

AU-DELÀ DE LA MOYENNE : LES EFFETS PAR QUANTILE DE LA POLITIQUE DE COHÉSION DE L'UNION EUROPÉENNE

Salima BOUAYAD AGHA^{*}, Nadine TURPIN^{**}, Lionel VEDRINE^{***}

Résumé - Depuis plusieurs décennies, l'Europe cherche à réduire les disparités de développement de ses régions. Cette politique, dite de cohésion, mobilise une part croissante du budget européen. Elle repose sur un co-financement des Etats Membres des projets qu'elle soutient au niveau régional. De plus, avec les élargissements successifs de l'Europe, les régions qu'elle cible évoluent, suscitant un effet de redistribution. Or, quelles que soient les méthodes utilisées et les périodes étudiées, les évaluations successives ne mettent en évidence, au mieux, qu'un effet modeste de la politique de cohésion sur le rattrapage de croissance des régions les plus pauvres d'Europe. Dans cet article, nous nous intéressons au programme dit « Objectif 1 » de la politique de cohésion, qui aide les régions les plus pauvres, et attribue des co-financements sur un critère de niveau de richesse. Elle favorise l'investissement et a pour objectif d'accélérer leur croissance pour permettre aux régions les plus pauvres de rattraper le niveau de richesse moyen. Nous mesurons l'effet de ce programme sur la distribution des taux de croissance et de l'investissement par habitant des régions bénéficiaires. Nous montrons que les régions à fort potentiel de croissance (celles qui auraient connu la plus forte croissance en l'absence de politique) ont bénéficié d'un gain de croissance de l'ordre de 0.6%. A contrario, les régions à faible potentiel de croissance n'ont pas bénéficié significativement de la politique mise en place.

Mots-clés - EFFET DE TRAITEMENT PAR QUANTILE, POLITIQUE RÉGIONALE, UNION EUROPÉENNE

Classification JEL : C21, C26, R58

Les auteurs remercient C. Baumont et R. Guillain et le relecteur pour leurs commentaires ainsi que les participants de la conférence annuelle de l'ERSA (Palerme, 2013).

* CREST ; GAINS-TEPP, Université du Maine ; salima.bouayad.gha@ensae.fr

** Irstea, UMR Métafort, F-63170 Aubière, France ; nadine.turpin@irstea.fr

*** INRA, UMR 1041 CESAER ; lionel.vedrine@dijon.inra.fr

1. INTRODUCTION

L'objectif de la cohésion économique et sociale, déjà consigné dans l'Acte unique européen, a pris corps en 1988, avec l'adoption du premier règlement qui donna naissance à la politique de cohésion. Les traités de Maastricht, d'Amsterdam et de Nice ont réaffirmé l'importance de cette politique. Le traité de Lisbonne a élargi son champ d'application en lui conférant une nouvelle dimension territoriale. De plus, les Conseils européens de 1988, 1992, 1999 et 2005 ont régulièrement confirmé l'importance de cette politique de cohésion en lui affectant une part croissante du budget européen, via l'instrument économique des Fonds structurels. En 1987, environ 20 % du budget européen était consacré aux Fonds structurels, et le montant des fonds a augmenté à partir de 1999 pour atteindre environ 35 % du budget européen sur la période de programmation 2000-2006.

La réglementation des Fonds structurels (Règlement (CE) n°1260/1999 du Conseil) prévoit la mise en place d'aides aux régions selon trois programmes, appelés « Objectifs ». Les projets proposés par les régions à ces programmes sont cofinancés par les Etats Membres à hauteur de 50% pour les programmes Objectif 2 et Objectif 3, et seulement à hauteur de 20 à 25 % pour le programme Objectif 1. Le programme Objectif 1 cherche à promouvoir le développement des régions les plus pauvres. Pour concentrer efficacement les interventions, ce programme est le plus doté des trois, avec 70 % du montant des Fonds structurels soit 137 milliards d'euros sur la période 2000-2006.

La question de l'impact de cette politique a fait l'objet d'un très grand nombre de travaux se heurtant tous à des difficultés méthodologiques communes à toutes les évaluations d'impact ex post. Cette question devient d'autant plus cruciale à la fin des années 2000 que l'on observe des restrictions budgétaires au niveau central et que les Etats Membres traversent une succession de crises économiques. Par ailleurs, l'élargissement de l'Europe vers des pays aux régions moins riches induit une réallocation des fonds vers ces pays plutôt que vers les régions anciennement bénéficiaires. C'est ainsi que dans le cadre du débat assez général de l'arbitrage entre compétitivité et équité, on peut se poser la question de l'efficacité des transferts (ou des réallocations) des régions les plus riches vers les régions les plus pauvres transitant par le biais du niveau central européen (voir Gripiaios et al., 2008 et Mohl et Hagen, 2010 pour des revues récentes de la littérature).

Les travaux empiriques ne font pas consensus sur l'impact de la politique de cohésion : certaines études font état d'un impact positif sur la croissance régionale (Dall'erba, 2005 ; Ramajo et al., 2008 ; Mohl et Hagen, 2010 ; Bouayad-Agha et al., 2011). D'autres ne trouvent aucun effet en termes de convergence régionale (Esposti et Bussoletti, 2008 ; Dall'erba et Le Gallo, 2008), même si certains travaux montrent que les Fonds structurels améliorent la convergence au niveau des pays (Beugelsdijk et Eijffinger, 2005). D'autres caractéristiques des régions semblent également interagir avec l'efficacité de la politique de cohésion : l'opposition centre-périphérie (Dall'erba et al., 2009), la synchronisation des cycles économiques régionaux et nationaux (Rodriguez-

Pose et Fratesi, 2007) et le niveau des inégalités (Petraikos et al., 2005 ; Ezcurra, 2007). Etant donné leur nombre et leur nature, les effets de tous ces différents facteurs ne peuvent être contrôlés de manière satisfaisante dans le cadre d'une régression linéaire classique.

En utilisant des méthodes spécifiques à l'estimation des effets propres des politiques publiques, une vague plus récente de travaux a fait ressortir des effets significatifs, mais modestes, pour un groupe restreint de régions (les régions bénéficiant de l'Objectif 1, Becker et al., 2010) et conditionnés à la capacité de ces régions à absorber les fonds européens (Becker et al., 2012).

Ces travaux se sont intéressés aux effets moyens de la politique. Considérant la très grande hétérogénéité des régions-cibles de cette politique, Le Gallo et al. (2011) ont approfondi l'analyse en estimant des effets individuels (sur l'ensemble des trois programmes). Ces auteurs ont ainsi mis en évidence que l'effet moyen peut être non significatif et qu'il peut en même temps y avoir un effet significatif, pour certaines régions prises individuellement, des Fonds structurels sur la convergence conditionnelle des régions. Si leurs travaux démontrent bien la nécessité de prendre en compte la variabilité interrégionale, ils se heurtent encore à un problème d'endogénéité d'allocation des fonds, problème qu'ils ne traitent pas.

L'objectif de ce papier est d'analyser l'hétérogénéité de l'effet du programme Objectif 1 à travers la position de chaque région dans la distribution de la variable de résultat, tout en contrôlant de l'hétérogénéité inobservée. Le programme Objectif 1 se proposant d'aider les régions les moins riches à accroître leurs investissements productifs (publics ou privés), pour à terme accélérer leur croissance, nous proposons de tirer parti de ces trois éléments dans notre analyse. Ainsi, notre stratégie d'estimation de l'impact prendra comme variables de résultat à la fois le taux de croissance et le niveau d'investissement, les deux rapportées à la population des régions.

