

Géographie des ménages fortunés en France.

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

B. FAYE

INSEEC Business School, 26 rue Raze, 33000 Bordeaux, France

bfaye@groupeinseec.com

E. LE FUR

INSEEC Business School, 26 rue Raze, 33000 Bordeaux, France

elefur@groupeinseec.com

Résumé : l'article s'intéresse à la localisation géographique des ménages détenteurs de hauts patrimoines, représentant une cible potentielle pour les politiques d'attractivité résidentielle des territoires. L'étude est menée à partir d'une base de données géo localisée des ménages assujettis à l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) et des caractéristiques géographiques et socioéconomiques des départements français (base INSEE). En utilisant une démarche empruntée à l'économétrie spatiale 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'une éventuelle autocorrélation spatiale. Sur la base de ces premiers résultats nous avons restreint le nombre de départements et les caractéristiques descriptives de ces derniers afin de mesurer avec plus de précision la sensibilité des détenteurs de hauts patrimoines aux spécificités de leur territoire de résidence.

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

Introduction

Depuis plus de 30 ans, les villes confrontées à des difficultés économiques ont orienté leur gouvernance vers des stratégies d'attractivité des firmes, des aides publiques, des consommateurs, et des fonctions de commandes, financières ou institutionnelles. Les réflexions sur ces orientations (MOLOTCH, 1976 ; HARVEY, 1989 ; VELTZ, 1996) se sont considérablement développées dans des littératures à la fois académiques et managériales. La littérature économique s'est d'abord concentrée sur la compréhension des dynamiques industrielles des territoires (MOULAERT et SEKIA 2003, SIMMIE, 2005 ; LAGENDIJK 2006) puis plus tardivement sur les dynamiques de consommation (DAVEZIES et LEJOUX, 2003). Ces dernières évoquent l'impact de l'économie présentielle ou résidentielle sur les dynamiques locales, notamment des populations de retraités et de résidents secondaires. Parallèlement, la littérature en sciences de gestion s'est intéressée au management de la perception des acteurs cibles pour chaque stratégie d'attractivité. Ces travaux (HANKINSON, 2004, PIKE, 2009 ; GETNER, 2011) s'intéressent au management de l'image territoriale selon les acteurs cibles, qu'il s'agisse des firmes (e.g. METAXAS, 2010), des touristes (e.g. MORGAN *et al.*, 2011), des résidents (e.g. ZENKER *et al.* 2009) ou de la classe créative (e.g. ZENKER, 2009, CHANTELOT, 2010).

Cependant, aucun de ces champs disciplinaires ne s'est attaché à l'attractivité des ménages détenteurs de hauts patrimoines. Ces derniers, par leurs dépenses de consommation, leurs contributions fiscales locales, et éventuellement leurs capacités d'investissement, constituent pourtant une cible a priori pertinente, même si le lien entre patrimoine et dépense, en particulier dépense locale, est à nuancer. Ainsi, l'INSEE montre que les américains dépensent 5,8 cents par dollar supplémentaire de richesse alors que les français ne dépensent que 0,4 centimes par euro supplémentaire (AVIAT *et al.*, 2007). Pour autant, la croissance des marchés du luxe (XERFI, 2012) ces dernières années et les analyses sociologiques des ménages les plus riches (GOTMAN, 1995) soutiennent l'idée d'une assez forte propension à consommer des ménages fortunés. Cette cible mérite d'autant plus d'attention que, dans un contexte de globalisation et de libre circulation du capital, elle est réputée plus mobile.

Cette attractivité des ménages à haut patrimoine est étudiée sur le territoire métropolitain français. Le choix de la France pour cette analyse résulte de l'existence de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) et de base de données s'y référant. Créé par la Loi de finances pour 1989, l'ISF est un impôt progressif sur le patrimoine des personnes physiques reprenant les grandes lignes de l'impôt sur les grandes fortunes (IGF) instauré en 1982 et supprimé en 1987. Comme nous le montrerons ces données sont plus pertinentes pour l'appréhension des niveaux de fortune que les données issues de la comptabilité nationale. D'autre part, la plupart des autres grands pays européens ayant renoncé à l'impôt sur la fortune ou sur le stock de capital¹ (LOLLIVIER et VERGER, 1996 ; BACONNIER et TALY, 2004), la France est le dernier pays européen à disposer de ces données. Pour autant, aucune étude en France ne s'est directement intéressée aux déterminants de la localisation spatiale des ménages à hauts patrimoines, sauf dans une perspective fiscale et, comme le souligne WANIEZ (2009, p1) « *les recherches portant sur le déploiement territorial de la fiscalité en France ne sont pas légion* ». Cette absence tient surtout à la confidentialité des données fiscales mais aussi à l'idée d'une corrélation forte entre activité, revenu et patrimoine, largement soutenue par les travaux sur la ségrégation (LACOUR, 2008).

Dans une démarche exploratoire, ce papier s'intéresse donc aux déterminants de la localisation des détenteurs de patrimoines élevés. Ces déterminants sont révélés par la coprésence de caractéristiques territoriales et du nombre d'assujettis à l'ISF, de leur valeur de patrimoine et de leur contribution. En préalable, notre étude sera justifiée par une revue des travaux montrant l'existence d'une inégalité française dans la répartition spatiale de la richesse mesurée par les revenus et la composition socioprofessionnelle. L'intérêt et la structure des données fiscales des assujettis à l'ISF de 2002 à

¹ Irlande (1977), Autriche (1994), Danemark (1996), Allemagne (1997), Italie (1998), Pays-Bas (2001), Finlande (2006), Luxembourg (2006), Suède (2007), Espagne (2008).

2009, ainsi que des variables descriptives des territoires issues des bases de données INSEE sont présentés dans la deuxième partie. Ici, nous justifierons également le choix d'un cadre spatio-temporel utilisant un échelon départemental² et un positionnement de l'étude à la fin des années 2000. La troisième partie précise nos choix méthodologiques. La coprésence des caractéristiques territoriales et des caractéristiques patrimoniales est testée en spécifiant potentiellement un modèle Durbin Spatial, dont les exogènes sont les variables latentes extraites des données INSEE par une analyse factorielle, permettant de décrire les territoires en limitant les risques d'indétermination et de multicollinéarité. Les résultats des tests de spécification des modèles et leurs estimations sont précisés dans la quatrième partie. La dernière partie discute leurs significations et leurs limites.

1. La littérature sur l'inégalité spatiale de la richesse des ménages.

Les études réalisées sur la ségrégation en terme de richesse ne portent jamais directement sur le patrimoine (RAPETTI, 1989 ; FITOUSSI et VAN HAEPEREN, 1998 ; ATKINSON *et al.*, 2001 ; FRANCOIS *et al.*, 2003 ; ROUXEL, 2003 ; BOUZOUINA et MIGNOT, 2005) et sont souvent circonscrites à une ville ou quelques aires urbaines.

La première approche indirecte utilise le revenu pour décrire les disparités de richesse. Les résultats des études montrent des conclusions parfois contradictoires selon la variable retenue (revenu fiscal, revenu disponible, salaire) et l'échelle spatiale. Cependant CHAMPAGNE et MAURICE (2001) et HOURIEZ et ROUX (2001) estiment que les revenus fiscaux sont les plus fiables pour étudier les inégalités. Ainsi, WANIEZ (2009) analyse la répartition territoriale de la fiscalité à partir de l'impôt sur le revenu par commune et conclut à une disparité territoriale. Cette disparité est même croissante comme le montrent BOUZOUINA et MIGNOT (2005) à partir des revenus nets moyens imposables des foyers fiscaux au niveau communal, sur l'ensemble des régions et des aires urbaines de plus de 100 000 habitants. Cette conclusion est confirmée par SAGOT (2002) indiquant une croissance des disparités spatiales entre communes de la région parisienne de 1984 à 1996.

