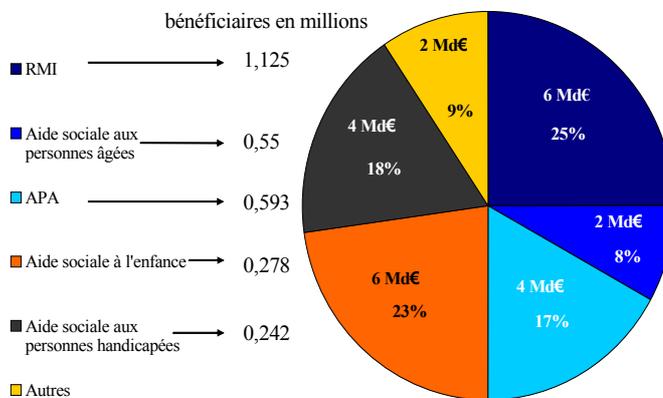


Une analyse des déterminants de la dépense d'action sociale départementale

- En 2006, la dépense moyenne des départements était de 913,4 € par habitant et près de 50% de cette dépense était imputable aux dépenses d'action sociale, soit 27Md€..
- Entre 1992 et 2006, deux périodes peuvent être distinguées au sein de l'évolution des dépenses d'action sociale : une période stable, de 1992 à 1999, au cours de laquelle la compétence « action sociale » départementale n'a pas connu de changement de périmètres ni de transferts de compétences. Une période plus instable, de 2000 à 2006, où des changements de périmètres importants de la compétence action sociale départementale ont eu lieu.
- L'analyse descriptive montre également que des disparités importantes existent entre les départements en matière de dépense sociale par habitant. Ces disparités observées sont cependant largement imputables aux déterminants attendus de la dépense sociale (part des personnes âgées, des jeunes, des bénéficiaires du RMI, ...), et apparaissent ainsi très corrélées aux caractéristiques sociodémographiques et économiques des départements. Ceci est très nettement confirmé par l'analyse économétrique puisque l'équation de dépense estimée permet d'expliquer 84% de la variance des dépenses d'action sociale départementale.
- La part résiduelle de la variance des dépenses, c'est à dire celle qui n'est pas expliquée par les déterminants identifiés de la dépense, peut être interprétée comme reflétant une composante discrétionnaire de la dépense sociale d'un département. Or, celle-ci n'apparaît pas distribuée de façon aléatoire sur le territoire, mais semble au contraire « régionalisée ». Ceci s'interprète comme le fait que des départements proches se ressemblent davantage que des départements éloignés. Cette régionalisation tempère l'idée que la dépense sociale des départements serait exclusivement une « figure imposée ».

Ce document a été élaboré sous la responsabilité de la direction générale du Trésor et de la Politique économique et ne reflète pas nécessairement la position du ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'Emploi.

Dépenses et bénéficiaires de l'action sociale par type d'aide en 2006

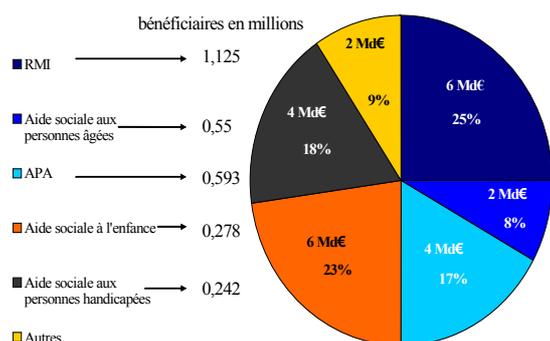


Source : DREES, bénéficiaires ; DGCL, dépenses.

1. Le poids très important de l'action sociale au sein des budgets départementaux

Les dépenses d'action sociale représentaient en 2006 près de la moitié des dépenses départementales, soit 27 Md€¹. Ces dépenses sont constituées de quatre grands postes que sont : le RMI (6Md€ pour 1 million de bénéficiaires), l'aide sociale aux personnes âgées (ASPA , 6Md€), l'aide sociale à l'enfance (ASE, 6Md€) et l'aide sociale aux handicapés (ASH, 4Md€) (cf. graphique 1).

