



INRA



cirad

LA RECHERCHE AGRONOMIQUE  
POUR LE DÉVELOPPEMENT



# Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques: existe-t-il une concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement?

---

Lionel Védrine

UMR 1041 CESAER, INRA

26 Bd du docteur Petijean, BP 87999, 21079 Dijon Cedex

*5èmes Journées de Recherches en Sciences Sociales*

*SFER-INRA-CIRAD*

*8-9 Décembre 2011*

# **Allocation des fonds structurels européens et interactions stratégiques: existe-t-il une concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement?**

Lionel Védrine\*

Version préliminaire

Mai 2011

Ce papier analyse le lien entre le degré de décentralisation d'une politique publique et l'apparition d'interactions stratégiques horizontales. A partir d'un modèle d'agence politique dans lequel nous endogénéisons la structure d'information, nous proposons une explication de la variation de l'intensité des interactions spatiales. Nous montrons que l'apparition des interactions résultant d'un mécanisme de concurrence par comparaison est croissant avec le degré de décentralisation de la politique. Nous testons cette proposition sur l'allocation des fonds structurels européens (2000-06) à l'aide d'un modèle

---

\* [lionel.vedrine.dijon.inra.fr](mailto:lionel.vedrine.dijon.inra.fr)  
<http://lionelvedrine.wordpress.com/>

autorégressif spatial à deux régimes. Les résultats empiriques indiquent que l'intensité des interactions entre les régions est significativement différente selon le régime de gouvernance de la politique.

**Keywords :** Intergovernmental grant allocation, Political agency, Yardstick competition, Information acquisition, Spatial econometrics.

## 1 Introduction

On peut mettre en lumière deux grandes tendances de l'évolution des systèmes de gouvernance des Etats européens. Tout d'abord, les états cherchent à améliorer l'efficacité du secteur public en plaçant la prise de décision au plus proche du citoyen. Selon le courant du fédéralisme fiscal, l'échelon décentralisé assure une meilleure provision d'infrastructure et services publics pour trois raisons :

- tirer parti des avantages informationnels de chaque niveau de décision ([Hayek, 1948](#)), notamment en plaçant la prise de décision au plus proche des citoyens,
- mise en compétition des gouvernements locaux à travers la mobilité des résidents ([Tiebout, 1956](#)),
- assurer une prise de décision sur des zones plus petites semble plus efficace que l'homogénéité des préférences est élevée ([Oates, 1972](#)).

D'un autre côté il existe une tendance à la centralisation de certaines fonctions dans le cadre d'organes supranationaux comme l'Union Européenne (UE). L'intervention d'un échelon supérieur se justifie également pour plusieurs raisons. La prise de décision décentralisée peut conduire à la création d'externalités négatives. Un organe central est le plus à même d'intervenir afin de corriger ces externalités et assurer une meilleure coordination. La présence d'économies d'échelles dans certaines fonctions impliquent qu'une intervention publique centralisée sera plus efficace. L'organisation des politiques régio-

nales n'est pas épargnée par cette évolution, de telle sorte que l'on peut distinguer au moins trois niveaux de décisions légitimes (UE, Etats membres et décideurs régionaux).

Néanmoins, une limite importante de cette analyse réside dans le comportement des différents gouvernements, supposés "bienveillant". Les résultats de ces analyses ne fournissent pas de préconisations pour des environnements politiques plus réalistes. Plus récemment, [Besley et Coate \(2003\)](#) et [Lockwood \(2002\)](#) portent une plus grande attention aux processus législatifs et institutionnels qui peuvent affecter les fonctions attribuées à chaque niveau de gouvernement. Plus généralement, les travaux d'économie politique tentent de montrer qu'une structure décentralisée (dans laquelle les décideurs locaux sont élus) assure une meilleure responsabilité (un meilleur contrôle) de l'activité des décideurs car elle permet aux électeurs de limiter le problème d'agence politique. En comparant l'activité de leurs décideurs locaux à l'activité des autres décideurs, les électeurs peuvent évaluer plus précisément l'activité de leur décideur local et ainsi sanctionner les gouvernements inefficaces (yardstick competition, [Salmon \(1987\)](#)). Par conséquent, le mécanisme de concurrence par comparaison incite les décideurs locaux élus à prendre en compte les choix des autres décideurs.

Ce papier se concentre sur l'analyse des interactions spatiales dans le processus d'allocation des fonds structurels européens. L'objectif de ce papier consiste à montrer comment le mode de gouvernance de la politique de cohésion affecte l'apparition des interactions spatiales.

Nous considérons un modèle d'agence politique dans lequel les décideurs locaux se lancent dans une activité de lobbying afin d'obtenir une aide au développement régional. Le contrôle de cette activité est effectué par les électeurs. Le vote est ici un moyen de sanctionner l'activité des élus locaux ([Barro, 1986](#)). Nous endogénéisons la structure d'information en introduisant une étape dans laquelle l'électeur décide d'acquérir l'in-

formation nécessaire à l'utilisation du mécanisme de « concurrence par comparaison ». Cette étape nous permet d'analyser la façon dont la gouvernance de la politique peut affecter l'apparition des interactions stratégiques. Lorsque le degré de décentralisation est élevé, la contribution du gouvernement local à l'utilité de l'électeur est également élevée. L'électeur a donc plus facilement intérêt à acquérir de l'information afin de contrôler plus précisément l'effort produit par son gouvernement local.

A l'inverse, l'incitation à acquérir de l'information est plus limitée lorsque le degré de décentralisation est faible, car le gain potentiel de cette acquisition est plus faible. La décision d'acquérir l'information (et utiliser le mécanisme de concurrence indirecte) est positivement affectée par un accroissement du degré de décentralisation.

Par conséquent, si les interactions spatiales dans l'allocation des fonds ont pour origine un mécanisme de concurrence indirecte<sup>1</sup>, alors l'intensité de ces interactions doit être plus élevée lorsque les gouvernements locaux sont directement chargés de la gestion de ces fonds (degré de décentralisation de la politique élevé).

Dans un second temps, nous testons ce résultat sur l'allocation des fonds structurels pour la période de programmation 2000-06. En utilisant les différents modes de gouvernance sélectionnés par les Etats Membres dans la gestion des fonds, nous disposons d'une variation dans le degré de décentralisation de la politique. A l'aide d'un modèle spatialement autorégressif à deux régimes (Allers et Elhorst, 2005), nous montrons que les interactions spatiales sont plus intenses lorsque les élus locaux ont en charge la mise en oeuvre de la politique. L'impact du niveau d'aide reçu par les autres régions affecte positivement le niveau des fonds reçus par une région dans le cas où la mise en oeuvre est décentralisée, alors que les interactions ne sont pas significatives dans le cas d'une gestion centralisée (ou déconcentrée). Ces résultats restent valides pour différentes pondérations des interactions, mais également lorsque nous contrôlons des caractéristiques

---

<sup>1</sup>*i.e.* lorsque l'électeur décide d'acquérir l'information sur le choc survenu dans le voisinage.

similaires entre régions voisines.

## 2 Processus institutionnel et allocation des fonds

La politique régionale européenne a pour principal objectif d'assurer la cohésion économique et sociale au sein de la Communauté. Les textes réglementaires européens mettent en avant la logique redistributive de la politique (art. 158 TCE, art. 174 TCUE). A partir de 2004, on peut toutefois noter une certaine réorientation des motivations vers une logique d'efficacité afin de financer les investissements nécessaires à la réussite des stratégies de Lisbonne et Göteborg.

Cette politique a été profondément réformée par l'Acte Unique Européen (1986) afin d'augmenter l'efficacité des trois fonds structurels et à les doter de moyens financiers accrus. Les principes mis en place par cette réforme sont encore valables aujourd'hui. En premier lieu, les fonds structurels n'ont pas vocation à se substituer aux investissements nationaux, qu'ils soient publics ou privés. Pour cela, aucun projet (programme régional) n'est intégralement financé par les fonds structurels. Le financement s'effectue en pratique sous la forme d'un cofinancement entre les investissements privés et ou publics locaux et les fonds structurels. L'allocation des fonds est déterminée sur les bases d'une programmation pluriannuelle (4 à 7 ans) afin d'assurer la continuité de l'intervention communautaire. Il existe un cadre réglementaire assez précis sur la définition des projets éligibles aux aides (« aides ciblées », [Boadway et Shah \(2009\)](#)) et encore des zones géographiques concernées<sup>2</sup>. Pourtant, le montant des fonds versé à chaque Etat Membre et région reste en partie discrétionnaire. En effet, il n'est pas possible de prédire correctement les montants reçus par une région à partir des critères mis en avant dans les textes communautaires. De plus, l'évolution de ces allocations ne semblent pas non plus suivre

---

<sup>2</sup>La Commission européenne a introduit la création d'un zonage pour la période 2000-06 afin de limiter la dilution des fonds.

totalement une logique redistributive (Dotti, 2010).

Ce constat est d'autant plus parlant si l'on compare le mécanisme d'allocation des fonds avec celui des aides intergouvernementales mis en place au sein d'états fédéraux « historiques » (Allemagne, Suisse, Suède...). Par exemple, le système fiscal suédois dispose d'une règle précise de redistribution qui fixe les transferts reçus par une commune. Cette règle fait intervenir la différence du potentiel fiscal d'une région avec le niveau moyen suédois (Edmark et Ågren (2008)). Le montant de la subvention versée par l'Etat central est uniquement déterminé par cette différence de potentiels fiscaux des régions avec le niveau moyen. Le caractère redistributif de la règle établie par le gouvernement suédois fait intervenir un multiplicateur sur le potentiel fiscal moyen des communes suédoises. Ce multiplicateur détermine en dessous de quel potentiel fiscal une commune devient bénéficiaire nette de la redistribution. Bien qu'il soit fixe entre les communes, ce multiplicateur peut être modifié au cours du temps par le gouvernement central (Edmark et Ågren (2008) utilisent une variation de ce taux afin de tester l'origine des interdépendances fiscales entre juridictions de mêmes rangs).

La suite de cette section propose quelques intuitions sur l'insuffisance des facteurs socio-économiques et politico-économiques pour expliquer convenablement l'allocation des fonds structurels. Plus particulièrement, le résultat du processus d'allocation fait apparaître une interdépendance spatiale qui n'est cohérente avec aucune des explications apportées par les analyses antérieures.

## **2.1 Les déterminants socio-économiques de l'allocation des fonds structurels**

Le cadre réglementaire de la politique de cohésion définit des critères économiques stricts quant à l'éligibilité à l'Objectif 1. En effet, les régions sont éligibles à l'Objectif 1

si leur niveau de richesse par habitant est inférieur à 75% de la moyenne européenne.

Cependant, en représentant l'allocation des fonds structurels (et non la simple éligibilité à un programme Objectif 1) en fonction des deux principaux déterminants socio-économiques (PIB par tête et taux de chômage), nous observons que des régions ayant des caractéristiques socio-économiques similaires ne bénéficient pas nécessairement des mêmes montants d'aides communautaires. Nous observons bien une relation négative entre niveau de PIB et les montants régionaux des fonds reçus (FIG. 1). Toutefois, dès lors que nous décomposons notre échantillon entre programme Objectif 1 et autres, cette relation ne semble pas être évidente pour le sous échantillon des régions Objectif 1 (les deux cadrans de gauche, FIG. 1). Le niveau de richesse régional n'apparaît comme un critère précis de l'allocation des fonds structurels entre les régions de l'Objectif 1. En effet, il existe de fortes disparités dans l'allocation des fonds pour des niveaux de richesses similaires (*e.g.* ITF5 et ITF3 ou encore ES43 et PT18). Ceci nous amène à penser qu'une fois le critère d'éligibilité adopté, l'allocation des fonds parmi les régions de l'Objectif 1 se détermine à partir d'autres considérations que leur niveau de richesse par habitant. L'allocation des fonds parmi les régions non éligibles à l'Objectif 1 semble toutefois plus sensible au niveau de richesse. On peut noter la « sous allocation » de certaines régions britanniques (UKJ et UKH) et belges (BE23 et BE25). Par ailleurs, le niveau de richesse apparaît un déterminant convenable des montants alloués aux régions non Objectif 1. Contrairement au système suédois, le niveau de richesse constitue uniquement un seuil permettant d'accéder à d'avantages de fonds et des taux de cofinancement par projet plus élevés, et ne garantit donc pas une égalité de « traitement » pour des régions de même niveaux de richesse.



