

# **Géographie des ménages fortunés en France**

**Étude des déterminants de la localisation des ménages soumis à l'Impôt de Solidarité sur la Fortune**

## **The geography of wealthy households in France**

**A study of the determinants of the location of households subject to the solidarity tax on wealth**

**Benoît FAYE**

INSEEC Business School  
bfaye@inseec.com

**Claude LACOUR**

GRETHA , Université de Bordeaux  
claude.lacour@u-bordeaux.fr

**Éric LE FUR**

INSEEC Business School  
elefur@inseec.com

**Mots-clés :** attractivité résidentielle, économétrie spatiale, impôt de solidarité sur la fortune, patrimoine des ménages

**Keywords :** residential attractiveness, spatial econometrics, solidarity tax on wealth, wealthy households

**Classification JEL :** D10, E62, R10, 015, 018

## Résumé

*L'article s'intéresse à la localisation géographique des ménages détenteurs de hauts patrimoines, considérés comme une nouvelle cible des politiques d'attractivité des territoires. L'étude est menée à partir d'une base de données géolocalisées des ménages assujettis à l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) et des caractéristiques géographiques et socioéconomiques des départements français (base INSEE). En spécifiant un modèle Durbin spatial, nous avons étudié les liens entre les dimensions obtenues par l'analyse factorielle des caractéristiques des départements et les variables ISF en tenant compte d'éventuelles autocorrélations spatiales. Les résultats montrent une forte attractivité des territoires les plus urbanisés, une faible répulsivité des territoires en crise et l'absence d'attractivité des territoires touristiques.*

## Abstract

*The paper focuses on the geographical location of wealthy households, which represent a target for policies concerning the attractiveness of residential areas. The study is conducted on the basis of data on the geographical location of households subject to the solidarity tax on wealth (STW) and on the characteristics of French departments (INSEE data). By specifying Spatial Durbin Models, we study the relationship between the dimensions of the latent structure of departments and the STW variables, considering spatial autocorrelation. The results reveal a strong appeal of the most urbanized areas and, surprisingly, a very slight dislike to crisis areas but no significant impact regarding tourist areas.*

## - 1 -

**Introduction**

Dans un contexte d'inégalité croissante de nos sociétés (PIKETTY, 2014), les récentes révélations sur l'amplitude de l'évasion fiscale placent les ménages fortunés sous les feux de l'actualité. La presse dénonce les *fortunes françaises établies en Belgique* (Les Échos 13 septembre 2014) et l'administration fiscale (le STDR<sup>1</sup>) traque depuis 2013 les avoirs cachés à l'étranger des ménages français. Cependant, si l'actualité se focalise sur l'arbitrage international des choix résidentiels de quelques ménages fortunés, nous savons peu sur les logiques de localisation nationale de ceux qui restent. Ces ménages fortunés résidents, les plus nombreux, constituent pourtant par leurs dépenses de consommation, leurs contributions fiscales locales, et éventuellement leurs capacités d'investissement, un vecteur potentiel de développement local. L'objectif de notre étude est d'appréhender les préférences de localisation résidentielle de ces ménages fortunés en vue d'identifier des éléments d'attractivité au service de stratégies de développement territorial.

L'ancrage théorique de cette étude s'inscrit dans les réflexions de la science régionale sur les stratégies d'attractivité des territoires, initiées par FRIEDMANN et WEAVER (1979) et HARVEY (1989). La littérature économique s'est d'abord concentrée sur la compréhension des dynamiques industrielles des territoires (MOULAERT et SEKIA, 2003) puis sur les dynamiques de consommation. Ces dernières évoquent l'impact de l'économie présente ou résidentielle sur l'économie locale (DAVEZIES, 2009). Dès lors, l'identification des variables territoriales les plus attractives ou perçues comme telles par les ménages, devient une information stratégique pour des territoires en compétition. Cet objectif mobilise des travaux économiques fondateurs évoquant l'impact du dynamisme économique du territoire (GREENWOOD, 1975), de l'offre d'aménités et de biens publics (KNAPP et GRAVES, 1989) et des différentiels de fiscalité (TIEBOUT, 1956), sur la mobilité résidentielle des ménages.

Grâce à une disponibilité croissante des données locales, les travaux de BACCAÏNI, (2011) à l'échelle régionale et ceux d'ALEXANDRE *et al.* (2010) à celle des agglomérations soutiennent et affinent les travaux fondateurs. Parallèlement, les sciences de gestion s'interrogent, dans le cadre du marketing territorial, sur les perceptions de ces territoires par les ménages. En France, CHAMARD *et al.* (2013) construisent une échelle de perception des régions. En Allemagne, ZENKER *et al.* (2009) identifient les variables d'attractivité perçue d'un échantillon représentatif de ménages et construisent une échelle d'attractivité résidentielle des villes. Ces études sur la mobilité résidentielle et la perception des territoires vont ensuite s'affiner par cible (GERTNER, 2011) : attractivité exercée sur les étudiants, les cadres, la classe créative, les touristes... Toutefois, très peu de contributions en Europe se sont intéressées à l'attractivité résidentielle des ménages les plus riches.

Cette faible attention tient sans doute à la discussion autour du lien entre richesse détenue et dépense, en particulier dépense locale. Ainsi, si les Américains dépensent 5,8 cents par dollar supplémentaire de richesse, les Français ne dépensent que 0,4 centimes par euro supplémentaire (AVIAT *et al.*, 2007). Pour autant, la croissance

des marchés du luxe (Rapport XERFI, 2012) ces dernières années et les analyses sociologiques des ménages les plus riches (GOTMAN, 1995) soutiennent l'idée d'une propension croissante à consommer des ménages fortunés. Par ailleurs, en l'absence de travaux précis sur la localisation des dépenses, on peut postuler une dépense locale élevée.

La recherche française s'est surtout intéressée à la projection spatiale des inégalités de richesse en termes de ségrégation (LACOUR, 2008) ou de contribution fiscale (FRANÇOIS *et al.*, 2003 ; ROUXEL, 2003 ; BOUZOUINA et MIGNOT, 2005) plutôt qu'aux préférences de localisation des ménages fortunés. Si ces travaux démontrent une concentration spatiale de la richesse des ménages, leur choix d'indicateurs de richesse et d'échelle géographique, ne permettent pas de déduire les préférences de localisation des ménages fortunés. On peut ainsi trouver des analyses des disparités spatiales selon les revenus fiscaux (WANIEZ, 2009 ; BOUZOUINA et MIGNOT, 2005) ou la composition socio-professionnelle (CAUBEL, 2005 ; GASCHET et LE GALLO, 2005) portant essentiellement sur les grandes villes françaises ou la région parisienne. Faute d'échelle nationale et de mesure adéquate de la richesse, ces études dont les objectifs de recherche diffèrent des nôtres, ne peuvent être mobilisées dans notre contexte.

Cet article s'appuie cependant sur quelques travaux existants. D'une part, l'apport de GAUTIER et HOUDRÉ (2008) valide l'existence d'une forte inégalité de richesse de l'ensemble des ménages français mesurée par le patrimoine détenu. Même si cette contribution ne considère pas la projection spatiale de ces inégalités, elle confirme l'intérêt d'une mesure patrimoniale de la richesse et le poids des ménages fortunés en France. D'autre part, KIRCHGASSNER et POMMEREHNE (1996) abordent les préférences de localisation des ménages en Suisse et montrent le poids de l'accessibilité aux infrastructures et aux services locaux (offerts par les grands pôles urbains) dans le choix de localisation des plus riches. Le caractère international de ces derniers donne à ce résultat une portée intéressante, cependant leur contribution considère peu de variables, essentiellement des indices de niveau de vie, de qualité de vie et de fiscalité. Enfin, plus largement, la littérature souligne une tension entre des logiques de « mobilité » des personnes, des entreprises, des capitaux, à la recherche d'aménités, de dynamisme économique et de différentiel d'imposition (VELTZ, 1996 ; MICHALET 2002), et des logiques « d'ancrage », voire « d'enracinement » territorial (COURLET et PECQUEUR, 2013 ; PECQUEUR, 2006 ; ZIMMERMAN *et al.*, 1995). Dans cette logique d'ancrage, la localisation résidentielle des ménages fortunés résisterait à la dégradation du dynamisme économique et au poids d'une fiscalité croissante. L'ensemble de ces travaux permet d'envisager une attractivité des territoires offrant un dynamisme économique, des services et des infrastructures. À l'inverse, une dégradation des conditions économiques et sociales aurait un effet répulsif sur la localisation des ménages fortunés que discutent les logiques d'enracinement. La présence d'aménités environnementales aurait un effet attractif alors que l'accroissement de la pression fiscale locale aurait un effet opposé. Cet article ne s'intéresse qu'à la localisation des ménages fortunés et non à celle de leur patrimoine dont la composition et la localisation sont souvent complexes (BOISSINOT et FRIEZ, 2006 ; ARRONDEL *et al.*, 2008). Cependant, la dispersion élevée des niveaux

de richesse de ces ménages implique de contrôler l'effet du niveau de richesse sur les propositions précédentes.

Dès lors, cet article contribue à la littérature à plusieurs niveaux. En premier lieu, il s'intéresse aux préférences de localisation d'une cible inédite des stratégies d'attractivité des territoires dans le cadre de l'économie présenteielle. En deuxième lieu, nous utilisons une base de données géolocalisées de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) donnant une évaluation patrimoniale plus précise de la richesse des ménages fortunés que la CSP ou le revenu fiscal. Bien que les données fiscales soient décalées dans le temps, l'ISF mesure mieux la valeur patrimoniale que les autres indicateurs disponibles du patrimoine (données de la comptabilité nationale sur le patrimoine et le capital des ménages, enquêtes patrimoine de l'INSEE ou enquêtes Mutations à titre gratuit de la DGFIP), puisque la seule incertitude réside dans la méthode choisie par le contribuable pour l'estimation de ses actifs immobiliers, les autres biens et droits étant valorisés précisément. Ces données sont d'autant plus précieuses que la France est le dernier pays européen à en disposer, les autres nations ayant renoncé à l'impôt sur la fortune ou sur le stock de capital<sup>2</sup>. Ce choix des données ISF nous permet enfin de disposer d'un seuil au-delà duquel le ménage est considéré comme fortuné, sans avoir à le déterminer a priori. En troisième lieu, nous développons une séquence méthodologique particulière permettant de contourner les difficultés d'estimations d'un modèle comprenant un grand nombre de variables lorsque l'application des moindres carrés partiels pose des problèmes économétriques liés à la présence d'autocorrélation spatiale.

Nous développons une méthodologie en quatre étapes. La première consiste à agréger les données communales de l'ISF sur la base territoriale départementale pour laquelle la France dispose du plus grand nombre de variables économiques, sociales et géographiques. Ce choix n'autorise plus la considération des effets de concentration communaux des ménages fortunés<sup>3</sup> mais permet d'intégrer plus de variables relatives aux préférences de localisation. Dans la deuxième étape, nous extrayons par analyse factorielle les dimensions caractéristiques des départements, ce qui permet de sélectionner sans *a priori* les variables différenciant les territoires. La troisième étape spécifie les modèles permettant d'estimer les impacts des dimensions caractéristiques des départements sur les variables relatives à l'ISF en tenant compte d'éventuelles autocorrélations spatiales. L'estimation en coupe se réalise sur des données entre 2007 et 2009 selon leur disponibilité. Enfin, sur la base de ces premiers résultats et dans le cadre d'un modèle hédonique spécifié en logarithme, nous avons estimé les élasticités des variables ISF aux variables constitutives de chaque dimension pour les départements saturant positivement sur celle-ci. Cette approche permet de mesurer plus finement la sensibilité des préférences de localisation des détenteurs de hauts patrimoines à l'égard des spécificités de leur territoire de résidence.

La deuxième partie de l'article présente les données fiscales relatives à l'ISF et les données territoriales. La troisième partie justifie les propositions de recherche, la méthodologie et présente les résultats. La dernière partie commente les résultats sur la base des propositions formulées.

