieure à 46 habitants/km² sont intégrés à la régression.

Source : calculs des auteurs, répertoire Sirene 1993-2002, Insee ; Recensement Général de l'Agriculture, 1990 ; Direction Générale des Impôts, 1990.

Des résultats a priori étonnants au regard des travaux existants

Ni l'analyse graphique ni l'analyse statistique du classement en ZRR ne révèlent d'effet significatif en dépit du fait que celui-ci confère des avantages substantiels par rapport aux exonérations de charges sur les bas salaires. Bien que l'analyse statistique reste quelque peu imprécise, nos conclusions confirment celles que Lofredi (2007) obtient en ayant recourt à une méthode et des hypothèses stochastiques différentes. En accord avec Lofredi (2007), nous pouvons suggérer sur la base de nos résultats que les

ZRR n'ont pas eu d'effet important sur l'emploi ou sur la création d'établissements. À première vue, ces résultats s'opposent à l'effet positif des exonérations de cotisations sociales mis en évidence par deux études récentes sur la France : l'une sur les allègements de charges sur les bas salaires (Crépon et Desplatz, 2001) et l'autre sur les exonérations dans les Zones Franches Urbaines (Rathelot et Sillard, 2008).

La politique nationale d'allègements de charges sur les bas salaires a été instaurée en 1993 et élargie à l'ensemble du territoire en 1995 et 1996. L'exonération dégressive consentie concerne tous les salaires inférieurs à 1,3 Smic (cf. graphique I) et n'est pas limitée dans la durée. A partir d'une estimation de la réduction *ex ante* du coût du travail pour les différents types d'établissements les auteurs peuvent estimer l'effet de ces allègements sur l'emploi. Leurs résultats indiquent qu'une croissance de l'emploi de 3,4 % et 2,6 % respectivement dans le tertiaire et dans l'industrie est imputable à une baisse de 1 % du coût du travail.

Cela s'oppose donc aux résultats de notre étude mais les deux analyses ne sont pas directement comparables. Une différence majeure réside dans le type de population concernée. Les ZRR regroupent des zones défavorisées dans lesquelles les exonérations sont probablement moins à même de compenser les obstacles à l'installation d'établissements. Comme le font justement remarquer Rathelot et Sillard (2008), il est tout à fait possible que les exonérations soient moins rentables dans des zones en difficultés ce qui limite la comparaison avec les allègements de charges sur les bas salaires. De plus, les données ainsi que la méthode utilisée diffèrent. Crépon et Desplatz (2001) nous mettent d'ailleurs en garde contre l'utilisation de leurs estimations pour une analyse de l'intensification des abaissements de charges sur une population déjà concernée.

Les Zones Franches Urbaines (ZFU), en revanche, ciblent des zones urbaines défavorisées. Elles ont été créées en 2004 pour remplacer certaines Zones de Revitalisation Urbaines (ZRU). La nature du dispositif est tout à fait comparable au ZRR mais il diffère de part son ampleur et bien sûr de par le ciblage géographique. Tout d'abord, il existe dans les ZFU en plus des exonérations sur les cotisations patronales des exonérations de taxe professionnelle, de taxes foncières et d'impôt sur les bénéficiaires. En outre, les exonérations de cotisations patronales sont plus généreuses : bien que plafonnées, elles concernent tous les salariés (et pas seulement les embauches) pour une durée de cinq ans (à comparer aux 12 mois en ZRR). Les auteurs montrent que le dispositif a donné lieu à une augmentation de 24 points de pourcentage le taux de croissance du flux brut d'établissements l'année de la mise en place du dispositif et de 18 points de pourcentage le taux de croissance de l'emploi salarié. Après ces chocs sur le stock d'établissements et d'emploi, les taux de croissance de l'emploi et du nombre d'établissements retombent au niveau qui prévalait avant la mise en place du dispositif. Ces résultats doivent toutefois être relativisés car deux tiers de l'augmentation des flux bruts d'établissements résulte d'un déplacement d'activité et non d'une création *ex nihilo*. Quoi qu'il en soit, il semble bien que les résultats ne coïncident pas avec notre analyse. Il faut toutefois noter qu'au regard de l'imprécision de nos estimations nous ne pouvons pas rejeter l'existence de tels effets dans le cas des ZRR. Un certain nombre d'éléments permettent néanmoins de réconcilier les résultats des différentes études et d'apporter une explication à l'apparente inefficacité du dispositif d'exonérations en ZRR.

Un dispositif peu ambitieux qui n'a pas réussi à toucher les établissements

Bien que ces politiques partagent le même levier d'action, les politiques d'allègements de charges sur les bas salaires, les ZFU et les ZRR diffèrent en termes d'ampleur. Les exonérations dans les ZRR sont plus intenses que dans les autres dispositifs (en termes de pourcentage du salaire brut exonéré) mais sont assorties d'un grand nombre de conditions ce qui, au final, amoindrit considérablement l'ampleur du dispositif. Elles ne concernent que les embauches qui augmentent l'effectif salarié et les établissements ne doivent pas avoir licencié dans les deux dernières années. Cela réduit substantiellement le nombre de bénéficiaires potentiels. Ceci d'autant plus que les ZRR sont des zones défavorisées dans lesquelles les entreprises sont *a priori* moins dynamiques. Quand on sait que le dispositif en ZRR a pour objectif de relancer l'activité économique dans des territoires en difficultés, on ne peut s'empêcher de penser qu'il se contredit lorsqu'il impose de telles restrictions sur les entreprises. Les entreprises dont l'effectif salarié

augmente ne sont certainement pas les plus en difficultés, à ce titre le dispositif semble mal cibler les entreprises. De plus, les exonérations ne durent qu'une année. Une baisse temporaire du coût du travail ne constitue peut être pas une incitation assez forte à l'embauche pour des établissements en difficultés.

Certains indicateurs donnent une idée de la faible ampleur du dispositif. En 2000, seules 7 100 établissements ont bénéficié des exonérations en ZRR. Cela semble bien peu (3,7 %) au regard des 193 047 établissements de moins de 50 salariés présentes dans les ZRR en 1997. D'autre part, les exonérations de cotisations sociales en ZRR coûtent 147 millions d'euros en 2003, soit deux fois moins que dans les ZFU en 2006 (Rathelot et Sillard, 2008)¹⁰. Dans le même temps, le nombre d'établissements potentiellement concernés est environ dix fois plus important dans les ZRR.

Ces indicateurs peuvent traduire deux réalités opposées bien que potentiellement combinées. Une première lecture consiste à penser que le dispositif de ZRR a péché par son manque d'ambition. Les conditions d'octroi, trop sévères, ont conduit à cibler peu d'établissements plutôt en bonne santé et n'a alors pas engendré d'effets positifs significatifs sur l'activité économique des zones. Cette interprétation invite à privilégier la montée en puissance du dispositif dans le but de relancer l'activité économique davantage que la recherche d'autres leviers d'action. Elle suggère que la plupart des établissements éligibles ont effectivement eu recours aux exonérations. Or, il se peut que le manque d'impact du dispositif s'explique à l'inverse par un faible taux de souscription parmi les établissements éligibles. La complexité du dispositif, le manque de publicité ou le fait que le dispositif ne soit pas cumulable avec d'autres aides de l'État soutiennent ce raisonnement. D'autre part, il est possible que les exonérations de cotisations sociales ne constituent pas en soit un déterminant principal de l'embauche, de la création ou du déplacement des établissements. Nous pensons en particulier à la qualité des infrastructures et de la main-d'œuvre, aux types d'établissements présents dans les zones rurales et aux opportunités auxquelles elles font face sur leurs marchés respectifs. La différence du contexte dans lequel sont consenties les exonérations constitue en effet une autre différence fondamentale entre les ZFU et les ZRR. Rathelot et Sillard (2008) précisent que les deux tiers de l'effet des exonérations proviennent du déplacement d'établissements. Si les caractéristiques propres à un environnement urbain sont un pré-requis à la création et au déplacement d'établissements, il ne semble pas surprenant que les exonérations fiscales n'aient pas eu d'effets dans les ZRR. Cette interprétation est fondamentalement différente de la première puisque le mode d'intervention est lui-même remis en cause.