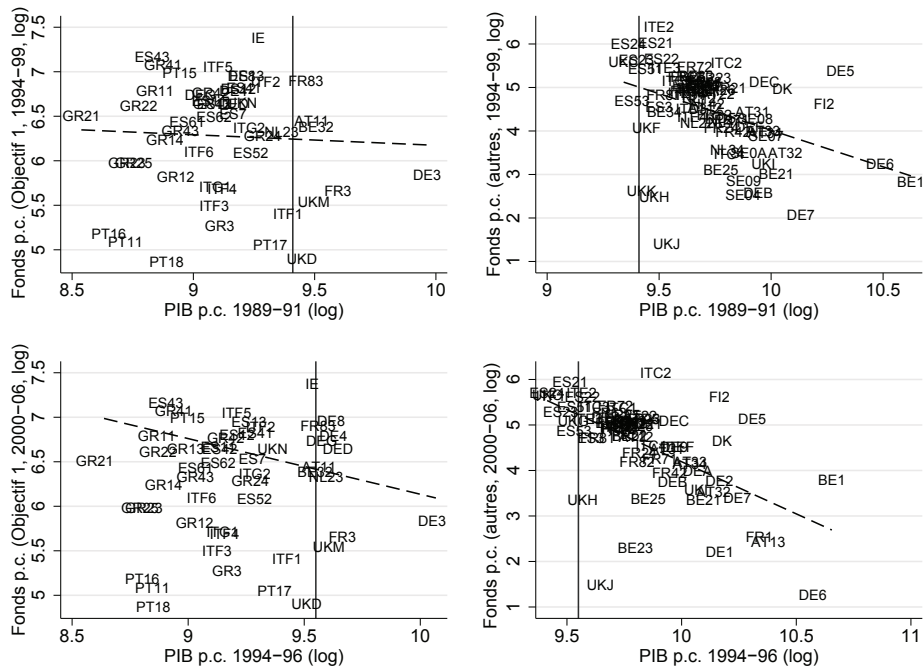


FIG. 1: Lien entre répartition régionale des fonds structurels et niveau de richesse. (régions Objectif 1 (à gauche), et autres programmes ; période 1994-99 (en haut), et 2000-06 (en bas))

Nous observons par ailleurs une relation positive entre les montants reçus et le taux de chômage des régions, quel que soit le programme auquel elles participent (FIG. 2). Cependant, les régions sont fortement dispersées autour de cette tendance, de telle sorte que pour des taux de chômage similaires, les montants des fonds reçus varient fortement (e.g. UKK et PT15; AT13 et ITC2). Ces intuitions sont confirmées par les résultats d'une régression sur l'ensemble de ces facteurs (voir table 1, p. 37). Notons que le pouvoir explicatif de ces facteurs reste limité à 50% de la variation des montants des fonds.

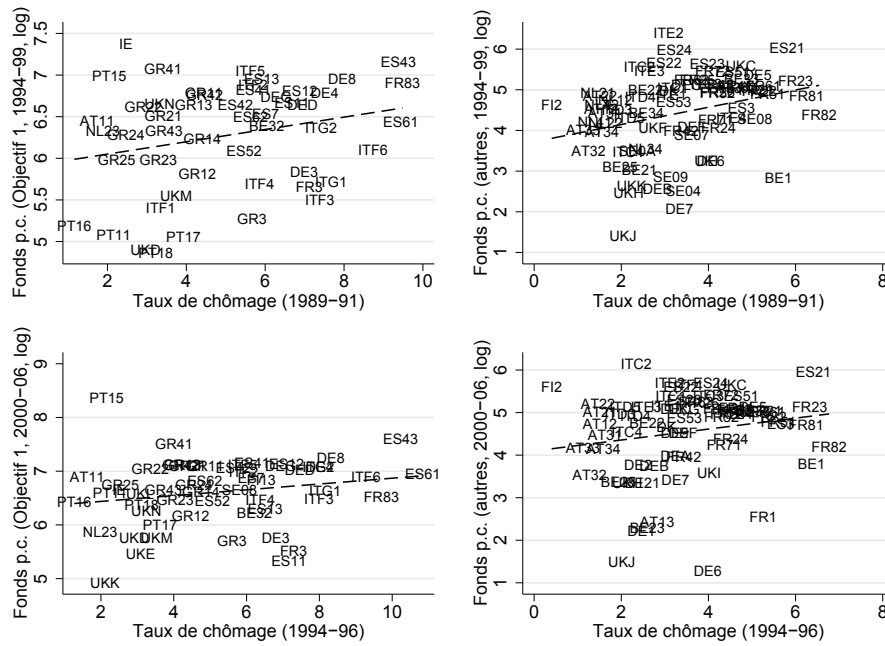


FIG. 2: Lien entre répartition régionale des fonds structurels et taux de chômage. (régions Objectif 1 (à gauche), et autres programmes (à droite); période 1994-99 (en haut), et 2000-06 (en bas))

## 2.2 Quelle est l'influence du processus de négociation ? Les déterminants politico-économiques de l'allocation des fonds.

La section 2.1 illustre le constat suivant : les critères traditionnels sont insuffisants pour décrire convenablement le processus d'allocation des fonds européens. Selon les travaux du « public choice », les procédures d'élaboration et de mise en oeuvre d'une telle politique publique pourrait expliquer une distorsion de l'allocation par rapport à ce qui aurait été produit par des critères « socio-économiques ».

Kemmerling et Bodenstern (2006) ont été les premiers à montrer que, même si les régions plus pauvres reçoivent plus de transferts régionaux, « être pauvre » n'est pas un

« facteur prédictif suffisant » pour expliquer le montant des fonds reçu par une région. En examinant l'allocation des fonds structurels au sein de plusieurs Etats Membres, ils montrent que les partis régionaux de gauche font pression plus efficacement sur les gouvernements centraux et la Commission et obtiennent un financement supérieur à celui des partis régionaux de droite. Ce constat est corroboré par [Bodenstein et Kemmerling \(2008\)](#), ainsi que [Bouvet et Dall'erba \(2010\)](#), qui, en outre, constatent que les régions dont les marges électorales sont faibles reçoivent d'avantage de fonds européens. Les travaux de [Carrubba \(1997\)](#) permettent d'établir qu'une population relativement « euro-sceptique » au sein d'une région accroît le montant des fonds structurels reçu par cette région. La raison évoquée par l'auteur est que les fonds européens sont utilisés pour accroître le soutien de l'opinion publique en faveur de l'UE<sup>3</sup>, et éviter que le sentiment d'euroscepticisme entrave la poursuite de l'intégration européenne.

[Bodenstein et Kemmerling \(2008\)](#) ont essayé d'analyser l'impact du clientélisme sur la répartition régionale des fonds structurels. Leur analyse empirique sur la période 2000-06 montre que l'allocation est affectée par l'intensité de la concurrence électorale dans les élections nationales pour les régions bénéficiant de programmes Objectif 2, alors que cette intensité ne semble pas être un facteur significatif de l'allocation des fonds Objectif 1.

[Bouvet et Dall'erba \(2010\)](#) ont testé un ensemble de facteurs politico-économiques à l'aide d'un modèle sur données censurées (Tobit). Les auteurs différencient l'allocation des fonds reçus pour l'Objectif 1 des programmes Objectif 2 et 3. Alors que d'autres articles utilisaient les données politiques nationales ([Carrubba, 1997](#)) ou seulement régionales ([Kemmerling et Bodenstein, 2006](#)), [Bouvet et Dall'erba \(2010\)](#) distinguent également l'influence des facteurs politico-économiques au niveau national des facteurs spé-

---

<sup>3</sup>On retrouve ici l'idée que les fonds servent de contrepartie financière aux effets négatifs de l'intégration sur certaines régions et populations.

cifiques au niveau régional. Dans l'ensemble, leurs résultats suggèrent que l'allocation des fonds est influencée par des considérations politiques, mais que l'influence des caractéristiques politiques nationales et régionales varie selon l'appartenance d'une région au programme Objectif 1. Contrairement aux articles précédents, l'impact de l'euro-scepticisme est assez limité lorsqu'il est estimé à l'aide d'un Tobit. En outre, l'alignement politique entre le gouvernement d'une région et le gouvernement national auquel il appartient semble également influencer positivement la répartition des fonds Objectif 1. Ils constatent également que, parmi toutes les régions qui partagent le même alignement politique que le gouvernement national, celui-ci dépense plus de fonds dans les régions où les marges électorales de son parti sont plus faibles.

Bien que ces études aient fait progresser considérablement notre compréhension du processus d'allocation des fonds structurels, elles ont d'importantes limites. La plupart de ces analyses ne permettent pas d'expliquer l'interdépendance spatiale -phénomène pourtant important- dans la répartition régionale des fonds européens. En effet, en reportant l'allocation régionale des fonds sur une carte, nous observons clairement une interdépendance entre les montants reçus par une région et ceux obtenus par son voisinage (FIG. 3).

Cette observation implique deux commentaires. Soit le processus d'allocation n'est pas à l'origine de l'interdépendance spatiale observée, toutefois la présence d'interdépendances spatiales non prises en compte par les études précédentes remet en cause la validité de leurs résultats. Soit le processus d'allocation des fonds est affecté par un phénomène d'interaction stratégique entre les régions, et nous mettons en lumière un nouveau schéma explicatif du processus d'allocation qui intègre explicitement cette répartition spatiale. Bien entendu, une telle répartition n'est pas nécessairement la conséquence du processus d'allocation. Il peut être le simple reflet du schéma centre-périphérie

des niveaux de richesses régionaux.

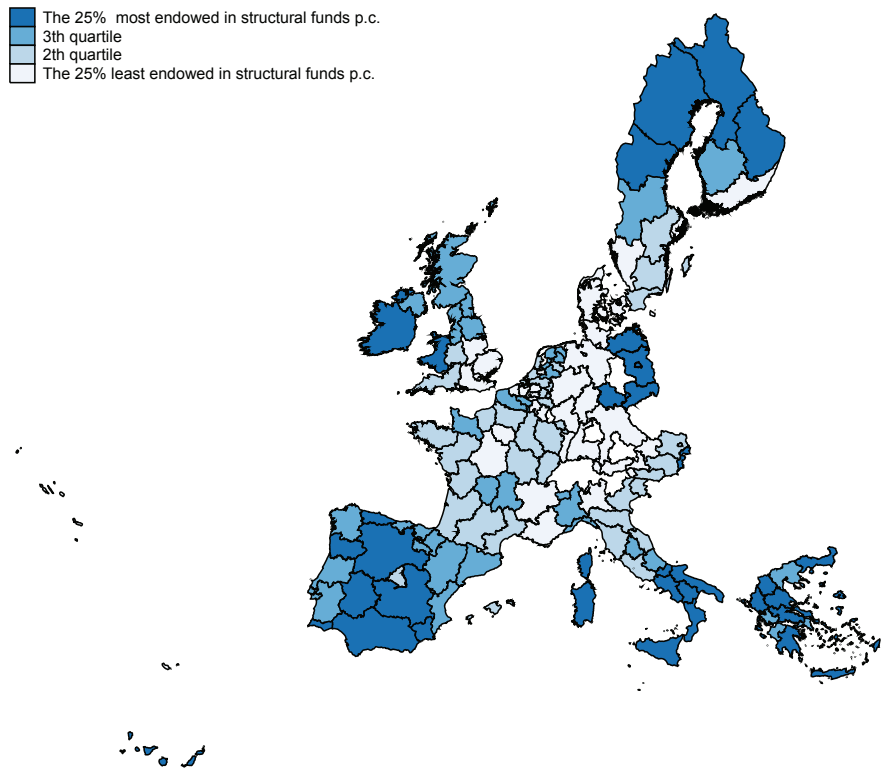


FIG. 3: Répartition régionale des fonds structurels par habitant (2000-06)

Aucun des travaux existants (Bodenstein et Kemmerling (2008), Bouvet et Dall’erba (2010) parmi d’autres) n’intègre la présence d’interactions spatiales dans son analyse du processus d’allocation des fonds européens. Toutefois, les résidus de l’estimation de l’allocation régionale des fonds structurels par les déterminants socio-économiques et politico-économiques mis en avant jusque ici, laissent apparaître une autocorrélation spatiale dans l’allocation des fonds (*cf.* I de Moran, table 1, p. 37) qui ne dépend ni des facteurs économiques (taux de chômage, niveau de PIB par habitant), ni des explications liées aux comportements stratégiques des gouvernements centraux (Union Européenne,

Etats membres). Ces premières observations nous laissent présumer qu'un mécanisme d'interaction dans la répartition spatiale des fonds structurels affecte leur processus d'allocation. Dans la suite de ce chapitre, nous nous interrogeons sur la nature de ces interactions spatiales. Ces interactions dans l'allocation des fonds ne pourraient-elles pas provenir d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions dans leur demande d'aide au développement ?

### **3 Existe-t-il un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions européennes dans leur demande d'aide au développement ?**

#### **3.1 Description du modèle**

Nous présentons ici la façon dont l'intensité de la « concurrence par comparaison » au sein d'un problème d'agence politique peut varier en fonction du degré de décentralisation de la politique. Pour cela, nous nous appuyons sur un modèle de type « principal-agent » dans lequel les électeurs (principal) souhaitent réguler l'effort dans l'activité de demande d'aide de leurs élus (agent).

Le niveau d'utilité de l'électeur est positivement lié au niveau d'effort produit par le gouvernement local. Au contraire, l'effort est une désutilité pour l'élus. L'utilité de l'électeur est affectée par un choc aléatoire, de telle sorte que l'électeur observe le résultat de l'effort du gouvernement local comme aléatoire (l'électeur ne peut discerner l'effet de l'action du gouvernement sur le résultat de l'effet du choc).