- 2 -

## Présentation des données patrimoniales et territoriales

L'appréhension des préférences de localisation des ménages fortunés exige l'analyse de la co-présence des détenteurs de hauts patrimoines et des caractéristiques des territoires. Cet objectif exige deux types de données. Le patrimoine mesurant mieux la richesse des ménages que les autres variables (CSP, revenu fiscal) et l'ISF évaluant mieux le patrimoine que les autres approches, les données patrimoniales seront tirées de la base géolocalisée de l'ISF. Les définitions, les évolutions et la géographie des variables de cette base sont présentées dans un premier temps. Les caractéristiques des territoires seront appréhendées dans un second temps.

### 2.1. Évolution et distribution spatiale des hauts patrimoines mesurés par l'ISF

#### 2.1.1. Présentation des variables de la base ISF

Le patrimoine appréhendé dans le calcul de l'ISF est différent du patrimoine au sens large<sup>4</sup> et fait référence au patrimoine net. Ce dernier prend en compte l'endettement du foyer fiscal, la valorisation des actifs financiers par les banques et les sociétés d'assurance, ainsi que la valeur de la résidence principale (hors emprunt dédié et après abattement de 30 %) et l'ensemble des autres actifs (biens immobiliers et mobiliers). Notons que certains biens sont exclus de la base taxable (biens professionnels) et que certains investissements sont partiellement ou totalement défiscalisés : investissement dans les objets d'art, d'antiquité, de collection, investissements dans les PME, les groupements forestiers sylvicoles et les groupements fonciers viticoles, investissements dans certaines zones touristiques (Corse, zones rurales à revitaliser...). Selon les territoires, ces procédures de défiscalisation peuvent affecter assez fortement les déclarations et les contributions à l'ISF. Le seuil d'imposition à l'ISF était de 790 000 euros en 2009 (1 300 000 en 2013), avec une imposition progressive dès cette somme.

La base de données est issue de l'administration fiscale et répertorie le nombre de redevables ou d'assujettis<sup>5</sup> à l'ISF (NR), leur patrimoine total (PT) et leur contribution totale (CT) en euros courants depuis 2002, selon l'adresse de la résidence principale du ménage. Afin de préserver l'anonymat, les données sont agrégées au niveau communal et diffusées seulement pour les communes de plus de 20 000 habitants et 50 assujettis à l'ISF.

Cette condition d'anonymat induit un biais (CHAMPAGNE et MAURICE, 2001), notamment dans l'appréhension des ménages fortunés des communes des périphéries urbaines et des petites villes des zones touristiques. La base de données ne représente donc que 51,2 % des assujettis à l'ISF, mais 90 % de l'impôt collecté ce qui lui assure une représentativité en valeur. La composition des patrimoines détenus par les assujettis, notamment sa part locale, n'est pas diffusée par les services fiscaux.

Nous avons fait le choix d'agréger les données fiscales, initialement fournies sur une base communale, au niveau départemental. Cette posture réduit la précision des informations relatives à la localisation des ménages assujettis, mais permet d'accroître la disponibilité des variables descriptives des territoires. L'étude se limite donc aux départements métropolitains et à la Corse, soit un échantillon de 96 bases territoriales.

Les contraintes d'anonymat évoquées et les différences de population par département peuvent générer artificiellement des valeurs extrêmes. D'une part, la base peut ne pas recenser d'assujettis dans les départements très faiblement peuplés (Ardèche, Ariège, Creuse, Lozère, Haute-Saône). Cependant, considérant que ce biais concernait potentiellement l'ensemble des départements, nous les avons conservés dans l'échantillon en leur affectant arbitrairement une valeur nulle<sup>6</sup>. D'autre part, nous conservons également les départements aux valeurs extrêmes maximales (Paris, Hauts-de-Seine, Rhône) afin de mieux cerner les effets de concentration. Ces choix nous obligent cependant à transformer les variables fiscales pour tenir compte de deux biais éventuels. En premier lieu, pour corriger l'impact des différences de population entre département, nous introduisons l'expression relative des variables : nombre de redevables pour 10 000 habitants (NRR), patrimoine moyen ( $PM=PT/NR$ ) et contribution moyenne ( $CM=CT/NR$ ). En second lieu, nous travaillerons sur l'expression logarithmique des variables brutes et relatives afin de corriger l'effet de concentration des activités et de la richesse produite par la structure géographique française.

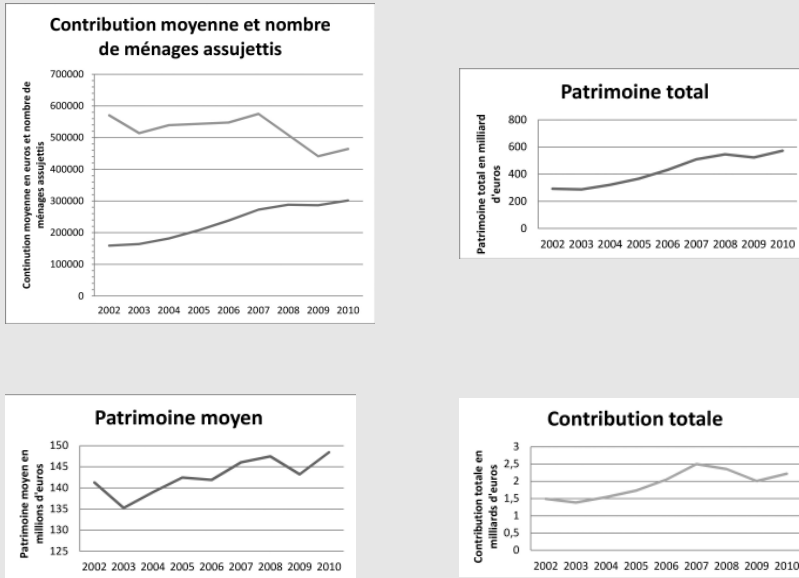
### 2.1.2. Évolution générale et cartographie de l'ISF

Pendant la durée de l'observation (2002-2010) le nombre de redevables à l'ISF s'est accru de manière assez régulière avec un léger fléchissement après la crise de 2007. En revanche, la valeur du patrimoine total a considérablement augmenté pendant la décennie 2000, avec une légère contraction pendant la crise et une reprise très précoce en 2010 (voir *Global Wealth Report*, Crédit Suisse, 2014). Cependant, on note une certaine inertie du patrimoine total détenu. En raison d'un seuil de déclenchement et d'une progressivité de l'ISF, la contribution totale a subi une contraction plus forte que celle du patrimoine. La contribution moyenne a connu une diminution assez constante au cours des années 2000 témoignant d'une augmentation régulière des assujettis mais avec des patrimoines relativement peu élevés, ce que confirme la tendance modeste et erratique de la croissance du patrimoine moyen.

La répartition géographique de ces variables (brutes et relatives) est représentée en fin de période d'observation (2009) par les cartes (*cf.* Figure 2), dans lesquelles les données parisiennes sont exclues pour ne pas écraser le nuancier des couleurs. Le nombre (brut ou relatif) des redevables à l'ISF se concentre fortement dans les départements les plus urbanisés, avec une surreprésentation à Paris et dans les Hauts-de-Seine.

Les répartitions du patrimoine total et de la contribution totale se structurent à l'identique mais leurs valeurs moyennes révèlent de nouvelles informations : si le patrimoine et la contribution moyens sont toujours élevés dans les départements

**Figure 1 – Évolutions des variables patrimoniales entre 2002 et 2010**



Source : Direction générale des impôts (<http://www.impots.gouv.fr/portail/dgfi/public/documentation.impot>)

les plus urbanisés, quelques territoires moins denses émergent nettement. La valorisation et la pérennité d'un patrimoine local partiellement défiscalisé (touristique, viticole, sylvicole...) ramenées à une population résidente relativement faible peuvent expliquer l'émergence de ces territoires. Sont particulièrement concernés les départements de la Champagne, de la Bourgogne, des vallées de la Loire et du Rhône, du Limousin et de la Corse.

Au final, les trois distributions des variables brutes (PT, NR et CT) par département, calculées en 2009, présentent des profils similaires : asymétriques concentrés à gauche et très hétérogènes. Le nombre d'assujettis pour 10 000 habitants adopte le même profil indiquant un effet assez neutre des différences de populations par département. À l'inverse, la contribution et le patrimoine moyens ont une forte concentration d'effectifs sur des valeurs élevées témoignant d'une assez grande homogénéité. Le Tableau 1 reprend les indicateurs de chaque variable et le Tableau 2 présente la matrice des corrélations de Spearman entre les variables fiscales brutes et relatives.

Le Tableau 2 confirme une cohérence assez forte entre les variables brutes et entre celles-ci et le nombre relatif d'assujettis. On note cependant une relation plus lâche entre les variables de contribution totale et de patrimoine total ou de nombre d'assujettis. Par ailleurs, les contributions moyennes et le patrimoine moyen sont peu corrélés. Ces résultats soutiennent la nécessité de retenir l'ensemble des variables fiscales compte tenu de leur apport informationnel spécifique (cf. Figure 1).



**Tableau 1 – Statistiques descriptives des variables fiscales**

Statistique	Nombre relatif de ménages redevables (NRR)	Patrimoine Moyen (PM) en euros	Contribution Moyenne (CM) en euros	Nombre de ménages redevables (NR)	Patrimoine total (PT) en euros	Contribution totale (CT) en euros
Médiane	15,714	1 546 721,357	4 603,955	776,000	1 237 606 161	3 982 350,135
Moyenne	26,293	1 493 397,530	4 603,808	2 989,010	5 451 147 467	27 362 727,865
Coefficient de variation	1,739	0,249	0,332	3,144	3,746	4,115
Asymétrie (Fisher)	5,732	-3,279	-0,402	7,204	7,893	6,386
Aplatissement (Fisher)	38,488	11,509	4,867	58,659	68,138	42,846

**Tableau 2 – Matrice de corrélation de Spearman entre les variables fiscales (pour des niveaux de signification inférieurs à 0,05)**

Variabes	CT	NR	NRR	PT	CM	PM
CT	1	0,814	0,767	0,825	0,416	0,236
NR	0,814	1	0,974	0,996	0,453	0,295
NRR	0,767	0,974	1	0,956	0,487	0,336
PT	0,825	0,996	0,956	1	0,443	0,287
CM	0,416	0,453	0,487	0,443	1	0,729
PM	0,236	0,295	0,336	0,287	0,729	1