Graphique 1 : dépenses et bénéficiaires de l'action sociale par type d'aide²



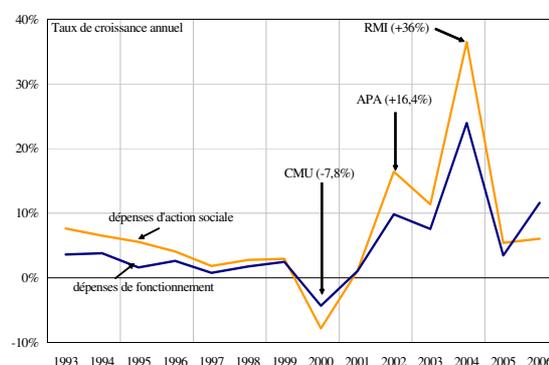
Source : DREES.

Les compétences des départements en matière sociale se sont accrues au cours du temps, notamment du fait des actes I (Lois «Deferre» du 2 mars 1982) et II de la décentralisation (loi du 13 août 2004) ; ce dernier a notamment transféré les dépenses du revenu minimum d'insertion (RMI) qui relevaient jusque là du budget de l'État, aux départements³.

Par ailleurs, les départements se sont vus confier la gestion de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) en 2002, et plus récemment en 2005, la prestation de compensation du handicap, dispositifs dont ils assurent partiellement le financement.

L'évolution du taux de croissance annuel des dépenses d'action sociale fait d'ailleurs clairement apparaître deux sous-périodes. Une période de « stabilité » de 1992 à 1999 au cours de laquelle la compétence action sociale n'a pas connu de changements de périmètre. Une période « d'instabilité » de 2000 à 2006 où des changements de périmètres importants de la compétence action sociale ont eu lieu (cf. graphique 2).

Graphique 2 : variation annuelle des dépenses⁴



Source : DGCL.

Le travail présenté ici propose une analyse des déterminants des dépenses d'action sociale départementale en se basant sur une analyse descriptive et économétrique.

2. Les caractéristiques économiques et démographiques expliquent une très grande partie des disparités observée entre les départements, mais pas la totalité.

Au niveau des départements, les dépenses sociales par habitant se caractérisent par une forte dispersion, comme on peut le voir sur le graphique 3 qui présente la dépense d'action sociale par département pour l'année 2006. Cette dépense varie pour l'ensemble de l'année 2006 de 278 € par habitant dans le département où elle est la plus faible, à 616 € par habitant dans le département où elle est la plus élevée.

L'analyse descriptive montre cependant que ces disparités départementales en matière d'action sociale s'expliquent en grande partie par les caractéristiques économiques et démographiques des départements, notamment la part de la population âgée ou des jeunes, ainsi que la proportion de bénéficiaires du RMI.

(1) France entière.

(2) Hors DOM-TOM, année 2006.

(3) En compensation, les départements se sont vus transférer une fraction de taxe intérieure sur les produits pétroliers.

(4) La croissance des dépenses de fonctionnement est basée sur des données en euros courants pour la France entière alors que celle des dépenses d'action sociale est calculée à partir des données en euros courants pour la métropole.

- ainsi, les personnes de plus de 60 ans, reflétant les bénéficiaires potentiels de l'ASPA, sont relativement plus nombreuses dans le sud-ouest de la France. De fait les dépenses sociales par habitant dans les départements du Sud-ouest sont bien souvent parmi les plus élevées (>466 € par habitant⁵) ;
- la forte dépense constatée dans plusieurs départements du nord de la France et de la côte d'azur semble, quant à elle, s'expliquer par un nombre élevé de Rmistes (avec près de 2% de la population bénéficiant du RMI contre 1,5% en moyenne nationale).