La deuxième approche des disparités de richesse s'intéresse à la composition socioprofessionnelle. Ainsi, TABARD (1993) montre que la présence des catégories sociales supérieures dans les communes contribue largement à l'écart de richesse mesuré entre la région parisienne et le reste du pays. CAUBEL (2005) confirme cette influence de la structure socioprofessionnelle sur la richesse à l'échelle du quartier dans les huit principales urbaines françaises. Cette ségrégation spatiale serait même plus marquée à Paris qu'en province (GASCHET et LE GALLO, 2005)

La dernière approche aborde les disparités de richesse sous l'angle de la constitution de voisinage (GALSTER, 2001), allant parfois jusqu'au confinement, résultant d'une occupation communautaire de l'espace (ORFEUIL, 2000). Les ménages les plus aisés choisissent leur logement en ne tenant compte que de l'image du quartier, en recherchant une proximité rassurante, en quelque sorte un « être entre soi » (DONZELOT, 2004 ; MAURIN, 2004 ; PINCON et PINCON-CHARLOT, 2004). Les inégalités forment alors un système dont les effets ont tendance à se cumuler, éventuellement d'une génération à l'autre (BIHR et PFEFFERKORN, 1999).

Si les études antérieures s'intéressent à la répartition géographique des ménages les plus riches en termes de ségrégation, très peu explorent les déterminants exogènes de leur localisation se concentrant sur les effets de confinement. Cependant, en Suisse, KIRCHGASSNER et POMMEREHNE (1996) estiment que l'importance des stocks d'infrastructures et une forte prépondérance des services dans l'économie locale sont les principaux facteurs expliquant la concentration des contribuables à hauts revenus. Aux Etats-Unis, les études sur l'inégalité spatiale des revenus soulignent le rôle de l'origine ethnique (MASSEY et EGGERS, 1990 ; JARGOWSKY, 1996), des variables non disponibles en France.

² L'unité spatiale administrative française est la commune, au nombre de 36000, regroupées en 96 départements sur le territoire métropolitain, constituant eux-mêmes 24 régions.

Si la corrélation spatiale est avérée entre revenu ou composition sociale et richesse, alors il faut attendre une inégalité dans la répartition patrimoniale et en explorer les déterminants, ce qui justifie cette étude. Par ailleurs, les choix en matière d'échelle spatiale des auteurs présentent deux tendances. D'une part, les études se focalisent sur les grandes aires urbaines françaises délaissant des territoires moins urbanisés, plus touristiques, ruraux ou industriels, dont on ignore l'attractivité ou la répulsivité. D'autre part, ces études s'orientent progressivement vers des découpages de plus en plus fins de l'espace (ville, quartier, voisinage) pour lesquels les données sont souvent partielles. Enfin, très peu envisagent les interactions que fait naître la proximité des territoires alors que celle-ci est particulièrement mise en avant dans la littérature portant sur les choix de localisation résidentielle des ménages en particulier au niveau des voisinages.

Précisons également que notre étude ne s'intéresse qu'à la localisation des détenteurs de hauts patrimoines et non à celle de leur patrimoine dont la composition (BOISSINOT et FRIEZ, 2006 pour l'ensemble des ménages), toujours complexe parfois opaque et souvent très globalisée, ne peut être considérée comme appartenant en totalité au territoire de résidence.

2. Les données

2.1. I.S.F.

Le patrimoine appréhendé dans le calcul de l'ISF est différent du patrimoine au sens large 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 à l'exception des objets d'art, d'antiquité et de collection). Par contre, les biens professionnels sont exclus de la base taxable à l'ISF. Le seuil d'imposition à l'ISF était de 790 000 euros en 2009. Le statut d'assujetti à l'ISF concerne en 2009 les ménages dont le patrimoine excède 790 000 euros (1 300 000 euros en 2013), avec une imposition progressive dès cette somme (800 000 euros en 2013).

La base de données fiscales, exprimées en valeur courante³ par commune, est issue d'un fichier⁴ de l'administration fiscale qui répertorie tous les redevables à l'ISF, leur contribution totale et leur patrimoine total, sur la période 2002 à 2009 pour chaque commune de plus de 20 000 habitants qui présente plus de 50 redevables à cet impôt afin de préserver l'anonymat. Cette condition d'anonymat induit un biais (CHAMPAGNE et MAURICE, 2001) en particulier pour appréhender la concentration des ménages concernés dans les périphéries des métropoles et dans les zones touristiques faiblement peuplées (TABARD, 1993 ; WANIEZ, 2009). 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 certaine représentativité en valeur. Pour des raisons liées encore à la confidentialité des données, nous ne disposons pas de la composition par ménage des patrimoines détenus. Cette information non diffusée par les services fiscaux constitue un manque important pour l'analyse en particulier pour la décomposition entre patrimoine local et non local des assujettis, et la décomposition entre la part taxable et non taxable du patrimoine. Cette restriction de l'information nous obligera parfois à procéder à des conjectures dans la discussion des résultats de l'étude.

Le choix du département comme échelle spatiale tient à la représentativité des données (l'échelon régional est limité à 24 territoires) et à la disponibilité des variables exogènes, très partielle au niveau communal. Cette disponibilité des variables au niveau départemental permet de saisir la diversité des influences sur les endogènes mais pas les effets de confinement qu'on ne retrouve probablement qu'au niveau des communes voire des IRIS (division communale pour l'organisation du recensement). L'étude se limite donc aux départements métropolitains et la Corse, soit 96 territoires. Du fait des

³ Nous conservons ces valeurs sans les déflater étant donné que la période d'étude (2002-2009) est relativement courte et que l'inflation cumulée sur cette période a été faible (14,8 %).

⁴ [Http://www.impots.gouv.fr/portal/dgi/public/documentation.impot](http://www.impots.gouv.fr/portal/dgi/public/documentation.impot)

contraintes d'anonymat, certains départements n'ont pas d'effectifs de contribuables, ni de valeur de contribution et de patrimoine. Nous les avons néanmoins conservés dans l'échantillon en leur affectant arbitrairement une valeur nulle⁵, considérant que ce biais concernait l'ensemble des départements. A l'opposé, nous conservons également les départements aux valeurs positives extrêmes (Paris, Hauts de Seine, Rhône) afin de mieux cerner les effets de concentration.

2.2. Les variables endogènes

Les variables endogènes brutes fournies par la base de données sont le nombre de redevables par département (NR), la contribution totale à l'ISF par département en euros (CT) et le patrimoine total des contribuables en euros (PT). Pour mieux appréhender l'effet de la population sur les variables brutes, nous travaillerons également sur des variables relatives à la population : nombre de redevables pour 10 000 habitants (NRR), patrimoine moyen ($PM=PT/NR$) et contribution moyenne ($CM=CT/NR$). Enfin, pour faciliter les commentaires en termes d'élasticité, nous procéderons aux transformations logarithmiques des variables.

Si nous envisageons de vérifier l'impact du profil des territoires sur la répartition spatiale des endogènes, nous devons nous assurer que l'« art » français de la défiscalisation n'a pas d'influence sur cette géographie. En effet, les sociétés de gestion de patrimoine proposent aux ménages des services visant à investir leur patrimoine dans des placements dont la valeur ou le financement par l'emprunt peuvent être défiscalisés. Si certains territoires disposent d'une offre quantitative et qualitative plus importante que les autres, le nombre relatif d'assujettis, la contribution et le patrimoine taxable peuvent être plus faibles qu'ailleurs. Pour mesurer l'offre de services de défiscalisation (OSD), nous avons recensé les membres des principales associations⁶ de gestionnaires de patrimoine, disponibles par département à partir de leurs sites web, ce qui montre que cette unité spatiale est aussi une aire de chalandise cohérente pour leurs activités de services. L'appartenance d'un membre à plusieurs associations crée un sureffectif que nous considérons comme une pondération de la qualité de service du cabinet. En effet, ces associations ont pour vocation d'offrir des rapports et des formations à leurs membres, de sorte que l'appartenance d'un cabinet à plusieurs associations accroît probablement son expertise.