Nous nous proposons de mesurer l'effet du programme Objectif 1 en mettant en œuvre une régression quantile. Cette méthode permet une description de l'impact de variables explicatives plus complète que la régression linéaire car elle permet de modéliser l'ensemble de la distribution conditionnelle d'une variable continue selon ces variables explicatives. Celles-ci affectent l'ensemble de la distribution mais avec un impact différencié selon les quantiles de la distribution. Dans le contexte de l'évaluation d'impact des politiques publiques, il est généralement pertinent d'aller au-delà des effets moyens de celles-ci. Dans le cadre de ce travail, notre apport à la littérature est d'examiner l'effet de la politique de cohésion par quantile de la distribution des deux variables de résultat retenues. Afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée, nous estimons ces effets par quantiles en exploitant l'une des règles de l'éligibilité des régions à ce programme comme une quasi-expérience. En effet, cette règle crée une discontinuité au seuil (défini par l'UE) dans la probabilité pour les régions Objectif 1 de recevoir le programme. Cette discontinuité permet d'identifier un effet causal du programme en comparant les résultats observés sur les régions autour du seuil, dont l'éligibilité est conforme à la règle.

Nous utilisons des données pour l'UE-25 au niveau NUTS2 pour la période de programmation 2000-2006, période pour laquelle nous avons les données les plus complètes pour l'ensemble des régions concernées. Nous montrons ainsi que les régions à fort potentiel de croissance (celles qui auraient connu la plus forte croissance en l'absence de politique) ont bénéficié d'un gain de croissance de l'ordre de 0,6%. A contrario, les régions à faible potentiel de croissance n'ont pas bénéficié significativement de la politique mise en place.

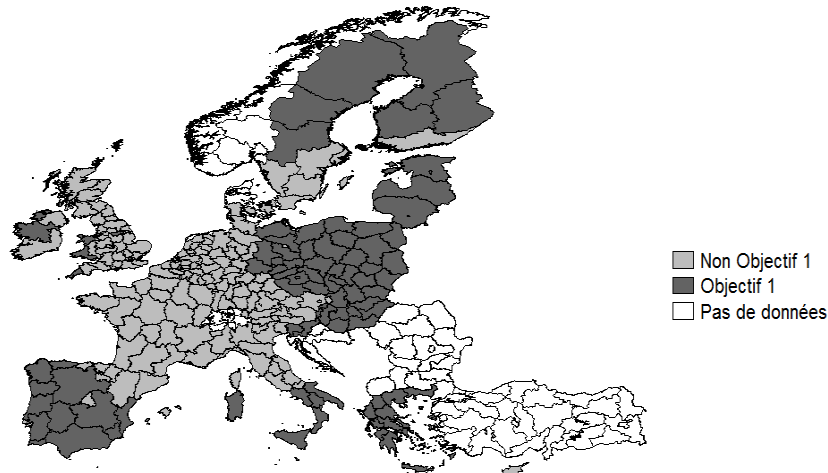
Le reste de l'article est organisé de la façon suivante : la section 2 décrit les données utilisées et la méthode mise en œuvre. La section 3 présente les résultats et les discute. Enfin, la section 4 conclut.

2. DONNÉES ET MÉTHODE D'ESTIMATION

2.1. Données

Notre analyse se concentre sur la période de programmation 2000-2006 pour laquelle nous avons des données en coupe les plus complètes. Tout comme Becker et al. (2012), nous avons construit une base de 251 régions à partir de plusieurs sources d'information. Les données sur le niveau de PIB et l'investissement sont issues de la base de données régionales compilée par « Cambridge Econometrics » ; l'information sur l'éligibilité des régions au programme Objectif 1 provient de l'exploitation du règlement (502/1999) de la Commission européenne et des éditions du Journal Officiel de l'Union européenne.

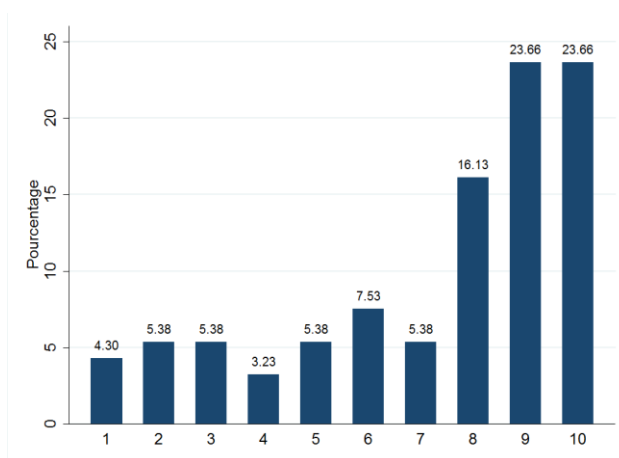
Graphique 1. Carte des bénéficiaires du programme Objectif 1 (2000-2006)



Le Graphique 1 décrit la localisation géographique des régions bénéficiaires de ce programme. On observe, que pour la plupart, celles-ci se trouvent à la « périphérie » de l'Union européenne et que la quasi-totalité des régions des

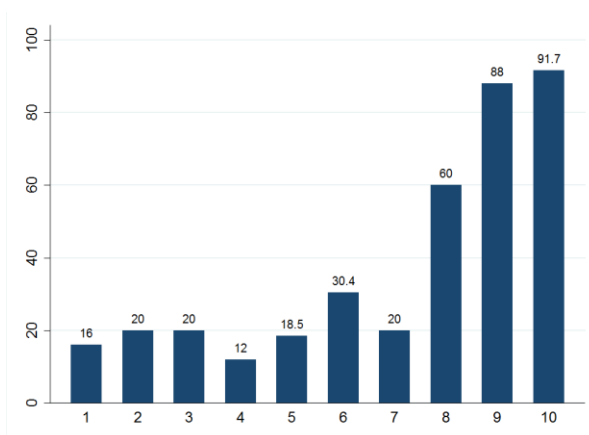
nouveaux Etats Membres bénéficient de ce programme. On constate également que les régions du sud de l'Italie et de l'Espagne, l'Eire, la Grèce et le Portugal (à l'exception de la région de Lisbonne) bénéficient également de ce programme. Enfin, les länder de l' « ex-RDA », ainsi que la région de la Mersey-side au Royaume-Uni figurent aussi dans le programme Objectif 1.

Graphique 2. Distribution des régions Objectif 1 selon les déciles de la distribution du taux de croissance de l'ensemble des régions



Pour compléter cette description géographique, nous identifions les positions occupées par les régions Objectif 1 dans la hiérarchie de la distribution des taux de croissance (Graphique 2). On constate que 62 % des régions Objectif 1 se situent dans les trois derniers déciles de cette distribution tandis que les 38% restantes se répartissent de manière assez homogène dans chacun des 7 premiers déciles.

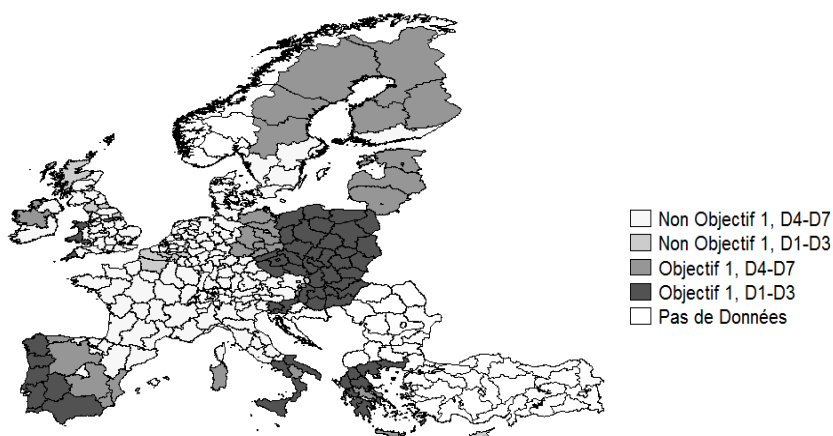
Graphique 3. Proportion de régions Objectif 1 par décile de la distribution du taux de croissance de l'ensemble des régions



Dans chacun des 7 premiers déciles de cette distribution, la proportion de régions Objectif 1 (Graphique 3) varie entre 12 et 30% alors qu'elle est très largement sur-représentée dans les trois derniers déciles.