Graphique 3 : dépenses d'action sociale par habitant en 2006

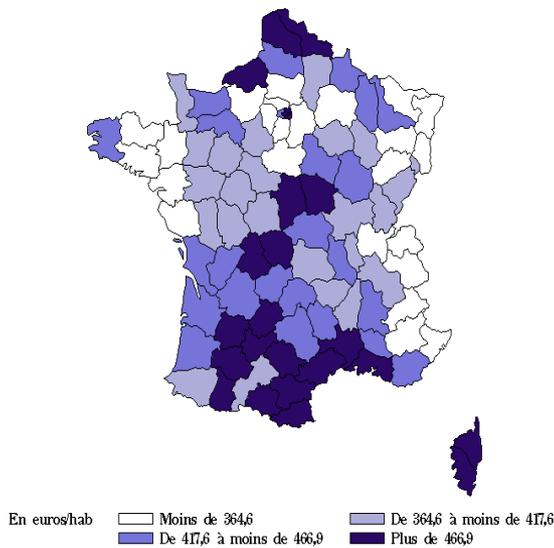


Tableau 1 : coefficients de corrélation (données 2004)

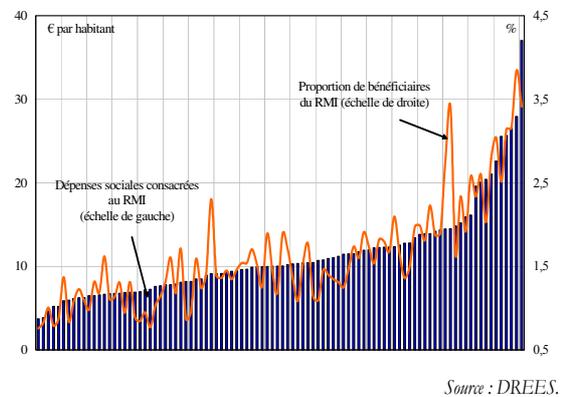
Proportions Dépenses	bénéficiaires du RMI	+ de 60 ans	- de 19 ans
RMI	0,86		
Personnes âgées		0,74	
Aide à l'enfance			0,31

De façon générale, les différentes catégories de dépenses d'action sociale sont bien reliées aux caractéristiques des

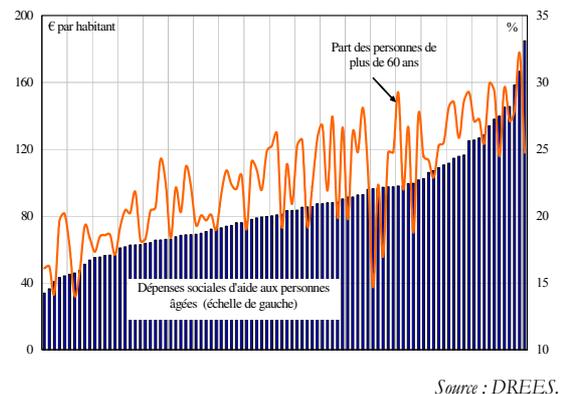
bénéficiaires potentiels : ainsi, de façon quasiment triviale, on constate bien une relation positive entre les dépenses de RMI et le nombre de bénéficiaires du RMI (cf. graphique 4 et tableau 1). Cette corrélation est également très forte entre le nombre de personnes de plus de 60 ans et l'aide sociale aux personnes âgées.

Toutefois, des disparités de dépenses demeurent entre les départements. Ainsi, pour un même nombre de bénéficiaires, la dépense sociale consacrée aux personnes âgées peut aller du simple au double selon les départements. Ces disparités sont également importantes pour l'aide sociale à l'enfance. Mais les différences en termes de revenu, de niveau de dépendance, de besoin d'insertion des bénéficiaires peuvent expliquer en partie ces écarts.

Graphique 4 : distribution des dépenses de RMI

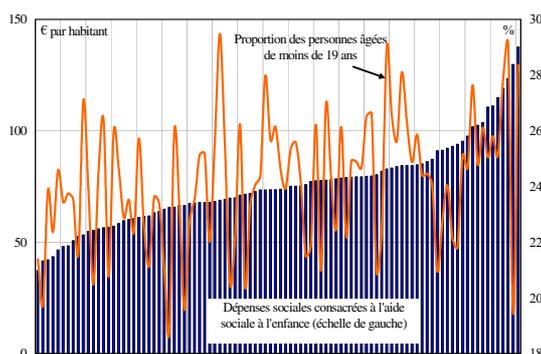


Graphique 5 : distribution des dépenses d'aide aux personnes âgées



(5) Les séries sont discrétisées à l'aide des quartiles pour la cartographie ce qui signifie qu'elles sont découpées en quatre groupes chacun contenant 25% des observations.