Finalement, notre étude portant sur le taux de croissance de l'emploi et la création d'établissements, elle n'exclut pas la possibilité que les ZRR ont pu jouer sur d'autres grandeurs économiques. Si les exonérations en ZRR imposent des conditions restrictives c'est pour s'assurer que la baisse du coût du travail profite à l'emploi (et éviter ainsi les effets d'aubaine). Ce faisant, elles n'ont peut être pas permis de préserver les emplois existants. Les résultats présentés auparavant, peuvent alors masquer un effet positif du dispositif sur des établissements performants compensés par les mauvaises performances (en termes d'embauche ou de dépôt de bilan) des établissements en difficultés. L'étude de Bondonio et Greenbaum (2007) suggère que cela s'est produit pour des Zones d'Entreprises aux États-Unis. Si un tel phénomène a bien eu lieu, nous devrions observer des effets positifs dans le long terme (une fois que des établissements dynamiques ont remplacé ceux en difficultés). Ce n'est toutefois pas ce qui est observé dans le cas des ZRR (cf. annexe 4, tableaux C et D). En exonérant les salaires entre 1,3 et 2 fois le Smic, un objectif de la mesure est peut être aussi de favoriser l'emploi de travailleurs qualifiés dans le but de redynamiser ces zones en difficultés. La mesure s'est peut être traduite par une augmentation du niveau des salaires au détriment de l'emploi.

Cette étude est directement comparable à celle de Lofredi (2007) qui conclut sur l'inefficacité des allègements de charges patronales dans le cadre du dispositif des ZRR. À partir des mêmes données mais à l'aide d'une méthode différente nous arrivons à des conclusions similaires. Notre étude a toutefois l'avantage de contrôler des effets de sélection et est donc plus robuste. Cet avantage méthodologique nous

¹⁰. Le montant de 147 millions pour les ZRR provient du site du Sénat (<http://extranet.senat.fr/rap/a03-264/a03-2643.html>). Dans les deux cas les chiffres correspondent au coût brut des dispositifs, c'est-à-dire lorsqu'on ne tient pas compte qu'en l'absence de mesure les bénéficiaires se reporteraient sur d'autres dispositifs existants (comme les allègements de charges sur les bas salaires).

contraint toutefois à utiliser seulement une partie de l'échantillon ce qui réduit l'efficacité des estimations et limite la validité externe de l'analyse. Les résultats ne permettent pas de rejeter (à 95 %) un effet sur le taux de croissance de l'emploi inférieur à 28 %. De plus, ils ne sont valables que pour les cantons dont la densité est proche de 31 habitants/km². Il convient donc de rester prudent quant à affirmer l'inefficacité du dispositif.

Deux études sur l'effet des exonérations de cotisations sociales sur l'emploi et la création d'établissements concluent sur des effets positifs. L'ampleur et le contexte des dispositifs étudiés contrastent toutefois fortement avec les ZRR. À partir de 2005, le dispositif des ZRR a été profondément modifié. En termes d'ampleur il est maintenant très proche du dispositif des ZFU. Une évaluation des effets de la montée en puissance du dispositif de ZRR constitue une piste de recherche intéressante. Elle devrait permettre d'apporter des éléments de réponse quant à la question de savoir si les exonérations fiscales sont un moyen efficace d'augmenter l'emploi ou si, au contraire, le contexte est déterminant.

BIBLIOGRAPHIE

Alm J. et Hart J.A. (1998), « Enterprise Zones and Economic Development in Colorado », *Working Paper*, n° 98-16, Center for Economic Analysis, University of Colorado at Boulder.

Angrist J.D. et Imbens G.W. (1994), « Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects », *Econometrica*, vol. 62, n° 2, pp. 467-475.

Angrist J.D., Imbens G.W. et Rubin D.B. (1996), « Identification of Causal Effect Using Instrumental Variables », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, n° 434, pp. 444-455.

Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », *Premières Informations*, Dares, n° 31.2.

Bartik T.J. (2002), « Evaluating the Impacts of Local Economic Development Policies on Local Economic Outcomes: What Has Been Done and What is Doable? », *Working Paper*, n° 03-89, W.E. Upjohn Institute for Employment Research.

Bondonio D. et Greenbaum R.T. (2004), « The Employment Impact of Business Investment Incentives in Declining Areas: An Evaluation of the EU "Objective 2 Area" Programs », *Working Paper Series*, n° 22/2004, International Center for Economic Research.

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

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

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

Crépon B. et Desplatz R. (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 3-24.

Fisher P. S. et Peters A.H. (1997), « Tax and Spending Incentives and Enterprise Zones », *New England Economic Review*, 1997, March/April, Proceedings of a Symposium on The Effects of State and Local Public Policies on Economic Development, pp. 109-137.

Fisher R.C. (1997), « The Effects of State and Local Public Services on Economic Development », *New England Economic Review*, 1997, March/April, Proceedings of a Symposium on The Effects of State and

Local Public Policies on Economic Development, pp. 53-82.

Hahn J., Todd P. et Van Der Klaauw W. (2001), « Identification and Estimation of Treatments Effects with a Regression-Discontinuity Design », *Econometrica*, vol. 69, n° 1, pp. 201-209.

Houdebine M. et Schneider J.-L. (1997), « Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises », *Série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, n° G 9720, Insee.

Imbens G.W. et Lemieux T. (2007), « Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice », *NBER Working Paper*, n° 13039, National Bureau of Economic Research.

Lemieux T. et Milligan K. (2004), « Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach », *NBER Working Paper*, n° 10541, National Bureau of Economic Research.

Lemieux T. et Milligan K. (2006), « Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression », *Direction des études analytiques Documents de recherche*, Statistique Canada, n° 280.

Lofredi P. et Schmitt B. (2006), « Évaluer les impacts territoriaux des politiques de développement économique géographiquement ciblées : l'exemple du programme objectif 5B en France », *document de travail*, Cesaer, Inra- Enesad.

Ludwig J. et Miller D.L. (2006), « Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence from a Regression Discontinuity Design », *IZA Discussion Paper*, n° 2111, et *Quarterly Journal of Economics*, 2007, vol. 122, n° 1, pp. 159-208.

Miguel E. et Zaidi F. (2003), « Do Politicians Reward their Supporters? Regression Discontinuity Evidence from Ghana », University of California, Berkeley, manuscript.

Lofredi P. (2007), *Évaluation économétrique des effets de traitement et programmes de développement à ciblage géographique. Le cas des interventions économiques en faveur du développement rural*, Thèse de Doctorat en Sciences économiques de l'Université de Bourgogne, Dijon, UMR Cesaer (Inra-Enesad), 151 p.

O'Keefe S. (2004), « Job Creation in California's Enterprise Zones: A Comparison Using a Propensity Score Matching Model », *Journal of Urban Economics*, vol. 55, n° 1, pp. 131-150.

Papke L.E. (1993), « What Do We Know About Enterprize Zones? », *NBER Working Paper*, n° 4251, National Bureau of Economic Research.

Perrin D., Malet J. et al. (2003), *Rapport de l'instance d'évaluation des politiques de développement rural*, Conseil National de l'Évaluation, Commissariat Général du Plan.

Porter J.R. (2003), « Estimation in the Regression Discontinuity Model », *Working Paper*, Harvard University.