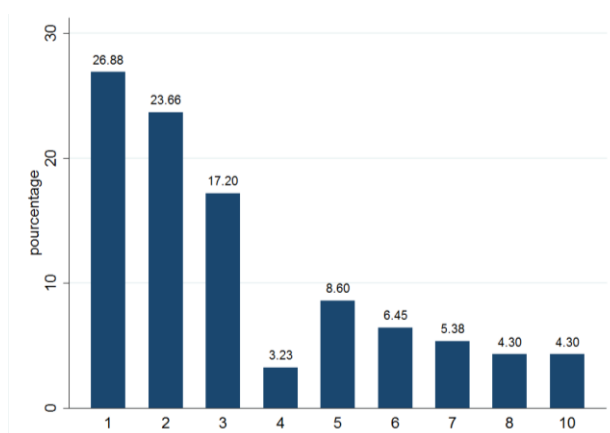
Enfin, on peut observer (Graphique 4) que les régions Objectif 1 des trois derniers déciles de la distribution du taux de croissance se localisent à différents endroits de l'espace géographique et ne concernent pas obligatoirement uniquement les régions des nouveaux Etats Membres.

Graphique 4. Carte des régions selon les déciles du taux de croissance et selon les bénéficiaires du programme Objectif 1 (2000-2006)



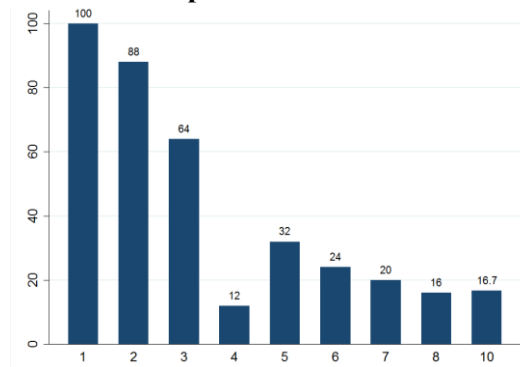
Tandis que les régions Objectif 1 se positionnent dans le haut de la distribution des taux de croissance, il convient de noter que plus des deux tiers de ces régions se situent dans les trois premiers déciles de la distribution du logarithme de l'investissement par tête de l'ensemble des régions (Graphique 5).

Graphique 5. Répartition des régions objectif 1 selon les déciles de la distribution du log de l'investissement par tête de l'ensemble des régions



En proportion, les régions Objectif 1 sont très largement sur-représentées dans les trois premiers déciles tandis qu'elles représentent entre 12 et 32% dans les 7 derniers (Graphique 6).

Graphique 6. Proportion de régions objectif 1 par décile de la distribution du log de l'investissement par tête de l'ensemble des régions



On peut observer (Graphique 7) que les régions Objectif 1 des trois premiers déciles de la distribution se localisent à différents endroits de l'espace. Une lecture comparée des Graphiques 4 et 7 permet de constater que ce ne sont pas nécessairement les mêmes régions qui se trouvent dans le haut de la distribution des taux de croissance et dans le bas de la distribution de l'investissement.

Graphique 7. Carte des régions selon les déciles de l'investissement et selon les bénéficiaires du programme Objectif 1 (2000-2006)

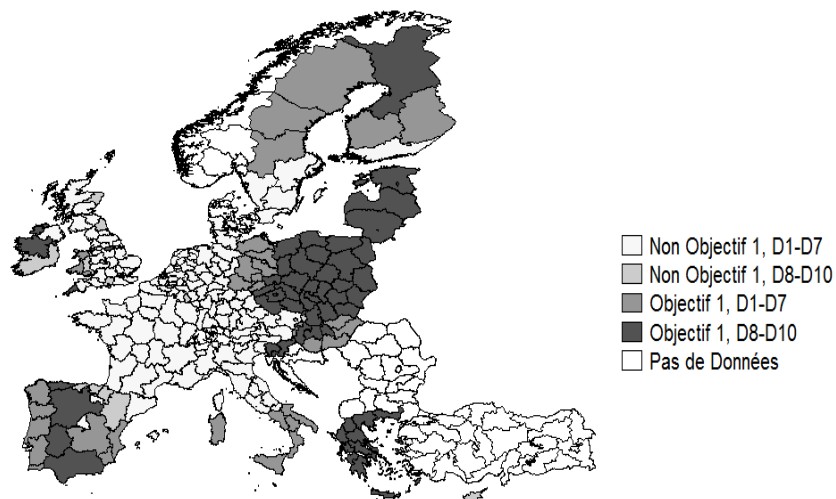


Tableau 1. Statistiques descriptives selon les déciles du taux de croissance

	Déciles du taux de croissance										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Toutes les régions											
Effectifs	25	25	25	25	27	23	25	25	25	24	249
Taux de croissance moyen	0,021	0,029	0,032	0,036	0,039	0,042	0,046	0,052	0,061	0,080	0,044
Investissement par tête moyen (log)	8,340	8,359	8,490	8,386	8,473	8,240	8,478	8,144	7,660	7,672	8,228
Régions Objectif 1											
Effectifs	4	5	5	3	5	7	5	15	22	22	93
Taux de croissance moyen	0,018	0,029	0,032	0,035	0,039	0,042	0,046	0,052	0,061	0,078	0,054
Investissement par tête moyen (log)	7,848	8,127	8,326	7,689	8,331	7,718	8,289	7,83	7,548	7,627	7,797
Régions non Objectif 1											
Effectifs	21	20	20	22	22	16	20	10	3	2	156
Taux de croissance moyen	0,022	0,029	0,032	0,036	0,039	0,042	0,046	0,052	0,058	0,098	0,037
Investissement par tête moyen (log)	8,434	8,417	8,531	8,481	8,505	8,469	8,526	8,617	8,477	8,16	8,485

Tableau 2. Statistiques descriptives selon les déciles du log de l'investissement par tête

	Déciles de l'investissement par tête (log)										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Toutes les régions											
Effectifs	25	25	25	25	25	25	25	25	25	24	249
Taux de croissance moyen	0,062	0,055	0,046	0,037	0,036	0,037	0,039	0,038	0,046	0,044	
Investissement par tête moyen (log)	6,877	7,725	8,112	8,257	8,473	8,240	8,478	8,144	7,660	7,662	8,228
Régions Objectif 1											
Effectifs	25	22	16	3	8	6	5	4	–	4	93
Taux de croissance moyen	0,062	0,054	0,051	0,044	0,039	0,046	0,042	0,04	–	0,088	0,054
Investissement par tête moyen (log)	6,877	7,693	8,084	8,224	8,327	8,323	8,384	8,544	–	9,169	7,797
Régions non Objectif 1											
Effectifs	–	3	9	22	17	19	20	21	25	20	156
Taux de croissance moyen	–	0,063	0,035	0,036	0,031	0,035	0,039	0,038	0,039	0,038	0,037
Investissement par tête moyen (log)	–	7,963	8,161	8,261	8,33	8,385	8,457	8,534	8,643	8,964	8,485

La régression quantile donne une description de la manière dont le quantile d'une variable de résultat se modifie en fonction de certaines variables explicatives. Nous présentons donc quelques statistiques descriptives selon les déciles de chacune des variables de résultat que nous avons retenues afin de préciser les caractéristiques de leur distribution. Pour le taux de croissance (Tableau 1), on observe que la variabilité inter-décile est supérieure à la variabilité entre les deux groupes de régions à décile donné.