Graphique 6 : distribution des dépenses d'aide à l'enfance



Source : DREES.

3. Un modèle de détermination des dépenses d'action sociale

Pour compléter l'analyse descriptive présentée ci-dessus, on propose de confronter les données à un modèle économétrique visant à relier les dépenses d'action sociale des départements à une série de variables explicatives.

Le modèle théorique utilisé se base sur les modèles dit de « demande »⁶, dans lesquels la fonction de demande pour le bien public (z) dépend du revenu disponible (y), et du « prix fiscal » (p) (cf. encadré 1). Le « prix fiscal » est une mesure de la charge fiscale pesant sur les ménages pour le financement du bien public.

La dépense étant seule observable, la fonction de demande est transformée en fonction de « dépense » sachant que $d = z * p$. On estime donc une équation de « dépense », qui inclut les déterminants traditionnels de revenu et de prix, ainsi qu'une série de caractéristiques sociodémographiques énumérées dans l'encadré 1.

Les estimations s'effectuent sur données de panel composées de 93 départements⁷ et de 15 années de 1992 à 2006. Le modèle est tout d'abord estimé pour la totalité du panel, puis sur la période 1992-1999 et enfin sur la période 2000-2006 afin de déceler un changement de régime entre la première période (« stable » allant de 1992 à 1999 au cours de laquelle aucun nouveau transfert de compétence n'a eu lieu) et la deuxième (« instable »

Cette première analyse descriptive des corrélations simples entre les caractéristiques sociodémographiques et le montant dépensé au titre de l'action sociale est complétée par une analyse économétrique permettant de mesurer les effets de chaque déterminant sur la dépense.

allant de 2000 à 2006 marquée par des transferts importants). Les résultats sont présentés dans le Tableau 1.

Le modèle estimé explique une forte proportion de la variance des dépenses d'action sociale départementale : 84% sur la totalité du panel, 70% de 1992 à 1999, et 81% de 2000 à 2006. Bien qu'une telle comparaison nécessite d'être prudent quant à son interprétation, le pouvoir explicatif est meilleur sur la seconde période, ce qui peut s'expliquer par un renforcement du caractère « contraint » des prestations d'action sociale (APA, RMI)⁸.

Les variables explicatives ont l'effet attendu, ainsi, la proportion des plus de 60 ans, des moins de 19 ans, le taux de chômage, les subventions (transferts de l'État aux collectivités locales) ainsi que le revenu ont un impact positif sur la dépense ; le « prix fiscal », quant à lui, a un impact négatif. Les valeurs prises par les élasticités revenu et prix de la dépense appellent quelques commentaires supplémentaires.

L'élasticité revenu est comprise entre 0 et 1 dans les trois panels considérés ; l'action sociale semble donc être un bien dit « normal », au sens où, suite à une augmentation de revenu, la demande augmente mais dans des proportions moindres⁹.

(6) Dans ces modèles, le décideur local maximise l'utilité d'un agent représentatif de sorte que l'offre de bien public est égale à la demande.

(7) L'analyse s'effectue en effet sur les départements métropolitains excluant Paris et la Corse. Les résultats obtenus avec le test de Jarque-Bera justifie ce choix, en effet, les résidus ne suivent pas une loi normale lorsque les départements Corse et Paris sont inclus.

(8) Il s'agit de dépenses très cadrées par l'État, pour lesquelles les départements n'ont pas ou peu de marges de manoeuvre.

(9) Puisque le revenu est un critère d'attribution des aides sociales, celui-ci peut impacter négativement la dépense. Cependant cet effet joue à la marge et l'impact positif traduit l'augmentation de la demande pour le bien public.