Rathelot R. et Sillard P. (2006), « The Importance of Local Corporate In Business Location Decisions: Evidence from French Micro Data », *The Economic Journal*, vol. 118, Issue 527, pp. 499-514.

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

Roguet B. (2005), « Le coût de la politique de l'emploi », in *Bilan de la politique de l'emploi en 2003*, Dares, pp. 25-32.

Rosenbaum P.R. et Rubin D.B. (1985), « Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score », *The American Statistician*, vol. 39, n° 1, pp. 33-38.

Thélot H. (2006), « Les Zones de Revitalisation Rurale et Zones de Redynamisation Urbaine en 2004 », *Premières Synthèses*, Dares, n° 14.1.

Wasylenko M. (1997), « Taxation and Economic Development: The State of the Economic Literature »,

New England Economic Review, 1997, March/April, Proceedings of a Symposium on The Effects of State and Local Public Policies on Economic Development, pp. 37-52.

Wilder M.G. et Rubin B.M. (1996), « Rhetoric versus Reality: A Review of Studies on State Enterprise Zone Programs », *Journal of American Planning Association*. vol. 62, n° 4, pp. 473-491.

ANNEXE 1

DESCRIPTION DU DISPOSITIF DE ZONES DE REVITALISATION RURALE

Tableau A

**Avantages comparés pour un salarié à temps plein
de l'exonération au titre des zones de revitalisation rurale
et de l'exonération dégressive des charges patronales sur les bas salaires**

| | Niveau de salaire mensuel | | | | | | |
|---|---------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| | Smic | 1,1 Smic | 1,2 Smic | 1,3 Smic | 1,5 Smic | 1,6 Smic | 2 Smic |
| Ristourne générale dégressive | | | | | | | |
| Baisse du coût du travail, en euros | 197,12 | 131,41 | 65,71 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Baisse du coût du travail, en % du salaire brut | 18,2 | 11 | 5,1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Exonérations en faveur des ZRR (et ZRU) | | | | | | | |
| Baisse du coût du travail, en euros | 328,07 | 360,85 | 393,62 | 426,4 | 492,11 | 492,11 | 492,11 |
| Baisse du coût du travail, en % du salaire brut | 30,3 | 30,3 | 30,3 | 30,3 | 30,3 | 28,4 | 22,7 |
| Écart par rapport à la situation générale, en euros | 130,95 | 229,44 | 327,92 | 426,4 | 492,11 | 492,11 | 492,11 |
| Écart, en % du salaire brut | 12,1 | 19,3 | 25,2 | 30,3 | 30,3 | 28,4 | 22,7 |

Source : Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », Premières Informations, Dares, n° 31.2, p. 6.

Tableau B

Répartition des embauches selon le secteur d'activité, en zones de revitalisation rurale

| | 1999 | | 2000 | |
|-------------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| | Nombre | % | Nombre | % |
| Agriculture, sylviculture, pêche | 828 | 6,5 | 972 | 6,8 |
| Industrie | 3017 | 23,7 | 3345 | 23,4 |
| <i>dont :</i> | | | | |
| Industrie des biens de consommation | 433 | 3,4 | 429 | 3 |
| Industrie des biens d'équipement | 573 | 4,5 | 600 | 4,2 |
| Industrie des biens intermédiaires | 1324 | 10,4 | 1644 | 11,5 |
| Construction | 3399 | 26,7 | 4146 | 29 |
| Services | 5488 | 43,1 | 5834 | 40,8 |
| <i>dont :</i> | | | | |
| Commerce | 2063 | 16,2 | 2145 | 15 |
| Services aux entreprises | 828 | 6,5 | 815 | 5,7 |
| Services aux particuliers | 1222 | 9,6 | 1330 | 9,3 |
| Total | 12732 | 100 | 14297 | 100 |

Source : Arnout M. (2001), « L'exonération de cotisations sociales pour le développement territorial », Premières Informations, Dares, n° 31.2, p. 3.

ANNEXE 2

LES HYPOTHÈSES STOCHASTIQUES NÉCESSAIRES POUR L'IDENTIFICATION DE L'EFFET CAUSAL AVEC LA MÉTHODE DE RDD

L'identification en RDD peut se comprendre aisément à l'aide du modèle causal popularisé par Rubin (1974). Nous cherchons à estimer l'effet d'un traitement binaire : être classé ($W_i = 1$) ou non ($W_i = 0$) en ZRR. Le paramètre d'intérêt, l'effet causal du traitement est : $Y_{i(W_i=1)} - Y_{i(W_i=0)}$.

Une condition nécessaire pour que la méthode de RDD puisse être mise en application est l'existence d'une discontinuité dans la probabilité de recevoir le traitement conditionnellement à un critère x , ici la densité. Formellement cela s'écrit comme suit :

Les limites $T^+ = \lim_{(x \downarrow c)} E[W_i | X_i = x]$ et $T^- = \lim_{(x \uparrow c)} E[W_i | X_i = x]$ existent

et $T^+ \neq T^-$.

L'idée de l'approche par RDD, pour identifier l'effet causal, consiste à penser que si l'on observe un saut de la variable d'intérêt au point de la discontinuité dans la probabilité de traitement, on peut l'interpréter comme l'effet de la mesure. La mesure de l'effet causal moyen du traitement au point de la discontinuité s'écrit alors :

$$\tau_{RD} = \frac{\lim_{(x \uparrow c)} E[Y_i | X_i = x] - \lim_{(x \downarrow c)} E[Y_i | X_i = x]}{\lim_{(x \uparrow c)} E[W_i | X_i = x] - \lim_{(x \downarrow c)} E[W_i | X_i = x]}$$

L'approche par RDD identifie alors bien l'effet causal si l'hypothèse suivante (non testable) est vérifiée : $\forall i, (Y_{i(W_i=1)}, Y_{i(W_i=0)}) \perp W_i | X_i = c$.

Cette hypothèse correspond au fait qu'au point c , la probabilité d'avoir été sélectionné en ZRR doit être indépendante des réponses potentielles associées de la variable d'intérêt selon que le canton appartient ou non à une ZRR. Il faut noter que cette hypothèse est moins forte que celle nécessaire à l'identification de l'effet causal par la méthode d'appariement : $\forall i, (Y_{i(W_i=1)}, Y_{i(W_i=0)}) \perp W_i$.

Pour interpréter le saut dans la variable d'intérêt au point c comme l'effet de la mesure, il est de plus nécessaire de supposer qu'en ce point, $E[Y_{i(W_i=0)} | X_i = x]$ est continue. Cette hypothèse de comparabilité revient à considérer qu'en l'absence de mesure, Y_i aurait été similaire pour les deux groupes de part et d'autres de c .

Afin de comprendre à travers quels cantons a transité l'impact du dispositif il est utile de distinguer les cantons selon leur comportement face au traitement. On reprend ici le concept de « statut de conformité » (*compliance status*) utilisé dans le cadre du modèle de Rubin par Angrist, Imbens et Rubin (1996).

On définit tout d'abord le statut potentiel d'un individu face au traitement par $W_i(x)$, où x est dans un voisinage proche de c . $W_i(x)$ est ainsi égal à 1 lorsque l'individu i est prêt à recevoir le traitement si le seuil était fixé à x .

On distingue alors les « conformistes » (*compliers*), les « toujours preneurs » (*always takers*) et les « jamais preneurs » (*never takers*).

Les premiers acceptent le traitement si le seuil est égal ou inférieur à X_i et le refusent sinon (on s'est placé dans le cadre du dispositif d'exonération en ZRR pour lequel les individus reçoivent plus

fréquemment le traitement lorsqu'ils se situent au dessus du seuil). Ainsi, pour les conformistes, $\lim_{(x \downarrow X_i)} W_i(x) = 0$ et $\lim_{(x \uparrow X_i)} W_i(x) = 1$.