On observe également que le taux de croissance moyen des régions Objectif 1, tout décile confondu est de 5,5% et qu'il est supérieur au taux de 4,4% calculé pour l'ensemble des régions et tout décile confondu. Enfin, on note que les régions Objectif 1 qui sont au-delà du cinquième décile ont un taux de croissance au-delà du taux de croissance moyen des régions européennes.

De façon similaire, à décile donné du logarithme de l'investissement par tête (Tableau 2), il n'y a pas de différence entre les régions Objectif 1 et non Objectif 1. Les différences entre les deux groupes de régions ne s'observent que pour les extrémités de la distribution.

2.2. Méthode d'estimation

Pour évaluer l'effet de la politique de cohésion, nous mettons en œuvre une régression quantile qui nous permet d'aller au-delà de l'effet moyen de celle-ci. Cette méthode permet en effet une description de l'impact de variables explicatives plus complète que la régression linéaire car elle permet de modéliser l'ensemble de la distribution conditionnelle d'une variable continue selon ces caractéristiques. Celles-ci affectent l'ensemble de la distribution mais avec un impact différencié selon les quantiles de la distribution (section 2.2.1.). L'identification de l'effet causal d'une politique publique nécessite avant toute chose de prendre en considération l'hétérogénéité inobservée. La stratégie d'estimation utilisée dans notre étude (régression par discontinuité) se distingue par des hypothèses très peu contraignantes, qui reposent sur la continuité des distributions des résultats et l'existence d'une discontinuité dans l'éligibilité, pour un seuil défini politiquement. Nous exploitons ici une discontinuité dans l'éligibilité au programme Objectif 1 provoquée par la définition d'un seuil de niveau de production par habitant. Si les hypothèses de cette stratégie sont peu contraignantes, l'effet causal du programme Objectif 1 est identifié à partir d'une sous-population particulière de notre échantillon (section 2.2.2).

2.2.1. De l'effet moyen de la politique à l'effet par quantile

Nous définissons une variable binaire OBJ_i qui représente le statut de la région i relativement à ce programme :

$$OBJ_i = \begin{cases} 1 & \text{lorsque la région } i \text{ bénéficie de ce programme} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

L'effet de la politique sur la région i est défini comme la différence entre le résultat de cette région lorsqu'elle en bénéficie (Y_i^1) et celui qu'elle aurait

connu en l'absence du programme (Y_i^0). Evidemment, il n'est pas possible d'observer simultanément ces deux résultats (dits potentiels) pour chaque région i , et donc de calculer un effet du programme Objectif 1 pour chacune d'entre elles. Plus précisément, le résultat observé d'une région i dépend de son statut relativement à la politique :

$$Y_i = Y_i^1(OBJ1_i) + Y_i^0(1 - OBJ1_i)$$

Nous nous intéressons à l'effet du programme Objectif 1 sur la distribution de variables continues : le taux de croissance du PIB et le logarithme de l'investissement par tête.

Nous définissons F_{Y^1} et F_{Y^0} comme les distributions des résultats potentiels avec ou sans la politique. La régression par quantile repose sur le quantile de la distribution conditionnelle du résultat observé relativement au traitement :

$$Q_\tau(Y^1|OBJ1_i) = F_{Y^1}^{-1}(\tau)$$

$$\text{et } Q_\tau(Y^0|OBJ1_i) = F_{Y^0}^{-1}(\tau)$$

avec τ qui représente le $\tau^{ième}$ quantile.

A partir de ces distributions conditionnelles, on peut définir l'effet causal moyen par quantile (*quantile treatment effect, QTE*) comme la différence entre les quantiles des distributions des résultats potentiels (Doksum, 1974 ; Lehman, 1974) :

$$\delta_\tau^{QTE} = F_{Y^1}^{-1}(\tau) - F_{Y^0}^{-1}(\tau)$$

ainsi qu'un effet moyen sur les bénéficiaires :

$$\delta_\tau^{QTT} = F_{Y^1}^{-1}(\tau|OBJ1_i = 1) - F_{Y^0}^{-1}(\tau|OBJ1_i = 1)$$

L'effet du traitement sur le quantile pour les traités (*quantile treatment effect on the treated, QTT*) est calculé comme l'écart entre le $i^{ème}$ quantile de la distribution de la variable de résultat pour les régions traitées, et le quantile correspondant de la distribution de cette même variable pour ces mêmes régions, si elles n'avaient pas bénéficié de la politique.

On peut de cette manière calculer un effet du programme Objectif 1 sur le quantile correspondant à la médiane de chacune des distributions (taux de croissance et investissement). Ce premier effet apporte des éléments intéressants de comparaison avec l'effet moyen estimé dans les travaux antérieurs. Il est de plus possible d'estimer ces effets sur chacun des déciles, ou quartiles, pour approfondir la possibilité d'effets différenciés selon ces groupes de régions au sein de la distribution des résultats.

2.2.2. Stratégie d'identification de l'effet par quantile : une approche par la discontinuité de la régression

Nous ne pouvons estimer correctement δ_τ^{QTT} ou δ_τ^{QTE} à l'aide des estimateurs classiques par quantiles (Koenker et Bassett, 1978 ; Buchinsky, 1998) car

l'assignation au programme Objectif 1 n'est pas aléatoirement distribué entre les régions. On ne peut pas mesurer l'effet causal par quantile en considérant la différence des quantiles des distributions des résultats potentiels selon l'assignation au programme Objectif 1. Dans ce cas, l'effet estimé serait composé par le « véritable » effet causal par quantile et par un effet « parasite » car les régions bénéficiant de l'Objectif 1 ont des caractéristiques différentes des régions non bénéficiaires (hétérogénéité inobservée).

Dans la littérature récente, plusieurs méthodes ont été développées pour contrôler ce type d'hétérogénéité inobservée (Athey et Imbens, 2003 ; Larmarche, 2007). Firpo (2007) propose une méthode d'estimation de l'effet par quantile sur les bénéficiaires, conditionnellement à des caractéristiques observables. Cette méthode repose sur des hypothèses d'identifications comparables à celles que l'on retrouve dans les méthodes d'appariement sur le score de propension.

Abadie, Angrist et Imbens (2002) proposent une méthode de régression par quantiles à l'aide de variables instrumentales. C'est à partir de cette approche que Frandsen et al. (2012) étendent la méthode de régression par discontinuités (RDD par la suite) au cadre de l'identification d'effets de traitement par quantile. Cette dernière méthode est particulièrement intéressante dans notre cas car elle nous permet d'exploiter l'une des particularités de l'éligibilité des régions au programme Objectif 1 comme une « quasi-expérience ». Une des règles d'assignation au programme Objectif 1 est claire : une région est éligible à l'Objectif 1 si elle a un niveau de PIB par habitant inférieur à un seuil défini, arbitrairement, par la Commission Européenne (75% du niveau moyen de PIB par habitant de l'UE). Cette règle d'assignation crée une discontinuité, au niveau du seuil, dans la probabilité de bénéficier de l'Objectif 1 (Graphique 6) :

$$Z_i = 1(PIB_i > c)$$

avec $c = 0.75 \cdot \overline{PIB}_{UE}$

Z_i représente une variable binaire qui vaut 1 lorsque la région est en dessous du seuil d'éligibilité et 0 sinon. La variable d'assignation est dans notre cas le PIB par habitant, et le seuil (c) est défini par la Commission européenne à 0,75 du PIB moyen par habitant de l'UE.