Encadré 1 : le modèle économétrique

Nous supposons que la forme fonctionnelle de la fonction de demande $z=z(p^r, y^r)$ est de type Cobb-Douglas (cf. encadré 3), de sorte qu'en utilisant la transformation logarithmique, nous obtenons l'équation de dépense suivante^a :

$$\ln d = \alpha_y \ln y + \alpha_p \ln p + \alpha_g \ln g + \sum_{j=1}^H \alpha_{cj}$$

Dans cette équation, y est le revenu disponible de l'agent approximé par le revenu moyen imposable dans la collectivité. Selon que l'élasticité revenu (α_y) est <0 , comprise entre 0 et 1, ou > 1 le bien public est respectivement qualifié de « inférieur » de « normal » ou de « supérieur ».

p représente le « prix fiscal »^b, il reflète la charge fiscale pesant sur les ménages et doit avoir un impact négatif sur la dépense. Les transferts versés par l'État (g) se composent, des Dotations Globales de Fonctionnement (DGF), des Dotations Générales de Décentralisation (DGD) et des autres subventions perçues.

Enfin, la dépense dans la collectivité dépend d'une série de caractéristiques qui lui sont propres (soit H caractéristiques), nous introduisons ainsi: la densité de population (facteur reflétant l'importance de la population dans un département donc l'importance de la demande), la dépense sociale est une fonction croissante du nombre des individus sur un territoire donné ; Les proportions des différentes tranches d'âge permettent d'approcher le nombre de bénéficiaires. Plus précisément, nous utiliserons la proportion des plus de 60 ans dans le département ainsi que la proportion des moins de 19 ans dans la population du département^c ; Le taux de chômage reflète la demande pour les mesures d'insertion professionnelle et à partir de 2004 les bénéficiaires potentiels du RMI.

Enfin, nous ajoutons, dans le modèle économétrique, trois variables muettes afin de capter les chocs ponctuels de la décentralisation. Soit, en 2000, la création de la Couverture Maladie Universelle (CMU) qui a réduit les dépenses des départements. L'impact de cette variable^d sur la dépense sociale doit donc être négatif. En 2002, la création de l'APA provoque un effet de hausse sur les dépenses sociales. L'impact de cette variable sur la dépense sociale doit donc être positif. En 2004, l'allocation du RMI est à la charge des départements qui voient de nouveau leurs dépenses fortement augmenter. L'impact de cette variable sur la dépense sociale doit donc être positif.

Notons qu'afin d'éviter les problèmes de colinéarité, seules les variables affichant un coefficient de corrélation inférieur à 0,85 ont été conservées. Ainsi, dans les variables exogènes ici présentes, seules les variables proportion des plus de 60 ans et de moins de 19 ans sont fortement corrélées, cependant, exclure l'une ou l'autre de ces variables ne change pas fondamentalement les résultats.

- Les termes α sont les élasticités correspondantes à chacune des variables introduites dans la fonction de demande.
- Puisque le prix fiscal traduit la charge fiscale pesant sur les ménages pour le financement du bien public, il est traditionnellement défini par le ratio des recettes fiscales « ménages » sur les recettes fiscales totales.
- L'aide sociale à l'enfance concerne les enfants de moins de 21 ans. Ne disposant pas d'un découpage par tranche d'âge permettant d'obtenir cette variable nous l'avons approximé par les moins de 19 ans.
- Les variables muettes sont construites de la façon suivante : cette variable est égale à 1 pour l'année considérée et 0 sinon.

La valeur du coefficient étant cependant supérieure à celle généralement obtenue dans le cas français¹⁰, de nouvelles estimations ont été effectuées afin de limiter les biais de variables omises¹¹ : même dans ce cas de figure le coefficient est égal à 0,7 sur la totalité du panel. En variation absolue, cela signifie qu'une augmentation du revenu imposable moyen de 200 € (augmentation moyenne observée sur la période 1992-2006) induit une augmentation de la dépense d'action sociale par tête de 5 €.

Lorsque le prix fiscal du bien public augmente, deux effets sont à attendre sur la demande pour ce bien :

- un effet de substitution**, traduisant l'augmentation du prix relatif du bien public par rapport au bien privé, le bien public étant plus cher, la quantité demandée de ce bien diminue au bénéfice du bien privé ;
- un effet revenu**, se traduisant par une baisse de la quantité demandée des deux biens (cf. encadré 3).