En premier lieu, nous devons vérifier si l'offre de services de défiscalisation est négativement corrélée au nombre relatif de redevables, à la contribution ou au patrimoine moyen. Pour la variable dépendante NR, le modèle obtenu est explicatif ($R^2=0,767$) et significatif, avec un paramètre positif (0,297). Pour la variable dépendante PM, le modèle est peu explicatif ($R^2=0,077$) mais significatif (probabilité de Fisher=0,004) avec un paramètre positif (738,47). En conséquence, la présence d'offre de services de défiscalisation n'a donc pas d'impact négatif sur NRR et PM, les modèles ne font que confirmer la localisation des cabinets auprès de leurs clients les plus fortunés. Pour la variable dépendante CM le modèle n'est ni explicatif ni significatif. En second lieu, nous devons vérifier si la présence de la variable OSD influence le lien entre le patrimoine moyen détenu par les redevables et leur contribution moyenne. Dans les territoires où l'offre de défiscalisation est élevée, la contribution moyenne pourrait en effet être plus faible que ne le suggère le patrimoine moyen. Cette influence peut être appréhendée en régressant la variable OSD sur les résidus d'un modèle linéaire entre le patrimoine moyen et la contribution moyenne. Cette régression est peu explicative ($R^2=0,13$) bien que significative (probabilité de Fisher =0,0003) avec un paramètre positif (0,003). En d'autres termes, si l'influence de la variable OSD est significative et perturbe le lien entre CM et PM, cette perturbation reste extrêmement modérée. La répartition spatiale de l'offre de service de défiscalisation ne génère donc qu'une distorsion acceptable des données en regard de nos objectifs.

⁵ Unitaire lorsque les variables subissent des transformations logarithmiques.

⁶ Chambre des indépendants du patrimoine, ANACOFI, CGIFTE, AACIG, CNCIF, CGPI, CGPC.

2.3. Les variables exogènes

Initialement nous avons utilisé 60 variables quantitatives issues de sources différentes permettant une description assez complète des départements. Le choix de ces variables s'est appuyé sur les 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 catégories (offre commerciale, déviance, offre sportive, offre culturelle, logement, fiscalité, dépenses publiques, équipements éducatifs, démographie, équipements de santé, géographie, équipements touristiques, économie).

2.4. Stabilité de la structure géographique des variables.

Si les données fiscales sont disponibles entre 2002 et 2009, les données départementales ne sont fournies que ponctuellement. Or, les valeurs des variables fiscales changent dans le temps. En particulier, on observe une forte augmentation du nombre de redevables et de la valeur du patrimoine, plus liée à la valorisation des actifs mobiliers et immobiliers pendant cette période (GIRARDOT et MARIONNET, 2007) qu'à une modification de la base imposable de l'ISF (BACONNIER et TALY, 2004). Enfin, les économies départementales ont connus des destins différents. Nous avons cependant choisi de rapprocher les endogènes de l'année 2009 des exogènes fournies de 2007 à 2009. Ce choix ne peut se justifier qu'à deux conditions. L'une concerne la stabilité dans le temps de la répartition géographique des variables exogènes, ce qui compte tenu de la nature des variables, est acceptable en dehors des variables économiques conjoncturelles généralement liées au PIB. L'autre concerne la stabilité géographique des endogènes dans le temps.

Pour tester cette stabilité nous avons comparé les rangs annuels des départements de 2002 à 2009 par des coefficients de Spearman pour les variables fiscales et le PIB. Le tableau 1 présente la matrice des coefficients pour les variables CT et NR (la stabilité de PT étant assurée par sa forte corrélation avec la variable CT), avec une forte significativité des tests de corrélation des rangs (p -value $< 0,0001$). Les valeurs du PIB ne sont fournies qu'en 2000 et 2009 avec un coefficient de détermination des rangs de 0,908 et un test de corrélation des rangs très significatif (p -value $< 0,0001$). Compte tenu de la stabilité de l'ordre des unités spatiales, considéré à travers les variables endogènes et exogènes, nous avons donc choisi de mettre en relation les données spatiales et les données fiscales en 2009, pour des résultats très probablement extensibles à l'ensemble des années 2000.

Tableau 1 : Coefficients de détermination (Spearman) des variables CT et NR.

	CT 2002	CT 2003	CT 2004	CT 2005	CT 2006	CT 2007	CT 2008	CT 2009	CT 2010		NR 2002	NR 2003	NR 2004	NR 2005	NR 2006	NR 2007	NR 2008	NR 2009	NR 2010
CT 2002	1	0,979	0,974	0,978	0,971	0,964	0,966	0,952	0,956	NR 2002	1	0,984	0,982	0,992	0,982	0,980	0,977	0,969	0,968
CT 2003	0,979	1	0,995	0,977	0,969	0,965	0,961	0,968	0,971	NR 2003	0,984	1	0,998	0,985	0,979	0,977	0,973	0,979	0,979
CT 2004	0,974	0,995	1	0,979	0,973	0,970	0,966	0,973	0,972	NR 2004	0,982	0,998	1	0,987	0,981	0,978	0,975	0,983	0,982
CT 2005	0,978	0,977	0,979	1	0,988	0,981	0,978	0,970	0,971	NR 2005	0,992	0,985	0,987	1	0,991	0,989	0,988	0,981	0,980
CT 2006	0,971	0,969	0,973	0,988	1	0,996	0,993	0,982	0,981	NR 2006	0,982	0,979	0,981	0,991	1	0,998	0,997	0,992	0,989
CT 2007	0,964	0,965	0,970	0,981	0,996	1	0,994	0,985	0,984	NR 2007	0,980	0,977	0,978	0,989	0,998	1	0,999	0,994	0,989
CT 2008	0,966	0,961	0,966	0,978	0,993	0,994	1	0,986	0,982	NR 2008	0,977	0,973	0,975	0,988	0,997	0,999	1	0,994	0,989
CT 2009	0,952	0,968	0,973	0,970	0,982	0,985	0,986	1	0,993	NR 2009	0,969	0,979	0,983	0,981	0,992	0,994	0,994	1	0,996
CT 2010	0,956	0,971	0,972	0,971	0,981	0,984	0,982	0,993	1	NR 2010	0,968	0,979	0,982	0,980	0,989	0,989	0,989	0,996	1

3. La Méthodologie

A partir des données précédentes, il s'agit d'estimer un modèle dans lequel on cherche à mesurer l'impact de variables exogènes sur chacune des variables endogènes. Cette géographie des détenteurs de hauts patrimoines nécessite de tester l'existence d'autocorrélation spatiale. Il est en effet possible d'envisager que la distribution des endogènes se réalise par un effet de concentration (existence d'une variable endogène décalée) et/ou que cette localisation s'explique par des exogènes spatialement décalées sur des départements de proximité géographique. En somme, il convient potentiellement de spécifier et d'estimer un modèle *DURBIN Spatial* pour chaque endogène où W est une matrice de voisinage, ρ , β et δ les paramètres à estimer pour chaque endogène Y et ϵ le vecteur des résidus pour chaque endogène Y .