Nous pouvons réécrire le statut d'une région comme fonction de la variable d'assignation $OBJ1_i(PIB_i)$. Nous avons également besoin de définir les limites de $OBJ1_i(PIB_i)$ autour du seuil d'éligibilité (c) pour définir un estimateur par discontinuité de la régression :

$$OBJ1_i^0 \equiv \lim_{PIB_i \rightarrow c^+} OBJ1_i(PIB_i)$$

$$OBJ1_i^1 \equiv \lim_{PIB_i \rightarrow c^-} OBJ1_i(PIB_i)$$

Comme présenté par Imbens et Angrist (1994) et Hahn et al. (2001) dans le cadre classique des effets de traitement, l'identification de l'effet par quantile

de la politique se fait à partir d'un sous échantillon. Au lieu d'estimer l'effet moyen du traitement sur l'ensemble des régions, on identifie un effet moyen local sur un sous-ensemble de régions. Ce sous échantillon est donc constitué des régions dont le niveau de richesse initial se situe à proximité du seuil et dont le statut (bénéficiaire ou non) est conforme à la règle d'assignation définie par la Commission européenne. Ce groupe, dit des « conformistes locaux¹ » (C) est constitué de régions qui bénéficieraient du programme objectif avec un niveau de richesse initial en dessous du seuil d'éligibilité mais qui ne bénéficieraient pas de ce même programme avec un niveau de richesse initial au-dessus du seuil d'éligibilité. Dans ce cas, l'effet par quantile identifié est un effet local : c'est la différence entre les distributions marginales des résultats potentiels des « conformistes » (ceux qui ont réagi conformément à la règle) évaluée au seuil d'éligibilité du programme Objectif 1. On obtient ainsi pour un quantile τ donné :

$$\delta_{\tau}^{LQTE} = F_{Y^1|C, PIB_i=c}^{-1}(\tau) - F_{Y^0|C, PIB_i=c}^{-1}(\tau)$$

Les distributions des résultats potentiels sont définies ici pour le groupe des conformistes locaux. Nous pouvons les identifier comme des ratios de Wald :

$$F_{Y^1|C, PIB_i=c} = \frac{\lim_{PIB \rightarrow c^-} E[1(Y \leq y)OBJ1|PIB = c] - \lim_{PIB \rightarrow c^+} E[1(Y \leq y)OBJ1|PIB = c]}{\lim_{PIB \rightarrow c^-} E[OBJ1|PIB = c] - \lim_{PIB \rightarrow c^+} E[OBJ1|PIB = c]}$$

$$F_{Y^0|C, PIB_i=c} = \frac{\lim_{PIB \rightarrow c^-} E[1(Y \leq y)(1 - OBJ1)|PIB = c] - \lim_{PIB \rightarrow c^+} E[1(Y \leq y)(1 - OBJ1)|PIB = c]}{\lim_{PIB \rightarrow c^-} E[(1 - OBJ1)|PIB = c] - \lim_{PIB \rightarrow c^+} E[(1 - OBJ1)|PIB = c]}$$

L'effet par quantile du programme Objectif 1 est alors identifié comme la différence horizontale entre les ratios de Wald ci-dessus (Imbens et Rubin, 1997; Abadie, 2002). La validité de cette approche repose sur quatre hypothèses d'identification (Frandsen et al., 2012) :

- la présence d'une discontinuité autour du seuil de la règle d'assignation dans la probabilité de bénéficier du programme, cette discontinuité étant à la base de notre stratégie d'identification,
- la continuité au seuil de la distribution (conditionnelle au traitement) des résultats potentiels, ce qui implique que rien (en dehors de la règle d'éligibilité) ne provoque de discontinuité dans les résultats potentiels,
- la monotonie, *i.e.* l'absence de régions qui bénéficieraient du programme si leur niveau de richesse était supérieur au seuil et qui ne bénéficieraient pas

¹ Voir Hahn et al. (2001) et Frandsen et al. (2012) pour une définition plus formalisée des « conformistes locaux ».

du programme dans le cas contraire (« défis » qu'on appelle aussi anti-conformistes c'est-à-dire des régions pour lesquelles la règle a un effet opposé à celui couramment attendu),

- la présence de régions au niveau du seuil ; par convention on détermine une largeur de bande autour du seuil.

$F_{Y^1|C,PIB_i=c}$ et $F_{Y^0|C,PIB_i=c}$ sont estimés à l'aide de régressions linéaires locales. Un moyen d'estimer simultanément les quatre espérances conditionnelles nécessaires à la détermination de $F_{Y^1|C,PIB_i=c}$ et $F_{Y^0|C,PIB_i=c}$ est d'utiliser les doubles moindres carrés pondérés comme suggéré par Imbens et Lemieux (2008). La pondération de cette régression est le rapport entre une distance (la différence entre la valeur du niveau de richesse initial et le seuil d'éligibilité) et la largeur de bande autour du seuil (qui détermine la taille de l'échantillon)².

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

La présence effective d'une discontinuité dans la probabilité de bénéficier du programme Objectif 1 nous permet bien d'identifier un effet causal par quantile, autour de cette discontinuité. Pour la période 2000-2006, nous observons une discontinuité assez importante au seuil de 75% du PIB moyen de l'Union Européenne (Graphique 8). En effet, la probabilité qu'une région bénéficie de l'Objectif 1 passe de 80% juste en dessous du seuil à 40% juste au-dessus. La proportion de « conformistes » autour du seuil est de 40%. Sous les hypothèses de continuité locale des distributions, l'effet de la politique est identifié comme une discontinuité, au seuil, dans la distribution du taux de croissance du PIB (ou de l'investissement par tête). Dans le cas d'une assignation probabiliste (comme ici), nous pondérons cette différence par l'ampleur de la discontinuité induite par la règle d'assignation au programme Objectif 1. Nous reportons les résultats d'une régression simple (par MCO) et d'une RDD classique, à titre de comparaison avec nos résultats obtenus avec la régression par quantile. Les estimations sont menées d'abord sur la distribution du taux de croissance du PIB par tête (Section 3.1), puis sur celle de logarithme de l'investissement par tête (section 3.2).

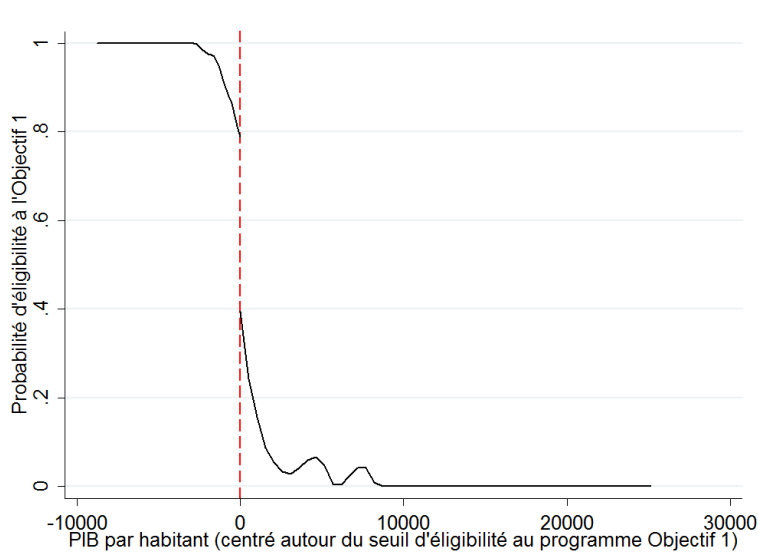
3.1. Effets du programme Objectif 1 par quantile de la distribution du taux de croissance du PIB

Une première estimation par les MCO (Tableau 3) montre que le groupe des régions bénéficiant de l'Objectif 1 a un taux de croissance du PIB supérieur à celui des autres régions (0,017). Il n'est pas surprenant que les régions bénéficiant de ce programme, qui sont rappelons-le les régions ayant le PIB le plus

² Nous utilisons les mêmes largeurs que Becker et al. (2010), largeur de bande optimale (et le double) calculée selon la méthode de validation croisée (Imbens et Lemieux, 2008).

faible, connaissent en moyenne des taux de croissance un peu plus élevés que le reste de l'échantillon. Les régions les moins riches semblent avoir un taux de croissance supérieur à celui des autres régions, toute chose égale par ailleurs.