Le résultat observé par l'électeur est donc un signal imparfait de l'activité de lobbying effectuée par le gouvernement local. Nous montrons que l'acquisition d'un signal plus précis, par exemple sur le choc survenu dans les régions voisines, permet à l'électeur

de déterminer une règle de réélection plus contraignante, d'inciter le gouvernement à un effort plus grand et ainsi accroître son utilité espérée. Nous montrons enfin que la décision d'acquisition de ce signal est croissante avec le degré de décentralisation de la politique, au moins pour un environnement suffisamment stable pour que les incitations liées au vote soient efficaces, mais dans lequel la variance du choc est assez grande pour que le bénéfice marginal d'acquérir l'information soit positif.

### **Fonction objectif de l'électeur**

L'utilité que l'électeur retire de l'obtention de l'aide, s'écrit :

$$y(l_i, \varepsilon_i) = \lambda l_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

Elle est directement fonction du niveau d'effort de demande d'aide du gouvernement local ( $l_i$ ). L'effet de l'effort du gouvernement local sur l'utilité de l'électeur est pondérée par le degré de décentralisation de la politique ( $\lambda$ ). Nous avons introduit ce paramètre en plus de la structure classique des modèles principal-agent (par exemple le modèle proposé par [Sand-Zantman \(2003\)](#)) dans le but de comprendre plus précisément l'effet d'une plus grande contribution des gouvernements locaux dans l'utilité des électeurs. Dans notre cas, l'utilité retirée par l'électeur est confondue avec le montant des fonds alloués à sa région de résidence.

Le paramètre  $\lambda$  représente le degré de décentralisation de la politique de cohésion. Comme sa valeur dépend d'une institution tierce (Etat Membre) nous le considérons exogène au comportement des acteurs, et non indicé. Ce paramètre signifie que l'impact sur l'utilité de l'électeur de l'effort du gouvernement local est croissant avec le degré de décentralisation. En quelque sorte, nous considérons que l'impact des actions des gouvernements locaux sur le bien être des électeurs d'autant plus important que les

compétences sont décentralisées. L'électeur connaît ce degré de décentralisation et en tient compte directement lorsqu'il détermine la règle de réélection.

Enfin  $\varepsilon_i$  est un choc aléatoire qui influe sur les fonds obtenus par la région  $i$  (environnement économique, déterminants non contrôlés par le gouvernement local). Nous supposons que ce choc suit une loi normale centrée et de variance  $\sigma^2$ . Nous allons considérer que la réalisation du choc est parfaitement corrélée entre les régions (Besley et Case, 1995).

### Fonction objectif du gouvernement local

Le décideur local retire un bénéfice ( $R$ ) d'une réélection (prestige, ego *etc...*). Sa fonction de bien être (espéré) dépend de sa réélection de la manière suivante :

$$V_i = Rp(l_i) - l_i \quad (2)$$

où  $p(l_i)$  est la probabilité de réélection en fonction du niveau d'effort du gouvernement local dans son activité de demande d'aide ( $l_i$ ). De manière similaire à la plupart des modèles « principal-agent », nous considérons  $l_i$  comme une désutilité pour le décideur local (coût d'opportunité, par exemple).

### Règle de réélection

L'électeur de la région  $i$  fixe un seuil de bien être minimum de fin de période au dessus duquel le gouvernement local est réélu ( $\underline{y}_i$ ). La variable de contrôle sur laquelle la règle de réélection doit produire une incitation reste toutefois l'effort du gouvernement : il est tout à fait équivalent de raisonner avec un niveau d'effort minimum ( $\underline{l}_i$ ). Le niveau d'effort du gouvernement n'est pas connu de l'électeur. Cependant, il peut être inféré ( $\hat{l}_i$ ) en fonction de l'information dont dispose l'électeur. De manière générale, un gouvernement local sera reconduit si et seulement si :



$$\lambda \hat{l}_i + \varepsilon_i \geq \lambda \underline{l}_i$$

L'électeur tient compte du degré de décentralisation de la politique en pondérant par  $\lambda$  le seuil qu'il fixe, afin de ne pas demander à l'équilibre d'avantage d'effort au gouvernement local lorsque le degré de décentralisation est faible, toutes choses égales par ailleurs. Dans le cas contraire, ce dernier serait contraint de fournir un effort d'autant plus élevé que sa contribution marginale (définition de  $\lambda$ ) à l'utilité de l'électeur est faible.

### **Structure de l'information**

Nous sommes dans une situation pour laquelle la structure d'information dépend directement du choix de l'électeur d'acquérir ou non un signal sur la réalisation du choc dans la région voisine. Cette information lui assure au moment du scrutin (étape 5 du jeu), une estimation plus précise de l'effort produit par son propre gouvernement. A partir de la relation d'agence politique précédemment présentée, nous pouvons définir la condition sous laquelle l'électeur de la région  $i$  décidera d'acquérir l'information sur la réalisation du choc dans la région voisine.

Nous représentons le résultat lié à la décision de l'électeur par une variable dichotomique  $I$  prenant la valeur 1 lorsque l'électeur acquiert le signal et 0 sinon. Afin de décider s'il acquiert l'information, l'électeur va comparer l'utilité espérée ( $y_i^1$ ) qu'il obtiendra avec l'information au coût d'acquisition de l'information ( $C_I$ ) à l'utilité obtenue sans information sur le choc aléatoire du voisinage ( $y_i^0$ ). Nous résumons cette décision par la condition suivante ( $I^* \geq 0$ ) :

$$I = 1 [I^* \geq 0]$$

## Déroulement du jeu

Les différentes étapes du jeu sont les suivantes :

0. Choix d'acquérir l'information sur le choc de la région voisine ( $I$ )
1. Engagement sur la règle de réélection (seuil,  $l_i$ )
2. Choix de l'effort par le gouvernement local ( $l_i$ )
3. Réalisations des chocs aléatoires ( $\varepsilon_i \varepsilon_{-i}$ )
4. Observation ex post des résultats ( $y_i y_{-i}$ )
5. Réélection ou pas du gouvernement de la région  $i$ .

### 3.2 Equilibre sans concurrence par comparaison ( $y_i^0$ )

Nous allons tout d'abord considérer le jeu en l'absence d'acquisition d'information, *i.e.* dans le cas où l'électeur implémente une règle de réélection sans prendre en considération « l'externalité informationnelle » que pourrait lui apporter l'acquisition d'un signal sur le choc réalisé dans la région voisine. Ce choix implique l'absence d'interaction résultant d'une « concurrence par comparaison » entre régions. Nous étudions séquentiellement le comportement du gouvernement local, conditionnellement à la règle d'élection fixée par l'électeur. Ensuite, nous analysons comment l'électeur détermine le seuil de réélection qui maximise l'effort du gouvernement local (meilleure réponse par rapport au comportement du gouvernement local). Nous concentrerons notre analyse sur l'impact des paramètres  $\lambda$  et  $\sigma$  dans la caractérisation de l'équilibre.

En l'absence d'interaction, le meilleur estimateur à disposition de l'électeur est le « montant des fonds reçus » ( $y_i$ ) :

$$\hat{l}_i = E(l_i | y_i) = y_i$$

Dans ce cas, le gouvernement sera réélu si  $E(l_i|y_i) \geq \lambda \underline{l}_i$  où  $\underline{l}_i$  est le niveau d'effort minimum à partir duquel le gouvernement est réélu.

### Comportement du gouvernement local

Le gouvernement local maximise sa fonction objectif ( $V_i$ ) en déterminant son niveau d'effort, avant d'observer la réalisation du choc, et prenant le comportement de l'électeur comme donnée. Cette section analyse donc son comportement pour un seuil  $\underline{l}_i$  donné.

Le gouvernement local est réélu si :

$$\begin{aligned} y_i \geq \lambda \underline{l}_i &\iff \lambda l_i + \varepsilon_i \geq \lambda \underline{l}_i \\ &\iff \varepsilon_i \geq \lambda (\underline{l}_i - l_i) \end{aligned}$$

En notant  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi normale centrée et de variance  $\sigma^2$ , la probabilité de réélection du gouvernement local en fonction de l'effort exercé est donnée par<sup>4</sup> :

$$p(l_i) = 1 - \Phi\left(\frac{\lambda(\underline{l}_i - l_i)}{\sigma}\right)$$

Le programme du gouvernement local s'écrit comme suit :

$$\max_{l_i} \left[ R \left( 1 - \Phi\left(\frac{\lambda(\underline{l}_i - l_i)}{\sigma}\right) \right) - l_i \right]$$

**Lemme 1.** Définissons  $A = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$ ,  $\bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$  et la contrainte d'incitation  $IC(A, \sigma)$

---

<sup>4</sup>La probabilité de réélection s'écrit  $Pr(y \geq \underline{y}) = 1 - Pr(\varepsilon_i \leq \lambda(\underline{l}_i - l_i))$ ,  $\varepsilon_i$  suivant une loi normale centrée de variance  $\sigma^2$ .

suivante :

$$-\Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right)R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq \underline{l}_i - \Phi\left(\frac{\lambda_i}{\sigma}\right)R$$

Le niveau d'effort produit par le gouvernement local est :

- $\forall \sigma \geq \bar{\sigma} \quad l_i^* = 0,$
- $\forall \sigma \leq \bar{\sigma} \quad l_i^* = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$  lorsque la contrainte d'incitation est satisfaite, sinon  $l_i^* = 0.$

*Démonstration.* c.f. annexe A (p. 47) □

Lorsque la variance du choc est très grande (supérieure à  $\bar{\sigma}$ ), le gouvernement local sait que son effort a très peu de chances d'avoir un impact important sur le bien-être des électeurs. Au bout du compte, c'est la réalisation du choc qui va déterminer ce bien-être. Par conséquent, le gouvernement local considère qu'il est préférable de laisser agir le hasard plutôt que de fournir un effort qui ne sera pas « reconnu » en raison de son faible impact sur l'utilité des électeurs.

Pour un niveau de variance plus faible, le gouvernement local choisit entre un effort positif et laisser faire le hasard. Son choix est conditionné à la contrainte de réélection ( $\underline{l}_i$ ), dont le niveau est déterminé par l'électeur. Il est dès à présent important de noter que le gouvernement local ne fournit pas un effort équivalent au seuil de réélection, mais légèrement supérieur afin de se couvrir de la réalisation d'un choc particulièrement important ( $\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$ ). Nous définissons à partir de maintenant ce terme comme l'effet d'assurance du gouvernement local.

### Comportement de l'électeur

Maintenant que nous connaissons le comportement d'un gouvernement local en fonction de la règle de réélection, il nous est possible de déterminer la règle de réélection

qui maximise les aides reçues par la région (par l'électeur). Comme cette fonction ( $y_i$ ) est croissante avec l'effort ( $l_i$ ), la règle de réélection est par conséquent déterminée de manière à ce que le gouvernement local soit contraint de produire un effort maximal ( $\underline{l}_i^* = \arg \max y(l_i^*)$ ). Ce niveau d'effort est celui qui laisse le gouvernement local indifférent entre produire un effort positif et laisser agir le hasard (pour lequel l'effort est nul).

**Proposition 1.** *La règle optimale de réélection est telle que :*

$\forall \sigma \geq \bar{\sigma}$  la règle de réélection n'influence pas le comportement du gouvernement local. Celui-ci ne produira aucun effort.

$\forall \sigma \leq \bar{\sigma}$  il existe une seule valeur positive ( $\underline{l}_i^*$ ) qui sature la contrainte d'incitation.

*Démonstration.* c.f. annexe B (p. 48) □

Lorsque la variance est supérieure à  $\bar{\sigma}$ , la règle de réélection n'a aucun effet incitatif sur l'effort produit par le gouvernement local quelque soit le seuil de réélection défini. Dans le cas où l'environnement est plus stable, alors il existe une valeur de ce seuil qui sature la contrainte d'incitation et assure un optimum de second rang pour l'électeur. On peut noter que cette valeur d'équilibre ( $\underline{l}_i^*$ ) est supérieure à l'effet d'assurance du gouvernement local ( $\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$ ).

## Statique comparative

Nous allons maintenant évaluer la sensibilité des résultats aux variations de l'environnement (la dispersion du choc et le degré de décentralisation).

**Proposition 2.** *La variation de la dispersion du choc aléatoire ( $\sigma$ ) a un effet négatif sur le niveau de la règle de réélection, et sur le niveau d'effort produit par le gouvernement local.*

*Démonstration.* c.f. annexe C (p. 49) □

Lorsque la variance est forte (mais reste inférieure à  $\bar{\sigma}$ <sup>5</sup>), l'électeur infère difficilement l'effort du gouvernement local à partir de l'utilité observée en fin de période. Si la règle de réélection est trop dure (seuil élevé), le gouvernement local n'a pas intérêt à faire d'effort, puisqu'il y a peu de chances que l'électeur puisse distinguer correctement l'effet de cet effort de l'effet du hasard. Afin d'éviter cela, l'électeur a intérêt à fixer une règle de réélection relativement faible pour que celle-ci incite le gouvernement à fournir un effort positif. La règle de réélection est ainsi décroissante avec la variance du choc (proposition 2).