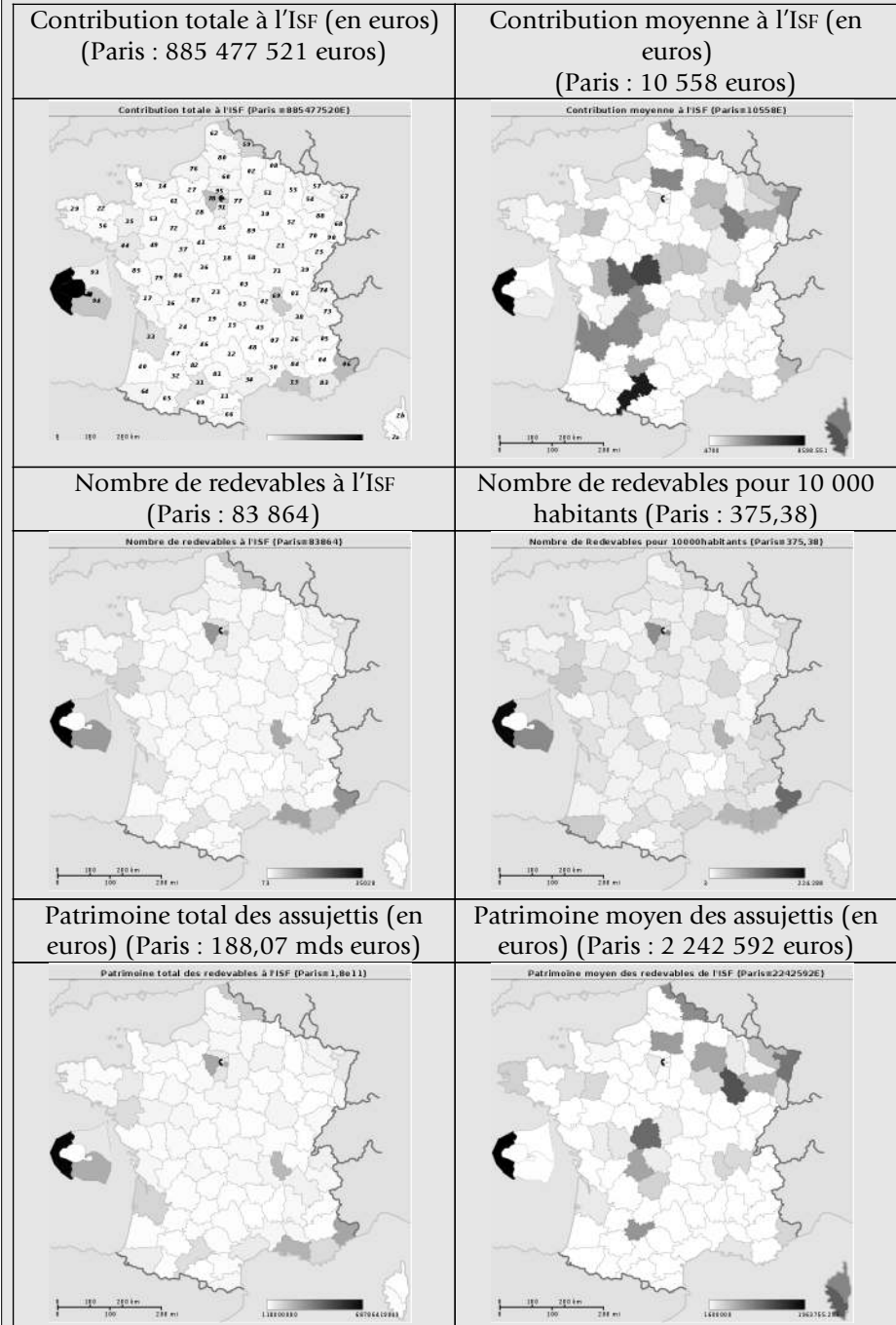
## 2.2. Caractéristiques territoriales et élaboration des profils départementaux

Nous n'adoptons pas une démarche classique visant à sélectionner a priori les variables territoriales pouvant expliquer la localisation des ménages fortunés. Nous choisissons, à partir du plus grand nombre de variables disponibles, d'identifier les dimensions ou combinaisons de variables qui différencient le plus les départements. Faute d'études antérieures, nous utilisons une analyse factorielle pour extraire des variables latentes de la structure territoriale afin de profiler les départements<sup>7</sup>. Cette procédure permet de réduire les biais de sélection des variables territoriales entrant dans les préférences de localisation et de contourner certaines difficultés économétriques ultérieures dans la perspective d'élaboration d'un modèle avec autocorrélation spatiale, explicatif de la distribution des variables fiscales<sup>8</sup>.

Nous avons initialement sélectionné 63 variables quantitatives issues de sources différentes permettant une description des départements. Le choix de ces variables s'est inspiré des travaux de ZENKER *et al.* (2009) relatifs à la qualité de vie résidentielle, d'ALEXANDRE *et al.* (2010) relatifs à l'attractivité résidentielle des agglomérations françaises, ainsi que de diverses études de la presse relatives au classement des départements français. Les variables sont réparties en treize catégories (offre commerciale, déviance, offre sportive, offre culturelle, logement, fiscalité, dépenses publiques, équipements éducatifs, démographie, équipements de santé, géographie, équipements touristiques, économie). Elles sont présentées en détail dans le Tableau 3, avec les unités des variables, leurs sources et les indicateurs de forme des transformations logarithmiques des variables.

Si les données fiscales sont disponibles entre 2002 et 2009, les données départementales ne sont fournies que ponctuellement : nous avons donc choisi de rapprocher les données fiscales de 2009 des données territoriales publiées entre 2007 et 2009. Ce choix altère peu la portée des résultats obtenus dans la mesure où nous observons une grande stabilité des rangs des départements dans le temps, à la fois pour les

**Figure 2 – Présentation cartographique de l'ISF hors Paris et départements sans données en 2009<sup>a</sup>**



a. Les codes des départements ne sont plus rappelés sur les cartes suivantes.

variables fiscales et pour les variables économiques<sup>9</sup>, les autres variables étant par nature plus visqueuses.

Une méthode d'extraction des facteurs principaux avec rotation VARIMAX<sup>10</sup> est utilisée, comme cela était fortement suggéré par la valeur du KMO (0,740) et de l'alpha de Cronbach (0,841). Initialement, le critère du point d'inflexion nous amène à retenir cinq dimensions restituant initialement 64,5 % de la variance totale. Après suppression des variables n'offrant pas de saturation suffisante (corrélation inférieure à |0,4|) et claire sur les axes (0,3 points d'écart de corrélations entre les axes), nous obtenons 26 variables sur quatre dimensions restituant 72 % de la variance initiale avec un KMO de 0,812 et des alpha de Cronbach supérieurs à 0,8 pour chaque dimension (Tableau 4). Les dimensions obtenues sont :

- D1 – nommée *territoire métropolisé*, représente un espace fortement urbanisé supportant un vaste marché locatif, offrant d'importants équipements de services (santé, culture, éducation), avec une forte activité économique notamment tertiaire.
- D2 – *territoire de villégiature* –, représente un espace avec un grand nombre de résidences secondaires ou occasionnelles, ensoleillé, proche de la montagne et du littoral (pour le Sud de la France). D2 est dotée d'une forte offre commerciale relativement au nombre de résidents permanents.
- D3 – *territoire en crise* –, identifie un territoire subissant un fort taux de chômage et des caractéristiques de déviances (cambriolages, vols d'automobiles).
- D4 – *territoire aidé* –, bénéficie de dépenses publiques élevées par habitant (dépenses de fonctionnement et dépenses d'action sociale).

La Figure 3 positionne les projections positives des départements sur ces quatre dimensions.

Tableau 3 – Présentation des variables et de la forme de leur distribution

Catégories	Libellés des variables (Xi)	Sources	Asymétrie	Aplatissement
Offre commerciale (pour 10 000 habitants en 2009)	Épicerie supérette	INSEE	0,424	-0,433
	Boulangerie	INSEE	-0,346	-0,038
	Boucherie charcuterie	INSEE	0,126	-0,546
	Librairie papeterie	INSEE	-0,002	-0,678
Magasins de vêtements	Magasin d'équipement du foyer	INSEE	1,330	3,035
	Magasin de chaussures	INSEE	0,220	0,689
	Magasin de meubles	INSEE	0,602	1,758
		INSEE	0,333	0,271
Déviances (pour 100 000 habitants en 2009)	Crimes et délits	INSEE	-0,088	0,162
	Homicides	INSEE	-2,578	20,092
	Coups et blessures volontaires	INSEE	0,317	0,036
	Atteintes aux mœurs	INSEE	-0,680	0,690
	Cambriolages	INSEE	0,036	0,357
	Vol d'automobiles	INSEE	0,070	-0,764
	Escroqueries, abus de confiance	INSEE	-0,244	-0,068
	Falsification et usage de chèques volés	INSEE	0,215	-0,194
	Tennis (nombre de licenciés)	INSEE	0,028	0,284
	Équitation (nombre de licenciés)	INSEE	-2,673	15,514
Offre sportive (pour 10 000 habitants en 2009)	Golf (nombre de licenciés)	INSEE	-4,327	24,067
	Courts de tennis	INSEE	-1,027	1,910
	Parcours et pratiques de golf	INSEE	-1,692	2,749
Offre culturelle (2009)	Monuments historiques	INSEE	-0,914	1,795
	Musées de France	INSEE	-0,298	0,351
	Salles de cinéma (pour 100 000 habitants)	INSEE	1,007	3,163
	Offre culturelle institutionnelle <sup>a</sup>	P FALG (2008)	-1,778	9,103

Tableau 3 – (suite)

Logements (en % en 2007)	Ménages locataires Résidences secondaires et logements occasionnels Logements vacants Habitat collectif	INSEE INSEE INSEE INSEE	-1,389 -0,364 -0,133 -2,297	3,134 -0,426 -0,294 7,424
Fiscalité locale (en euros par habitant en 2007)	Taxe d'habitation Taxe sur le foncier bâti Taxe sur le foncier non bâti	INSEE INSEE INSEE	0,075 0,375 -1,189	0,037 -0,041 1,553
Structure des dépenses publiques (en € par hab. 2007)	Dépenses de fonctionnement publiques du département Dépenses en action sociale du département Dépenses d'investissement publiques du département	INSEE INSEE INSEE	0,096 0,134 0,498	0,038 -0,491 0,691
Équipement éducatif (pour 10 000 hab. en 2009)	École maternelle École élémentaire Collège Lycée d'enseignement général et/ou technologique Établissement d'enseignement supérieur	INSEE INSEE INSEE INSEE INSEE	-0,641 -0,970 1,100 0,176 -0,136	0,519 1,194 2,419 2,238 -0,366
Démographie (2008)	Taux de mortalité pour 1 000 habitants Espérance de vie des hommes Espérance de vie des femmes Taux de nuptialité (pour 1 000 habitants)	INSEE INSEE INSEE INSEE	-0,517 -0,725 -0,752 -0,500	0,120 0,196 0,315 0,136
Santé (pour 100 000 habitants en 2008)	Nombre de lits (court séjour) Nombre de médecins Nombre de généralistes Nombre de spécialistes	INSEE INSEE INSEE INSEE	-0,692 0,206 0,136 0,149	0,925 -0,706 0,008 -0,649
Tourisme (2009)	Capacité hôtel (nombre de chambres) Nombre nuitée (en milliers)	INSEE INSEE	-0,083 -0,015	-0,617 -0,684

Tableau 3 – (suite)

Géographie	Proximité littoral <sup>b</sup> Proximité montagne Part espace non naturel Nombre d'heures de soleil dans l'année Température moyenne Nombre jours de pluie dans l'année	AUTEURS AUTEURS IGN MÉTÉO FRANCE MÉTÉO FRANCE MÉTÉO FRANCE	0,344 -0,068 -5,162 1,061 0,494 -2,894	-1,680 -1,849 26,149 0,590 0,421 12,330
Économie	PIB par habitant en euros 2009	INSEE	3,090	18,129
	PIB par emploi en euros 2009	INSEE	2,475	13,300
	Création d'entreprises pour 10 000 habitants 2009	INSEE	0,663	-0,216
	Taux de chômage 2009	INSEE	-0,266	0,703
	Agriculture (% PIB 2007)	INSEE	-2,467	8,243
	Industrie (% PIB 2007)	INSEE	-1,145	0,994
	Commerce (% PIB 2007)	INSEE	0,831	1,689
Services principalement marchands (% PIB 2007)	INSEE	-1,985	10,614	
Services administrés (% PIB 2007)	INSEE	3,090	18,129	

a. L'indicateur est calculé par la somme pondérée des équipements culturels fournis : 10 points pour opéra, 5 points pour les orchestres permanents, 3 points pour les centres dramatiques, les centres chorégraphiques ou les conservatoires nationaux, 2 points pour les scènes nationales ou les Ecoles nationales de musique, 1 point pour les scènes de musique actuelle ou les écoles municipales de musique.