Comme leur nom l'indique, les *toujours preneurs* reçoivent toujours le traitement si bien que, $\lim_{(x \downarrow X_i)} W_i(x) = 1$ et $\lim_{(x \uparrow X_i)} W_i(x) = 1$ et de même *jamais preneurs* le refusent toujours d'où $\lim_{(x \downarrow X_i)} W_i(x) = 0$ et $\lim_{(x \uparrow X_i)} W_i(x) = 0$.

Une dernière hypothèse réside dans l'absence d'« anticonformistes » (*defiers*), des cantons qui n'accepteraient pas le traitement s'ils étaient éligibles mais qui l'obtiendraient s'ils ne l'étaient pas. S'il n'y a pas d'anticonformistes, la discontinuité dans la probabilité de traitement ne peut avoir pour origine que les cantons conformistes.

L'effet causal estimé est alors le suivant :

$$\tau_{RD} = E[Y_i(1) - Y_i(0) \mid \text{le canton } i \text{ est un } \textit{conformiste} \text{ (complier) et } X_i = c]$$

Nous sommes en présence d'un estimateur de Wald qui identifie un effet moyen local du traitement (cf. encadré 2).

CHOIX DE LA LARGEUR DE LA BANDE

Une question centrale et difficile dans le RDD consiste à choisir la largeur de bande h de chaque côté de la discontinuité. *A priori* on aimerait utiliser exclusivement l'information à proximité de la discontinuité, mais cela dépend du nombre d'observations dont on dispose. Il y a un arbitrage entre précision et biais. Si l'on choisit une bande très restreinte, l'estimation est généralement très imprécise à moins de disposer d'un nombre important de points autour de la discontinuité. En revanche, avec une grande largeur de bande, un biais est susceptible d'apparaître si les individus éloignés de la discontinuité sont systématiquement différents de ceux à proximité.

Imbens et Lemieux (2007) proposent un critère de validation croisée pour déterminer la valeur optimale de la largeur de cette bande pour une estimation de l'effet du traitement à partir de régressions linéaires locales (*Local Linear Regressions*, LLR). L'approche par LLR est numériquement équivalente à la méthode des Doubles Moindres Carrés lorsque l'on tient compte de la densité de manière linéaire et différente de chaque côté du seuil. Le critère de validation présenté par la suite peut donc être utilisé pour nos estimations. Les LLR reprennent la même logique que les méthodes de régression non paramétrique standard. Cependant, elle est mieux adaptée à ce cadre particulier pour deux raisons (Hahn, Todd et Van der Klauw, 2001 ; Porter, 2003). En premier lieu, on s'intéresse à une fonction de régression en un point unique, le point de discontinuité. De plus, ce point est particulier en ce qu'il constitue une borne. Pour l'estimer, on est contraint d'utiliser l'information soit à gauche, soit à droite de la discontinuité. Les estimateurs issus des méthodes standard sont mieux adaptés à l'estimation des points intérieurs tandis qu'ils convergent plus lentement aux frontières. Rappelons que dans le cadre du RDD, on cherche à estimer les espérances de la variable dépendante Y (et de la probabilité de traitement W) conditionnellement au fait que l'on se trouve au point de discontinuité à gauche et à droite de la discontinuité.

Identifier l'effet du classement en ZRR

Soient $\mu_{Y_l}(c)$ (respectivement $\mu_{W_l}(c)$) et $\mu_{Y_r}(c)$ (respectivement $\mu_{W_r}(c)$) la valeur de l'espérance de Y_i (respectivement W_i) conditionnellement à X (la densité dans notre cas) au point $X = c$, à gauche (l) et à droite (r) de c .

L'approche par régression linéaire locale consiste à régresser Y_i (ici l'emploi et le nombre d'établissements) et similairement W_i (ici la probabilité d'être classé en ZRR) sur la densité X en utilisant uniquement les observations à distance h (la largeur de bande) de la discontinuité et de manière indépendante à gauche et à droite de la discontinuité.

Les paramètres estimés par ces régressions sont les solutions des problèmes de minimisation suivant.

Pour Y_i , respectivement à gauche puis à droite de la discontinuité,

$$(\alpha_{Y_l}, \beta_{Y_l}) = \begin{cases} \arg \min_{(a_{Y_l}, b_{Y_l})} \sum_i (Y_i - a_{Y_l} - b_{Y_l} \cdot (X_i - c))^2 \\ i : c - h \leq X_i < c \end{cases}$$

$$(\alpha_{Y_r}, \beta_{Y_r}) = \begin{cases} \arg \min_{(a_{Y_r}, b_{Y_r})} \sum_i (Y_i - a_{Y_r} - b_{Y_r} \cdot (X_i - c))^2 \\ i : c < X_i \leq c + h \end{cases}$$

et pour W_i respectivement à gauche et à droite de la discontinuité,

$$(\alpha_{W_l}, \beta_{W_l}) = \begin{cases} \arg \min_{(a_{W_l}, b_{W_l})} \sum_i (W_i - a_{W_l} - b_{W_l} \cdot (X_i - c))^2 \\ i : c - h \leq X_i < c \end{cases}$$

$$(\alpha_{w_r}, \beta_{w_r}) = \begin{cases} \arg \min_{(a_{w_r}, b_{w_r})} \sum_i (W_i - a_{w_r} - b_{w_r} \cdot (X_i - c))^2 \\ i : c < X_i \leq c + h \end{cases}$$

On souhaite estimer le point à la borne de l'intervalle (en $X = c$), on remarque que la constante estimée par la régression y correspond. En effet on a bien :

$$\hat{\mu}_{y_l}(c) = \alpha_{y_l} + \beta_{y_l}(c - c) = \alpha_{y_l},$$

où $\hat{\mu}_{y_l}(c)$ correspond cette fois à l'estimation de l'espérance conditionnelle et non pas à la valeur théorique.

Les autres paramètres s'obtiennent de manière identique à partir des constantes estimées par les régressions présentées auparavant.

En fin de compte, on peut bien identifier l'effet du classement en ZRR :

$$\tau_{RD} = \frac{\alpha_{y_l} - \alpha_{y_r}}{\alpha_{w_l} - \alpha_{w_r}}$$

Choisir la largeur de bande optimale

La question est toutefois de choisir la largeur de bande optimale h^* . Pour cela concentrons nous sur l'estimation de $\lim_{(x \downarrow c)} \mu_{y_r}(x)$, nous cherchons désormais la bande h qui minimise :

$$Q_r(x, h) = E \left[\left(\lim_{(z \downarrow x)} \mu_{y_r}(z) - (\alpha_{y_r}(x)) \right)^2 \right]$$

au point $x = c$.

Le raisonnement est identique pour $\mu_{y_l}(x)$, $\mu_{w_r}(x)$ et $\mu_{w_l}(x)$.

Cette bande n'est en principe pas la même de chaque côté de la discontinuité : cela dépend dans notre cas de la distribution de la densité des cantons par rapport à la discontinuité. De même les largeurs de bande qui minimisent ce critère pour la probabilité d'être classé en ZRR à gauche et à droite de la discontinuité sont différentes. On présente la méthode pour un seul critère. On sait que pour une largeur de bande h donnée, la méthode présentée auparavant permet d'estimer $\lim_{(x \downarrow c)} \mu_{y_r}(x)$ pour chaque x :

$$\hat{\mu}_{y_r}(z) = \alpha_{y_r}(x)$$

Lorsqu'on estime $\hat{\mu}(x)$ en $x = X_i$, on n'utilise pas Y_i puisque l'objectif est de trouver quelle est la largeur de bande qui permet de l'estimer au mieux. On comprend bien que l'utilisation de Y_i conduirait toujours à privilégier une largeur de bande $h = 0$, si bien que l'on estimerait parfaitement Y_i .