(10) Guengant et Leprince (2007) : «Évaluation des effets des régimes de coopération intercommunales sur les dépenses publiques locales», *Économie et Prévision*, N°175 pour les communes et Gibert et Guengant (2004) : «Évaluation des effets péréquateurs des concours de l'état aux collectivités locales», *Commissariat Général du Plan* pour les départements sur les dépenses totales.

(11) Pour ce faire, des effets fixes individuels et temporels sont introduits, ceux-ci permettent de prendre respectivement en compte des caractéristiques (inobservables) variant entre les individus mais pas dans le temps et variant dans le temps mais pas entre les individus. Cette spécification n'a pas été retenue puisque les effets individuels peuvent capter ceux des variables variant peu dans le temps telle que la proportion des plus de 60 ans et la proportion des moins de 19 ans.

Tableau 2 : résultats des estimations pour les trois panels considérés

	1992-2006	1992-1999	2000-2006
Constante	-6,974*** (-9,97)	-6,912*** (-7,66)	-3,37*** (-2,64)
Densité	0,08*** (14,59)	0,08*** (10,61)	0,08*** (8,85)
Revenu	0,71*** (17,62)	0,74*** (15,05)	0,43*** (5,42)
DGF	0,42*** (52,4)	0,34*** (17,55)	0,41*** (22,25)
Autres subventions	0,25*** (24,10)	0,29*** (15,38)	0,23*** (15,57)
DGD	0,03*** (10,45)	0,04*** (11,48)	0,005 (0,45)
Taux de chômage	0,30*** (17,37)	0,29*** (13,32)	0,26*** (9,01)
Proportion >60 ans	0,28*** (4,71)	0,27*** (3,59)	0,19* (1,91)
Proportion <19 ans	0,40*** (4,21)	0,36*** (3,01)	0,24 (1,44)
Prix fiscal	-0,14*** (-5,57)	-0,15*** (-5,40)	-0,05 (-1,11)
R ² ajusté	0,84	0,70	0,81

(*), (**), (***) paramètres significatifs aux seuils respectifs de 10%, 5% et 1%. Le chiffre entre parenthèse désigne le t statistique associé au coefficient. Toutes les variables sont en log, de sorte que les coefficients sont des élasticités. Ainsi, pour la première période une augmentation de 1% du revenu induit une hausse de 0.7% de la dépense d'action sociale.

Ces deux effets vont dans le même sens pour le bien dont le prix a augmenté, à savoir une baisse de la quantité demandée (l'élasticité prix fiscal du bien public doit donc être négative, sauf pour un « bien de Giffen »¹²). Pour autant, l'impact sur la dépense est lui indéterminé et dépend de la valeur prise par l'élasticité prix fiscal du bien public. En effet, une hausse du prix fiscal induit une diminution/augmentation de la dépense si la demande en bien public est très / peu élastique au prix (respectivement <-1 / comprise entre -1 et 0).

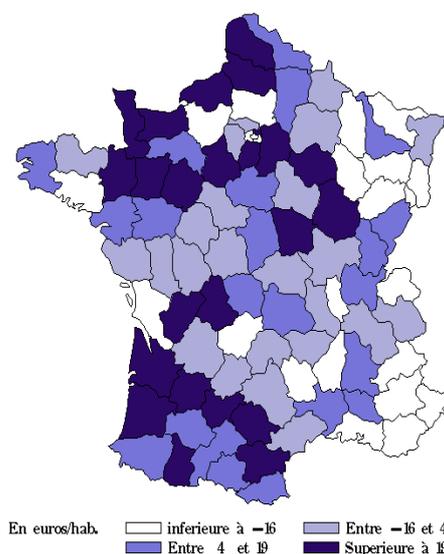
L'élasticité de la dépense au prix fiscal est égale à -0,14 sur l'ensemble de la période, de sorte qu'une augmentation du prix fiscal induit une diminution des dépenses. Notons de plus que l'impact du prix fiscal n'est pas significatif sur la période 2000-2006. Une explication possible peut être la diminution de la part des recettes fiscales dans les recettes totales sur cette période.

Ensuite, la part de la variance des dépenses d'action sociale non expliquée par le modèle (soit environ 20%) a été analysée. Les résidus (égaux aux dépenses observées

dont on a soustrait les dépenses simulées par le modèle) peuvent dans une certaine mesure s'interpréter comme la composante « discrétionnaire » de la dépense d'action sociale départementale.