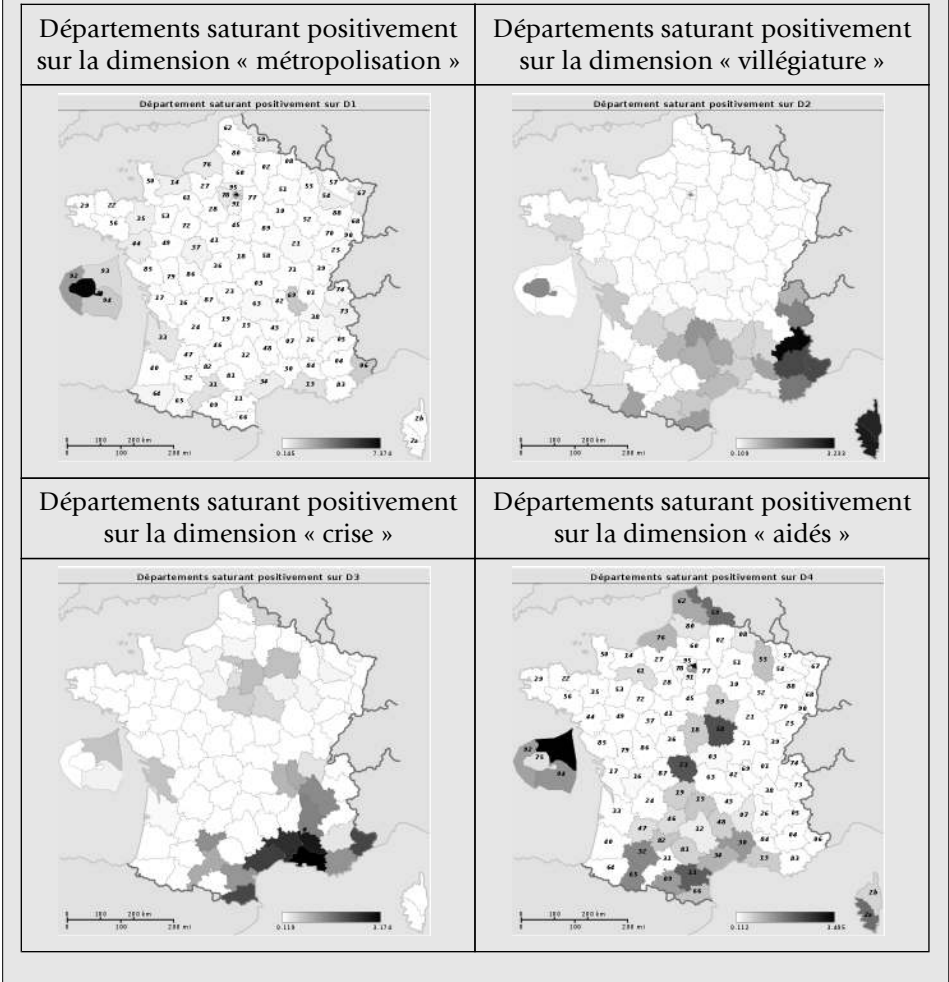
b. Les variables « proximité littoral » et « proximité montagne » prennent les valeurs 1 si mer et montagne sont présentes dans le département, 2 si elles sont distantes d'un département, 3 au-delà.

**Tableau 4 – Corrélations entre les variables et les facteurs après rotation Varimax (KMO : 0,812)**

	D1	D2	D3	D4
Offre culturelle institutionnelle	0,909	-0,178	0,095	0,029
Musées	0,661	-0,020	0,267	-0,054
Ménages locataires	0,797	-0,094	0,283	0,118
Habitat locatif	0,800	0,082	0,270	-0,046
Établissement d'enseignement supérieur	0,796	0,094	-0,073	0,024
Nombre de médecins	0,876	0,274	0,130	0,037
Spécialistes	0,909	0,167	0,168	-0,012
Capacité hôtel	0,912	0,185	0,016	-0,020
Nombre nuitée	0,900	0,121	-0,026	0,007
Part espace non naturel	0,718	-0,354	-0,023	0,262
PIB par habitant en euros	0,871	-0,087	-0,121	-0,022
Services principalement marchands (% PIB 2005)	0,813	0,013	0,212	-0,015
Épicerie supérette	0,208	0,778	-0,036	0,412
Boulangerie	-0,302	0,850	-0,115	0,234
Magasin d'équipement du foyer	0,413	0,753	0,143	-0,041
Magasin de chaussures	0,422	0,754	-0,120	0,104
Magasin de meubles	0,260	0,734	0,140	-0,135
Salles de cinéma	0,199	0,614	-0,157	-0,069
Résidences secondaires et logements occasionnels	-0,188	0,826	-0,141	0,122
Proximité montagne	-0,113	0,585	0,254	0,070
Nombre d'heures de soleil dans l'année	-0,055	0,749	0,500	0,139
Taux de chômage	-0,027	-0,035	0,580	0,311
Cambriolages	0,215	0,061	0,951	0,016
Vols d'automobiles	0,169	-0,090	0,842	0,064
Dépenses de fonctionnement du département	-0,051	0,420	0,008	0,823
Dépenses en action sociale du département	0,087	0,067	0,115	0,955
Alpha de Cronbach	0,962	0,910	0,823	0,890
Variabilité (%)	34,389	20,443	10,082	7,952
% cumulé	34,389	54,832	64,914	72,865



**Figure 3 – Présentation cartographique des départements saturant positivement sur chaque axe de l'analyse factorielle**



Nous disposons désormais des dimensions structurant les profils départementaux, des variables constituant ces dimensions (entre 2007 et 2009 selon leur disponibilité) ainsi que des variables issues de la base ISF, localisées par département (en 2009). Nous pouvons dès lors présenter les choix méthodologiques effectués pour le traitement de nos propositions de recherche.

## Propositions de recherche et méthodologie

### 3.1. Proposition de recherche et choix méthodologiques

De la revue de littérature présentée en introduction, quatre propositions de travail peuvent être formulées et traitées par les données précédentes. En premier lieu, les travaux initiés par GREENWOOD (1975) pour l'ensemble des ménages et l'étude empirique de KIRCHGASSNER et POMMEREHNE (1996), spécifique aux ménages fortunés suisses, soutiennent l'idée d'une forte attractivité des territoires économiquement dynamiques et pourvus d'infrastructures et de services. Cette offre peut être mesurée par la variable D1. Notons que l'aire d'influence de ces pôles pouvant dépasser la base territoriale départementale, des effets de voisinage peuvent apparaître, et la localisation des ménages fortunés peut être influencée par des valeurs spatialement décalées de D1. Nous pouvons donc énoncer une première *proposition (P1) selon laquelle les choix de localisation résidentielle des assujettis sont positivement influencés par l'offre de services urbains (D1) et de leur voisinage.*

En deuxième lieu, les travaux initiés par KNAPP et GRAVES (1983) pour l'ensemble des ménages et empiriquement discutés par KIRCHGASSNER et POMMEREHNE (1996) pour les ménages fortunés suisses, soulignent l'impact des aménités ou de la qualité des sites (beauté des paysages et de la localité) sur la localisation. Ces caractéristiques territoriales peuvent être approchées par la dimension D2. Nous pouvons donc tester cette relation en énonçant la *proposition (P2) selon laquelle les choix de localisation résidentielle des assujettis sont positivement influencés par l'offre touristique (D2) du territoire et/ou de son voisinage.*

En troisième lieu, nous avons questionné l'opposition entre des logiques de mobilité et d'ancrage dans les choix résidentiels des ménages fortunés. La mobilité suggère la capacité des ménages fortunés à déplacer leur résidence vers d'autres territoires lorsque les conditions économiques et sociales du territoire de résidence se dégradent. À l'inverse, l'ancrage ou l'enracinement territorial suggère une inertie de cette localisation lorsque se dégradent ces conditions économiques et sociales. Nous pouvons tester cette relation en énonçant la *proposition (P3) selon laquelle les préférences de localisation résidentielle des assujettis sont liées négativement à la dimension « crise » (D3) des territoires et de leur voisinage.*

En quatrième lieu, il est possible de considérer que la mobilité résidentielle résulte des perspectives d'accroissement de l'imposition locale (TIÉBOUT, 1956) pour laquelle la variable D4 peut servir de proxy. En effet, l'accroissement des dépenses sociales et des dépenses de fonctionnement des départements suggèrent l'accroissement à terme des prélèvements locaux. Cette relation peut être testée en énonçant une *proposition (P4) selon laquelle les préférences de localisation résidentielle des assujettis sont liées négativement à la dimension « aidés » (D4) des territoires et de leur voisinage.*

En dernier lieu, il est important de savoir si les ménages ont des préférences de localisation différentes selon leur niveau de patrimoine et/ou selon leur contribution.

Le lien entre le dynamisme économique du territoire et la richesse des résidents nous amène à formuler *la proposition (P5) selon laquelle le niveau de patrimoine et de contribution s'accroît avec D1 et décroît avec D3 (et leurs valeurs spatialement décalées)*.

Chacune de ces propositions contribue à l'identification des caractéristiques territoriales attractives pour les ménages fortunés, en tenant compte de leur niveau de patrimoine.

### 3.2. Présentation des choix méthodologiques

Notre stratégie méthodologique pour la discussion de ces propositions consiste à estimer la relation entre les variables indépendantes (territoriales) et les variables dépendantes (fiscales) par les MCO (moindres carrés ordinaires) puis à tester la présence d'autocorrélation spatiale et la forme qu'elle prend dans le modèle. Comme nous le verrons, les tests effectués sur les modèles avec autocorrélation spatiale conduisent vers des modèles à autocorrélation des erreurs qui peuvent être réécrits (ANSELIN, 1988) sous la forme de modèle *Durbin Spatial* (DS). Les DS permettent alors de tester la significativité des paramètres associés non seulement aux variables territoriales mais aussi aux variables territoriales et indépendantes spatialement décalées. Les spécifications définitives des modèles sont effectuées ultérieurement. Le traitement de nos propositions conduit donc à estimer potentiellement un modèle DS pour chaque variable fiscale où  $W$  est une matrice de voisinage,  $\rho$ ,  $\beta$  et  $\delta$  les paramètres à estimer pour chaque variable dépendante  $Y$ ,  $D$  les projections des départements sur les axes de l'analyse factorielle et  $\epsilon$  le vecteur des résidus pour chaque endogène  $Y$  (comme toutes les variables  $Y$  et  $D$  sont observées par département  $i$ , nous ne faisons pas apparaître l'indice  $i$  dans les équations suivantes).

$$Y = \rho_Y W Y + \beta_Y D + \delta_Y W D + \epsilon_Y$$

Pour les variables dépendantes brutes, relatives et leurs transformations logarithmiques, les modèles s'écriront :

$$NR = \rho_{NR} W NR + \beta_{NR} D + \delta_{NR} W D + \epsilon_{NR} \quad (1)$$

$$NRR = \rho_{NRR} W NRR + \beta_{NRR} D + \delta_{NRR} W D + \epsilon_{NRR} \quad (2)$$

$$PT = \rho_{PT} W PT + \beta_{PT} D + \delta_{PT} W D + \epsilon_{PT} \quad (3)$$

$$PM = \rho_{PM} W PM + \beta_{PM} D + \delta_{PM} W D + \epsilon_{PM} \quad (4)$$

$$CT = \rho_{CT} W CT + \beta_{CT} D + \delta_{CT} W D + \epsilon_{CT} \quad (5)$$

$$CM = \rho_{CM} W CM + \beta_{CM} D + \delta_{CM} W D + \epsilon_{CM} \quad (6)$$

$$\ln NR = \rho'_{NR} W \ln NR + \beta'_{NR} D + \delta'_{NR} W D + \epsilon'_{NR} \quad (7)$$

$$\ln NRR = \rho'_{NRR} W \ln NRR + \beta'_{NRR} D + \delta'_{NRR} W D + \epsilon'_{NRR} \quad (8)$$

$$\ln PT = \rho'_{PT} W \ln PT + \beta'_{PT} D + \delta'_{PT} W D + \epsilon'_{PT} \tag{9}$$