Graphique 8. Discontinuité dans la probabilité de bénéficier du programme Objectif 1 (2000-2006)



Cette estimation, qui ne tient pas compte de l'hétérogénéité inobservée, ne reflète bien entendu pas l'effet de bénéficier du programme Objectif 1 et souffre d'un biais de sélection positif.

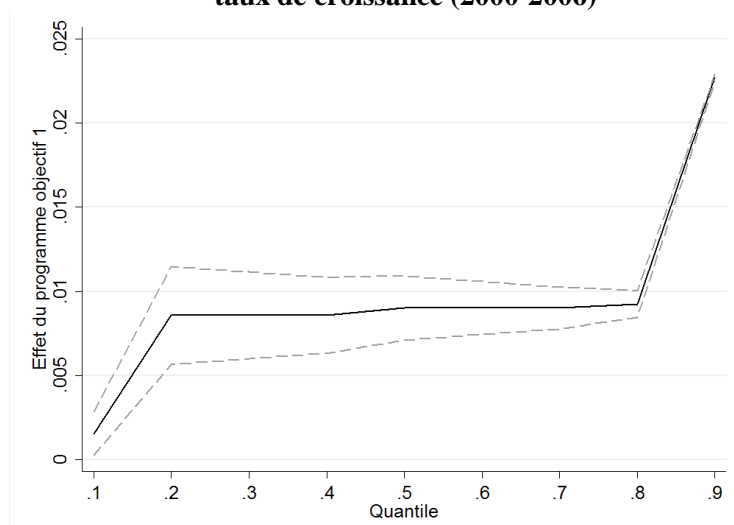
Tableau 3. Effets du programme Objectif 1 sur le taux de croissance du PIB par tête (2000-2006)

	MCO	RDD			
Effet moyen	0,017***	0,013			
Ecart-type	0,002	0,677			
RDD-QTE					
Quantile	.1	.25	.5	.75	.9
LQTE (lb=500)	-0,0001	0,008	0,009**	0,009**	0,023***
Ecart-type	0,021	0,005	0,003	0,003	0,001
LQTE (lb=237)	-0,001	0,008***	0,009**	0,009**	0,023***
Ecart-type	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001

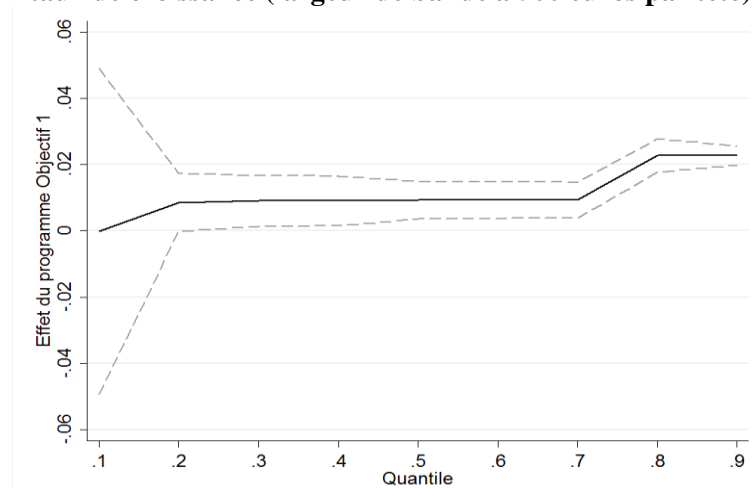
Note : lb fait référence à la largeur de bande optimale estimée par becker et al. (2010) selon la méthode de validation croisée (Imbens et Lemieux, 2008). LQTE : effet local par quantile du programme Objectif 1.

L'existence de ce biais est confirmée par les résultats obtenus à l'aide d'une régression par discontinuité (Tableau 3). Avec cette technique, l'effet moyen estimé du programme est non significativement différent de 0. Le programme Objectif 1 n'a donc pas affecté significativement le taux de croissance moyen des régions bénéficiaires. Ce résultat s'inscrit dans le corpus des évaluations successives montrant l'absence d'effet ou un effet moyen très faible.

Graphique 9. Effets du programme Objectif 1 par décile du taux de croissance (2000-2006)



Graphique 10. Effets du programme Objectif 1 par décile du taux de croissance (largeur de bande à 500 euros par tête)



Si le programme Objectif 1 n'a pas permis d'accroître de manière significative le taux de croissance moyen des régions bénéficiaires, il semble par

contre affecter positivement et significativement le taux de croissance des régions qui ont le plus fort potentiel de croissance (les régions à droite de la distribution). Ces régions sont celles qui auraient connu les plus forts taux de croissance même en l'absence du programme. Nous observons 3 types de résultats (Tableau 3 et Graphiques 9 et 10).

Tout d'abord, nous observons un effet non significatif du programme sur les régions du premier décile quelle que soit la largeur de bande. Les aides à l'investissement que procure le programme Objectif 1 n'ont pas permis, dans ces régions à « faible potentiel³ », d'avoir un effet de levier sur l'économie.

Nous observons également un effet faible (0,009), mais significatif du programme Objectif 1 pour les régions avec un taux de croissance autour de la médiane. Globalement le nombre de régions avec effet significatif est beaucoup plus important que celles sans effet.

Enfin, le programme Objectif 1 affecte beaucoup plus fortement (0,023) la croissance des régions ayant le plus fort potentiel de croissance (celles du dernier décile). Les résultats sont peu sensibles à la définition de la largeur de bande.

Le programme Objectif 1 a pour cible les régions sur des critères de richesse et non de potentiel de croissance. Or les régions bénéficiant le plus de ce programme sont celles déjà inscrites dans une dynamique de développement et qui possèdent un taux de croissance supérieur à la médiane. Cette disparité d'effet selon la dynamique des régions (effet non significatif pour les régions à faible potentiel de croissance effet significatif pour celles ayant un potentiel de croissance positif) suggère que le programme est bien adapté pour le sous ensemble de régions déjà inscrites dans une dynamique de développement.

3.2. Effets du programme Objectif 1 par quantile de la distribution de l'investissement par tête

Les régions bénéficiant de l'Objectif 1 investissent moins en moyenne que le reste de l'échantillon (estimation par les MCO de -0,097, Tableau 4). Les aides du programme Objectif 1 semblent donc bien adaptées aux régions cibles, puisqu'elles visent essentiellement à augmenter l'investissement dans ces régions.

Le biais de sélection est négatif pour l'investissement par tête. Mais, contrairement aux résultats obtenus par Becker et al. (2010), nous n'observons pas d'effet moyen significatif du programme Objectif 1 pour la période 2000-2006 sur le logarithme de l'investissement par tête. Ce résultat pose question. En effet, le programme Objectif 1 vise à augmenter l'investissement dans les régions les plus pauvres, qui ont par ailleurs un taux d'investissement faible. Mais ce programme ne montre pas d'effet moyen significatif sur l'investissement dans les régions cibles.