Sa répartition géographique (cf. Graphique 5) montre qu'elle est « régionalisée », observation qui est confirmée par le test de Moran (cf. encadré 2 et Tableau 3). Celui-ci permet en effet de tester la présence d'auto corrélation spatiale, c'est à dire ici de tester, si la « dépense résiduelle » d'un département est corrélée à celle des départements voisins. Les résultats du test montrent que cette corrélation existe et qu'elle est positive. **Plus précisément, les départements proches se ressemblent davantage que des départements éloignés** (au regard des résidus), comme s'il existait certains particularismes territoriaux en matière de gestion locale des prestations sociales.

Graphique 7 : répartition des résidus sur la période 1992-2006



Source : DGCL, calculs DGTPE

Au total, la décentralisation a conforté les départements dans leur rôle de chef de file de l'action sociale au niveau local. La modélisation de leurs comportements de dépenses montre que si les disparités sont bien expliquées par les déterminants attendus, il demeure une part résiduelle « régionalisée » traduisant sans doute une appropriation propre des compétences transférées. Une nouvelle modélisation devrait donc inclure une dépendance spatiale comme le montrent d'autres études disponibles¹³.

(12) Un « bien de Giffen » (mis en évidence par Robert Giffen) est un bien dont la consommation augmente lorsque le prix augmente soit parce que c'est un bien inférieur soit parce qu'il n'existe pas d'autre bien substitut.

(13) Fréret S. (2007) : « Comportement mimétique des départements français sur la dépense publique d'aide sociale », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine* n°5 ou Fréret S. (2008) : « Essais empiriques sur les interactions horizontales en termes de dépenses publiques », *thèse de Doctorat, Université Rennes 1*.

Encadré 2 : le test de Moran.

Le test de Moran est notamment utilisé en économétrie spatiale pour tester la dépendance entre unités spatiales voisines. Il permet de tester la présence d'autocorrélation spatiale et s'écrit de la façon suivante:

$$M = \frac{N \sum_i^N \sum_j^N w_{ij} z_i z_j}{\sum_i^N \sum_j^N w_{ij} \sum_i^N z_i^2}$$

Avec, $z_i = y_i - \mu$, y_i la variable considérée, μ la moyenne, w_{ij} le poids associé lors de la comparaison des localités i et j (plus les localités i et j sont proches plus le poids w_{ij} est élevé)

L'autocorrélation spatiale peut être négative ou positive. Plus précisément, la présence d'autocorrélation spatiale positive montre que des lieux proches se ressemblent davantage que des lieux éloignés. Symétriquement, l'autocorrélation spatiale négative montre que des lieux proches sont plus différents que des lieux éloignés. La statistique de Moran standardisée (centrée et réduite) suit une loi normale de sorte que si elle est supérieure à 1,96, l'on rejette l'hypothèse H_0 d'absence d'auto corrélation spatiale. Cette statistique est égale à 7,46 pour la fonction publique territoriale et est inférieure à 1,96 pour la fonction publique d'État.

Le diagramme de Moran permet de représenter graphiquement la dépendance spatiale. Sur ce graphique, les variables (les taux d'administration) ont été centrées et réduites, ce qui explique la présence de valeurs négatives. Le diagramme de Moran se compose de quatre cadrans chacun reflétant la relation existant entre le taux d'administration d'un département et ceux de ses voisins. Ainsi le cadran supérieur droit correspond à une relation élevé-élevé, le supérieur gauche à une relation faible-élevé, le cadran inférieur gauche traduit la relation faible-faible et l'inférieur droit la relation élevé-faible.

Tableau 3 : statistique de Moran standardisée sur les résidus

Année	Statistique de Moran			Année	Statistique de Moran
1992	4,41	1997	3,37	2002	4,01
1993	3,55	1998	2,89	2003	5,48
1994	2,75	1999	3,38	2004	1,78
1995	3,53	2000	3,36	2005	1,93
1996	3,06	2001	4,82	2006	2,94

Lecture : lorsque la statistique est supérieure à 1,96 (c'est à dire quasiment chaque année), on rejète l'hypothèse d'absence d'autocorrélation spatiale.