Finalement, Imbens et Lemieux (2007) proposent que h soit choisi de façon à minimiser l'erreur quadratique moyenne :

$$CV_Y(h) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{\mu}(X_i))^2.$$

Calculer ce critère nécessite d'appliquer des régressions linéaires locales pour chaque observation dans l'échantillon, séparément à gauche et à droite de la discontinuité. Ainsi, afin de définir la largeur optimale pour estimer $\hat{\mu}_{y_l}(c)$, on régresse Y sur X à partir des observations contenues dans l'intervalle $[X_i - h; X_i[$ pour chaque X_i de l'intervalle $[0; c[$ (cf. graphique B). On compare ensuite la constante

estimée pour chaque régression à Y_i pour calculer le critère de validation en h . On réitère la procédure pour différentes valeurs de h . Finalement, on choisit la largeur de bande h^* qui minimise le critère. Ce critère est bien adapté parce que l'espérance conditionnelle (que l'on utilise pour estimer $\lim_{z \downarrow x} \mu_{Y|X}(x)$) minimise l'erreur quadratique moyenne pour un h donné. Le choix de la largeur de bande optimale à partir de l'erreur quadratique moyenne se fait donc entre plusieurs minimums.

Ce critère ne tient toutefois pas compte du fait que l'on cherche à estimer l'espérance conditionnelle autour du point de discontinuité. Il donne un poids identique aux erreurs qu'elles soient éloignées ou proches du point où la densité est égale à 31 habitants/km². Par exemple, s'il y a relativement peu d'observations dans les queues de la distribution de la densité, il peut conduire à choisir une largeur de bande plus large que celle optimale pour l'estimation autour de la discontinuité. Imbens et Lemieux proposent donc de restreindre la procédure sur la moitié des observations de chaque côté de la discontinuité. Le critère de validation correspondant est le suivant :

$$CV_Y^\delta(h) = \begin{cases} \frac{1}{N} \cdot \sum_i (Y_i - \hat{\mu}(X_i))^2 \\ i : q(x, \delta, l) \leq X_i \leq q(x, 1 - \delta, r) \end{cases}$$

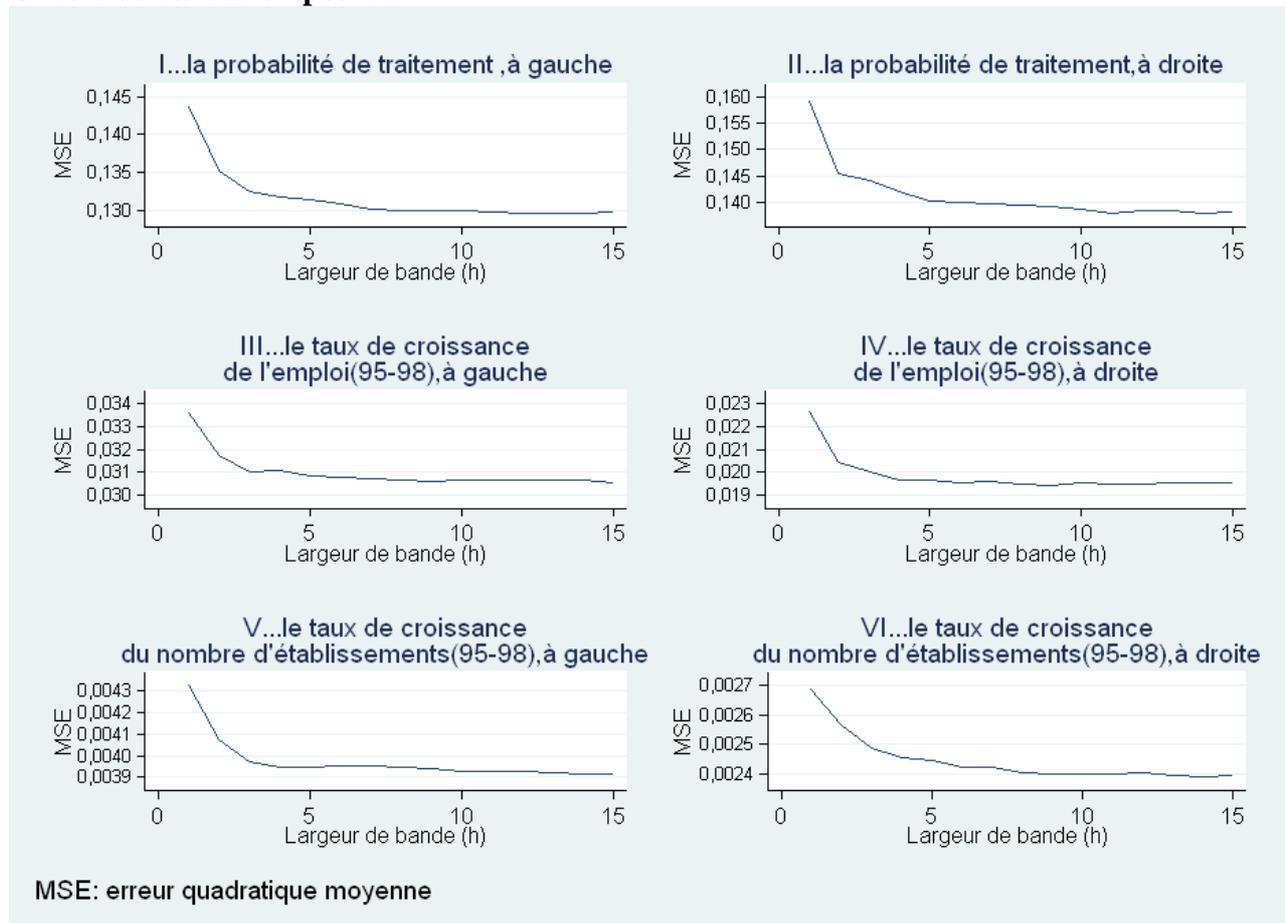
où $q(x, \delta, l)$ est le δ -quantile de la distribution empirique de X (la *Densité* dans notre cas) pour le sous-échantillon tel que $X_i < c$.

On peut remarquer que l'arbitrage entre précision et biais que constituait le choix de la largeur de bande h est déplacé au choix de la valeur de δ . Plus δ est petit, plus l'estimation a des chances d'être imprécise. Imbens et Lemieux suggèrent de se concentrer sur la moitié de l'échantillon ($\delta = 0,5$). Nous calculons donc le critère de validation de chaque côté de la bande pour des largeurs de bandes comprises entre 1 et 15 habitants/km² (cf. graphique A). Tant pour la probabilité de traitement, les taux de croissance de l'emploi et du nombre d'établissements le critère évolue (à gauche et à droite de la discontinuité) en fonction de la largeur de bande. Dans tous les cas, il semble que le critère de validation se stabilise à partir d'une largeur de bande égale à 5 habitants/km² environ, bien qu'il continue à diminuer lentement jusqu'à 15 habitants/km². Des bandes de largeur inférieure aboutissent à des estimations moins performantes selon ce critère. Au final, il nous semble qu'une largeur de bande égale à 15 habitants/km² constitue une bonne référence dans la mesure où le critère de validation est faible et que le nombre d'observations disponibles n'est pas trop faible.

Graphique A

Le choix de la largeur de bande à partir de l'erreur quadratique moyenne

Critère de validation pour...



Lecture : lorsque l'on se situe à gauche du point seuil (31 habitants/km²), le critère de validation pour le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et 1998 est égal à 0,031 pour une largeur de bande égale à 5 (c'est-à-dire lorsque l'on intègre tous les cantons dont la densité est supérieure à 26 habitants/km² et inférieure à 36 habitants/km²).