L'effet de la variation de  $\sigma$  sur l'effort du gouvernement local est plus complexe. En effet, cet effort est déterminé par la somme du seuil de réélection et de l'effet d'assurance, qui dépend également de  $\sigma$ . Si le seuil de réélection est décroissant avec la variance du choc, l'effet d'assurance est d'abord croissant puis décroissant avec  $\sigma$ . Si la dispersion du choc est faible, alors l'effet d'assurance croît avec  $\sigma$  : le gouvernement local a intérêt à se couvrir contre un choc négatif. A partir d'un certain niveau de variance, le coût de l'assurance devient trop grand par rapport aux gains si bien que l'effet d'assurance décroît ensuite avec  $\sigma$ . Pour  $\sigma \leq \bar{\sigma}$  ce second effet est toujours dominé par l'effet de  $\sigma$  sur le seuil de réélection. Par conséquent, l'effort du gouvernement local décroît avec la variance.

**Proposition 3.** *La variation du degré de décentralisation ( $\lambda$ ) a un effet positif sur la règle de réélection ainsi que sur l'effort produit par le gouvernement local pour  $R > 1$ .*

*Démonstration.* c.f. annexe D (p. 51) □

**Corollaire 1.** *La variation du degré de décentralisation ( $\lambda$ ) a un effet positif sur l'utilité de l'électeur ( $y_i$ ). La variation de la dispersion du choc aléatoire a un effet négatif sur l'utilité de l'électeur.*

---

<sup>5</sup>Si on la proposition 1 nous indique qu'il est optimal pour le gouvernement local de produire un effort nul.

*Démonstration. c.f. annexe D (p. 51)*

□

Pour une rente de réélection supérieure à l'unité ( $R \geq 1$ ), le seuil de réélection est croissant avec le degré de décentralisation. Dès lors que le gain du gouvernement local lié à sa réélection est suffisamment grand, alors l'électeur a intérêt à mettre en place une règle de réélection d'autant plus contraignante que le degré de décentralisation s'accroît. Plus le poids de l'action du gouvernement local est important dans l'utilité de l'électeur, plus ce dernier a intérêt à définir un seuil élevé.

Analysons l'effet sur l'effort du gouvernement local. Nous montrons (annexe D, p. 51) que l'effet du degré de décentralisation par l'intermédiaire du seuil de réélection domine toujours celui issu de l'effet d'assurance ( $\frac{1}{\lambda}\sqrt{A}$ ) pour  $\sigma < \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$ <sup>6</sup>. Lorsque la dispersion du choc est relativement faible, l'effort du gouvernement local est toujours croissant avec le degré de décentralisation (l'effet par l'intermédiaire du seuil de réélection domine). Pour un environnement assez stable, le gouvernement local a intérêt à accroître son effort car le gain lié à sa réélection reste supérieur au coût de l'assurance.

### 3.3 Equilibre sous concurrence par comparaison ( $E_{\chi_i} [y_i^C] = y_i^1$ )

Dans cette section, nous analysons l'équilibre du jeu entre le gouvernement local et l'électeur lorsque ce dernier décide d'acquérir de l'information (un signal) sur la réalisation du choc dans la région voisine. Le signal permet à l'électeur de connaître avec une précision accrue la réalisation du choc survenue dans sa propre région, et par là même l'effort de son propre gouvernement. Le signal obtenu par l'électeur est :

$$\chi_i = \varepsilon_{-i} + \mu_i$$

---

<sup>6</sup>Il reste une incertitude pour  $\frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}} < \sigma < \bar{\sigma}$ .

Où  $\varepsilon_{-i}$  suit une loi normale centrée et de variance  $\sigma^2$ ,  $\mu_i$  est un bruit blanc gaussien ( $\mu_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$ )

La distribution jointe  $(\varepsilon_{-i}, \chi_i)$  est déterminée par les paramètres de distribution de chacune des deux variables aléatoires ainsi que de leur corrélation ( $\rho$ ) :

$$(\varepsilon_{-i}, \chi_i) \sim \mathcal{N}(0, 0, \sigma^2, \sigma^2, \rho)$$

Et la distribution de  $\varepsilon_{-i}$  sachant  $\chi_i$  s'écrit :

$$\varepsilon_{-i}|\chi_i \sim \mathcal{N}(\rho\frac{\sigma}{\sigma}\chi_i, \sigma^2(1 - \rho)^2)$$

De plus, de manière similaire à [Besley et Case \(1995\)](#), nous considérons le cas pour lequel la réalisation du choc entre les régions est parfaitement corrélée :  $E[\varepsilon_i|\chi_i] = E[\varepsilon_{-i}|\chi_i] = \rho\chi_i$

L'électeur estime le niveau d'effort de la façon suivante :

$$\hat{l}_i = y_i - E[\varepsilon_i|\chi_i]$$

ce qui est équivalent à :

$$\hat{l}_i = l_i + \varepsilon_i - \rho\chi_i$$

La règle de réélection est maintenant définie par :

$$\lambda l_i + \varepsilon_i - \rho\chi_i \geq \lambda \underline{l}_i$$

Le gouvernement local sait qu'il sera réélu si :

$$\varepsilon_i - \rho\chi_i \geq \lambda(\underline{l}_i - l_i)$$

Définissons  $H_i = \varepsilon_i - \rho\chi_i$ . La distribution d'une somme de variables aléatoires normales est elle même normale, donc  $H$  suit une loi normale :



$$H_i \sim \mathcal{N}\left(0, \underbrace{\sigma^2(1 - \rho^2)}_{\nu^2}\right)$$

Le programme de maximisation du gouvernement local s'écrit est similaire au précédent, où  $\nu$  remplace  $\sigma$  :

$$\max_{l_i} \left[ R \left( 1 - \Phi \left( \frac{\lambda(l_i - l_i)}{\nu} \right) \right) - l_i \right]$$

**Lemme 2.** Définissons  $Z = 2\nu^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$ ,  $\bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$  et la contrainte d'incitation  $IC(A, \sigma)$  suivante :

$$-\Phi\left(\frac{-\sqrt{Z}}{\nu}\right)R - \frac{\sqrt{Z}}{\lambda} \geq \underline{l}_i - \Phi\left(\frac{\lambda \underline{l}_i}{\nu}\right)R$$

Le niveau d'effort produit par le gouvernement local est :

- $\forall \nu \geq \bar{\sigma} \quad l_i^* = 0$ ,
- $\forall \nu \leq \bar{\sigma} \quad l_i^* = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{Z}$  lorsque la contrainte d'incitation est satisfaite, sinon  $l_i^* = 0$ .

*Démonstration.* Identique à celle du lemme 1 (p. 47). □

L'électeur va déterminer la valeur du seuil de réélection qui induit l'effort maximum produit par le gouvernement local.

**Proposition 4.** La règle optimale de réélection est de façon identique à l'équilibre sans concurrence par comparaison telle que :

$\forall \nu \geq \bar{\sigma}$  la règle de réélection n'influence pas le comportement du gouvernement local. Celui-ci ne produira aucun effort.

$\forall \nu \leq \bar{\sigma}$  il existe une seule valeur positive ( $\underline{l}_i^*$ ) qui sature la contrainte d'incitation.

*Démonstration.* Identique à la preuve de la proposition 1 (p. 48) □

L'acquisition du signal par l'électeur implique que ce dernier dispose d'une information plus précise sur le niveau d'effort du gouvernement local. Par conséquent, la variance

$\nu^2$  est plus faible dans le cas où le gouvernement local est en situation de concurrence par comparaison que dans le cas de référence ( $\sigma^2$ ). L'effet de l'acquisition du signal agit comme si l'électeur acquerrait une réduction de la variance du choc aléatoire. Par ce mécanisme, nous pouvons considérer que la variance est une mesure inverse de la « vérifiabilité » de l'action du gouvernement local.

**Proposition 5.** *La situation de concurrence par comparaison du gouvernement local, résultant de l'acquisition par l'électeur d'un signal, entraîne une augmentation du seuil minimum d'effort exigé par l'électeur, de l'effort produit par le gouvernement local et donc de l'utilité de l'électeur.*

*Pour un niveau intermédiaire de  $\sigma$  ( $\frac{R}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \bar{\sigma}e^{-\frac{3}{2}}$ ), l'effet d'une variation du degré de décentralisation sur le seuil de réélection et sur l'effort du gouvernement local est plus élevé en situation de concurrence indirecte.*

*Démonstration.* c.f. annexe E (p. 53) □

La situation de concurrence par comparaison apporte une plus grande utilité aux électeurs. Ces derniers disposent, par l'acquisition du signal, d'une meilleure estimation de l'effort exercé par le gouvernement local. A partir de ce mécanisme, ils peuvent déterminer une règle de réélection plus stricte. De manière similaire, le gouvernement local sait qu'en fournissant un effort élevé, il aura plus de chances d'être réélu sous concurrence indirecte car l'effet induit par son effort est plus facilement différencié de l'effet du choc.

L'effet marginal du degré de décentralisation sur le seuil de réélection et l'effort du gouvernement est lui aussi plus élevé sous concurrence indirecte, au moins pour des valeurs proches du seuil  $\bar{\sigma}$ . La réduction de l'incertitude sur l'action du gouvernement local permet de mieux discerner l'effet de l'effort de l'effet du hasard. Or, par définition, cet effort est d'autant plus important pour l'utilité de l'électeur que le degré de décentralisation est élevé. En conséquence, le bénéfice marginal pour l'électeur d'inciter

le gouvernement local à produire un effort est d'autant plus élevé que le mécanisme de concurrence par comparaison procure une meilleure lisibilité de l'action du gouvernement local (diminution de la variance). Nous montrons que ceci est vrai au moins lorsque l'on s'approche du seuil.

### 3.4 Décision d'acquisition de l'information avec un coût fixe exogène ( $I^*$ )

Le choix de l'électeur d'acquérir l'information lui permettant de contrôler plus précisément l'activité de son gouvernement local dépend de la condition suivante :

$$I = 1 [E_{x_i} [y_i^C] - C_I - y_i^0 \geq 0]$$

Ceci signifie que le gain d'utilité espéré ( $E_{x_i} [y_i^C] - y_i^0$ ) doit être supérieur au coût d'acquisition de cette information ( $C_I$ ).

**Proposition 6.** *En supposant que le coût  $C_I$  soit fixe et exogène, l'électeur décide d'acquérir l'information pour un coût inférieur au seuil suivant :*

$$\overline{C_I} = E_{x_i} [y_i^C] - y_i^0$$

*Démonstration.* c.f. annexe F (p. 55)

□

La décision de l'électeur d'acquérir le signal est donc liée au degré de décentralisation de la politique (par l'effet de  $\lambda$  sur  $y_i$ ). Si le degré de décentralisation n'affecte pas directement le coût d'acquisition de l'information, sa valeur seuil qui fait basculer la décision de l'électeur est affectée par la valeur de  $\lambda$ . Le lien étroit entre la décision d'acquérir l'information et le degré de décentralisation a pour origine le gain d'utilité espéré que génère l'acquisition de l'information. Lorsque le degré de décentralisation est

faible, le poids de l'activité du gouvernement local est le plus souvent faible : le gain que procurerait un meilleur contrôle de cette activité est par conséquent également faible. Au fur et à mesure que le degré de décentralisation s'accroît, le gain espéré de l'acquisition du signal s'accroît, et le coût seuil en dessous duquel l'électeur décide d'acquérir le signal augmente également.

Enfin, il nous suffit de déterminer, à partir des résultats précédents, l'effet d'une variation du degré de décentralisation sur la décision de l'électeur d'acquérir l'information sur le choc survenu dans la région voisine. Cette décision dépend uniquement de l'effet de la variation de  $\lambda$  sur la condition d'acquisition de l'information ( $I^*$ ) :

$$\frac{\partial I^*}{\partial \lambda} = \frac{\partial y_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial y_i^0}{\partial \lambda}$$

**Proposition 7.** *Pour un niveau intermédiaire de  $\sigma$  ( $\frac{R}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \bar{\sigma}e^{-\frac{3}{2}}$ ), un accroissement du degré de décentralisation affecte toujours positivement la décision d'acquisition de l'information  $\frac{\partial I^*}{\partial \lambda} > 0$ .*

*Démonstration.* c.f. annexe G (p. 55) □

Cette proposition montre que la décision de l'électeur d'acquérir de l'information sur la réalisation des chocs dans les régions voisines (et implémenter un « contrat » sous concurrence indirecte) est toujours croissante avec le degré de décentralisation de la politique, au moins lorsque la variance du choc est proche de la variance seuil au-delà de laquelle le gouvernement n'exerce plus d'effort. C'est exactement autour de ce seuil que le bénéfice marginal d'acquérir de l'information est le plus élevé. A proximité du seuil, ce bénéfice marginal est toujours croissant avec le degré de décentralisation, puisqu'il permet à l'électeur d'inciter son gouvernement local à passer d'un effort nul à un effort positif.

## 4 Analyse empirique

La principale difficulté liée à notre analyse empirique est de s'assurer que les interactions spatiales de l'allocation des fonds structurels ont bien pour origine un mécanisme de concurrence indirecte. De manière similaire à la recherche de l'origine des externalités fiscales, nous pouvons considérer que ces interdépendances spatiales peuvent être le résultat d'effets de débordements économiques ou bien encore d'un choc inobservé qui se propage par l'intermédiaire d'un processus spatial.