Sandy FRERET

Encadré 3 : le modèle théorique

Les modèles dit de «demande» (Borchering et Deacon, 1972 et Bergstrom et Goodman, 1973) pour le bien public local supposent que le décideur local est bienveillant (il maximise l'utilité des agents vivant dans sa collectivité). Soit N agents vivant dans une collectivité où r est l'agent représentatif. L'utilité de celui-ci, notée U^r dépend de la quantité consommée de bien privé, notée x^r , et de bien public, notée z telle que $U^r = U^r(x^r, z)$ (la fonction d'utilité est supposée croissante en chacun de ces arguments et les utilités marginales sont décroissantes). La dépense générée par la production du bien public est financée à l'aide d'un impôt proportionnel, noté t , sur la base fiscale locale, notée B (avec $B = Nb$, b la base locale par tête). Ainsi, la contrainte budgétaire de l'agent représentatif disposant d'un revenu y^r s'écrit :

$$y^r = x^r + tb^r$$

où le bien privé est un bien numéraire et b^r est la base fiscale de l'agent représentatif. Le décideur public local maximise la fonction d'utilité de l'agent représentatif en prenant en compte le coût induit par la production de Z bien public (sans perte de généralité nous supposons que le bien public est parfaitement divisible : $Z = Nz$). La contrainte budgétaire de la collectivité s'écrit donc :

$$C(Z) = tB$$

où $C(Z)$ correspond au coût de production de Z bien public. Le décideur public local fait donc face au problème de maximisation suivant :

$$\underset{x^r, z}{Max} (U^r(x^r, z))$$

Sous contraintes :

$$y^r = x^r + C(Z) \frac{b^r}{B}$$

et $Z=Nz$

La résolution de ce programme fait apparaître la condition d'optimalité suivante :

$$\frac{\partial U^r / \partial z}{\partial U^r / \partial x^r} = C_z \frac{b^r}{b}$$

à l'optimum le taux marginal de substitution du bien public au bien privé est égal au coût marginal de production du bien public pondérée par la part fiscale. Puisque le bien privé est ici un bien numéraire l'expression à droite de l'égalité n'est autre que le prix du bien public couramment appelé prix fiscal que nous notons p^r . Cette condition d'optimalité couplée à la contrainte budgétaire permet ainsi d'obtenir une fonction de demande pour le bien public fonction du revenu de l'agent représentatif et du prix fiscal tel que $z=z(p^r, y^r)$.

Éditeur :

Ministère de l'Économie,
de l'Industrie et de l'Emploi

Direction générale du Trésor
et de la Politique économique

139, rue de Bercy
75575 Paris CEDEX 12

Directeur de la Publication :

Philippe Bouyoux

Rédacteur en chef :

Philippe Gudin de Vallerin

(01 44 87 18 51)

tresor-eco@dgtpe.fr

Mise en page :

Maryse Dos Santos

ISSN 1777-8050

Novembre 2008

n°47. La situation économique mondiale à l'automne 2008

Aurélien FORTIN, Stéphane SORBE

Octobre 2008

n°46. Rattrapage économique et convergence des niveaux de prix dans les PECO

Marc GÉRARD

n°45. La présence des entreprises françaises dans le monde

Raphaël CANCELÉ

n°44. La rentabilité des entreprises a-t-elle pu justifier le dynamisme de l'investissement ?

Stéphanie PAMIES-SUMNER

Septembre 2008

n°43. L'industrie automobile française s'adapte à la mondialisation

Othman BOUABDALLAH, Guillaume GILQUIN, Marie-Alberte PINÇON

n°42. Mode de rémunération des médecins

Valérie ALBOUY, Muriel DEPREZ

Juillet 2008

n°41. Le rôle des facteurs financiers dans la hausse des prix des matières agricoles

William ARRATA, Bertrand CAMACHO, Catherine HAGEGE, Pierre-Emmanuel LECOCO,
Ivan ODONNAT

n°40. Éclatement de la bulle sur le marché immobilier américain

Stéphane SORBE

Derniers numéros parus