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre (31 - h) et (31 + h) où h est la largeur de bande.

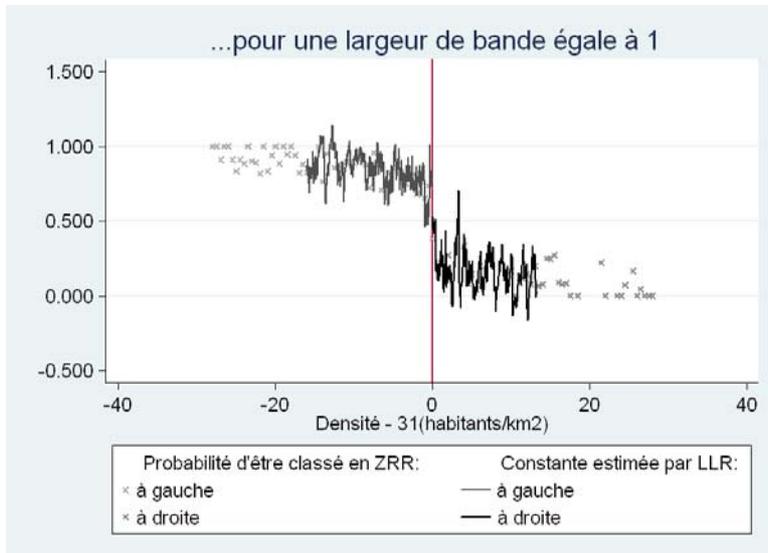
Source : calculs de l'auteur, données issues du répertoire Sirene 1993-2002, Insee.

Graphique B

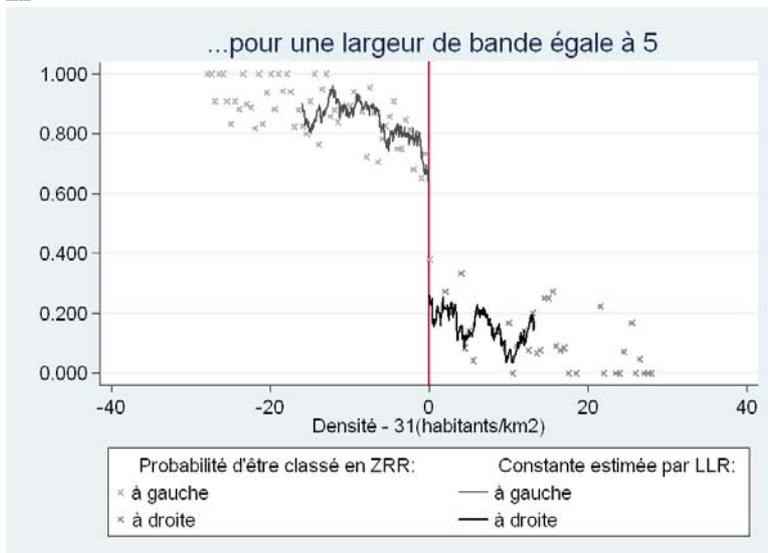
Régressions linéaires locales d' une indicatrice d' appartenance à une ZRR sur la densité à chaque point pour des largeurs de bande variables

Espérances de la probabilité d' être classé en ZRR estimées...

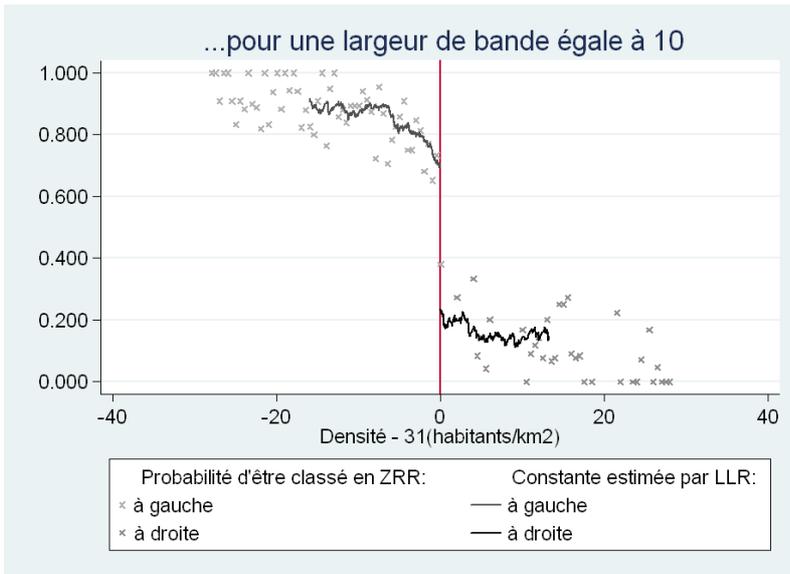
I



II



III



Lecture : la courbe à gauche (resp. à droite) du point d'abscisse 0, représente $\mu_{wl}(x)$ (resp. $\mu_{wr}(x)$), l'espérance conditionnelle de la probabilité de traitement pour une largeur de bande h égale à 1, 5 et 10. Ainsi, pour $x = c$ et $h=10$, $\mu_{wl}(c) = 0,7$ et $\mu_{wr}(c) = 0,2$.

Champ : pour chaque constante estimée par LLR à gauche (resp. à droite) du point d'abscisse 0, c'est-à-dire pour chaque x , le point est estimé à partir des cantons dont la densité est comprise entre $(x-h)$ et x (resp. entre x et $(x+h)$).

Source : calculs de l'auteur, données issues du répertoire Sirene 1993-2002, Insee.

ROBUSTESSE DE L'ESTIMATION :
UN EXAMEN ÉCONOMÉTRIQUE

Tableau A

Impact des ZRR sur l'emploi selon différentes spécifications**I. Impact des ZRR sur le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et 1998**

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Moindres Carrés Ordinaires (I) | Moindres Carrés Ordinaires (II) | Double Moindres Carrés (I) | Double Moindres Carrés (II) |
|--|--------------------------------------|--|----------------------------------|-----------------------------------|
| 5 (N = 347) | 0,007 (0,019) | 0,020 (0,020) | 0,485 (1,017) | 0,446 (0,870) |
| 10 (N = 752) | 0,006 (0,013) | 0,026* (0,014) | 0,221 (0,734) | 0,251 (0,516) |
| 15 (N = 1098) | 0,005 (0,012) | 0,025* (0,013) | 0,564 (0,711) | 0,365 (0,324) |
| Tout l'échantillon (N = 3169) | 0,033*** (0,012) | 0,041*** (0,012) | 0,145* (0,082) | 0,157 (0,099) |

II. Impact des ZRR sur le taux de croissance du nombre d'établissements entre 1995 et 1998

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Moindres Carrés Ordinaires (I) | Moindres Carrés Ordinaires (II) | Double Moindres Carrés (I) | Double Moindres Carrés (II) |
|--|--------------------------------------|--|----------------------------------|-----------------------------------|
| 5 (N = 347) | - 0,003 (0,007) | 0,012* (0,007) | 0,310 (0,497) | 0,269 (0,360) |
| 10 (N = 752) | - 0,005 (0,005) | 0,011** (0,005) | - 0,061 (0,245) | - 0,043 (0,165) |
| 15 (N = 1098) | - 0,010* (0,006) | 0,009* (0,005) | - 0,001 (0,143) | - 0,039 (0,091) |
| Tout l'échantillon (N = 3169) | - 0,008* (0,005) | 0,011** (0,004) | 0,054*** (0,018) | 0,104*** (0,022) |

Lecture : Régression de type I : un polynôme du second degré de la densité est utilisé de chaque côté du seuil.