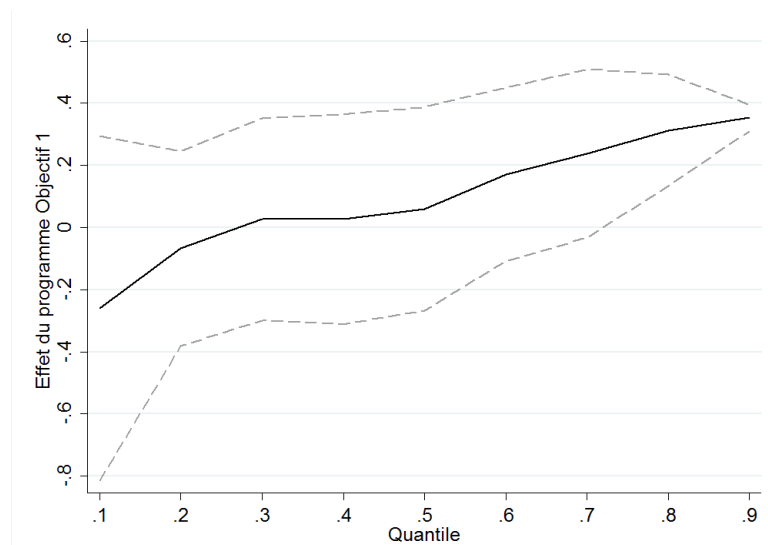
³ Nous qualifions de régions à « faible potentiel » les régions qui auraient connu des taux de croissance faibles en l'absence de la politique.

Tableau 4. Effets du programme Objectif 1 sur l'investissement par tête (2000-2006)

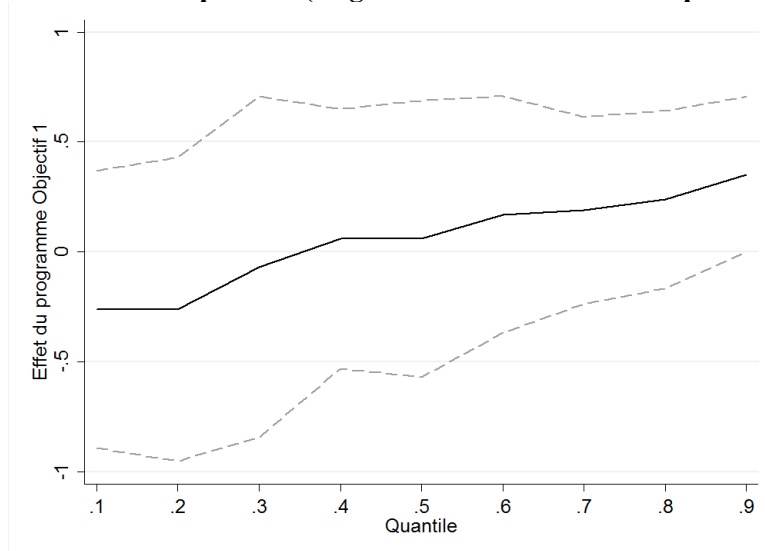
	MCO	RDD	RDD-QTE			
Effet moyen	-0,097***	0,086				
Ecart-type	0,036	0,200				
Quantile	.1	.25	.5	.75	.9	
LQTE (lb=500)	-0,260	-0,068	0,060	0,220	0,353**	
Ecart-type	0,331	0,370	0,347	0,221	0,172	
LQTE (lb=237)	-0,260	0,027	0,060	0,238*	0,353***	
Ecart-type	0,247	0,183	0,184	0,130	0,022	

Note : lb fait référence à la largeur de bande optimale estimée par Becker et al. (2010) selon la méthode de validation croisée (Imbens et Lemieux, 2008). LQTE : effet local par quantile du programme Objectif 1.

L'analyse de l'effet par quantile du programme Objectif 1 révèle toutefois des effets contrastés entre les régions (Tableau 4, Graphiques 11 et 12). Le programme Objectif 1 n'a bénéficié de manière significative qu'aux régions qui auraient, en l'absence de ce programme, investi le plus fortement. Les régions en dessous de la médiane (du logarithme) de l'investissement par tête n'ont pas bénéficié de l'effet attendu, à savoir une incitation à l'investissement. Le programme Objectif 1 semble ainsi avoir eu un effet de réallocation des investissements nationaux plus faible que prévu initialement.

Graphique 11. Effets du programme Objectif 1 par décile de l'investissement par tête (largeur de bande à 237 euros par tête)

Graphique 12. Effets du programme Objectif 1 par décile de l'investissement par tête (largeur de bande à 500 euros par tête)



4. CONCLUSION

Le programme Objectif 1 de la politique européenne de cohésion concentre 70% des moyens de cette politique. Il propose aux régions les moins riches de l'Union d'aider leurs investissements publics et privés, avec pour objectif prioritaire d'accroître leur taux de croissance. La politique de cohésion en elle-même mobilise une part importante du budget européen et a fait l'objet d'une attention soutenue des décideurs publics et des économistes.

Les travaux antérieurs ont mis en évidence un effet moyen de cette politique, significatif mais faible, tandis que ceux approfondissant l'analyse et mesurant des effets par région ont montré l'intérêt de s'intéresser à la variabilité interrégionale.

Nous étendons les travaux existants en estimant un effet du programme Objectif 1 sur la distribution du taux de croissance et du niveau d'investissement. Pour ce faire, nous avons mobilisé la technique de régression par discontinuité sur les quantiles de ces variables de résultat, en instrumentant autour de la discontinuité du critère d'assignation des fonds.

Nous avons montré que l'effet moyen du programme Objectif 1 n'est pas significatif sur le taux de croissance. Néanmoins, les régions des derniers quantiles, celles à fort potentiel de croissance, ont bénéficié significativement de la politique. Ces régions ont ainsi bénéficié d'un gain supplémentaire de 0,6 % de croissance, en réponse au programme Objectif 1. A contrario, les régions des groupes disposant des plus faibles potentiels de croissance, n'ont pas bénéficié de la politique.

Par ailleurs, et contrairement aux travaux antérieurs, nous n'avons pas mis en évidence d'effet moyen du programme Objectif 1 sur le niveau moyen d'investissement des régions bénéficiaires. Ce n'est pas le cas pour les régions ayant un fort niveau d'investissement par tête. De façon un peu similaire au taux de croissance, il semble que ce soient les groupes de régions déjà inscrites dans une dynamique d'investissement qui voient un effet significatif.

Nos travaux mettent en avant l'intérêt de considérer l'hétérogénéité des régions cibles, dans la mesure où le programme actuel n'a pas d'effet sur les régions à faible potentiel de croissance et à faible niveau d'investissement. Nos travaux ne permettent pas d'explicitier les raisons et mécanismes ayant permis au programme Objectif 1 de bénéficier, ou pas, aux régions de chaque décile de la distribution du taux de croissance ou du niveau d'investissement. Cependant, les résultats que nous obtenons nous permettent de suggérer que ce programme pourrait être amélioré s'il était accompagné de mesures spécifiques (et additionnelles) pour les régions les plus pauvres et ayant les taux de croissance les plus bas.

ANNEXE 1

La réglementation des Fonds structurels (Règlement (CE) n°1260/1999 du Conseil) prévoit la mise en place d'aides aux régions. En particulier, le programme Objectif 1 cherche à promouvoir le développement des régions en retard de développement. Conformément à la nécessité de concentrer les interventions sur les régions les plus en difficulté, l'Objectif 1 est le plus doté puisqu'il concentre environ 70 % des dotations aux Fonds structurels soit 137 milliards d'euros sur 7 ans. Dans le cadre de cet objectif, les taux de co-financements des fonds européens peuvent atteindre 80% du coût total du projet contre 50% pour les autres objectifs prioritaires.

L'Objectif 1 est qualifié de « régionalisé » car il s'applique à des territoires délimités de niveau NUT2 dans la nomenclature statistique des unités territoriales d'Eurostat. Parmi ces zones, seules sont éligibles à l'Objectif 1 celles dont le PIB par habitant est inférieur à 75 % de la moyenne communautaire. L'Objectif 1 concerne également des catégories particulières de régions :

- Les 7 régions dites "ultrapériphériques" qui se trouvent dans une situation unique au sein de l'Union due à leur éloignement du continent européen ainsi qu'à leur faible poids démographique et économique. Ce sont les Iles Canaries, la Guadeloupe, la Martinique, la Réunion, la Guyane, les Açores et Madère.