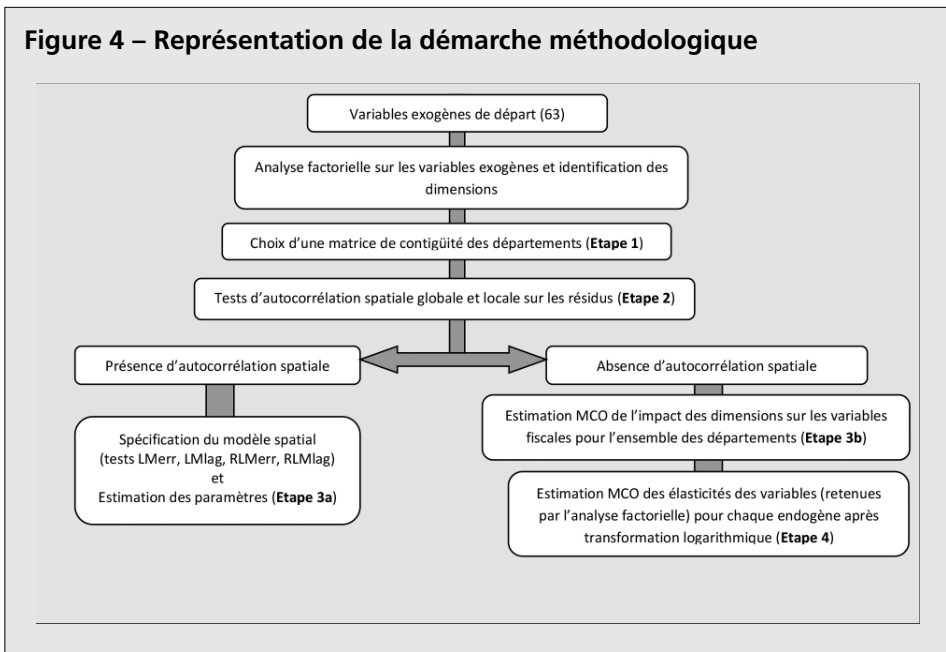
$$\ln PM = \rho'_{PM} W \ln PM + \beta'_{PM} D + \delta'_{PM} W D + \epsilon'_{PM} \tag{10}$$

$$\ln CT = \rho'_{CT} W \ln CT + \beta'_{CT} D + \delta'_{CT} W D + \epsilon'_{CT} \tag{11}$$

$$\ln CM = \rho'_{CM} W \ln CM + \beta'_{CM} D + \delta'_{CM} W D + \epsilon'_{CM} \tag{12}$$

La transformation logarithmique des variables dépendantes permet de corriger en partie l'effet, particulièrement important en France, de concentration de la richesse dans quelques territoires. Cependant cette transformation altère cette réalité, aussi conservons-nous, à titre de test de robustesse, les deux expressions des variables dépendantes. Par ailleurs, une des limites fondamentales de cette approche peut être son manque de précision dans les variables indépendantes. Il pourrait donc être opportun de reprendre les variables initiales constituant les dimensions (D) pour préciser l'impact de chacune en termes d'élasticité sur les variables dépendantes, et ce pour des sous-échantillons de départements saturant positivement sur chaque dimension D. La Figure 4 présente les étapes de la méthode utilisée.

**Figure 4 – Représentation de la démarche méthodologique**



### 3.3. Spécification et estimation des modèles spatiaux

#### Étape 1 : Choix des matrices de contiguïté et test d'autocorrélation spatiale globale

Les tests d'auto-corrélation spatiale et la spécification des modèles requièrent au préalable la formation d'une matrice de contiguïté ( $W$ ). Le choix de ces matrices fait intervenir une part d'arbitraire. Dans notre cas, compte tenu de la contrainte d'anonymat et de la concentration des assujettis dans les villes principales des départements, nous avons opté pour une matrice de contiguïté dans laquelle deux départements sont voisins si leurs chefs-lieux (et non leur centroïdes) sont distants de moins de 110 km (distance euclidienne). Cette distance (euclidienne) fixée à 110 km correspond aux distances moyennes entre les préfectures des départements. À partir d'une matrice de localisation GPS des chefs-lieux, nous avons généré<sup>11</sup> des matrices de contiguïté standardisées.

#### Étape 2 : Tests d'autocorrélation spatiale

L'autocorrélation spatiale mesure l'intensité de la relation entre la proximité des lieux et leur degré de ressemblance (CLIFF et ORD, 1981). Nous utilisons le test de MORAN (par randomisation) dont la statistique  $I$  est le rapport entre la covariance pondérée d'une variable entre unités voisines et la variance totale observée. Le test a pour  $H_0$  l'absence d'autocorrélation spatiale, c'est-à-dire l'égalité entre la valeur observée de  $I$  et son espérance mathématique ( $E(I)$ ), dont la significativité est donnée par la probabilité associée au test. La valeur positive de  $(I-E(I))$  signifie une autocorrélation positive (similarité des valeurs des entités proches), et une valeur négative une dissimilarité. Les résultats du test unilatéral<sup>12</sup> de MORAN figurent dans le Tableau 5. On y observe une présence d'autocorrélation spatiale positive significative au seuil ( $\alpha=0,05$ ) pour les seules variables CM, lnCM, ln NR.

#### Étape 3 : Spécification et estimation des modèles

Pour les variables lnNR et lnCM, les modèles seront spécifiés dans le cadre d'une régression spatiale, les autres variables seront régressées par les Moindres carrés ordinaires (MCO, Tableau 6). Les estimations MCO sont données à titre indicatif (dans la partie haute du Tableau 6) pour l'ensemble de l'échantillon (96 départements). Si ces résultats ont le mérite de concerner la totalité des observations, la non-normalité de la distribution des résidus, souvent liée à l'existence de valeurs extrêmes, compromet l'utilisation des MCO. La seconde estimation (partie basse du Tableau 6), portant sur un échantillon épuré des valeurs extrêmes<sup>13</sup>, permet d'obtenir des distributions quasi-normales des résidus d'estimation pour les variables exprimées en logarithme. Ce sous-échantillon, contenant 88 départements, permet d'estimer correctement l'impact des dimensions sur les variables fiscales.

Pour les modèles avec autocorrélation spatiale, nous utilisons les règles proposées par ANSELIN et REY (1991) ; FLORAX et FOLMER (1992) et ANSELIN et FLORAX (1995) à partir des valeurs des tests de maximum de vraisemblance ( $LM_{ERR}$ ,  $LM_{LAG}$ ) et de leurs versions robustes ( $RLM_{ERR}$  et  $RLM_{LAG}$ ) pour le modèle endogène décalé (LAG) et le modèle spatiale des erreurs (ERR). La variable CM conduit à une impossibilité

d'estimation des paramètres du modèle liée à la singularité de la matrice. Quitte à surmonter le problème technique par une transformation de la matrice, nous reportons l'estimation du modèle (6) directement à celle du modèle (12) pour évaluer l'impact de chaque dimension sur CM.

**Tableau 5 – Résultats du test d'autocorrélation spatiale globale de MORAN**

Variables fiscales	Test I de MORAN avec randomisation (test unilatéral) Pour E(I) = -0,0270053 ; V(I) = 0,004821044			
	I	p-value	Écart type de I	Valeurs standardisées
CT	0,001	0,341	0,409	0,409
Ln CT	0,049	0,135	1,098	1,098
CM	0,203	0,0004	3,317	3,317
Ln CM	0,146	0,006	2,504	2,504
NR	-0,007	0,386	0,287	0,287
Ln NR	0,168	0,002	2,815	2,815
NRR	0,013	0,279	0,585	0,585
lnNRR	0,082	0,057	1,573	1,573
PT	0,002	0,337	0,419	0,419
Ln PT	0,066	0,088	1,351	1,351
PM	0,065	0,092	1,328	1,328
Ln PM	0,046	0,146	1,053	1,053

Le Tableau 7 affiche les résultats de la spécification et de l'estimation des modèles pour les variables dépendantes lnNR et lnCM. Nous remarquons dans un premier temps que les résidus des MCO sont quasi-normaux ce qui permet d'obtenir la validité de l'estimation par le maximum de vraisemblance et d'assurer le calcul des tests du multiplicateur de Lagrange (LM). Les tests  $LM_{ERR}$  étant significatifs mais pas les tests  $LM_{LAG}$ , et les tests  $R LM_{ERR}$  étant plus significatifs que les tests  $RLM_{LAG}$ , on spécifie des modèles à autocorrélation spatiale des erreurs pour les variables lnNR et lnCM<sup>14</sup>. Notons que l'orientation vers un modèle à autocorrélation spatiale des erreurs permet sa réécriture sous la forme d'un modèle *Durbin Spatial* (ANSELIN, 1988) et ainsi de s'interroger sur l'existence d'une interdépendance spatiale sur les variables endogènes d'une part et sur les variables exogènes d'autre part<sup>15</sup>.

L'estimation d'un modèle DS conduit au choix d'un modèle à variables indépendantes décalées avec des paramètres significatifs positifs pour D1 et D3, négatif pour lagD3. D'une part, le test du ratio du log de vraisemblance rejette la significativité du  $\rho$  et la nécessité d'introduire une variable dépendante décalée supplémentaire. Si ce résultat est clair pour la variable lnCM, il l'est moins pour la variable lnNR ce qui conduit à des tests souvent peu significatifs pour cette variable<sup>16</sup>. D'autre part, le LM test rejette l'hypothèse d'une autocorrélation supplémentaire des erreurs pour les deux équations (7 et 12). Enfin l'existence d'un facteur commun est rejetée pour ces deux équations, le ratio du log du maximum de vraisemblance du modèle DS étant supérieur à celui du modèle à autocorrélation des erreurs. On vérifie par ailleurs que les modèles spécifiés ont obtenu des AIC inférieurs à ceux des modèles linéaires.

**Tableau 6 – Estimations par les MCO des paramètres normalisés pour les variables endogènes spatialement indépendantes**

Estimation par les MCO sur l'ensemble de l'échantillon (96 départements)											
	PT	CT	NR	NRR	PM	CM	lnPT	lnCT	lnNRR	ln PM	
D1	0,896***	0,875***	0,910***	0,909***	0,360***	0,511**	0,394***	0,470***	0,709***	0,179	
D2	0,048	0,064	0,028	0,047	-0,121	-0,087	-0,177	-0,173	-0,044	-0,123	
D3	-0,146**	-0,178***	-0,111**	-0,058	0,067	0,071*	0,196*	0,266**	0,286***	0,11	
D4	0,071	0,075	0,071	0,044	-0,056	-0,097	-0,099	-0,187*	-0,111	-0,076	
R <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> ajusté)	0,83 (0,823)	0,805 (0,797)	0,845 (0,838)	0,834 (0,827)	0,152 (0,114)	0,144 (0,106)	0,235 (0,202)	0,357 (0,328)	0,6 (0,582)	0,064 (0,023)	
Pr Fisher	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,004	0,006	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,1866	
Estimation par les MCO sur l'échantillon après retrait des valeurs extrêmes (88 départements)											
D1	0,699***	0,692***	0,684***	0,665***	0,093	0,169'	0,738***	0,731***	0,721***	0,096	
Borne inf. 95 %	0,556	0,55	0,538	0,509	-0,137	-0,06	0,641	0,632	0,586	-0,134	
Borne sup. 95 %	0,842	0,84	0,83	0,82	0,323	0,398	0,835	0,832	0,855	0,325	
D2	-0,068	-0,06	-0,069	0,111	-0,058	-0,022	-0,193***	-0,193***	0,107	-0,069	
Borne inf. 95 %	-0,203	-0,2	-0,207	-0,035	-0,275	-0,238	-0,285	-0,288	-0,02	-0,285	
Borne sup. 95 %	0,065	0,08	0,068	0,258	0,159	0,193	-0,102	-0,099	0,234	0,148	
D3	0,193**	0,188**	0,202**	0,173*	0,069	0,008	0,273***	0,272***	0,213***	0,077	

**Tableau 6 – (suite)**

Borne inf. 95 %	0,051	0,04	0,057	0,017	-0,161	-0,221	0,176	0,172	0,078	-0,153
Borne sup. 95 %	0,336	0,33	0,348	0,329	0,299	0,237	0,37	0,372	0,347	0,306
D4	-0,011	-0,01	-0,001	-0,051	-0,053	-0,036	-0,125*	-0,122**	-0,042	-0,059
Borne inf. 95 %	-0,146	-0,15	-0,14	-0,198	-0,271	-0,253	-0,217	-0,217	-0,169	-0,277
Borne sup. 95 %	0,123	0,13	0,137	0,097	0,166	0,182	-0,033	-0,027	0,086	0,159
R <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> ajusté)	0,625 (0,607)	0,609 (0,590)	0,607 (0,589)	0,553 (0,532)	0,024 (-0,023)	0,03 (-0,014)	0,826 (0,818)	0,814 (0,806)	0,667 (0,652)	0,028 (-0,013)
Pr Fisher	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,723	0,589	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	0,656

Signif. codes : 0 '\*\*\*\*' 0,001 '\*\*' 0,05 '\*' 0,1 (et pour les Tableaux 7, 8, 9).