La proposition 7 (section 3) nous renseigne sur la façon dont les incitations peuvent évoluer en fonction de la structure de mise en oeuvre de la politique. Ces résultats nous permettent d'en déduire que si les interactions ont pour origine le mécanisme de concurrence indirecte, alors leur intensité doit être plus élevée pour les régions dont la gestion est déléguée à des élus locaux (régime décentralisé). Le fait que le choix de la structure de gouvernance de la politique soit déterminé par chaque Etat Membre, va nous permettre d'identifier si l'origine de l'interaction est effectivement de type institutionnel (« concurrence par comparaison ») en nous fournissant une variation dans le type de structure mis en place (section 4.1). Plus précisément, nous allons utiliser l'hétérogénéité de chaque Etat membre dans leur choix de déléguer la mise en oeuvre des fonds à des élus locaux (régime décentralisé) ou non (régime centralisé-déconcentré).

### 4.1 Incitations des décideurs et choix des Etats Membres dans la mise en oeuvre de la politique structurelle

Le choix de déléguer la gestion des fonds structurels à des élus locaux est déterminé par chaque Etat Membre. On peut ainsi distinguer trois types de choix au sein de l'UE 15 pour la période de programmation 2000-06 (Bachtler, 2008).

Une partie des Etats Membres a choisi de conserver la responsabilité de la politique de cohésion au niveau central. Dans la pratique, celui-ci s'appuie fortement sur des services déconcentrés afin d'assurer une intervention plus proche des citoyens. Sous ce régime, nous faisons l'hypothèse que les gouvernements locaux ne sont pas incités à se lancer dans une activité de lobbying car les électeurs ne peuvent clairement contrôler l'activité du gouvernement local propre à cette politique. Ce choix est souvent lié aux traditions « centralisatrices » des Etats. Ainsi, ce régime a été mis en place par la France, la Grande Bretagne, l'Irlande, le Portugal et la Grèce.

Le deuxième régime correspond à une gestion décentralisée des fonds. Dans ce cas, la gestion de la politique est déléguée aux gouvernements locaux. La comparaison des résultats du processus d'allocation des fonds en fonction des efforts de lobbying est plus aisée. La section 3 nous apprend que l'électeur est plus enclin à utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison lorsque le degré de décentralisation de la politique est élevé. Ceci provient du fait que la contribution marginale de l'effort du gouvernement local est par définition d'autant plus forte que le degré de décentralisation est élevé. Nous nous attendons donc à ce que l'incitation des gouvernements locaux soit plus élevée sous le régime décentralisée. Ce choix correspond principalement aux Etats Membres « fédéraux » comme l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, les Pays-Bas et la Suède. Au delà même des aspects informationnels illustrés par le modèle théorique, les électeurs associent clairement la mise en oeuvre de la politique de cohésion comme une activité propre au gouvernement local, ce qui renforce l'effet « disciplinant » de la procédure de réélection.

Enfin, L'Espagne et l'Italie ont choisi un régime intermédiaire. Ces deux Etats Membres ont décidé de laisser la responsabilité des programmes Objectif 1 au gouvernement central et de déléguer la gestion des autres programmes aux gouvernements régionaux

(Objectif 2). Pour ces deux Etats Membres, nous considérons les programmes Objectif 1 selon le régime centralisé alors que les autres programmes seront considérés sous le régime décentralisé.

Nous sommes conscient que cette typologie sur les structures de gouvernance est très simplifiée. Le déterminant clé pour notre étude est de distinguer si le décideur local (chargé de la mise en oeuvre locale de la politique) est un représentant élu (régime décentralisé) ou non (régime centralisé).

## 4.2 Méthodes d'estimations

Les modèles d'interactions stratégiques entre gouvernements sont généralement estimés à l'aide des outils développés par l'économétrie spatiale. On distingue généralement deux types de spécifications (Anselin, 1988) : le modèle à erreur spatialement autocorrélée (SEM) et le modèle spatialement autorégressif (SAR). Selon les travaux de [Brueckner \(2003\)](#), la spécification spatialement autorégressive est la plus appropriée pour estimer une fonction de réaction issue d'un modèle d'interactions stratégiques, quelque soit l'origine de ces interactions. Sous forme matricielle, cela donne :

$$\left(\frac{SF}{pop}\right) = \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \epsilon \quad (3)$$

Le montant des fonds reçus  $\left(\frac{SF}{pop}\right)$  par une région est positivement lié ( $\rho > 0$ ) avec le niveau reçu par les régions "voisines"  $(W \left(\frac{SF}{pop}\right))$ . Chaque gouvernement local (sachant que les électeurs peuvent évaluer indirectement son activité de lobbying) va être incité à se lancer dans une activité de recherche de subventions jusqu'à obtenir au moins autant que ces "voisins".  $W$  est la matrice de voisinage,  $(\mathbf{ECO})$  et  $(\mathbf{POL})$  sont respectivement les vecteurs des variables socio-économiques et politico-économiques.

L'existence d'une interaction spatiale peut néanmoins provenir de différentes sources autres que la concurrence indirecte. Si l'on considère que les différentes régions sont en concurrence pour une ressource rare (les subventions d'un gouvernement central), alors le montant des fonds reçus par une région peut être affecté par les montants reçus par les autres. Nous pouvons supposer qu'il existe une interdépendance des choix politiques autres que le mécanisme de concurrence indirecte. Elle peut provenir de caractéristiques similaires non prises en compte dans la spécification ou bien encore d'un choc commun dont le support de diffusion est spatial. \* Deux méthodes d'estimations sont disponibles afin de nous permettre d'identifier si la concurrence par comparaison est bien à l'origine de l'interaction spatiale. La première approche utilise une spécification avec une variable autorégressive spatiale dans laquelle on introduit une variable d'interaction entre la variable de choix du régime de gestion des fonds et la variable autorégressive :

$$\left(\frac{SF}{pop}\right) = \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \rho reg.W \left(\frac{SF}{pop}\right) + \epsilon \quad (4)$$

avec *reg* une variable muette égale 1 lorsque les fonds sont gérées par des décideurs locaux élus (régime décentralisé). Le coefficient associé à cette variable interactive est significativement positif lorsque le mécanisme de concurrence par comparaison est à l'oeuvre. Cette approche est similaire à [Case et al. \(1993\)](#) ou encore [Solé Ollé \(2003\)](#).

L'équation (4) est estimée à l'aide d'une stratégie par variables instrumentales. Cette technique peut être intéressante lorsque l'on soupçonne certaines variables (en plus du terme autorégressif spatial) endogènes.

Toutefois, cet estimateur souffre d'importants défauts dans l'estimation d'un SAR. L'estimation de l'effet d'interaction prend des valeurs hors de son domaine de définition. De plus, son utilisation est limitée dans les situations où le niveau des fonds reçus par une région n'est pas affecté par les caractéristiques de son voisinage.



La seconde méthode consiste à estimer un modèle introduisant deux régimes dans la variable autorégressive spatiale :

$$\begin{aligned} \left(\frac{SF}{pop}\right) = & \alpha + (\mathbf{ECO})\beta + (\mathbf{POL})\gamma + \rho_{reg=1}MW \left(\frac{SF}{pop}\right) \\ & + \rho_{reg=0}(I_N - M)W \left(\frac{SF}{pop}\right) + W\mathbf{X}\delta + \epsilon \end{aligned} \quad (5)$$

dans laquelle on estime deux effets d'interaction spatiale en fonction du régime de gestion des fonds. L'équation précédente est estimée à l'aide du maximum de vraisemblance (Albers et Elhorst, 2005). Un avantage important de cette technique réside dans la possibilité de contrôler les résultats par les  $WX$ .

Il convient de s'assurer que d'autres sources d'autocorrélation spatiale ne viennent influencer nos résultats (termes d'erreurs spatialement autocorrélés, effet de pairs, Manski (1993)). La meilleure stratégie consisterait à estimer un modèle de Durbin spatial, incluant simultanément un terme autorégressif spatial, des variables additionnelles spatialement retardées et un terme d'erreur spatialement corrélé. Malheureusement, il n'est pas possible d'identifier simultanément l'ensemble de ces paramètres (Elhorst et Fréret, 2009). Dans ce cas, Le Sage et Pace (2009) expliquent que la moins mauvaise des solutions est d'exclure le terme d'erreur spatialement autocorrélée, cette solution étant la seule à permettre de produire des estimations non biaisées, même si le véritable processus générateur des données est un SAR, un SEM ou la combinaison des deux.

### 4.3 Données et variables

Notre base de données est composée de 152 régions NUTS I/ NUTS II regroupées au sein de 14 pays de l'UE-15 pour la période 2000-2006 : Autriche (9 régions), Belgique (11 régions), Allemagne (15 régions), Danemark (1 région), Espagne (17 régions), Fin-

lande (5 régions), France (22 régions), Grèce (13 régions), Irlande (1 région), Italie (19 régions), Pays-Bas (12 régions), Portugal (6 régions), Suède (8 régions) et Royaume-Uni (12 régions).

Les données socio-économiques proviennent de la base de données « Cambridge Econometrics ». Les données sur la répartition régionale des fonds structurels proviennent du 11<sup>ème</sup> rapport annuel sur les fonds structurels (1999). Nous avons utilisé les données de « European Election Database » pour la construction des variables politico-économiques afin de prendre en compte les hypothèses présentées dans la section précédente.

La typologie des structures de gestion des fonds structurels est issue des travaux de Bachtler (2008). Bien que cette typologie est sujette à débat, elle nous permet toutefois de tester les deux régimes extrêmes de notre modèle.

Les variables socio-économiques sont :

- le produit intérieur brut par habitant en 1995 euro (**PIB p.c.**). Selon la logique redistributive de la politique de cohésion, nous attendons un effet négatif sur le montant des fonds.
- le taux de chômage en pourcentage de la population active régionale (**tx chômage**). Une région caractérisée par un fort taux de chômage devrait recevoir une somme élevée de fonds. Nous nous attendons à obtenir un effet positif.
- la part de la population active dans la population totale en pourcentage de la population totale (**pop. active**). Cette variable nous permet de contrôler la structure démographique de la population régionale.
- la part de l'emploi agricole dans l'emploi total en pourcentage (**emp. agricole**). Cette variable est un proxy des fonds versés à une région au titre de la PAC. Nous souhaitons contrôler l'idée selon laquelle les régions à emploi agricole élevé reçoivent

moins de FS pc puisque nous supposons qu'elles auront reçu des aides au titre de la PAC.

Nous introduisons les variables politico-économiques suivantes afin de contrôler des éventuelles manipulations de l'allocation des fonds par les Etats Membres et les institutions européennes :

- nous utilisons l'intensité de la compétition électorale au niveau régional lors des élections parlementaires nationales (en pourcentage) afin de contrôler pour l'hypothèse de « l'électeur indécis ». Nous nous attendons à un effet positif de cette variable (plus l'intensité de la concurrence électorale est élevée dans une région, plus elle devrait recevoir une quantité élevée de FS pc). Cette variable est construite à partir de la différence en valeur absolue des votes reçus par les deux principaux partis (**cdiff**).
- Afin de contrôler des phénomènes liés à la surreprésentation au sein des parlements, nous introduisons une variable mesurant le nombre total de sièges régionaux par habitant au sein de la majorité parlementaire de chaque Etat Membre (**majreppc**). Nous nous attendons à un impact positif de cette variable.

Malheureusement, nous n'avons pas la possibilité de contrôler l'hypothèse partisane car nous ne disposons pas des données nécessaires sur les élections locales.

Nous considérons plusieurs définitions pour la construction de la matrice de pondération spatiale ( $W$ ). La première est définie à partir de la notion de contiguïté :

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{si } i \text{ et } j \text{ ont une frontière commune } \forall i \neq j \\ w = 0 & \begin{cases} \text{sinon} \\ \text{si } i = j \end{cases} \end{cases}$$

La définition précédente peut apparaître trop générale sur la façon dont l'information sur les montants des fonds reçus est disponible à l'égard des citoyens. En effet, la simple contiguïté ne rend pas compte de facteurs socioculturels pouvant limiter la diffusion de l'information nécessaire. La barrière linguistique, ou plus généralement les frontières des Etats Membres peuvent être un exemple de ces facteurs limitant la diffusion de l'information. De ce fait, nous définissons l'interaction spatiale à partir de l'appartenance au même Etat Membre :

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{si } i \text{ et } j \text{ appartiennent au même EM } \forall i \neq j \\ w = 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Cette définition reste toutefois très discutable car elle peut également capter des effets liés à un processus de concurrence entre régions au sein du même Etat Membre dans leurs demandes de fonds. Néanmoins, nous utiliserons cette matrice afin de contrôler des effets du niveau moyen par état membre des différentes variables de contrôle. Finalement, nous construisons une matrice combinant les deux matrices précédentes.