- Les zones suédoises et finlandaises éligibles à l'ancien Objectif 6 entre 1994 et 1999 qui intervenait spécifiquement dans les régions à très faible densité de population. Il s'agit d'une partie des régions Norra Mellansverige, Mellers-ta Norrland, Övre Norrland pour la Suède et Pohjois-Suomi, Väli-Suomi ainsi que la totalité de la région Itä-Suomi pour la Finlande.

• L'Irlande du Nord bénéficie d'un soutien communautaire particulier dans le but de promouvoir la réconciliation entre les communautés et l'émergence d'une société stable et pacifique. Né d'une Initiative communautaire pendant la période 1994-1999, le Programme opérationnel PEACE II (2000-2004) est désormais partie intégrante de l'Objectif 1 et bénéficie d'un soutien financier de 500 millions d'euros.

REFERENCES

- Abadie, A., 2002, "Bootstrap tests for distributional treatment effects in instrumental variable models", *Journal of the American Statistical Association*, 97(457), pp. 284-292.
- Abadie, A., Angrist, J., Imbens, G., 2002, "Instrumental variables estimates of the effect of subsidized training on the quantiles of trainee earnings", *Econometrica*, 70(1), pp. 91-117.
- Athey, S., Imbens, G. W., 2006, "Identification and Inference in Nonlinear Difference - in - Differences Models", *Econometrica*, 74(2), pp. 431-497.
- Imbens, G. W., Angrist, J. D., 1994, "Identification and estimation of local average treatment effects", *Econometrica*, 62(2), pp. 467-475.
- Becker, S. O., Egger, P. H., Von Ehrlich, M., 2010, "Going NUTS: The effect of EU Structural Funds on regional performance", *Journal of Public Economics*, 94(9), pp. 578-590.
- Becker, S., Egger, P., Von Ehrlich, M., 2012, "Absorptive capacity and the growth effects of regional transfers: a regression discontinuity design with heterogeneous treatment effects", *American Economic Journal: Economic Policy*, forthcoming.
- Beugelsdijk, M., Eijffinger, S. C., 2005, "The Effectiveness of Structural Policy in the European Union: An Empirical Analysis for the EU - 15 in 1995-2001", *Journal of Common Market Studies*, 43(1), pp. 37-51.
- Bouayad Agha, S., Turpin, N., Védrine, L., 2011, "Fostering the Development of European Regions: A Spatial Dynamic Panel Data Analysis of the Impact of Cohesion Policy", *Regional Studies*, (ahead-of-print), pp. 1-21.
- Buchinsky, M., 1998, "Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research", *Journal of Human Resources*, pp. 88-126.
- Dall'Erba, S., 2005, "Distribution of regional income and regional funds in Europe 1989-1999: an exploratory spatial data analysis", *The Annals of Regional Science*, 39(1), pp. 121-148.
- Dall'Erba, S., Le Gallo, J., 2008, "Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis", *Papers in Regional Science*, 87(2), pp. 219-244.

- Dall'erba, S., Guillain, R., Le Gallo, J., 2009, "Impact of structural funds on regional growth: How to reconsider a 9-year-old black box", *Région et Développement*, 30, pp. 77-100.
- Doksum, K., 1974, "Empirical probability plots and statistical inference for nonlinear models in the two sample case", *Annals of Statistics*, 2, pp. 267-77.
- Esposti, R., Bussoletti, S., 2008, "Impact of objective 1 funds on regional growth convergence in the European Union: A panel-data approach", *Regional Studies*, 42(2), pp. 159-173.
- Ezcurra R., 2007, "Is Income Inequality Harmful for Regional Growth? Evidence from the European Union", *Urban Studies*, 44, pp. 1953-1971.
- Frandsen, B. R., Frölich, M., Melly, B., 2012, "Quantile treatment effects in the regression discontinuity design", *Journal of Econometrics*, 168(2), pp.382-395.
- Firpo, S., 2007, "Efficient semiparametric estimation of quantile treatment effects", *Econometrica*, 75(1), pp. 259-276.
- Gripiaios, P., Bishop, P., Hart, T., McVittie, E., 2008, "Analysing the impact of Objective 1 funding in Europe: a review", *Environment and planning C, Government and Policy*, 26(3), 499.
- Hahn, J., Todd, P., Van der Klaauw, W., 2001, "Identification and estimation of treatment effects with a regression - discontinuity design", *Econometrica*, 69(1), pp. 201-209.
- Imbens, G. W., Rubin, D. B., 1997, "Estimating outcome distributions for compliers in instrumental variables models", *The Review of Economic Studies*, 64(4), pp. 555-574.
- Imbens, G. W., Lemieux, T., 2008, « Regression discontinuity designs: A guide to practice", *Journal of Econometrics*, 142(2), pp. 615-635.
- Koenker, R., Bassett Jr, G., 1978, "Regression quantiles", *Econometrica*, pp. 33-50.
- Lamarche, C., 2010, "Robust penalized quantile regression estimation for panel data", *Journal of Econometrics*, 157(2), pp. 396-408.
- Le Gallo, J. , Dall'erba, S. , Guillain, R., 2011, "the Local versus Global Dilemma of the Effects of Structural Funds", *Growth and Change*, 42(4), pp. 466-490.
- Lehmann, E., 1974, *Nonparametrics: Statistical Methods Based on Ranks*, Holden-Day: San Francisco.
- Mohl, P., Hagen, T., 2009, "Econometric Evaluation of EU Cohesion Policy—A Survey", *ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper*, (09-052).
- Mohl, P., Hagen, T., 2010, "Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches", *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), pp. 353-365.

- Ramajo, J., Márquez, M. A., Hewings, G. J., Salinas, M. M., 2008, "Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: Do cohesion policies encourage convergence across regions?", *European Economic Review*, 52(3), pp. 551-567.
- Petrakos, G., Rodríguez-Pose, A., Rovolis, A., 2005, Growth, integration, and regional disparities in the European Union, *Environment and Planning A*, 37, pp. 1837-1855.
- Rodríguez-Pose, A., Fratesi, U., 2007, Regional business cycles and the emergence of sheltered economies in the southern periphery of Europe, *Growth and Change*, 38, pp. 621-648.

BEYOND THE AVERAGE: DOES THE COHESION POLICY CHANGES THE GROWTH PATTERN IN EUROPE?

Abstract - For decades, Europe has sought to mitigate disparities among the development levels of its regions. This policy, called "cohesion policy", makes use of an increasing share of the EU budget. It is grounded on the co-financing by Member States of projects that she subsidises at regional level. Moreover, with the successive enlargements of Europe, the targeted regions evolve, which generates a redistribution effect. But whatever the methods used and the periods analysed, the successive analysis highlight, at best, a low impact of the cohesion policy on the catch-up growth of the poorest regions in Europe. In this paper, we focus on the program called "objective 1" of the cohesion policy, which helps the poorest regions, and assigns co-financing on a criterion level of wealth. It promotes investment and aims to accelerate growth to enable the poorest regions to achieve the average level of wealth. We measure the effect of this program on the distribution of growth rate and investment level of beneficiary regions. We show that the regions with the highest growth potential (those who would experience the strongest growth in the absence of policy) have benefited from a gain of growth of around 0.4%. In contrast, the growth low-potential regions have not benefited significantly from the policy.

Key-words - QUANTILE TREATMENT EFFECTS, REGIONAL POLICY, EUROPEAN UNION