Tableau 7 – Spécification et estimation des modèles des variables endogènes spatialement dépendantes

	In NR	Ln CM
Spécification du modèle	LMerr	4.089 (0.043)
	RLMerr	5.145 (0.023)
	LMlag	1.765 (0.183)
	RLMlag	3.634 (0.056)
	SARMA	7.724 (0.021)
	Test de LILLIFORS (D normalisé)	0,209*** (2,046)
Test de normalité (résidus MCO)	Constante	6.163***
	D1	1.304***
	D2	-0.154
	D3	1.074***
	D4	-0.296
	Lag D1	-0.069
	Lag D2	-0.056
	Lag D3	-0.903***
	Lag D4	0.053
	Lag D4	-0.019
Estimation du modèle		0,260*** (2,545)
		6.163***
		0.519***
		0.283
		1.026***
		-0.213
		0.096
		-0.331
		-1.340***
		-0.019

Tableau 7 – (suite)

Qualité du modèle	Rho	0,274	0,229
	Test LR (valeur Probabilité associée)	3,719 0,053	2,615 0,105
	Erreur asymptotique (standard)	0,125	0,128
	Test Z (valeur Probabilité associée)	2,18 0,029	1,777 0,004
	Statistique de Wald Probabilité associée	4,754 0,029	3,158 0,075
	Log de Vraisemblance	-158,833	-191,394
	AIC	339,670	404,79
	Test LM valeur (pour l'autocorrélation résiduelle)	0,038 0,845	0,405 0,524
	Probabilité associée		
	Ratio de Vraisemblance (RV) Probabilité associée Log RV pour LMlag Log RV pour LMerr	5,304 0,257 -158,83 -161,48	8,807 0,066 -191,39 -195,79

#### Étape 4 : Estimation des élasticités des variables d'origine pour les départements métropolisés et les départements en crise

Compte tenu de la significativité et du poids de D1 et D3, il convient de considérer les sous-échantillons des départements ayant des coordonnées positives sur ces dimensions et d'opérer des régressions multiples entre les ln des variables dépendantes et les ln des variables retenues dans le cadre de l'analyse factorielle. Les paramètres des régressions multiples pourront alors être commentés en termes d'élasticités. Ce choix convient pour les variables dépendantes ne présentant pas de dépendance spatiale, les estimations se faisant sans biais à partir des MCO. La méthode pourrait donc poser problème pour les variables ln CM et ln NR. Cependant, nous travaillons ici sur un sous-échantillon pour lequel les contiguïtés géographiques ont été largement rompues (dans chaque sous échantillon au moins 25 % des territoires n'ont plus de lien entre eux en regard des conditions imposées par W).

Nous considérons comme départements urbanisés (respectivement en crise) ceux dont les projections sur l'axe D1 (respectivement D3) excèdent 0.1 afin de s'assurer d'une taille suffisante des sous-échantillons. Au total, 34 départements<sup>17</sup> constituent le sous-échantillon des départements les plus urbanisés représentant 70,6 % de la contribution totale, 88,7 % des redevables et 90 % du patrimoine total, de l'ensemble des 96 départements. 37 départements forment le sous-échantillon des départements les plus en crise<sup>18</sup>, représentant 21 % de la contribution totale, 39,2 % du nombre de redevables et 34,1 % du patrimoine total, de l'ensemble des 96 départements. La sélection des variables exogènes des modèles s'est opérée par une méthode descendante et par suppression des variables dont les seuils de tolérance étaient inférieurs à 0,3. Les modèles retenus ont donc des paramètres significativement différents de 0 avec une multicolinéarité contrôlée des variables explicatives. Les Tableaux 8 et 9 présentent les résultats d'estimation des élasticités.

### - 4 -

## Les logiques de localisation des assujettis à l'ISF

Les résultats apparaissent assez clairement pour les variables fiscales brutes et relatives en termes de significativité globale et d'explicativité (à l'exception de PM). Pour ces variables, les tests d'autocorrélation spatiale montrent l'absence de dépendance significative des variables fiscales (brutes ou relatives) avec des variables endogènes ou exogènes décalées. Les résultats précédents permettent d'interpréter un « effet métropolisation » et un « effet crise » sur l'ensemble des variables fiscales. Ces effets peuvent générer une attractivité ou un effet de répulsion appréhendés par les élasticités. Nous dirons que le territoire est attractif (respectivement répulsif) dans la mesure où le nombre (brut ou relatif) d'assujettis s'y accroît (respectivement s'y réduit).

#### 4.1. Validation de P1 : l'attrait dominant des territoires métropolisés

Les résultats obtenus soutiennent la proposition P1. Les choix de localisation résidentielle des hauts détenteurs de patrimoine sont positivement influencés par l'offre de services urbains indépendamment des autres caractéristiques des territoires et de leur voisinage. Les régressions sur les dimensions de l'analyse factorielle montrent que la dimension *territoire métropolisé* présente un impact significatif et positif sur le nombre de redevables. Il ne s'agit pas là d'un effet de concentration de la population puisque l'estimation des modèles pour les variables relatives confirme l'influence significative, élevée et positive de D1 sur le nombre d'assujettis pour 10 000 habitants. Il ne s'agit pas non plus d'un artefact lié à la concentration de la population dans quelques départements puisque les transformations logarithmiques des variables confirment l'impact significativement positif de D1 sur le nombre relatif d'assujettis. Les résultats soulignent la prédominance de D1 sur les autres caractéristiques des territoires (comparaison des paramètres normalisés) et l'absence d'effet des caractéristiques des territoires voisins (absence d'autocorrélation spatiale).

Ces conclusions ne sont pas compromises par l'épuration des valeurs extrêmes et sont cohérentes avec celles de KIRGHGASSNER et POMMERHNE (1996) et les études françaises sur la répartition géographique des revenus imposables et de la composition professionnelle (WANIEZ, 2009 ; BOUZOUINA et MIGNOT, 2005 ; TABARD, 1993).

La discussion de P1 peut être approfondie en s'intéressant à la distribution des assujettis selon les caractéristiques des départements les plus urbanisés. L'étape 4 de la démarche méthodologique précise les résultats en s'intéressant à l'impact des variables constitutives des dimensions retenues. Pour le sous-échantillon choisi (Tableau 8), tous les modèles sont significatifs et explicatifs. Que le nombre d'assujettis soit donné en valeurs brute ou relative, on observe l'impact positif de la richesse (PIB par habitant), des capacités hôtelières<sup>19</sup>, de l'ensoleillement et l'effet négatif de la présence de résidences secondaires (les territoires touristiques n'offrant que ponctuellement des services et du dynamisme économique).

Tableau 8 – Estimation des élasticités pour les départements les plus urbanisés

Régressions sur les variables dépendantes relatives	Ln Nombre Assujettis / 10 000 hab ( $R^2=0,767$ , $R^2_{aj}=0,744$ , $Pr<0,0001$ )		Ln Contribution Moyenne ( $R^2=0,744$ , $R^2_{aj}=0,718$ , $Pr<0,0001$ )		Ln Patrimoine Moyen ( $R^2=0,782$ , $R^2_{aj}=0,733$ , $Pr<0,0001$ )	
	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance
Constante	-36,195**		2,752*		14,030***	
Ln nombre d'heures de soleil dans l'année	2,192***	0,614				
Ln Proximité montagne	-0,467*	0,592				
Ln PIB par habitant	2,298***	0,932	0,775***	0,825		
Dépenses de fonctionnement publiques			-0,521*	0,755	-0,280***	0,688
Ln taux de chômage			0,546**	0,730	0,120.	0,731
Ln nombre de nuitées					0,076***	0,552
Ln Magasin de meubles					-0,138***	0,694
Ln nombre de médecins					0,278***	0,561

Tableau 8 – (suite)

Ln Vols d'automobiles	Ln Nombre Assujettis ( $R^2=0,837$ , $R^2_{aj}=0,808$ , $Pr<0,0001$ )		Ln Contribution Totale ( $R^2=0,855$ , $R^2_{aj}=0,829$ , $Pr<0,0001$ )		Ln Patrimoine Total ( $R^2=0,683$ , $R^2_{aj}=0,651$ , $Pr<0,0001$ )	
	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance
Constante	-34,959***		-26,523**		3,925*	
Ln capacité hôtel	1,057***	0,526	1,098***	0,502	0,996*	0,513
Ln nombre d'heures de soleil dans l'année	2,717**	0,489	2,865**	0,458		
Ln PIB par habitant	1,372*	0,527	1,878**	1,878		
Ln habitat collectif			-0,771*	0,734	-0,772*	0,933
Ln Proximité montagne	-0,674*	0,562				
Ln Résidences secondaires	-0,424***	0,621				
Ln boulangerie			-2,561***	0,575		
Services principalement marchands					3,221*	0,522

## 4.2. Discussion de la proposition P2 : l'absence d'attractivité des territoires touristiques

Le résultat obtenu montre l'absence d'influence significative de la dimension « touristique » des territoires sur la localisation des ménages fortunés. Ce résultat ne se modifie pas si l'on considère le nombre relatif des redevables ou les transformations logarithmiques. L'absence des petites villes de 20 000 habitants ou de moins de 50 assujettis dans la base ISF peut évidemment expliquer en partie cette absence d'influence de D2. Cependant, ce résultat est convergent avec celui de KIRGHGASSNER et POMMERHNE (1996) montrant que la beauté des paysages et des localités n'a pas d'attraction significative sur les ménages les plus fortunés. Par ailleurs, les valeurs spatialement décalées de D2 n'ont pas d'impact significatif. En conclusion la proposition P2 n'est pas validée. L'absence d'influence de D2 ne conduit pas à estimer les élasticités des variables constituant cette dimension « touristique ».

## 4.3. Discussion de la proposition P3 : l'effet incertain des conditions économiques et sociales

Les résultats obtenus questionnent la proposition P3 selon laquelle la dégradation des conditions économiques et sociales d'un territoire et/ou de son voisinage est répulsive pour les ménages fortunés. Pour l'ensemble de l'échantillon, l'estimation des modèles montrent un impact négatif de D3 très faible sur le nombre d'assujettis et non significatif sur le nombre relatif de redevables. Exprimé en ln ou après épuraison des valeurs extrêmes, l'impact de D3 devient positif et significatif mais extrêmement faible sur les variables NRR et NR (avec un effet d'autocorrélation spatiale pour ce dernier). Dans l'ensemble, la proposition P3 est donc largement discutable.

Ces résultats peuvent provenir d'effets mécaniques de deux types. D'une part, l'impact de l'état de crise sur le nombre d'assujettis dépend de la localisation de leur patrimoine : si la part locale est faible, l'impact de la crise sur le nombre des redevables sera peu significatif. Si la crise conduit à une cession des biens professionnels et donc à une augmentation des patrimoines privés alors le nombre d'assujettis peut s'accroître. D'autre part, l'extension territoriale de la crise peut finir par affecter la valeur du patrimoine détenu, réduire les prix de cession des biens professionnels, et *in fine* diminuer le nombre d'assujettis, ce que sous-tend l'impact négatif de lag D3 sur ln NR.