#### 4.4 Résultats

Dans la table 1, nous présentons les estimations de l'équation (3), sans prendre en compte les interactions stratégiques. Comme attendu, le niveau de richesse par habitant

(taux de chômage) affecte négativement (positivement) le montant des fonds reçus par une région. On peut également noter que la sur-représentation d'une région au sein de la majorité parlementaire de son Etat Membre est associée positivement avec le montant des fonds. Ces résultats sont consistants avec les logiques présentées par [Kemmerling et Bodenstein \(2006\)](#), ou encore [Bouvet et Dall'erba \(2010\)](#), puisque le processus d'allocation des fonds semble être affecté aussi bien par des déterminants socio-économiques que par des facteurs politico-économiques (surreprésentation de certaines régions au sein des majorités). Ces derniers facteurs relèvent de caractéristiques institutionnelles et politiques au sein de chaque Etat Membre qui viennent distordre l'allocation des montants reçus par rapport à la logique redistributive. Cependant, nous détectons la présence d'autocorrélation spatiale à partir d'un test de Moran sur les résidus (table 1). Ce résultat soutient notre hypothèse faite sur l'existence d'interactions entre régions dans l'allocation des fonds structurels.

Afin d'en savoir davantage sur la forme de cette autocorrélation, nous appliquons la stratégie proposée par Anselin et Florax (1992). Cette stratégie consiste à détecter la forme d'autocorrélation spatiale la plus appropriée à notre modèle. Le test SARMA confirme les résultats du test de Moran et l'omission à tort d'une forme inconnue d'autocorrélation spatiale (table 2, p. 37).

Nous privilégions une forme avec une variable spatialement autorégressive (SAR) pour deux raisons. En nous appuyant sur la règle de décision proposée par Anselin et Florax

	MCO		
PIB p.c.	-0.28*	-2.46***	-2.46***
	(-1.61)	(-5.41)	(-5.41)
tx chômage	1.45***	0.83**	0.83**
	(6.01)	(2.90)	(2.90)
pop. active	8.76***	11.03**	11.03**
	(2.76)	(3.14)	(3.14)
emp. agricole	8.77	1.91	1.91
	(5.97)	(1.13)	(1.13)
cdiff		0.17	0.17
		(1.33)	(1.33)
majreppc		0.67***	0.67***
		(3.83)	(3.83)
constante	1.08	21.69***	21.69***
	(1.24)	(5.02)	(5.02)
$R^2$	0.41	0.59	0.59
$I_{moran}$	5.7126	2.3716	2.3716
$p.c.I_{moran}$	(<0.01)	(0.01)	(0.01)
N	152	152	152

\*, \*\*, \*\*\* indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 1: Estimations sans interactions spatiales

$W_{cont}$	$LM_e$	$RLM_e$	$LM_{lag}$	$RLM_{lag}$	$SARMA$
Statistique du test	1.50	3.95	2.44	4.58	4.594
probabilit critique	0.22	0.05	0.11	0.03	0.03
$H_0$	$\lambda = 0$	$\lambda = 0$	$\rho = 0$	$\rho = 0$	$\rho = \lambda = 0$

TAB. 2: Tests de spécifications spatiales

(1995), nous rejetons la forme pour laquelle les probabilités critiques associées au LM et RLM sont les plus significatives. La comparaison de ces résultats sur un processus où les erreurs sont spatialement autorégressives (LM-e et RLM-e) avec ceux obtenus avec une variable spatialement autorégressive (LM-lag et RLM-lag) indique que cette dernière forme est la plus adéquate dans notre cas (table 2). Le choix de la forme d'autocorrélation spatiale à partir de ces tests reste toutefois très fragile. Dans notre cas, nous suspectons la possibilité de plusieurs sources d'autocorrélation spatiale. Ces sources peuvent revêtir des formes différentes. Par exemple, nous ne pouvons négliger l'impact des caractéristiques

du voisinage sur le montant des fonds reçus par une région donnée ( $WX$ ).

Les résultats fournis par l'estimation de l'équation (3) sont plus surprenants (table 3). En premier lieu pour une région donnée, le montant des fonds reçus par une région semble négativement lié ( $\sim -0.1$ ) avec ceux reçus par son voisinage (table 3, colonnes 1,2,4 et 5). Le signe d'une telle relation apparaît à première vue en contradiction avec l'hypothèse de concurrence indirecte.

L'introduction des variables explicatives spatialement décalées modifie à la fois le signe de cette relation (qui devient significativement positive) et l'intensité de l'interdépendance, puisque les coefficients sont désormais compris entre 0.2 et 0.5. Nous interprétons cette instabilité du signe de l'interaction comme la possibilité que l'estimation de celle-ci résulte de la combinaison de plusieurs sources :

- un effet négatif lié à un mécanisme de compétition entre les régions pour une ressource rare (ici l'aide au développement),
- un effet positif lié au mécanisme de concurrence par comparaison entre décideurs locaux dans la demande d'aide au développement.

Afin déterminer si le second effet est effectivement à l'oeuvre, nous introduisons la stratégie décrite en section 4.1.

Avant toute chose, nous pouvons noter que l'interprétation des résultats reste similaire, quelle que soit la méthode d'estimation employée (produit croisé ou modèle à deux régimes spatiaux). Toutefois, les résultats du test de Sargan sur la méthode du produit croisé impliquent le rejet d'une bonne identification par les instruments utilisés (probabilité critique associée égale à 0.01). Par conséquent, nous nous concentrerons sur les résultats fournis à l'aide de la seconde méthode.

L'estimation de deux régimes pour la variable spatialement autorégressive (l'un pour les régions où la gestion est déléguée à un gouvernement local, l'autre non) apporte des résultats en faveur de l'existence d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement. En effet, l'interaction n'est pas significative dans le cas où la gestion n'est pas déléguée à des gouvernements locaux alors que celle-ci est significativement positive dans le cas d'une gestion décentralisée (0.26). La différence entre les coefficients des deux régimes est toujours significative (table 4, « Diff »).

L'introduction des  $WX$  (table 4, colonnes 3 et 4) n'affecte ni le signe ni la significativité du coefficient associé au second régime. L'intensité de l'interaction est toutefois plus modeste, le coefficient varie entre 0.22 (lorsque les  $WX$  sont construites à partir de la matrice de contiguïté) et 0.13 (lorsque les  $WX$  sont construites en fonction de l'appartenance à un même Etat Membre).

L'utilisation d'une matrice « appartenance à un même Etat Membre » permet de déterminer dans quelle mesure les variables mesurées en moyenne nationale peuvent affecter les résultats (table 4, colonne 4). Nous observons que le niveau de PIB pc moyen d'un l'EM affecte négativement le montant des fonds reçus par ses régions (-0.57). Le taux de chômage moyen par EM semble affecter négativement le montant des fonds reçus par les régions (-0.83).



	SOCIO-ECO			POLITICO-ECO		
	VI	MV		VI	MV	
	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$
PIB p.c.	-2.20*** (-6.67)	-0.30* (3.08)	0.07 (0.20)	-3.15*** (-5.17)	-1.88*** (14.59)	-1.94*** (14.18)
tx chômage	0.66*** (2.68)	1.44*** (33.13)	1.82*** (38.44)	0.54** (1.97)	0.99*** (12.91)	1.33*** (16.60)
pop. active	8.14*** (3.05)	8.70*** (7.69)	1.26 (0.20)	9.51** (2.95)	10.92*** (11.04)	6.01 (2.89)
emp. agricole	4.86*** (3.28)	8.43*** (30.33)	6.92*** (25.53)	3.38** (2.05)	3.39** (4.45)	3.09** (4.03)
cdiff				0.40*** (3.28)	0.15 (1.52)	-0.04 (0.09)
majreppc				0.16 (1.49)	0.96*** (25.18)	0.39** (4.14)
$W\left(\frac{SF}{pop}\right)$	-0.09* (-1.81)	0.07 (1.97)	0.49*** (29.71)	-0.27 (-1.26)	-0.10** (3.86)	0.2** (3.85)
constante	22.53***	1.01	0.44	31.63	15.30	18.98
W PIB p.c.			-0.52*** (5.73)			-0.11 (0.18)
W tx chômage			-1.45*** (12.66)			-1.10 (5.44)
$R^2$	0.44			0.44		
log-likelihood		-247.51	-215.38		-148.97	-141.81
Sargan	14.76 (0.002)			19.96 (0.001)		
N	135	152	152	135	104	104

\*, \*\*, \*\*\* indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 3: Estimations de l'équation (3)

Les  $WX$  construites à partir de la matrice de contigüité n'affectent pas significativement le processus d'allocation des fonds structurels (table 4, colonne 2).

Afin de tester la sensibilité de l'interaction à la définition de la matrice de pondération spatiale, nous effectuons les estimations avec une variable spatialement autorégressive construite à l'aide des matrices « appartenance à un même Etat Membre (C) » et une combinaison de celle-ci avec matrice de contigüité ( $W_{mixed}$ ). L'interaction au sein d'un même EM est plus intense pour les EM qui ont délégué la gestion des fonds à des

	Produit croisé		Deux régimes																																
	VI		MV																																
	sans contrôle	sans contrôle	contrôle $W_{cont}X$		contrôle $CX$																														
PIB p.c.	-2.26*** (-3.84)	-0.19 (-1.33)	-0.12 (-0.86)		0.19 (0.75)																														
tx chômage	0.78*** (2.94)	1.51*** (6.15)	1.26*** (5.05)		1.54*** (5.23)																														
pop. active	7.60*** (2.67)	10.23*** (3.37)	9.06*** (3.06)		0.26 (0.06)																														
emp. agricole	3.63** (2.42)	8.32*** (5.81)	6.48*** (4.20)		4.91*** (2.87)																														
cdiff	0.16 (1.62)		0.10 (1.10)		0.14 (1.11)																														
majreppc	0.14 (1.12)		0.29*** (2.70)		0.39 (1.52)																														
spatial lag GDP					-0.57* (-1.81)																														
W tx de chômage					-0.83* (-1.87)																														
$W\left(\frac{SF}{pop}\right)*reg$	0.78** (2.35)	<table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="4">décentralisation</th> </tr> <tr> <th>non</th> <th>oui</th> <th>non</th> <th>oui</th> <th>non</th> <th>oui</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>-0.04 (-0.69)</td> <td>0.26*** (3.16)</td> <td>-0.05 (-0.81)</td> <td>0.22*** (2.71)</td> <td>-0.06 (-1.08)</td> <td>0.13* (1.71)</td> </tr> <tr> <td colspan="2">Diff</td> <td colspan="2">-0.30 (-2.89)</td> <td colspan="2">-0.27 (-2.63)</td> </tr> <tr> <td colspan="2">constante</td> <td colspan="2">-1.67***</td> <td colspan="2">-1.84***</td> </tr> </tbody> </table>						décentralisation				non	oui	non	oui	non	oui	-0.04 (-0.69)	0.26*** (3.16)	-0.05 (-0.81)	0.22*** (2.71)	-0.06 (-1.08)	0.13* (1.71)	Diff		-0.30 (-2.89)		-0.27 (-2.63)		constante		-1.67***		-1.84***	
décentralisation																																			
non	oui	non	oui	non	oui																														
-0.04 (-0.69)	0.26*** (3.16)	-0.05 (-0.81)	0.22*** (2.71)	-0.06 (-1.08)	0.13* (1.71)																														
Diff		-0.30 (-2.89)		-0.27 (-2.63)																															
constante		-1.67***		-1.84***																															
$W\left(\frac{SF}{pop}\right)$	-0.16 (-0.47)																																		
Diff																																			
constante	-3.78**																																		
$R^2$	0.57	0.45	0.49		0.54																														
log-likelihood		-243.33	-238.30		-228.52																														
Sargan	49.69 (0.01)																																		
N	135	72	80	72	80	72	80																												

\*, \*\*, \*\*\* indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 4: Estimations des équations (4) et (5)

gouvernements locaux (table 5).

	Pondération EM ( $C$ )		Pondération mixte ( $W_{mixed}$ )					
	sans contrôle	contrôle $CX$	sans contrôle		contrôle $W_{mixed}X$			
PIB p.c.	0.06 (0.40)	0.18 (0.82)	-0.08 (-0.54)		0.23 (0.92)			
tx chômage	1.13*** (4.85)	1.68*** (6.43)	1.17*** (4.66)		1.48*** (4.96)			
pop. active	4.05 (1.48)	-1.44 (-0.40)	7.87*** (2.65)		-0.99 (-0.24)			
emp. agricole	5.89*** (4.07)	5.20*** (3.44)	6.58** (4.23)		4.93** (2.85)			
cdiff	0.05 (0.68)	0.19* (1.68)	0.12 (1.30)		0.19 (1.41)			
majreppc	0.28*** (2.75)	0.40** (1.79)	0.28*** (2.58)		0.36 (1.37)			
W PIB p.c.		-0.18 (-0.61)			-0.60* (-1.88)			
W tx chômage		-1.29*** (-3.19)			-0.83* (-1.84)			
	décentralisation							
	non	oui	non	oui	non	oui	non	oui
$W\left(\frac{SF}{pop}\right)$	0.05 (0.40)	0.57*** (6.49)	0.02 (0.07)	0.60*** (6.15)	-0.02 (-0.29)	0.15** (2.02)	-0.02 (-0.35)	0.07 (1.08)
Diff	-0.53 (-3.77)		-0.58 (-2.42)		-0.16 (-1.73)		-0.10 (-1.05)	
constante	-3.18***		-3.37***		-1.27***		-0.89**	
$R^2$	0.56		0.64		0.47		0.54	
log-likelihood	-229.72		-271.11		-239.90		-229.86	
N	72	80	72	80	72	80	72	80

\*, \*\*, \*\*\* indique la probabilité critique aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les t de student sont reportés entre parenthèses.