Régression de type II : en plus du polynôme, des caractéristiques des cantons en 1991 sont utilisées. Pour la méthode des doubles moindres carrés (2SLS), on instrumente le fait d'être sélectionné en ZRR par une indicatrice valant 1 si le canton a une densité de la population inférieure à 31 habitants/km².

Trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses. Avec la méthode des Doubles Moindres Carrés et la régression de type II, on estime que le taux de croissance du nombre d'établissements entre 1995 et 1998 des cantons classés en ZRR est plus élevé de 10 points de pourcentage par rapport aux cantons qui ne bénéficient pas de la mesure tandis que le taux de croissance de l'emploi dans la même période est plus élevé de 15,7 points de pourcentage. L'effet sur la croissance du nombre d'établissements est significatif au seuil de 1 % tandis que l'effet sur l'emploi n'est pas significatif.

Champ : à mesure que la largeur de bande augmente, l'échantillon grandit. Pour une largeur de bande de 15, tous les cantons dont la densité est supérieure à 16 habitants/km² et inférieure à 46 habitants/km² sont intégrés à la régression.

Source : calculs des auteurs, répertoire Sirene 1993-2002, Insee; Recensement Général de l'Agriculture, 1990; Direction Générale des Impôts, 1990.

Tableau B

Sensibilité de l'estimation à la largeur de bande et à la période considérée

I. Impact des ZRR sur le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et ...

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Doubles Moindres Carrés | | | | | | |
|---|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | ... 1996 | ... 1997 | ... 1998 | ... 1999 | ... 2000 | ... 2001 | ... 2002 |
| 5 (N = 347) | - 0,595 (0,717) | - 0,340 (0,451) | - 0,749 (0,723) | - 0,652 (0,703) | - 0,774 (0,798) | - 0,748 (0,812) | - 0,811 (0,889) |
| 10 (N = 752) | - 0,008 (0,171) | - 0,026 (0,152) | - 0,060 (0,151) | - 0,188 (0,190) | - 0,199 (0,215) | - 0,327 (0,282) | - 0,358 (0,317) |
| 15 (N = 1098) | 0,034 (0,092) | 0,006 (0,095) | 0,079 (0,101) | 0,013 (0,123) | - 0,016 (0,131) | - 0,075 (0,170) | - 0,041 (0,196) |

II. Impact des ZRR sur le taux de croissance du nombre d'établissements entre 1995 et ...

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Doubles Moindres Carrés | | | | | | |
|---|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | ... 1996 | ... 1997 | ... 1998 | ... 1999 | ... 2000 | ... 2001 | ... 2002 |
| 5 (N = 347) | - 0,086 (0,091) | - 0,038 (0,093) | - 0,096 (0,126) | - 0,109 (0,152) | - 0,033 (0,136) | - 0,098 (0,175) | - 0,055 (0,189) |
| 10 (N = 752) | - 0,023 (0,033) | 0,037 (0,048) | - 0,015 (0,050) | 0,017 (0,062) | 0,036 (0,071) | - 0,009 (0,078) | 0,017 (0,092) |
| 15 (N = 1098) | - 0,015 (0,022) | - 0,002 (0,029) | - 0,011 (0,036) | 0,010 (0,044) | - 0,001 (0,048) | - 0,026 (0,054) | - 0,039 (0,062) |

Les colonnes 1996 et 1997 constituent des régressions "tests" dans la mesure où aucun effet ne devrait être observé puisque la mesure n'était pas encore mise en place (ou ne concernait qu'une petite partie des établissements).

Lecture : trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses. Avec la méthode des Doubles Moindres Carrés et pour une largeur de bande de 15, on estime que le taux de croissance de l'emploi entre 1995 et 1999 des cantons classés en ZRR est plus élevé de 1,3 point de pourcentage par rapport aux cantons qui ne bénéficient pas de la mesure.

Champ : à mesure que la largeur de bande augmente, l'échantillon grandit. Pour une largeur de bande de 15, tous les cantons dont la densité est supérieure à 16 habitants/km² et inférieure à 46 habitants/km² sont intégrés à la régression.

Source : calculs des auteurs, répertoire Sirene 1993-2002, Insee; Recensement Général de l'Agriculture, 1990; Direction Générale des Impôts, 1990.

Tableau C

Impact des ZRR selon le secteur d'activité**I. Impact des ZRR sur le taux de croissance de l'emploi par secteur entre 1995 et 2000**

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Doubles Moindres Carrés | | | | |
|---|-------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------|--------------------|
| | Commerce | Services aux entreprises | Services aux particuliers | Industrie | Autres |
| 5 | - 0,842 (1,138) | 1,999 (7,077) | - 0,749 (0,886) | - 1,590 (1,724) | - 1,959 (2,068) |
| <i>N</i> | 346 | 333 | 347 | 346 | 345 |
| 10 | - 0,216 (0,362) | 2,437 (4,737) | 0,063 (0,400) | - 0,584 (0,577) | - 0,261 (0,475) |
| <i>N</i> | 749 | 714 | 750 | 749 | 747 |
| 15 | 0,219 (0,252) | 2,009 (3,286) | - 0,089 (0,232) | 0,058 (0,333) | - 0,512 (0,336) |
| <i>N</i> | 1095 | 1036 | 1096 | 1095 | 1093 |

II. Impact des ZRR sur le taux de croissance du nombre d'établissements par secteur entre 1995 et 2000

| Largeur de bande autour de 31 habitants/km ² | Doubles Moindres Carrés | | | | |
|---|-------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------|--------------------|
| | Commerce | Services aux entreprises | Services aux particuliers | Industrie | Autres |
| 5 | - 0,045 (0,267) | 0,689 (0,815) | 0,327 (0,373) | - 0,599 (0,597) | - 0,377 (0,453) |
| <i>N</i> | 346 | 345 | 347 | 346 | 346 |
| 10 | 0,207 (0,156) | 0,162 (0,277) | 0,085 (0,126) | - 0,335* (0,193) | 0,047 (0,142) |
| <i>N</i> | 751 | 747 | 750 | 750 | 750 |
| 15 | 0,183* (0,099) | 0,229 (0,236) | - 0,011 (0,076) | - 0,182* (0,104) | - 0,090 (0,088) |
| <i>N</i> | 1097 | 1093 | 1096 | 1096 | 1096 |