Au-delà de ces effets, les résultats relativisent l'idée admise d'une grande mobilité des ménages fortunés lorsque se dégradent les conditions économiques et sociales. Ils évoquent l'existence de nombreux freins sociaux, familiaux, économiques, immobiliers (...), concourant à des effets d'ancrage territorial. Cette existence nécessite des travaux complémentaires dans la lignée par exemple de *l'économie territoriale*.

Le Tableau 9 montre que les assujettis des territoires en crise sont concentrés dans les départements les plus urbanisés, ce qui est cohérent avec la proposition P1. En revanche, l'élasticité la plus élevée des modèles concerne la présence de médecins spécialistes soit parce qu'ils attirent les ménages les plus fortunés, soit parce que

**Tableau 9 – Estimation des élasticités des variables exogènes pour les départements les plus en crise**

	Ln Nombre Assujettis (R <sup>2</sup> =0,92, R <sup>2</sup> aj=0,914, PrF<0,0001)		Ln Patrimoine Total (R <sup>2</sup> = 0,920, R <sup>2</sup> aj=0,910, PrF<0,0001)		Ln Contribution Totale (R <sup>2</sup> =0,904, PrF<0,0001)		Ln Contribution moyenne (R <sup>2</sup> =0,406, R <sup>2</sup> aj=0,332, PrF=0,002)	
	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance	Valeur	Tolérance
Constante	-8,114***		6,034***				9,727***	
Ln Nombre de spécialistes	1,576***	0,559	1,661***	0,559	1,770***	0,559		
Ln Capacité hôtel	0,797***	0,581	0,768***	0,581	0,745***	0,700		
Ln Proximité montagne	-0,349.	0,700	-0,373*	0,700	-0,419*	0,650		
Ln Part d'espace non naturel	0,401**	0,650	0,385***	0,650	0,344**	0,581		
Ln Boulangerie							-0,364	0,587
Ln Musées de France							0,133	0,646
Ln Offre culturelle institutionnelle							-0,203**	0,274
Ln Établissements enseignement supérieur							0,408***	0,428



dans ces départements en crise, ils constituent une partie essentielle des ménages les plus aisés<sup>20</sup>.

#### **4.4. Discussion de la proposition P4 : l'impact de la proxy des « territoires aidés »**

La dimension « territoires aidés » ne présente pas d'impact significatif sur la localisation des ménages fortunés, ni en valeurs brutes, ni en valeurs relatives, même en considérant l'échelle logarithmique des données. Par ailleurs, on ne décèle aucun effet spatialement décalé de cette variable D4. En d'autres termes, si l'importance des dépenses sociales et de fonctionnement des territoires a des effets (réels ou anticipés) sur les prélèvements locaux, ces derniers ne sont pas particulièrement répulsifs pour les ménages fortunés. Le résultat est cohérent avec la discussion de P3 concernant la relative inertie des ménages fortunés mais il est aussi vrai que la part des prélèvements locaux dans l'impôt total acquitté par ces ménages est relativement faible.

#### **4.5. Discussion de la proposition P5 : une lecture complexe de la distribution spatiale des patrimoines et des contributions des assujettis**

Les résultats obtenus soutiennent et discutent à la fois la proposition P5 selon le statut des variables fiscales considérées.

En premier lieu, les répartitions du patrimoine total et de la contribution totale soutiennent partiellement P5. On observe un impact élevé et positif de D1 et un impact modéré et ambigu de D3 sur les deux variables précédentes. Néanmoins, il faut veiller à contrôler le sens de la relation entre l'urbanité et la valeur du patrimoine détenu car la pression urbaine accroît le patrimoine foncier et immobilier entrant dans la déclaration à l'ISF. L'immobilier contribue de fait, à plus de 74 % à la croissance du patrimoine brut de l'ensemble des ménages depuis 1987, dont 60 % sont directement imputables à l'augmentation du prix de l'immobilier et du foncier (GIRARDOT et MARIONNET, 2007). Cependant, les données de la Direction générale des finances publiques (DGFIP) sur le patrimoine soumis à l'ISF montrent que cette part diminue fortement pour les foyers de redevables les plus aisés : la résidence principale ne représente plus que 5 % de l'actif net total déclaré pour les 1 % de redevables les plus aisés (Conseil des prélèvements obligatoires, 2011). L'effet de l'urbanisation sur les variables PT et CT est donc limité. L'impact faible et ambigu de D3 (négatif sur l'ensemble de l'échantillon puis positif pour les autres configurations) confirme l'effet modéré de la crise sur le patrimoine détenu, déjà évoqué dans la discussion de P3.

En second lieu, les expressions relatives du patrimoine et de la contribution (PM et CM) conduisent à des modèles beaucoup moins explicatifs pour lesquels l'impact de D3 devient non significatif (PM), voire positif (CM). Cette défection des modèles mérite quelques approfondissements.

D'une part, la perte d'explication peut être appréhendée en rapprochant la géographie des patrimoines moyens (*cf.* Figure 2) de celle des dimensions (*cf.* Figure 3). On y observe logiquement une élévation du PM dans les départements les plus urbanisés, mais aussi dans des départements ruraux. En effet, certains territoires (au centre), ayant un faible nombre (relatif) d'assujettis, présentent un patrimoine moyen élevé, ce qui traduit une très forte concentration de la richesse. Nous observons un patrimoine moyen et des contributions moyennes notablement élevés dans les territoires ayant des emprises foncières très valorisées (cultures viticoles du Bordelais, de Bourgogne, de Champagne, de la Vallée de la Loire, zone du littoral corse). Outre la valorisation foncière de ces territoires<sup>21</sup>, il faut aussi noter que les patrimoines investis dans les bois et forêts et les parts de groupements viticoles sont partiellement exonérés d'ISF, de sorte que seuls les patrimoines les plus élevés restent taxables à l'ISF donnant lieu aux contributions les plus fortes. Mécaniquement les patrimoines moyens et contributions moyennes de ces départements sont donc plus élevés. Il en est de même pour la Corse en raison des particularités de son statut fiscal. Une étude spécifique de la distribution spatiale de l'offre de conseil en gestion de patrimoine et des investissements affectant la base taxable apparaît ici comme un prolongement pertinent de l'étude.

D'autre part, l'absence d'impact significatif d'une situation de crise sur le patrimoine moyen est un résultat assez peu surprenant en raison de l'occurrence de deux mouvements contraires. D'abord, la situation de crise finit probablement par affecter le patrimoine des ménages localisés sur le territoire concerné. Ensuite, sachant qu'en tendance plus la fortune s'accroît, moins le patrimoine détenu est local (Conseil des prélèvements obligatoires, 2011), ce sont d'abord les ménages dont le patrimoine est local et relativement faible qui, en cas de crise locale, quittent la population des assujettis, ce qui n'impacte qu'assez peu le patrimoine total détenu par l'ensemble des redevables. Mécaniquement, le patrimoine moyen aurait donc tendance à s'accroître. L'absence d'impact clair de D3 sur le patrimoine moyen et la contribution moyenne est la conséquence du résultat incertain de ces deux mouvements.

Enfin, comme précédemment, nous pouvons expliquer plus précisément les distributions géographiques des patrimoines et des contributions (bruts ou relatifs) selon les variables constitutives des dimensions (Tableaux 8 et 9). Les niveaux de patrimoine et de contribution en valeurs brutes fluctuent selon le même schéma explicatif que le nombre d'assujettis mais se réduisent avec l'accroissement d'une certaine diversité sociale (impact négatif de la présence d'habitat collectif). La contribution moyenne et le patrimoine moyen présentent une structure explicative assez semblable mais ajoutent des variables supplémentaires plus sociales. Ainsi, l'impact positif du taux de chômage est cohérent avec les effets déjà discutés de la crise sur la valeur moyenne du patrimoine.

- 5 -

## Conclusion

Cet article s'est attaché à la compréhension de la localisation résidentielle des ménages détenteurs de hauts patrimoines. L'étude est menée à partir de la base ISF et de données décrivant les profils multidimensionnels des départements français. En spécifiant potentiellement un modèle *Durbin Spatial* nous avons analysé l'impact des caractéristiques territoriales sur la localisation des ménages fortunés, de leur patrimoine et de leur contribution.

Les résultats obtenus révèlent une forte attraction des ménages fortunés pour les territoires métropolisés (sans effet sur leurs territoires voisins). Cependant, si l'attractivité de ces territoires s'accroît avec leur richesse par habitant et leurs capacités hôtelières (suggérant leur ouverture internationale), elle est aussi sensible aux aménités (ensoleillement). Le patrimoine total et la contribution totale s'accroissent logiquement avec la métropolisation des territoires (D1), pour autant que ces territoires offrent une faible mixité sociale et soient « paisibles ».

Nous n'observons pas d'impact significatif des territoires touristiques sur la localisation des ménages fortunés. Ce résultat peut être lié aux spécificités des données mais reste cohérent avec l'étude de la localisation des ménages aisés en Suisse. Par ailleurs, l'impact négatif de la dimension touristique sur les valeurs brutes de patrimoine et de contribution exprimées en log confirme l'attrait des patrimoines les plus élevés pour les territoires métropolisés.

Au-delà des questions relatives aux effets de crise (au sens de D3) sur le calcul des bases taxables, le faible impact des territoires en crise sur la localisation des ménages fortunés suggère leur relatif enracinement territorial. Plus surprenant, l'impact de ces territoires en crise sur le patrimoine total et la contribution totale des assujettis reste assez ambigu, voire positif. En revanche, leurs valeurs moyennes sont moins expliquées par nos modèles.

Enfin, pour autant que l'accroissement des dépenses publiques puisse traduire ou anticiper un accroissement des prélèvements locaux, cette fiscalité locale ne semble pas avoir d'effet significatif ni sur les présences des redevables à l'ISF, ni sur les valeurs des patrimoines et des contributions.

À travers ces résultats, nous identifions les variables territoriales stratégiques d'attractivité des ménages fortunés. Au-delà de l'apport national, en termes de développement local, ces résultats nous montrent probablement les variables agissant sur l'arbitrage résidentiel international des ménages fortunés après considération des différentiels fiscaux.

S'ouvrent ici de multiples voies de recherche. L'une, seulement abordée dans ce texte, devrait s'intéresser à une géographie des patrimoines taxables et des contributions en tenant mieux compte des effets des investissements défiscalisés et de l'offre de conseil en gestion de patrimoine. L'autre, compte tenu de l'identification

des variables stratégiques d'attractivité à l'échelle départementale, devrait valider et affiner ces résultats à l'échelle communale pour laquelle les variables territoriales sont moins nombreuses mais où peuvent apparaître des effets de concentration.