$$Y = \rho_Y W Y + X \beta_Y + \delta_Y W X + \epsilon_Y \quad (0)$$

Cette modélisation pose néanmoins des problèmes techniques. D'une part, la prise en compte de 65 variables descriptives permet une lecture détaillée des caractéristiques des départements, mais si les tests statistiques confirment la non-nullité des paramètres des variables décalées (endogène et exogènes) le risque d'indétermination du système s'accroît. D'autre part, il existe une forte présomption de multicollinéarité entre les variables. S'il est possible d'envisager une sélection des variables sur la base de la significativité des paramètres et d'un seuil de tolérance, cette orientation perturbe l'autocorrélation spatiale. En effet, il n'est pas sûr que cette restriction des variables explicatives non décalées ne conduise pas à la suppression de variables décalées pertinentes. Nous avons donc choisi de nous inspirer d'une démarche PCR (Principal Component Regression) mais en utilisant une analyse factorielle pour extraire des variables latentes afin d'utiliser ces dernières dans les modèles de régression. Ce choix d'une analyse factorielle contre d'autres méthodes (composantes principales –PCA– ou partial less square –PLS–) tient uniquement à notre volonté d'identifier précisément les différences entre départements, une démarche inédite dans la littérature française, avant de les mettre en relation avec les variables endogènes. Ainsi, nous avons préféré l'*analyse factorielle* à l'analyse en composantes principales parce qu'elle est utilisée pour identifier une structure latente, et non pour seulement réduire le nombre de dimensions. Dans cette optique, nous travaillons sur la structure des covariances entre les prédicteurs, ce qui explique le rejet de la méthode *PLS* dont l'objectif est de refléter la structure des covariances entre prédicteurs et variables dépendantes. L'analyse factorielle résout enfin les problèmes techniques liés à l'abondance et la multicollinéarité des variables en raison de l'orthogonalité des axes, en permettant d'identifier les variables qui différencient nettement les unités spatiales. Sous réserve des indicateurs de faisabilité de l'analyse factorielle (indice de KAISER-MEYER-OLKIN, Alpha de CRONBACH) et du pourcentage d'inertie restituée par les axes sélectionnés, les tests de corrélation spatiale peuvent être réalisés sur les résidus de la régression entre les endogènes et la projection des départements sur les dimensions retenues après rotation VARIMAX. Les modèles *DURBIN spatial* s'exprimeront alors potentiellement à partir des dimensions D (non décalées et décalées spatialement). Pour les variables endogènes brutes, relatives et leurs transformations logarithmiques, les modèles s'écriront potentiellement :

$$\begin{aligned} NR = \rho_{NR} W NR + D \beta_{NR} + \delta_{NR} W D + \epsilon_{NR} & \quad \ln NR = \rho'_{NR} W NR + X \beta'_{NR} + \delta'_{NR} W X + \epsilon'_{NR} \\ (1) & \quad (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} NRR = \rho_{NRR} W NRR + D \beta_{NRR} + \delta_{NRR} W D + \epsilon_{NRR} & \quad \ln NRR = \rho'_{NRR} W NRR + X \beta'_{NRR} + \delta'_{NRR} W X + \epsilon'_{NRR} \\ (2) & \quad (8) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} PT = \rho_{PT} W PT + D \beta_{PT} + \delta_{PT} W D + \epsilon_{PT} & \quad \ln PT = \rho'_{PT} W PT + X \beta'_{PT} + \delta'_{PT} W X + \epsilon'_{PT} \\ (3) & \quad (9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} PM = \rho_{PM} W PM + D \beta_{PM} + \delta_{PM} W D + \epsilon_{PM} & \quad \ln PM = \rho'_{PM} W PM + X \beta'_{PM} + \delta'_{PM} W X + \epsilon'_{PM} \\ (4) & \quad (10) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} CT = \rho_{CT} W CT + D \beta_{CT} + \delta_{CT} W D + \epsilon_{CT} & \quad \ln CT = \rho'_{CT} W CT + X \beta'_{CT} + \delta'_{CT} W X + \epsilon'_{CT} \\ (5) & \quad (11) \end{aligned}$$

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

$$\ln CM = \rho'_{CM} W CM + X \beta'_{CM} + \delta'_{CM} W X + \epsilon'_{CM} \quad (12)$$

Cependant, une des limites fondamentales de cette approche peut être son manque de précision dans les exogènes. Il pourrait donc être opportun de reprendre les variables exogènes constituant les axes pour préciser l'impact de chacune en terme d'élasticité sur les endogènes. Cette approche peut éventuellement se porter sur des sous-échantillons de départements présentant des saturations spécifiques sur chaque axe.

4. Les résultats

4.1. L'Analyse factorielle sur les variables exogènes

Nous utilisons une méthode d'extraction des facteurs principaux avec rotation VARIMAX. La justification du choix d'une rotation VARIMAX résulte de l'examen des valeurs des coefficients de corrélation entre facteurs dans le cadre de la rotation OBLIMIN. Initialement, le critère du point d'inflexion à 2 coudes nous amène à retenir 5 dimensions restituant initialement 64,5% de la variance totale et présentant une certaine cohérence. Après suppression des variables n'offrant pas de saturation suffisante (corrélations inférieures à |0,4|) et claire sur les axes (0,3 points d'écart de corrélations entre les axes), nous obtenons 26 variables sur 4 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 2). La première dimension (appelée « *territoire métropolitain* ») 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 identifie un « *territoire de villégiature* », espace de résidences secondaires ou occasionnelles, ensoleillé, proche de la montagne (donc du littoral pour les espaces situés au Sud de la France) et doté d'une forte offre commerciale relativement au nombre de résidents permanents. D3 identifie un « *territoire en crise* » subissant un fort taux de chômage et des déviances sociales. Enfin D4 représente un « *territoire aidé* » bénéficiant de dépenses publiques élevées par habitant. La figure (2) cartographie la projection positive des départements sur ces 4 dimensions.

Tableau 2. 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
Nbre 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

4.2. Choix des matrices de contiguïté voisinage et test d'autocorrélation spatiale globale

Les tests d'auto corrélation spatiale et au-delà 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 qui ne peut être contenue que par la multiplication des tests d'autocorrélation portant sur des matrices de voisinages utilisant différents critères. Dans notre cas, compte tenu d'une part des conditions d'anonymat pesant sur notre base de données, d'autre part de la concentration des assujettis dans les communes des villes principales des départements, nous avons opté pour le choix d'une matrice de contiguïté dans laquelle deux départements sont voisins si leurs chefs-lieux (et non leurs centroïdes) ont une distance maximale. Cette distance (euclidienne) fixée à 110 km permet d'assurer un voisinage à chaque unité statistique. A partir d'une matrice de localisation GPS des chefs-lieux, nous avons généré⁷ des matrices de contiguïté standardisées.

4.3. Les tests d'autocorrélation spatiale.

L'autocorrélation spatiale mesure l'intensité de la relation entre la proximité des lieux et leur degré de ressemblance (ANSELIN, 2001). Elle évalue donc le degré de corrélation des valeurs d'une variable aléatoire lié à la disposition géographique des données (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 hypothèse nulle 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 notée p-value. 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 unilatéral⁸ de MORAN figurent dans le tableau 3. On y observe une présence d'autocorrélation spatiale positive significative au seuil ($\alpha=0,05$) pour les seules variables CM, lnCM, ln NR.

Tableau 3 : Résultats du test d'autocorrélation spatiale globale de MORAN.

Endogènes	Test I de MORAN avec randomization (test unilatéral)			
	I	p-value	Écart type de I	Valeurs standardisées
CT	0.0013949	0.3413	0.409	0,40902662
ln CT	0.0492928	0.1359	1.0989	1,09886273
CM	0.2033501	0.0004	3.3176	3,31762992
ln CM	0.1468627	0.0061	2.5041	2,50408593
NR	-0.0070218	0.3867	0.2878	0,28780745
ln NR	0.1685012	0.0024	2.8157	2,81572838
NRR	0.0136528	0.2791	0.5856	0,58556759
lnNRR	0.082225120	0.0578	1.5732	1,57316126
PT	0.002133140	0.3374	0.4197	0,41965881
ln PT	0.066819428	0.0883	1.3513	1,35128509
PM	0.065232764	0.09202	1.3284	1,3284336
ln PM	0.046121438	0.1461	1.0532	1,05318797

⁷ A l'aide de la fonction « dnearneigh » et un « style W » de matrice sous le logiciel R.