TAB. 5: Sensibilité des résultats à la définition de la matrice de pondération spatiale (équation (5))

## 5 Conclusion

Ce chapitre propose une explication institutionnelle de l'interaction spatiale de l'allocation des fonds structurels européens. Nous mettons en oeuvre une stratégie d'estimation permettant d'identifier la part des interactions causées par un mécanisme de concurrence par comparaison entre les régions dans leur demande d'aide au développe-

ment. Nous étayons notre identification empirique sur les résultats issus d'un modèle d'agence politique (Sand-Zantman, 2003), dans lequel nous endogénéisons la décision de l'électeur d'utiliser le mécanisme de concurrence par comparaison par l'acquisition d'une information sur la réalisation des chocs économiques du voisinage. Nous démontrons que cette décision est affectée positivement par le degré de décentralisation de la politique. Dans le cadre de la politique de cohésion, cette proposition permet d'identifier si l'interaction est due à un mécanisme de concurrence par comparaison en utilisant le choix des Etats Membres de décentraliser ou pas la mise en oeuvre de cette politique. A l'aide d'une spécification spatialement autorégressive à deux régimes, nous montrons que la différence entre les deux régimes (l'un pour les régions où la gestion est déléguée à un gouvernement local, l'autre non) est toujours significative et en faveur de l'existence d'un mécanisme de concurrence par comparaison entre régions dans la demande d'aide au développement.

## Références

- ALLERS, M. A. et ELHORST, J. P. (2005). Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the netherlands. *International Tax and Public Finance*, 12(4):493–513.
- BARRO, R. J. (1986). Control of politicians. *Public Choice*, 14:19–42.
- BESLEY, T. et CASE, A. (1995). Incumbent behavior : Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition. *The American Economic Review*, 85(1):25–45.
- BESLEY, T. et COATE, S. (2003). Centralized versus decentralized provision of local public goods : a political economy approach. *Journal of Public Economics*, 87(12):2611–2637.
- BOADWAY, R. et SHAH, A. (2009). *Fiscal Federalism*. Cambridge Books.
- BODENSTEIN, T. et KEMMERLING, A. (2008). Ripples in a rising tide : Why some eu regions receive more structural funds than others. CES Working Paper 57.
- BOUVET, F. et DALL’ERBA, S. (2010). European regional structural funds : How large is the influence of politics on the allocation process? *JCMS : Journal of Common Market Studies*, 48(3):501–528.
- BRUECKNER, J. K. (2003). Strategic interaction among governments : An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26:175–188.
- CARRUBBA, C. J. (1997). Net financial transfers in the european union : Who gets what and why? *Journal of Politics*, 59(2):469–96.
- CASE, A. C., ROSEN, H. S. et HINES, J. R. (1993). Budget spillovers and fiscal policy interdependence : Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52(3):285–307.

- DOTTI, N. (2010). Being poor is not enough : the 'non-written' factors affecting the allocation of the eu structural funds. *In XXXI conferenza intalinana di scienze regionali*.
- EDMARK, K. et ÅGREN, H. (2008). Identifying strategic interactions in swedish local income tax policies. *Journal of Urban Economics*, 63(3):849–857.
- ELHORST, J. P. et FRÉRET, S. (2009). Evidence of political yardstick competition in france using a two-regime spatial durbin model with fixed effects. *Journal of Regional Science*, 49(5):931–951.
- HAYEK, F. (1948). *Individualism and Economic Order*.
- KEMMERLING, A. et BODENSTEIN, T. (2006). Partisan politics in regional redistribution : Do parties affect the distribution of eu structural funds across regions ? *European Union Politics*, 7(3).
- LE SAGE, J. et PACE, R. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press Inc.
- LOCKWOOD, B. (2002). Distributive politics and the costs of centralization. *The Review of Economic Studies*, 69(2):313–337.
- MANSKI, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects : The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3):531–542.
- OATES, W. (1972). *Fiscal Federalism*. New York : Harcourt Brace Jovanovich.
- SALMON, P. (1987). Decentralisation as an incentive scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3(2):24–43.
- SAND-ZANTMAN, W. (2003). Economic integration and political accountability. *European Economic Review*, 48(5):1001–1025.

SOLÉ OLLÉ, A. (2003). Electoral accountability and tax mimicking : the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19(4):685–713.

TIEBOUT, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64(5):416–424.

# Annexes : démonstrations

## A. Lemme 1

*Démonstration.* La condition de premier ordre (CPO) donne :

$$\frac{\partial V_i}{\partial l_i} \stackrel{!}{=} 0 \Leftrightarrow -R \left(-\frac{\lambda}{\sigma}\right) \Phi' \left(\frac{\lambda(l_i - l_i)}{\sigma}\right) - 1 = \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i - l_i))^2/2\sigma^2} - 1 = 0$$

La condition de second ordre (CSO) s'écrit :

$$\frac{\lambda R}{\sigma^3\sqrt{2\pi}} \lambda(l_i - l_i) e^{-(\lambda(l_i - l_i))^2/2\sigma^2}$$

Le signe de la dérivée seconde dépend du signe du deuxième terme ( $(l_i - l_i)$ ).

***Si  $l_i \geq l_i$  la CSO est positive, ce qui implique que la fonction est convexe***

Le gouvernement local choisit donc entre un niveau d'effort nul et un niveau  $l_i$

Si la fonction est croissante alors  $l_i^0 = l_i$ .

Si la fonction est décroissante alors  $l_i^0 = 0$ .

Pour un effort nul, la fonction objectif du gouvernement s'écrit :

$$\frac{\partial V_{l_i=0}}{\partial l_i} = \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i))^2/2\sigma^2} - 1$$

$$\frac{\partial V_{l_i=0}}{\partial l_i} \leq 0 \Rightarrow \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-(\lambda(l_i))^2/2\sigma^2} \leq 1$$

$$\frac{-(\lambda(l_i))^2}{2\sigma^2} \leq \ln \left( \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)$$

Si  $\frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R} > 1$  i.e.  $\sigma \geq \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}$  alors on a toujours  $\frac{\partial V_{l_i=0}}{\partial l_i} < 0$  et  $l_i^0 = 0$ .

Si  $\sigma \leq \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}$  on a  $\frac{-(\lambda(l_i))^2}{2\sigma^2} \geq \ln \left( \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)$

On pose  $L = \frac{\sigma}{\lambda} \sqrt{2 \ln \left( \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R} \right)}$

Si  $l_i$  est grand (supérieur à  $L$ ) alors  $\frac{\partial V_{l_i=0}}{\partial l_i} < 0$  et  $l_i^0 = 0$ .

***Si  $l_i \leq l_i$  la CSO est négative, la fonction est concave.***

La CPO s'écrit :

$$\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda^2(l_i - l_i)^2/2\sigma^2} - 1 = 0$$



$$\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2/2\sigma^2}\right) = 0$$

$$\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) + \ln\left(e^{-\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2/2\sigma^2}\right) = 0$$

$$\lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2 = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$$

$$\text{Posons } X = \lambda^2(\underline{l}_i - l_i)^2$$

$$\text{Nous obtenons 2 solutions } \lambda(\underline{l}_i - l_i) = +/ - \sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}$$

On a  $\lambda > 0$  mais aucune information sur le signe de  $(\underline{l}_i - l_i)$ .

Si l'on pose une aversion au risque du gouvernement local, ceci implique  $\lambda(\underline{l}_i - l_i) < 0$ .

$$\lambda(\underline{l}_i - l_i) = -\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}$$

Comme  $\lambda(\underline{l}_i - l_i) < 0$  on a une solution unique :

$$\Leftrightarrow l_i^0 = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{A} \text{ en posant } A = 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)$$

On a  $\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} \leq 1$  pour  $\sigma \geq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$  et donc on peut résumer le comportement du gouvernement local en fonction du seuil de réélection et conclure dans tous les cas :

$$l_i^0 = 0 \text{ pour } \sigma \geq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$$

$$l_i^0 = \underline{l}_i + \frac{1}{\lambda}\sqrt{A} \text{ pour } \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} \quad \square$$

## B. Proposition 1

*Démonstration.* Le niveau d'effort qui détermine la règle de décision est défini par :

$$V_{l_i=l_i^*} \geq V_{l_i=0} \text{ (IC}(A, \sigma))$$

ce qui revient à :

$$R\left(1 - \Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right)\right) - \underline{l}_i - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq R\left(1 - \Phi\left(\frac{\lambda_i}{\sigma}\right)\right)$$

On obtient en réorganisant :

$$-\Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right) R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda} \geq \underline{l}_i - \Phi\left(\frac{\lambda_i}{\sigma}\right) R$$

**On cherche  $\underline{l}_i$  qui incite le gouvernement local à produire un effort positif.**

On pose :

$$F(\underline{l}_i) = -\underline{l}_i + \Phi\left(\frac{\lambda_i}{\sigma}\right) R - \Phi\left(\frac{-\sqrt{A}}{\sigma}\right) R - \frac{\sqrt{A}}{\lambda}$$

Notre objectif est d'analyser la fonction  $F(\underline{l}_i)$  afin de déterminer une valeur de  $\underline{l}_i > 0$  qui sature IC(A,  $\sigma$ ).

On remarque que :

$$\begin{aligned}
F(\underline{l}_i) &= 0 \text{ pour } \underline{l}_i = \frac{-\sqrt{A}}{\lambda} \\
\frac{\partial F}{\partial \underline{l}_i} &= -1 + \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2} = 0 \\
\lambda^2 \underline{l}_i^2 &= 2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) \\
\Leftrightarrow \underline{l}_i^* &= \frac{-\sqrt{A}}{\lambda} \text{ ou } \frac{\sqrt{A}}{\lambda}
\end{aligned}$$

La CSO

$$\frac{d^2 F}{d^2 \underline{l}_i} = -\frac{\lambda R}{\sigma^3 \sqrt{2\pi}} \lambda \underline{l}_i e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2}$$

$$\begin{aligned}
\frac{d^2 F}{d^2 \underline{l}_i} &= \underbrace{-\frac{\lambda R}{\sigma^3 \sqrt{2\pi}} \lambda \underline{l}_i}_{\geq 0} \underbrace{e^{-\lambda^2 \underline{l}_i^2 / 2\sigma^2}}_{\geq 0} \\
\forall \underline{l}_i \leq 0 &\quad \geq 0 \quad \geq 0 \\
\forall \underline{l}_i \geq 0 &\quad \leq 0 \quad \geq 0
\end{aligned}$$

$\forall \underline{l}_i \leq 0$  la fonction  $F$  est convexe, et atteint un minimum en  $\frac{-\sqrt{A}}{\lambda}$ . De plus, on sait que la valeur de ce minimum est nulle ( $F(\underline{l}_i) = 0$ ). Par conséquent  $F \geq 0$  pour  $\underline{l}_i \leq 0$  et  $F(0) > 0$ .  $\forall \underline{l}_i \geq 0$   $F$  est strictement concave, il existe donc une seule solution à l'équation  $F(\underline{l}_i) = 0$  pour  $\underline{l}_i \geq 0$ . Nous savons que cette valeur est supérieure à  $\frac{\sqrt{A}}{\lambda}$  (puisque  $F$  atteint un maximum pour cette valeur).

Il existe une valeur  $\underline{l}_i > 0$  solution de l'équation  $F(\underline{l}_i) = 0$  i.e. qui sature la contrainte d'incitation. On sait que cette valeur est supérieure à  $\frac{\sqrt{A}}{\lambda}$ .  $\square$

## C. Proposition 2

*Démonstration.* L'effet d'une variation de  $\sigma$  sur la variation de la règle de réélection, et du niveau d'effort du gouvernement central est donnée par (théorème des fonctions

implicites) :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = -\frac{\partial F/\partial \sigma}{\partial F/\partial l_i}$$

De plus, on sait que  $\partial F/\partial l_i < 0$  autour de l'équilibre.

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - R \left[ \frac{-\sqrt{A(\sigma,.)}}{\sigma} \right]' \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-A/2\sigma^2} - \frac{A'(\sigma,.)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma,.)}} \\ \left[ \frac{-\sqrt{A(\sigma,.)}}{\sigma} \right]' &= \frac{\frac{-2\sigma^2}{\sqrt{A}} \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) + \frac{\sigma^2}{\sqrt{A}} + \sqrt{A}}{\sigma^2} \\ &= \frac{\frac{-A}{\sqrt{A}} + \frac{\sigma^2}{\sqrt{A}} + \sqrt{A}}{\sigma^2} \\ &= \frac{1}{\sqrt{A}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - R \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \underbrace{e^{-A/2\sigma^2}}_{\frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R}} - \frac{2\sigma(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda 2\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{R\sigma\sqrt{2\pi}}{\lambda R\sigma\sqrt{2\pi}\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{\sigma(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda\sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{(2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)-1)}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{1-2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)+1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &= -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\lambda^2 l_i^2/2\sigma^2} - \frac{\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda} \\ \frac{\partial F}{\partial \sigma} &< 0 \quad \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = -\frac{\partial F/\partial \sigma}{\partial F/\partial l_i} < 0 \end{aligned}$$

La variation de  $\sigma$  a un effet négatif sur  $l_i$ .