## Bibliographie

- ALEXANDRE H, CUSIN F, JUILLARD C (2010) *L'attractivité résidentielle des agglomérations françaises*. Working Paper. Chaire Ville et Immobilier. Fondation Paris Dauphine, Paris.
- ANSELIN L (1988) Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis* 20(1): 1-17.
- ANSELIN L (2007) *Spatial Regression Analysis with R*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Geography. Urbana, Ill : Center for Spatially Integrated Social Science.
- ANSELIN L, FLORAX R-J-G-M (1995) Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence. In: ANSELIN L, FLORAK R-J-G-M (Eds.) *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg. 21-74.
- ANSELIN L, REY S (1991) Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis* 26: 112-131.
- ARRONDEL L, MASSON A, VERGER D (2008) Le patrimoine en France : état des lieux, historique et perspectives. *Économie et Statistique* 417 (1) : 3-25.
- AVIAT A, BRICONGNE J-C, PIONNIER P-A (2007) Richesse patrimoniale et consommation : un lien ténu en France, fort aux États-Unis. *Note de conjoncture*, INSEE.
- BACCAÏNI B (2011) *Enquêtes annuelles de recensement, résultats de la collecte 2004 : des changements de région plus fréquents qui bénéficient aux régions du Sud et de l'Ouest*. Epsilon INSEE.
- BOISSINOT J, FRIEZ A (2006) Épargne et patrimoine des ménages : données macroéconomiques et données d'enquêtes. In : *L'économie française-Comptes et dossiers* (édition 2006-2007).
- BOUZOUINA L, MIGNOT D (2005) Disparités de revenus à différentes échelles spatiales en France de 1985 à 2001. Colloque ASRDLF, Dijon, septembre.
- CAUBEL D (2005) Disparités Territoriales Infra-communales (IRIS-2000) selon les niveaux de vie et les positions sociales sur les aires urbaines de Lyon, Bordeaux, Paris, Toulouse, Dijon, Pau, Agen et Villefranche-sur-Saône. Colloque ASRDLF, Dijon, septembre.
- CHAMARD C, LIQUET J-C, MENGI M (2013) L'image de marque des régions françaises : évaluation du capital territoire. *Revue Française du Marketing* 244-245 : 27-43.
- CHAMPAGNE V, MAURICE E (2001) *L'évolution des revenus et des patrimoines déclarés à l'impôt sur le revenu et à l'impôt sur la fortune dans les années quatre-vingt-dix*. *Inégalités économiques*. Rapport pour le Conseil d'Analyse Économique. La Documentation Française, Paris.
- CLIFF A-D, ORD J-K (1981) *Spatial Processes: Models and Applications*. Pion, London.
- CONSEIL DES PRÉLÈVEMENTS OBLIGATOIRES (2011) *Prélèvements obligatoires sur les ménages : progressivité et effets redistributifs*. Rapport mai, Paris.
- CORDIER M, HOUDRÉ H, ROUGERIE C (2006) Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004. In : *Les revenus et le patrimoine des ménages*. INSEE Références, 47-58.
- COURLET C, PECQUEUR B (2013) *L'économie territoriale*. Presses universitaires de Grenoble, Grenoble.
- CRÉDIT SUISSE (2014) *Global Wealth Report*.
- DAVEZIES L (2009) L'économie locale « résidentielle ». *Géographie, Économie et Société* 2009-1(11) : 47-53.
- FALG P (2008) Le palmarès des départements. *L'Express*, 19 juin.
- FLORAX R, FOLMER H (1992) Specification and estimation of spatial linear regression models. *Regional Science and Urban Economics* 22: 405-432.

- FRANÇOIS J-C, MATHIAN H, RIBARDIÈRE A, SAINT-JULIEN T (2003) *Les disparités des revenus des ménages franciliens en 1999 : approche intercommunale et infracommunale, évolution 1990-1999*. Rapport pour la DREIF. DREI, Paris.
- FRIEDMANN J, WEAVER C (1979) *Territory and function – the evolution of regional planning*. University of California Press, Berkeley.
- GAUTIER E, HOUDRÉ C (2008) Estimation des inégalités dans l'enquête patrimoine 2004. *Économie et Statistique* 417-418 : 135-152.
- GASCHET F, LE GALLO J (2005) The spatial dimension of segregation: a case study in four French urban areas, 1990-1999. *Cahier du GRES* 12.
- GERTNER D (2011) A (tentative) meta-analysis of the 'place marketing' and 'place branding' litterature. *Journal of Brand Management* 19(2) : 112-131.
- GIRARDOT P, MARIONNET D (2007) La composition du patrimoine des ménages entre 1997 et 2003. *Bulletin de la Banque de France* 167.
- GLOBAL WEALTH REPORT 5<sup>e</sup> rapport annuel du Credit Suisse Research Institute (CSRI), octobre 2014.
- GOTMAN A (1995) *Dilapidation et prodigalité. Essais et Recherches*. Nathan, Paris.
- GREENWOOD MJ (1975) Research on internal migration in the United States: a survey. *Journal of Economic Litterature* 13(2): 397-433.
- HARVEY D (1989) From managerialism to entrepreneurialism: the transformation. In: *Urban Governance in Late Capitalism, Geografiska Annaler, Series B, Human Geography, The Roots of Geographical Change. 1973 to the Present 1989* 71(1): 3-17.
- KNAPP T-A, GRAVES P-E (1989) On the role of amenities in models of migration and regional development. *Journal of Regional Science* 29(1): 71-87.
- IACOBUCCI D (Ed) (2001) Methodological and statistical concerns of the experimental behavioral researcher. *Journal of Consumer Psychology* 10(1-2): 1-121.
- INSEE (2012) *Les revenus et le patrimoine des ménages*. INSEE références, Paris.
- KIRCHGÄSSNER G, POMMEREHNE V-W (1996) Tax harmonization and tax competition in the European Union: Lessons from Switzerland. *Journal of Public Economics* 60 (3): 351-371.
- LACOUR C (2008) *Métropolisation et ségrégation*. Presses universitaires de Bordeaux, Bordeaux.
- MICHALET C-A (2002) *Qu'est-ce que la mondialisation*. La Découverte, Paris.
- MOULAERT F, SEKIA F (2003) Territorial innovation models: a critical survey. *Regional Studies* 37(3): 289-302.
- PECQUEUR B (2006) Le tournant territorial de l'économie globale. *Espaces et Sociétés* 124-125 (2) : 17-32.
- PIKETTY T (2014) *Le capital du XXI<sup>e</sup> siècle*. Le Seuil, Paris.
- PINÇON M, PINÇON-CHARLOT M (2004) *Sociologie de Paris*. La Découverte, Paris.
- ROUXEL M (2003) La carte de France des revenus déclarés. *INSEE Première*.
- TABARD N (1993) Des quartiers pauvres aux banlieues aisées : une représentation sociale du territoire. *Économie et statistique* 270 (1) : 5-22.
- TIEBOUT CM (1956) A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy* 64(4): 416-424.
- VELTZ P (1996) *Mondialisation villes et territoires*. PUF, Paris.
- WANIEZ P (2009) Fiscalité et territoire en France : L'Impôt sur le Revenu des Personnes Physiques (IRPP). *Cybergeog : European Journal of Geography* [en ligne] <http://cybergeog.revues.org/22260>; DOI : 10.4000/cybergeog.22260.
- XERFI (2012) Rapport annuel. Groupe XERFI.
- ZENKER S, PETERSEN S, AHOLT A (2009) *Development and Implementation of the Citizen Satisfaction Index (CSI) : Four Basic Factors of Citizens*. 39, Institute of Marketing and Media, Universität Hamburg.
- ZIMMERMANN J-B (dir) (1995) *L'ancrage territorial des activités industrielles et technologiques*. Commissariat Général du plan.

## Notes

- 1 - Service de traitement des déclarations rectificatives.
- 2 - Irlande (1977), Autriche (1994), Danemark (1996), Allemagne (1997), Italie (1998), Pays-Bas (2001), Finlande (2006), Luxembourg (2006), Suède (2007), Espagne (2008).
- 3 - Pour la plupart des communes de plus de 20 000 habitants référencées dans la base, les effets de concentration sont en réalité des effets de confinement au niveau des IRIS (PINÇON et PINÇON-CHARLOT, 2004) que la base ISF ne peut renseigner.
- 4 - Dans une acception large, le patrimoine est l'ensemble des avoirs accumulés permettant à une personne ou à un ménage de disposer de ressources futures (CORDIER *et al.*, 2006).
- 5 - Dans la suite de l'article les deux termes seront utilisés comme synonymes.
- 6 - Unitaire lorsque les variables subissent des transformations logarithmiques.
- 7 - À l'ACP nous avons préféré l'analyse factorielle permettant d'identifier une structure latente. Dès lors, nous travaillons sur la structure des covariances entre les prédicteurs, ce qui explique le rejet de la méthode « Partial Least Squares » (PLS) dont l'objectif est de refléter la structure des covariances entre prédicteurs et variables dépendantes.
- 8 - En particulier, outre une forte présomption de multicollinéarité entre les variables, leur nombre génère un risque d'indétermination du système si l'autocorrélation spatiale est avérée. D'autre part une sélection des variables sur la base de la significativité des paramètres et du « Variance Inflation Factor » (VIF) peut perturber l'analyse de l'autocorrélation spatiale : il n'est pas sûr que cette restriction des variables explicatives non décalées ne conduise pas à la suppression de variables décalées pertinentes.
- 9 - Les tests de Spearman effectués sur ces variables sont disponibles sur demande.
- 10 - Le choix de la rotation VARIMAX provient de la faiblesse des corrélations entre les facteurs ( $< 0,33$ ) dans le cadre de la rotation OBLIMIN (IACOBUCCI, 2001). Seul le quatrième axe présente une corrélation maximale de 0,6 mais sa marginalité nous confirme dans le choix d'une rotation VARIMAX.
- 11 - À l'aide de la fonction « dnearneigh » et un « style W » de matrice sous le logiciel R.
- 12 - Nous avons choisi un test de Moran unilatéral, l'échantillon étant suffisamment grand pour que les différences avec un test bilatéral soient négligeables (ANSELIN, 2007).
- 13 - Ont été considérées comme valeurs faibles : la Lozère, l'Ariège, l'Ardèche, la Creuse, la Haute-Loire et la Haute-Saône (pour lesquelles les données étaient initialement manquantes). Ont été considérées comme valeurs élevées : Paris et les Hauts-de-Seine.
- 14 - Les résultats du test SARMA (spatial autoregressive moving average) confirment ceux du test de MORAN validant le mauvais choix d'une estimation par les MCO.
- 15 - Si  $LM_{LAG}$  est plus significatif que  $LM_{ERR}$ , et  $RLM_{LAG}$  est significatif mais pas  $RLM_{ERR}$ , on choisit un modèle à endogène décalée de type  $y = \rho W y + X\beta + \epsilon$ . Si  $LM_{ERR}$  est plus significatif que  $LM_{LAG}$ , et  $RLM_{ERR}$  est significatif mais pas  $RLM_{LAG}$ , on choisit le modèle avec autocorrélation des erreurs de type  $y = \lambda W y + X\beta + W X \delta + u$ . Les tests  $LM^*ERR$  et  $LM^*LAG$  permettent alors de savoir si une autocorrélation spatiale des erreurs est encore nécessaire ou si une variable endogène décalée est encore nécessaire. Au final le critère d'AKAIKE (AIC) permet de choisir les modèles en compétition.
- 16 - L'estimation du seul modèle à variable endogène décalée pour lnNR donne un  $\rho$  (=0,12) bien peu significatif ( $p=0,27$ ), un AIC plus élevé que le modèle linéaire et les résultats du LM test suggèrent une autocorrélation résiduelle.
- 17 - Paris, Hauts-de-Seine, Alpes-Maritimes, Yvelines, Val-de-Marne, Bouches-du-Rhône, Rhône, Nord, Gironde, Var, Loire-Atlantique, Haute-Garonne, Essonne, Seine-Saint-Denis, Bas-Rhin, Ile-et-Vilaine, Hérault, Val-d'Oise, Pyrénées-Atlantiques, Seine-Maritime, Isère, Haute-Savoie, Maine-et-Loire, Marne, Moselle, Côte-d'Or, Meurthe-et-Moselle, Indre-et-Loire, Calvados, Haut-Rhin, Savoie, Doubs, Puy-de-Dôme, Hautes-Alpes.

- 18 - Bouches-du-Rhône, Vaucluse, Gard, Hérault, Alpes-Maritimes, Pyrénées-Orientales, Drôme, Isère, Tarn-et-Garonne, Var, Aude, Haute-Garonne, Rhône, Loire, Seine-et-Marne, Marne, Charente-Maritime, Seine-Saint-Denis, Val-d'Oise, Loiret, Nord, Yonne, Essonne, Ain, Alpes-de-Haute-Provence, Aube, Val-de-Marne, Eure-et-Loir, Eure, Meurthe-et-Moselle, Haute-Marne, Oise, Gironde, Haut-Rhin, Haute-Savoie, Territoire de Belfort, Seine-Maritime.
- 19 - Rappelons que la variable « capacité hôtelière » est la plus corrélée à l'axe D1.
- 20 - Nous n'avons pas cherché à contrôler cette possible endogénéité de la variable, en raison de son caractère unique.
- 21 - Par exemple le classement des grandes fortunes par Challenge témoigne de la place des grands châteaux du Bordelais (Aquitaine News, septembre 2014).