⁸ Nous avons choisi un test de Moran unilatéral, l'échantillon étant suffisamment grand pour que les différences avec un test bilatéral soient négligeables (ANSELIN, 2007a, p86).

4.4. Spécification et estimation des modèles

Au final nous devons donc spécifier des modèles différents selon les endogènes. Pour les variables $\ln NR$ et $\ln CM$, les modèles seront spécifiés dans le cadre d'une régression spatiale, les autres variables seront régressées dans le cadre des MCO (tableau 4). Pour spécifier 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). Notons que 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.

Le tableau 5 affiche les résultats de la spécification et de l'estimation des modèles pour les endogènes $\ln NR$ et $\ln CM$. Nous remarquons dans un premier temps que les résidus des MCO sont 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. Le test habituel de normalité de JARQUE BERA rejette néanmoins l'hypothèse nulle de normalité, laquelle n'est validée que par le test de LILLIFORS, montrant l'existence de distributions suffisamment proches de la normalité pour l'utilisation des méthodes d'estimation et des tests précédents. Les tests LMerr étant significatifs mais pas les tests LMlag et les tests RLMerr étant plus significatifs que les tests RLMLag, on spécifie des modèles à autocorrélation spatiale des erreurs pour les deux endogènes. Par ailleurs, les résultats du test SARMA confirment ceux du test de MORAN validant le mauvais choix d'une estimation par les MCO.

Tableau 4 : Estimations (MCO) des modèles pour les endogènes spatialement indépendantes.

	PT	CT	NR	NRR	PM	$\ln PT$	$\ln CT$	$\ln CM$	$\ln NRR$	$\ln PM$
Constante	5.458e+09***	20911596***	2931.2***	25.883***	1510198***	20.2323***	14.5240***	7.9540***	2.70414***	13.6728***
D1	1.853e+10***	83904109***	8648.5***	42.025***	123395***	1.7656***	1.7473***	0.5340**	0.72985***	0.5164
D2	9.933e+08	6157740	266.1	2.203	-41946	-0.8035	-0.6479*	-0.2450	-0.04549	-0.3578
D3	-3.06e+09**	-17331192***	-1074.2**	-2.720	23428	0.8952*	1.0023**	0.4140*	0.29938***	0.3237
D4	1.471e+09	7165332	672.0	2.034	-19136	-0.4445	-0.6940*	-0.3429	-0.11424	-0.2178
R ² (R ² ajusté)	0.8303 (0.8229)	0.805 (0.797)	0.8446 (0.8377)	0.834 (0.8267)	0.152 (0.1148)	0.2357 (0.2021)	0.3567 (0.3284)	0.1437 (0.106)	0.6 (0.5824)	0.0649 (0.02379)
Pr Fisher	< 2.2e-16	3.312e-08	< 2.2e-16	< 2.2e-16	0.004361	5.731e-05	3.312e-08	0.006498	< 2.2e-16	0.1866

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1 (et pour chaque tableau suivant)

Tableau 5 : Spécification et Estimation des modèles pour les endogènes spatialement dépendantes.

		$\ln NR$	$\ln CM$
Spécification du modèle	LMerr	5.3829 (0.02033)	4.0892 (0.04316)
	RLMerr	5.1456 (0.02331)	5.9581 (0.01465)
	LMlag	1.1431 (0.285)	1.7659 (0.1839)
	RLMlag	0.9058 (0.3412)	3.6348 (0.05658)
	SARMA	6.2887 (0.04309)	7.724 (0.02103)
Test de normalité (résidus MCO)	Test de LILLIFORS (D normalisé)	0,209*** (2,046)	0,26*** (2,545)
Estimation du modèle	Constante	4.7085***	6.1637***
	D1	1.3049***	0.5193***
	D2	-0.154779	0.283252
	D3	1.0740***	1.0268***
	D4	-0.296191	-0.213884

	Lag D1	-0.069344	0.096365
	Lag D2	-0.056422	-0.331677
	Lag D3	-0.9038***	-1.3403***
	Lag D4	0.053793	-0.019045
Qualité du modèle	Rho	0,274	0.22922
	LR test value	3,719	2.615
	p-value	0,053	0,105
	Asymptotic standard error	0,125	0,128
	z-value	2,18	1,777
	p-value	0.029217	0.0040585
	Wald statistic	4,754	3,158
	p-value	0,029	0,075
	Log likelihood	-158.8333	-191.3942
	AIC	339.67	404.79
	LM test value(for residual autocorrélation)	0,038	0,405
	p-value	0,845	0,524
	Likelihood ratio	5,304	8,807
	p-value	0,257	0,066
Log lik. ratio for spatial Im de Durbin	-158,83	-191,39	
Log lik. ratio for spatial Im de err.	-161,48	-195,79	

L'estimation d'un modèle Durbin spatial conduit au choix d'un modèle à exogènes 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 ρ et la nécessité d'introduire une variable endogène décalée supplémentaire. Si ce résultat est clair pour la variable ln CM, il l'est nettement moins pour la variable ln NR ce qui conduit à des tests souvent peu significatifs pour cette variable⁹. D'autre part, le LM test rejette l'hypothèse d'une autocorrélation supplémentaire des erreurs pour les deux endogènes. Enfin l'existence d'un facteur commun est rejetée pour les deux endogènes, le ratio du log du maximum de vraisemblance du modèle DURBIN étant supérieur à celui du modèle à autocorrélation des erreurs. On vérifie par ailleurs que les modèles spécifiés ont obtenus des AIC inférieurs à ceux des modèles linéaires.

4.5. Estimation des élasticités des variables d'origine pour les départements urbanisés et les départements en crise.

Compte tenu de la significativité et du poids des dimensions relative à l'urbanité et à la crise sur les endogènes brutes et relatives, il convient *in fine* d'aborder l'explication de ces variables avec plus de précision. Pour ce faire nous considérons les sous échantillons des départements ayant des coordonnées positives sur ces dimensions et opérons des régressions multiples entre les ln des endogènes 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 endogènes ne présentant pas de dépendance spatiale, les estimations se faisant sans biais à partir des MCO, la méthode pourrait donc poser problème pour les endogènes 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 dans la matrice de contiguïté 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 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. 36 départements forment le sous échantillon des départements les plus en crise, représentant 21%

⁹ L'estimation du seul modèle à endogène décalée pour lnNR donne un p (=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.

de la contribution totale, 39,2% du nombre de redevables et 34,1% du patrimoine total. La sélection des exogènes des modèles s'est opérée par une méthode descendante puis par suppression pas à pas des variables dont les seuils de tolérance sont inférieurs à 0,3. Les modèles retenus ont donc des paramètres significativement différents de 0 avec une multicollinéarité contrôlée des variables explicatives. Les tableaux 6 et 7 présentent les résultats d'estimation des élasticités.

Tableau 6 : Estimation des élasticités pour les départements les plus urbanisés.

Régressions sur les endogènes relatives	Ln Nombre Assujettis / 10000 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
Ln Vols d'automobiles					-0,063*	0,732
Régressions sur les endogènes absolues	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

Tableau 7 : Estimation des élasticités des exogènes pour les départements les plus en crise.

	Ln Nombre Assujettis (R ² =0,92, R ² aj=0,914, PrF<0,0001)		Ln Patrimoine Total (R ² = 0,920, R ² aj=0,910, PrF<0,0001)		Ln Contribution Totale (R ² =0,904, PrF<0,0001)		Ln contribution moyenne (R ² =0,406, R ² 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 Etablissements enseignement supérieurs							0,408***	0,428

5. Commentaires et discussions des résultats.

Les résultats de l'étape 4 ne peuvent être appréhendés qu'en ayant à l'esprit les limites liées à la base de données (absence des communes de moins de 20.000 habitants ou contenant moins de 50 assujettis) et à l'extraction des facteurs (les dimensions retenues décrivent 72,86% de variance). Cependant ces résultats apparaissent assez clairement pour les variables endogènes brutes en termes de significativité (probabilité de Fisher <0,0001) et d'explicativité ($R^2 > 0,797$ à l'exception de la variable PM).