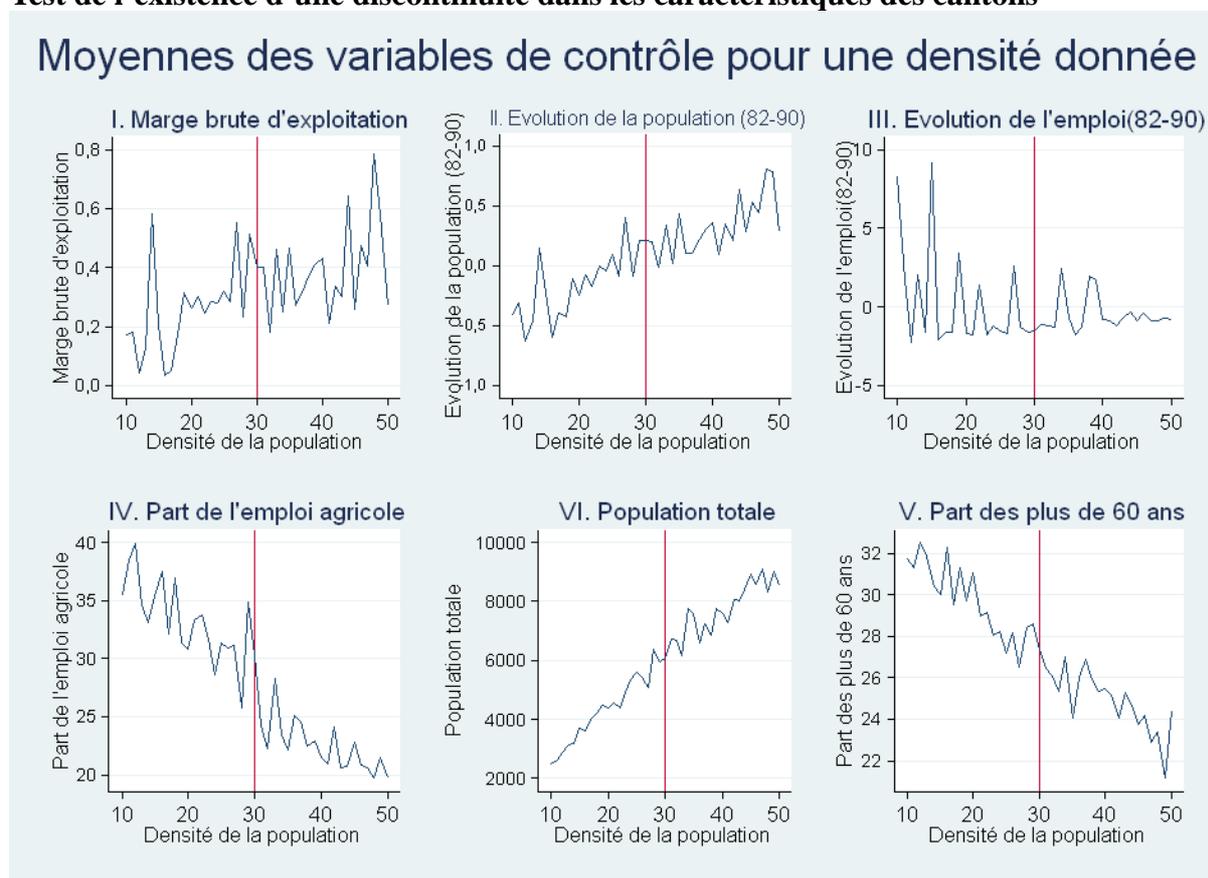
Lecture: trois (resp. deux, une) étoiles indiquent une significativité à 1 % (resp. 5 %, 10 %). Les écarts-types apparaissent entre parenthèses. Avec la méthode des 2SLS et pour une largeur de bande de 15, on estime que le taux de croissance du nombre d'établissements dans le secteur du commerce et pour les cantons classés en ZRR est plus élevé de 18,3 points de pourcentage par rapport aux cantons qui ne bénéficient pas de la mesure. Ce résultat est significatif au seuil de 10 %. En revanche, l'effet sur l'emploi dans le commerce et pour la même largeur de bande est estimé à 21,9 % points de pourcentages mais n'est pas significatif. Champ: A mesure que la largeur de bande augmente, l'échantillon grandit. Pour une largeur de bande de 15, tous les cantons dont la densité est supérieure à 16 habitants/km² et inférieure à 46 habitants/km² sont intégrés à la régression.

Source : calculs des auteurs, répertoire Sirene 1993-2002, Insee; Recensement Général de l'Agriculture, 1990; Direction Générale des Impôts, 1990.

ROBUSTESSE DE L'ESTIMATION :**ANALYSE GRAPHIQUE DES DISCONTINUITÉS AU POINT SEUIL**

L'approche par discontinuité de la régression est menacée si la discontinuité au point seuil est concomitante avec celle d'une autre variable. La discontinuité d'une variable liée à la variable étudiée au même point de discontinuité peut alors être attribuée par erreur à l'effet de la mesure. Il est par exemple possible que le niveau d'infrastructure chute brutalement pour les cantons dont la densité est inférieure à 31 habitants/km². Cette discontinuité affecte donc la stratégie d'identification et il est possible que l'effet du classement et du niveau d'infrastructure se compensent. Aucune discontinuité n'est observée au point seuil au vu de l'examen des moyennes conditionnelles des différentes variables de contrôle conditionnellement à la densité (cf. graphique A).

Graphique A

Test de l'existence d'une discontinuité dans les caractéristiques des cantons

Lecture : On n'observe pas de discontinuité dans la densité des caractéristiques des cantons au niveau du seuil de 31 habitants/km².

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 10 et 50 habitants/km².

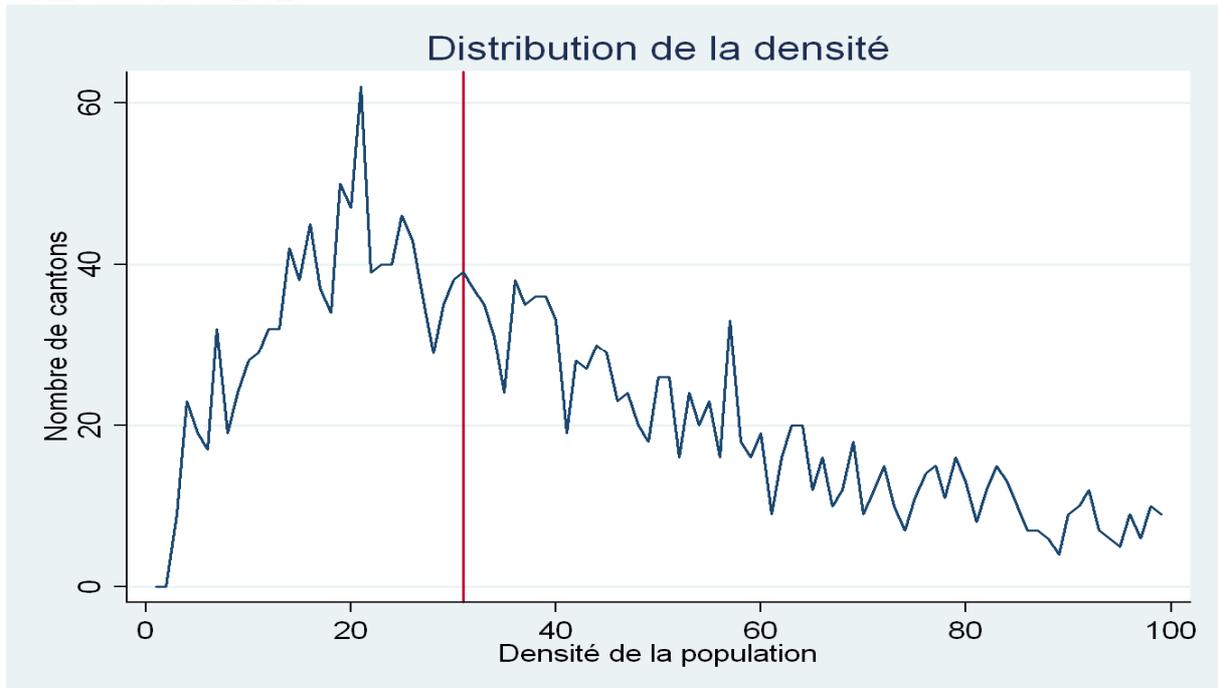
Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee.

De même, si le critère de classement en ZRR peut être « manipulé », on peut alors observer une discontinuité dans la densité de la variable au point. Pour notre étude, ce cas de figure semble très improbable simplement parce que le critère de sélection repose sur les valeurs de la densité du recensement de 1990. Il paraît donc particulièrement difficile de jouer sur sa

valeur pour changer de statut. Aucune discontinuité n'apparaît non plus au vu de l'examen de la distribution de la densité de la population des cantons. (cf. graphique B) et l'approche par discontinuité de la régression reste valide.

Graphique B

Test de l'existence d'une discontinuité dans la distribution de la densité de la population au niveau des cantons



Lecture : on n'observe pas de discontinuité dans la distribution de la densité de la population au niveau du seuil de 31 habitants/km².

Champ : tous les cantons dont la densité est comprise entre 0 et 100 habitants/km².

Source : répertoire Sirene 1993-2002, Insee.