De plus, l'effet de la variation de la variance du choc sur le niveau d'effort s'écrit :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} = \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} + \frac{1}{\lambda} \left[ \frac{A'(\sigma,.)}{2\sqrt{A(\sigma,.)}} \right]$$

Si  $A'(\sigma,.) < 0$  alors  $\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} < 0$

**Si  $A'(\sigma,.) > 0$  quel effet domine l'autre ?**

On multiplie le tout par  $\frac{\partial F/\partial l_i}{\partial F/\partial l_i}$  :

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \frac{\partial F}{\partial \sigma} - \frac{\partial F}{\partial l_i} \frac{1}{\lambda} \left[ \frac{A'(\sigma,.)}{2\sqrt{A(\sigma,.)}} \right] \right) \\ \frac{\partial F}{\partial l_i} &= \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{A'(\sigma,.)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma,.)}} - \left( \left( \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \right) \frac{1}{\lambda} \left[ \frac{A'(\sigma,.)}{2\sqrt{A(\sigma,.)}} \right] \right) \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( -\frac{R}{\sigma^2\sqrt{2\pi}}\lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda\sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{A'(\sigma,.)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma,.)}} - \left( \frac{A'(\sigma,.)}{2\lambda\sqrt{A(\sigma,.)}} \left( \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \right) \right) \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\partial F / \partial l_i} \left( -\frac{R}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda \sqrt{A(\sigma, \cdot)}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda \sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} + \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda \sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \right) \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &= -\frac{1}{\underbrace{\frac{\partial F}{\partial l_i}}_{<0}} \underbrace{\left( -\frac{R}{\sigma^2 \sqrt{2\pi}} \lambda l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} - \frac{1}{\lambda \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{A'(\sigma, \cdot)}{2\lambda \sqrt{A(\sigma, \cdot)}} \frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2 / 2\sigma^2} \right)}_{<0} \\ \frac{\partial l_i}{\partial \sigma} &< 0 \quad \square \end{aligned}$$

### D. Proposition 3

*Démonstration.* L'effet d'une variation de  $\lambda$  sur la variation de la règle de réélection, et du niveau d'effort du gouvernement central est donnée par (théorème des fonctions implicites) :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = -\frac{\partial F / \partial \lambda}{\partial F / \partial l_i}$$

De plus, on sait que  $\partial F / \partial l_i < 0$  autour de l'équilibre.

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \lambda} &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sigma \sqrt{A(\lambda, \cdot)} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{A(\lambda, \cdot)}{2\sigma^2}} - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\frac{2\sigma^2}{\lambda}}{2\sigma \sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}{2\sigma^2}} - \left[ \frac{\left( \frac{2\sigma^2}{2\lambda \sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \right) \lambda - \sqrt{2\sigma^2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{2\sigma^2}{2\sigma^2 \lambda \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \sqrt{2\pi}} e^{-\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} - \left[ \frac{\frac{2\sigma^2 \lambda}{2\sigma \lambda \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \sigma \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \sqrt{2\pi}} e^{\ln\left(\frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda R}\right)} - \left[ \frac{\frac{\sigma}{\sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \sigma \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \sqrt{2\pi}} - \left[ \frac{\sigma}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \frac{\sigma \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\sigma - \sigma 2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \right] \\ &= \frac{R}{\sigma \sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\sigma(1 - 2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \right] \end{aligned}$$

Le signe dépend directement de  $-(1 - 2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))$ .

Nous étudions pour quelles valeurs des paramètres ( $\sigma$  puis  $R$ ) l'effet est tou-

**jours positif.**

L'effet est toujours positif pour :

$$1 - 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) \leq 0$$

$$2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) \geq 1$$

$$\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) \geq \frac{1}{2}$$

$$\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} \geq e^{\frac{1}{2}}$$

$$\lambda R \geq \sigma\sqrt{2\pi}e^{\frac{1}{2}}$$

$$\sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$$

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} > 0 \quad \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}}\sqrt{2\pi}}$$

Cette valeur de  $\sigma$  couvre une grande partie du domaine de définition de l'équilibre définie par le comportement du gouvernement local ( $\bar{\sigma} \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$ ).

On peut également montrer que cet effet est positif pour :

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} = \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\sigma - \sigma 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} \right]$$

$$= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma - \sigma R}{\lambda^2 R \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{2\sigma \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}$$

$$= \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma(1-R)}{\lambda^2 R \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{2\sigma \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}$$

$$1 - R \geq 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial \lambda} > 0 \quad \forall R \geq 1$$

Par conséquent,  $\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} > 0$

On obtient l'effet sur le niveau d'effort à partir de :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} + \left[ \frac{1}{\lambda} \sqrt{A(\lambda, \cdot)} \right]'$$

$$\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} + \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right]$$

on sait que :  $\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = -\frac{\partial F / \partial \lambda}{\partial F / \partial l_i}$

Ce qui donne :

$$\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} = \frac{\partial F / \partial \lambda}{\partial F / \partial l_i} + \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right]$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \partial F/\partial \lambda - \partial F/\partial l_i \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \\
&= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \partial F/\partial l_i \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \\
\text{Nous savons également que : } & \frac{\partial F}{\partial l_i} = \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1
\end{aligned}$$

En remplaçant, nous obtenons :

$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \left[ \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} - 1 \right] \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right) \\
&= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \right. \\
&\quad \left. + \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \left[ \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} \right] \right)
\end{aligned}$$

Ce qui donne finalement :

$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{\partial F/\partial l_i} \left( \frac{R}{\sigma\sqrt{2\pi}} l_i e^{-\frac{\lambda l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}} - \left[ \frac{\left( \frac{A'(\lambda, \cdot)}{2\sqrt{A(\lambda, \cdot)}} \right) \lambda - \sqrt{A(\lambda, \cdot)}}{\lambda^2} \right] \left[ \frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\lambda l_i^2/2\sigma^2} \right] \right) \\
\frac{\partial l_i}{\partial \lambda} &> 0 \quad \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{e^{\frac{1}{2}} \sqrt{2\pi}}
\end{aligned}$$

**Corrolaire :** La fonction d'utilité de l'électeur est strictement croissante avec l'effort produit par le gouvernement local.

$$\frac{\partial y_i}{\partial \lambda} = l_i(\lambda, \cdot) + \lambda \frac{\partial l_i}{\partial \lambda} \quad \square$$

## E. Proposition 5

*Démonstration.* Afin de prouver la première partie de cette proposition, il nous suffit de déterminer si  $\sigma \geq \nu$ , puisque **cette inégalité implique une hausse du niveau d'effort produit par le gouvernement et déterminé par l'électeur dans la règle de réélection** ( $\frac{\partial l_i}{\partial \sigma} < 0$ ).

$$\begin{aligned}
\sigma^2 - \nu^2 &= 0 \\
&= \sigma^2 - \sigma^2(1 - \rho^2) \\
&= \sigma^2 - \sigma^2 + \sigma^2 \rho^2 \\
&= \underbrace{\sigma^2 \rho^2}_{>0}
\end{aligned}$$

La seconde partie de cette proposition nécessite **de montrer que la dérivée de la**

contrainte d'incitation par rapport au degré de décentralisation est décroissante avec la variation de  $\sigma$  :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} &= \left( \frac{\lambda l_i^3 R}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} - \frac{l_i R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{1}{\lambda^2 R (2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} - \frac{3}{\lambda^2 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{\sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \\ &\quad - \frac{R}{\lambda^2 (2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2}{\lambda^3 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \\ &= \left( \frac{\lambda l_i^3 R}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} - \frac{l_i R}{\sigma \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\lambda^2 R \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{1-R}{\lambda^2 R (2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2-3\lambda}{\lambda^3 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} + \frac{\sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}}{\lambda^2} \\ &= \left( \frac{l_i R (\lambda^2 l_i^2 - 2\sigma^3)}{2\sigma^4 \sqrt{2\pi}} \right) e^{-\frac{\lambda^2 l_i^2}{2\sigma^2}} + \frac{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 1 - R}{\lambda^2 R (2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right))^{\frac{3}{2}}} + \frac{2-3\lambda + \lambda 2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}{\lambda^3 \sqrt{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)}} \end{aligned}$$

Le premier terme est négatif pour  $\lambda^2 l_i^2 - 2\sigma^3 \leq 0$  i.e.  $\lambda \leq \frac{2\sigma^3}{l_i^2}$ .

Le second terme est négatif pour  $\lambda \geq \frac{2}{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3}$ .

Enfin le dernier terme est également négatif pour  $\lambda \leq \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}}$ .

Par définition,  $0 < \lambda < 1$  : nous pouvons donc rechercher un intervalle de  $\sigma$  (fonction des autres paramètres) pour lequel  $\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma}$  est toujours négative. Par conséquent,

$$\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} < 0 \quad \forall \underbrace{\frac{2}{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3}}_{\leq 0 \quad \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}}} \leq \lambda \leq \begin{cases} \frac{\sigma \sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}} \\ \frac{2\sigma^3}{l_i^2} \end{cases}$$

$$\lambda \leq 1 \quad \forall \sigma \geq \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}}$$

Nous cherchons à montrer que cet intervalle n'est pas vide.

Nous savons par la proposition 1 que  $l_i > \frac{\sqrt{A}}{\lambda}$  donc  $\frac{1}{l_i^2} < \frac{\lambda^2}{A}$ .

$$\lambda \leq \frac{2\sigma^3}{A} \lambda^2 \iff 1 \leq \frac{2\sigma^3}{A} \lambda$$

$$1 \leq \frac{\sigma}{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} \lambda \iff \lambda \sigma - \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) \geq 0$$

$$\iff \lambda^2 \ln\left(\frac{\sigma}{\sigma}\right) \leq \sigma \iff \lambda^2 \ln(\bar{\sigma}) \leq \sigma + \lambda^2 \ln(\sigma)$$

$$\frac{2}{2 \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) + 3} \leq 0$$

$$\frac{1}{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right)} + \frac{2}{3} \leq 0 \iff 1 \leq \frac{2}{3} \left( \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma \sqrt{2\pi}}\right) \right)$$

$$\frac{3}{2} \leq \ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right) \Leftrightarrow e^{\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)} \geq e^{\frac{3}{2}}$$

$$\text{Enfin } \lambda \leq \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{R} e^{\frac{R-1}{2}} \geq 1 \text{ pour } \sigma \geq \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}}$$

$$\lambda R \geq \sigma\sqrt{2\pi} e^{\frac{3}{2}} \Leftrightarrow \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}} \text{ où } \bar{\sigma} = \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}}$$

$$e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \frac{\sigma}{\bar{\sigma}} \leq e^{-\frac{3}{2}}$$

Cet intervalle n'est pas vide pour  $R \geq 4$ . □

## F. Proposition 6

*Démonstration.* La condition d'acquisition du signal ( $I$ ) est saturée pour un coût d'acquisition du signal :  $E_{\chi_i} [y_i^C] - C_I - y_i^0 = 0$

ce qui donne :

$$\bar{C}_I = E_{\chi_i} [y_i^C] - y_i^0 \quad \square$$

## G. Proposition 7

*Démonstration.* Nous cherchons à connaître l'effet de la variation du degré de décentralisation de la politique sur la décision de l'électeur d'acquérir de l'information ( $I^*$ ) :

$$\begin{aligned} \frac{\partial I^*}{\partial \lambda} &= \underbrace{\frac{\partial y_i^1}{\partial \lambda}}_{l_i^1 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda}\right)} - \underbrace{\frac{\partial y_i^0}{\partial \lambda}}_{l_i^0 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda}\right)} \\ &= l_i^1 + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda}\right) - l_i^0 - \lambda \left(\frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda}\right) \\ &= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda}\right) \\ &= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \lambda \left(\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda} + \frac{\nu \left(1 - 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)\right) - \sigma \left(1 - 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)\right)}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}\right) \end{aligned}$$



$$= \underbrace{l_i^1 - l_i^0}_{>0} + \underbrace{\lambda}_{>0} \left( \underbrace{\frac{\partial l_i^1}{\partial \lambda} - \frac{\partial l_i^0}{\partial \lambda}}_{\substack{>0 \\ \text{si } \frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} \leq 0}} + \underbrace{\frac{\sigma(1-\rho) \left(1 - 2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)\right)}{\lambda^2 \sqrt{2\ln\left(\frac{\lambda R}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)}}}_{\substack{>0 \\ \forall \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}}}} \right)$$

Nous savons à partir de la précédente proposition que  $\frac{\partial^2 F}{\partial \lambda \partial \sigma} \leq 0$  pour un niveau intermédiaire de  $\sigma \forall \frac{R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(R-1)}{2}} \leq \sigma \leq \frac{\lambda R}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{3}{2}}$ .

**Pour ce même intervalle, la décision d'acquisition de l'information est monotone croissante avec le degré de décentralisation.** □