5.1. Les influences sur les variables brutes (NR, PT, CT)

Les régressions multiples (estimées par MCO sur les dimensions de l'analyse factorielle) génèrent des modèles fortement explicatifs de la répartition spatiale des endogènes brutes ($R^2 > 0,8$). Ils montrent que la dimension « *territoire métropolisé* » présente un impact significatif et positif sur les valeurs du patrimoine total, de la contribution totale et du nombre de redevables. Les valeurs des paramètres sont particulièrement élevées par rapport à celles des autres dimensions ce qui révèle la prédominance de cette dimension dans l'explication de la distribution géographique des endogènes brutes. Ce sont donc des territoires particulièrement attractifs, ce qui est assez cohérent avec les résultats de KIRGHGASSNER et POMMERHNE (1996) pour la localisation des ménages fortunés suisses, et les études françaises sur la répartition géographique des revenus imposables et de la composition professionnelle.

Le territoire est attractif (respectivement répulsif) dans la seule mesure où le nombre (brute ou relatif) d'assujettis s'y accroît (respectivement s'y réduit). Cependant, l'accroissement du nombre d'assujettis peut provenir du territoire lui-même (par augmentation des revenus ou de la valeur du patrimoine détenu) ou d'autres territoires. Dans le premier cas l'attractivité est statutaire, dans le second elle relève d'une attractivité géographique de ménages ayant déjà un statut d'assujettis. Néanmoins nous ne distinguons pas ces deux aspects dans nos résultats, d'une part en raison d'une lecture instantanée qui nous prive d'une méthode de différenciation et, d'autre part, parce que l'immobilité des nouveaux assujettis trouve aussi ses fondements dans l'attractivité perçue de leur territoire de résidence. Cette confusion des sens de l'attractivité explique sans doute la prédominance de D1 dans la mesure où les territoires les plus urbanisés sont aussi ceux où les revenus et la valorisation foncière et immobilière s'accroissent le plus rapidement.

A l'inverse, la significativité et la négativité des paramètres associés à la dimension « *territoire en crise* » montre sa répulsivité. Notons que la valeur du paramètre associé à D3 est beaucoup plus faible que celle du paramètre associé à D1, révélant la relative faiblesse de cette répulsivité. Comme précédemment il peut être utile de distinguer deux effets de la crise. Le premier réduit les revenus et dévalorise le patrimoine provoquant une perte de statut d'assujettis pour certains ménages. Cependant, ce premier effet peut être compensé par la vente des biens professionnels de la part de ménages dont l'activité est en difficulté, conduisant à une augmentation de leur patrimoine privé et à leur éligibilité au statut d'assujettis. Le second effet répulsif est lié à la dégradation des conditions de vie et conduit les ménages à changer de territoire sans perte de leur statut d'assujettis. Ce dernier effet est donc particulièrement faible, traduisant peut être l'existence de freins sociaux à la mobilité liés à un statut de « notable » des ménages concernés, ou de freins économiques liés à l'activité.

La dimension « *territoire de villégiature* » n'a pas d'influence (directe ou décalée) significative sur le patrimoine et le nombre de ménages assujettis. Les territoires touristiques ne sont donc pas très attractifs. Le résultat paraît étonnant si l'on considère la mobilité prétendue des détenteurs du capital et l'attrait a priori des aménités de ces territoires. Enfin, notons que la dimension « *territoire aidé* » ne

présente pas d'impact significatif sur les endogènes brutes, ce qui signifie qu'il n'y a que peu de lien entre les territoires en crises et la répartition spatiale des dépenses publiques des territoires et que l'intervention publique (financée en partie par l'impôt local) n'est pas répulsive pour les ménages fortunés (ce qui impliquerait un paramètre significativement différent de 0 et négatif). Le patrimoine total, la contribution totale et les effectifs de redevables semblent donc se concentrer dans les territoires offrant des services urbains, et des niveaux de croissance et de développement élevés. En revanche, à cet échelon spatial départemental, il n'existe pas d'effet de voisinage significatif. En particulier et contrairement à ce que nous pouvions anticiper, la proximité des départements touristiques n'a pas d'effet sur les endogènes brutes.

5.2. Les influences sur les variables relatives (NRR, PM, CM)

L'expression relative des endogènes confirme le rôle de la dimension « *territoire métropolisé* » avec une influence significative, élevée et positive sur le patrimoine moyen et le nombre d'assujettis pour 10.000 habitants, et infirme encore le rôle des dimensions « *territoire de villégiature* » et « *territoire aidé* ». En revanche nous observons une évolution du statut de la dimension « *territoire en crise* » et une très faible explicativité du modèle (4).

Tout d'abord, la très faible explicativité du patrimoine moyen par les dimensions de l'analyse factorielle est étonnante compte tenu des R^2 très élevés des modèles de prédiction de ses composantes (PT et NR). Un tel résultat traduit l'existence d'*outliers* dans le nuage de points présentant un patrimoine anormalement élevé (ou faible) pour le nombre d'assujettis recensés. En rapprochant la carte de distribution du patrimoine moyen des cartes représentant les dimensions, on y observe logiquement une élévation du PM dans les départements les plus urbanisés, mais aussi dans des départements plus ruraux. Pour ces derniers deux remarques paraissent pertinentes. D'une part, certains territoires (en particulier au centre), ayant un faible nombre (brut ou relatif) d'assujettis, présentent un patrimoine moyen élevé, ce qui traduit une très forte concentration de la richesse. D'autre part, il est tout à fait intéressant d'observer un patrimoine moyen notoirement élevé 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). Les effets de concentration de la richesse et de valorisation foncière de quelques départements réduisent donc la portée explicative des dimensions de l'analyse factorielle.

Par ailleurs, l'impact négatif de D3 sur le nombre d'assujettis devient non significatif sur le nombre relatif d'assujettis et sur le patrimoine moyen. D'une part, l'absence d'influence significative sur le nombre relatif d'assujettis implique que le dénominateur du rapport (la population des territoires en crise) connaît des évolutions assez déconnectées de l'effet de crise. Lorsque nous comparons l'évolution démographique des départements (figure 2) avec la carte des projections des départements sur la dimension « *territoire en crise* », nous observons effectivement cette diversité d'évolution. Pour évaluer cette hypothèse nous avons calculé une régression entre les projections des départements sur D3 en 2009 et le taux de croissance de la population de ces départements entre les deux recensements (1999, 2009). Or, les résultats montrent une absence de lien significatif et explicatif ($R^2=0,003$; probabilité de Fisher=0,570).

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 dont l'équilibre reste incertain. En premier lieu, nous pouvons admettre que la situation de crise finit par affecter la richesse et le patrimoine des ménages localisés sur le territoire concerné. En second lieu, sachant qu'en tendance plus la fortune s'accroît, moins le patrimoine détenu est local (CONSEIL DES PRELEVEMENTS OBLIGATOIRES, 2010), 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 (la baisse du patrimoine total étant moins rapide que celle du nombre d'assujettis). Le rapport entre le patrimoine total et le nombre d'assujettis subit donc deux mouvements contraires. L'absence d'impact de D3 sur le patrimoine moyen traduit donc une diversité

spatiale du patrimoine détenu par les ménages assujettis à l'ISF selon les espaces d'appartenance, pour laquelle nous ne disposons cependant pas de données complémentaires permettant d'estimer précisément chaque mouvement. Cette incertitude contribue encore à la baisse d'explicativité du modèle de PM.

Les tests de d'autocorrélation spatiale, compte tenu de la matrice de contiguïté choisie, montrent l'absence de dépendance significative des endogènes (brutes ou relatives) avec des endogènes ou des exogènes décalées. En somme, la valeur du patrimoine détenu et la concentration des ménages assujettis ne révèlent pas d'effet de confinement à cette échelle territoriale ou d'effet des variables exogènes des départements voisins sur les endogènes d'un département donné. On peut donc en conclure que les endogènes brutes ou relatives varient géographiquement de manière assez continue, se différenciant globalement sans rupture significative.

5.3. L'influence des dimensions sur les transformations logarithmiques des variables brutes et relatives

Ce n'est que par la transformation logarithmique des endogènes, précisément pour $\ln NR$ et $\ln CM$ que l'autocorrélation spatiale apparaît sous la forme de modèles à exogènes décalées. Les modèles estimés ont la même configuration pour les deux variables, avec un impact significatif et positif des dimensions D1 et D3 et un impact négatif décalés de D3. Sous réserve que ces résultats ne proviennent pas d'un artefact de la transformation logarithmique, ils laissent à penser que l'extension territoriale de la crise finit par réduire la valeur du patrimoine et/ou l'effectif des assujettis. Si nos données ne permettent pas d'expliquer un tel phénomène nous pouvons cependant émettre une conjecture. En situation de crise les assujettis peuvent être amenés à la cession de leurs biens professionnels, ce qui accroît mécaniquement leur patrimoine privé. La crise accroît donc la contribution moyenne, et éventuellement le nombre de redevables lorsque la vente de biens professionnels conduit des ménages non assujettis au statut d'assujettis. La vente des biens professionnels suppose néanmoins l'existence de repreneurs, ce qui reste incertain lorsque la crise se généralise aux territoires voisins. L'absence de marché pour la reprise d'activités se traduit par une baisse des prix des actifs professionnels, voire une annulation en cas de faillite. Le patrimoine peut alors être cédé pour financer les dépenses. L'effet est la réduction des contributions moyennes, voire du nombre de redevables lorsque les ménages voient leur patrimoine passer en dessous du seuil de taxation. Une telle hypothèse ne peut être validée que par des données complémentaires, et une vision dynamique.

Pour la variable $\ln CM$, Paris, Hauts-de-Seine, Haute Corse et Gironde apparaissent nettement comme des départements payant de fortes contributions moyennes et entourés de territoires à faibles contributions moyennes. D'autres départements à faible contribution moyenne sont entourés de départements au même profil (Ardèche, Corrèze et Haute Loire) ou de départements à forte contribution moyenne (Creuse, Ariège, Haute Saône, ce qui n'est qu'arbitraire puisque ces départements sans données ont été affectés d'une valeur unitaire). On observe encore une forte concentration des assujettis ($\ln NR$) dans Paris et Hauts-de-Seine, révélant une autocorrélation négative avec leurs voisins nettement moins dotés (Eure-et-Loire, Seine-et-Marne, Oise, Val-d'Oise, Eure, Seine-Saint-Denis, Essonne).

La transformation logarithmique des autres variables ne donne pas les résultats espérés. Bien que les modèles (à l'exception de $\ln PM$) soient globalement significatifs, ils sont très peu explicatifs ($R^2 < 0,36$) sauf pour $\ln NRR$ ($R^2 = 0,6$). Pour cette dernière, on retrouve les impacts positifs et significatifs de D1 et, dans une moindre mesure de D3, déjà commentés pour les variables spatialement corrélées.

5.4. Les élasticités des variables exogènes sur les territoires métropolisés et les territoires en crise

L'étape 5 permet de préciser les résultats obtenus ci-dessus. Il est intéressant de noter que la diversité souhaitée des variables pour décrire les territoires s'avère assez peu pertinente in fine puisque seul un petit nombre de variables a un impact significatif sur les variables endogènes.

Pour le sous-échantillon des départements les plus urbanisés, les modèles proposés (tableau 6) sont tous significatifs avec des probabilités de Fisher inférieures au seuil $\alpha=0,0001$ et explicatifs avec des R^2 ajustés allant de 0,651 (pour le patrimoine total) à 0,829 (pour la contribution totale). Que le nombre d'assujettis soit donné en valeur brute ou en valeur relative, les variables dont l'impact est positif sont la richesse (PIB par habitant), l'ensoleillement et avec une moindre élasticité la proximité de la montagne. Les effets négatifs de la présence de résidences secondaires et positifs de capacités hôtelières semblent cohérents avec la recherche de richesse et de services offerts par les centres urbains plutôt que les zones touristiques peu animées des résidences secondaires. Rappelons que la variable « capacité hôtelière » est la plus corrélée à l'axe D1.

La contribution totale est également sensible à la richesse par habitant, l'ensoleillement et la capacité hôtelière mais se réduit avec l'habitat collectif, traduisant probablement une diversité non désirée de population par les ménages les plus aisés et les équipements commerciaux par habitant, ici les boulangeries. Rappelons que la variable « boulangeries » par habitant est particulièrement élevée dans les zones touristiques où l'offre est proportionnée à la population de la saison touristique et non à celle des résidents permanents.

La contribution moyenne est moins sensible à la richesse que la contribution totale et présente des variables différentes. Elle affiche une élasticité négative aux dépenses de fonctionnement des départements et une élasticité positive au taux de chômage. D'une part, cette dernière que l'on retrouve, pour une valeur plus faible, dans les résultats concernant le patrimoine moyen, est cohérente avec la tendance croissante à l'inégalité sociale en France. Selon l'INSEE (2012) en 2010, les 10% les plus riches détenaient 48% du patrimoine total des ménages français contre 46% en 2004, alors que les 50 % les moins riches voyaient leur part stagner à 7%. D'autre part, les dépenses de fonctionnement des départements étant données par habitant, elle varie avec la densité de la population. Plus les départements concentrent de la population, notamment « les territoires métropolisés » plus les coûts de fonctionnement des services publics et des infrastructures locales par habitant diminuent. La contribution moyenne et le patrimoine moyen, augmentant avec D1, ils subissent donc un impact négatif des dépenses de fonctionnement. Ajoutons que le patrimoine moyen est positivement influencé par le nombre de médecins et le nombre de nuitées touristiques et négativement par le nombre de magasins de meuble (par habitant) et de vols d'automobiles, seule variable de déviance ayant un impact significatif mais extrêmement faible. Chaque effet décrit logiquement une localisation des patrimoines moyens les plus élevés dans des territoires très urbanisés, dotés en services et relativement paisibles.

Enfin, la localisation du patrimoine total semble positivement déterminée par l'urbanité des territoires et leur tertiarisation (forte élasticité positive des variables « capacité hôtelière » et surtout « services marchands »), et négativement influencée par la diversité sociale (élasticité négative mais modérée de l'habitat collectif). Néanmoins, nous devons veiller, tant pour le patrimoine total que pour les autres variables brutes ou relatives, à contrôler le sens de la relation entre l'urbanité et la localisation des endogènes. En d'autres termes, les redevables se localisent-ils dans les territoires les plus urbanisés, ou est-ce l'urbanisation des territoires qui génère des patrimoines élevés ? La question doit être posée en particulier parce que la pression urbaine accroît le patrimoine foncier et immobilier entrant dans la déclaration à l'ISF. Plus précisément, l'immobilier contribue à plus de 74% à la croissance du patrimoine brut des ménages depuis 1987, dont 60% sont directement imputables à l'augmentation du prix de l'immobilier et du foncier (GIRARDOT et MARIONNET, 2007). Le poids de la résidence principale dans le patrimoine des ménages est estimé à 40% fin 2003. Cependant, « les données de la direction générale des finances publiques (DGFIP) sur le patrimoine soumis à l'impôt de solidarité sur la fortune 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 déclarés pour les 1% de redevables les plus aisés » (CONSEIL DES PRELEVEMENTS OBLIGATOIRES, 2010). Les territoires le plus urbanisés contenant les patrimoines les plus élevés, l'effet de l'urbanisation sur les variables endogènes n'est donc que limité.

Pour le sous-échantillon des départements les plus en crise (tableau 7), nous trouvons une structure similaire pour les modèles concernant les endogènes brutes. Comme pour les départements les plus urbanisés on retrouve l'impact négatif de la proximité de la montagne et l'impact positif de la capacité hôtelière sur lesquels nous ne revenons pas. De la même manière l'élasticité positive de la part d'espace naturel est justifiée la concentration des endogènes brutes dans les territoires les plus urbanisés. Il est en revanche étonnant de constater que l'élasticité la plus élevée des modèles est celle concernant la présence de médecins spécialistes, soit parce qu'ils attirent les ménages les plus fortunés, soit parce que dans ces départements en crise ils constituent une partie essentielle des ménages les plus aisés.

Parmi les endogènes relatives, seule la variable CM est influencée par D3 et fait l'objet d'une estimation des élasticités. Cependant, le modèle présente encore une faible explicativité. On y retrouve un impact négatif assez élevé des boulangeries et un impact positif des établissements d'enseignement supérieur, ce qui décrit bien l'accroissement de CM dans les espaces en crise les plus urbanisés.

Il est intéressant de rapprocher ces résultats de l'enquête effectuée par ALEXANDRE *et al.* (2010) sur l'attractivité des résidents (sans distinction patrimoniale) pour les villes françaises. Le tableau 8 fournit les résultats d'estimation des paramètres et leur significativité pour les variables retenues par les auteurs. Pour les variables partagées entre les deux études (en gras dans le tableau) apparaît en premier lieu une certaine cohérence des résultats. La variable Sud (fortement corrélée à notre variable « Nombre d'heures d'ensoleillement »), la densité hôtelière, et la densité de médecins spécialistes, ont des impacts positifs et significatifs sur l'attractivité résidentielle des villes. Il n'y aurait donc pas de spécificité des ménages fortunés en regard de ces variables par rapport aux ménages en général. En revanche l'impact positif de la richesse par habitant et l'impact négatif de la proximité de la montagne présents dans notre étude ne sont pas significatifs pour l'ensemble des ménages. Par ailleurs, on observe que la variable la plus répulsive pour l'ensemble des ménages (densité d'établissement supérieur) a un impact positif sur les contributions et attire donc les patrimoines les plus élevés. A l'inverse la variable la plus attractive pour l'ensemble des ménages (densité de commerce de proximité) a un impact négatif sur les contributions. Enfin si la part des locataires (corrélée à notre part d'habitat collectif) est répulsive pour l'ensemble des ménages, elle n'est pas significative dans notre étude mais contribue à la baisse des contributions.

Tableau 8 : Estimation des paramètres de l'étude (approche multivariée) d'Alexandre et al. (2011)

Variables	Coefficients	T de Student
Constante	-0,031	-1,59
Sud	0,027	3,7
Part des Catégorie socio professionnelle supérieure	0,43	2,8
Densité de commerces de proximité	16,547	2,7
Densité hôtelière	2,32	3,6
Densités de médecin spécialistes	5,53	2,3
Part de logements construits entre 1949 et 1974	-0,103	-4,14
Part des locataires	-0,111	-4,3
Densité d'établissement d'enseignement supérieur	-276,53	-2,9
Taille population	-0,0049	-2,7
Densité Zone Education Prioritaire	-291,87	-2,2

Conclusion

Ce papier s'est attaché à la compréhension de la localisation résidentielle des ménages détenteurs de hauts patrimoines, représentant une cible potentielle pour les politiques d'attractivité des territoires. L'étude est menée à partir d'une base de données géo localisées permettant de disposer de variables brutes (nombre d'assujettis, patrimoine total et contribution totale) et de variables relatives (nombre d'assujettis par habitant, patrimoine moyen et contribution moyenne) à l'échelle départementale ainsi

que des données décrivant les profils multidimensionnels de ces unités spatiales. Les résultats obtenus sont significatifs et montrent une forte attractivité des territoires les plus urbanisés et la assez faible répulsivité des territoires en crise. Deux variables font cependant exception à cette répulsivité. Le patrimoine moyen croît dans les territoires en crise et cette dernière n'a pas d'impact significatif sur le nombre d'assujettis par habitant. A cette vaste échelle territoriale, nous n'observons pas d'autocorrélation spatiale sous la forme de confinement (modèle à endogènes décalées), mais pour les transformations logarithmiques des variables (nombre de redevables et contribution moyenne) l'existence de modèle à exogènes décalées. On montre ainsi que le voisinage de territoires en crise a un impact négatif sur le nombre de redevables et la contribution moyenne. En somme, si la situation de crise d'un territoire n'implique plus d'effet négatif sur le nombre d'assujettis et le patrimoine moyen, son extension géographique finit par impacter négativement ces variables.

Compte tenu de l'attractivité des territoires les plus urbanisés et de la sélection des variables descriptives des territoires par l'analyse factorielle, nous avons pu calculer la sensibilité des endogènes (base ISF) à ces variables explicatives sur ces territoires. Les élasticités calculées par régression multiple sur les données logarithmiques fournissent quelques précisions. Peu de variables ont réellement un impact. On retiendra essentiellement l'impact positif de la richesse (par habitant), de l'ensoleillement et de la proximité à la montagne (donc au littoral sud de la France pour l'essentiel), pour le nombre d'assujettis (brut ou par habitant) et de la capacité hôtelière pour l'ensemble des endogènes brutes. On note également le caractère répulsif de l'habitat collectif pour la contribution et le patrimoine totaux, et des dépenses de fonctionnement des départements pour la contribution et le patrimoine moyens. L'impact positif du taux de chômage pour ces derniers vient confirmer ce qui précède sur le lien avec la situation de crise. Enfin, l'influence des autres variables reste limitée voire non significative ce qui est en soi une information intéressante en particulier pour les variables concernant la déviance ou les taux d'équipement de santé et d'éducation.

Cependant, l'étude n'est pas sans limites ni perspectives. D'une part, la contrainte de confidentialité sur les données d'ISF déforme sans doute l'approche, notamment sur les zones touristiques à faible densité démographique, mais la levée de ce biais par les services fiscaux reste tout à fait improbable. D'autre part, la structure du patrimoine détenu par les ménages assujettis à l'ISF, en particulier la répartition entre patrimoine « local » et patrimoine « global », semble nécessaire pour une meilleure compréhension des effets de crise. Enfin, la structure des dépenses des détenteurs de hauts patrimoines est insuffisamment étudiée, notamment la répartition entre dépenses locales et non locales permettant de mieux valider leur poids dans l'économie présente.

Bibliographie

- Alexandre, H.; Cusin, F., and Juillard, C. 2010. L'attractivité résidentielle des agglomérations françaises. Working Paper. Chaire Ville et Immobilier. Paris: Fondation Paris Dauphine,
- Anselin, L. 2007a. Spatial Regression Analysis with R. Spatial Analysis Laboratory. Department of Geography. Urbana, Ill.: Center for Spatially Integrated Social Science.
- Anselin, L. 2007b. Spatial Econometrics. In *Palgrave Handbook of Econometrics, Econometric Theory*, eds. T.C. Mills and K. Patterson, 1. Palgrave: Macmillan.
- Anselin, L., and Florax, R.J. 1995. Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence. In *New Directions in Spatial Econometrics*, eds. L. Anselin L. and R.J. Florax, Springer- Berlin: Verlag.
- Anselin, L., and Rey, S. 1991. Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis* 26:112-131.
- Aviat, A.; Bricongne, J.C., and Pionnier, P.A. 2007. Richesse patrimoniale et consommation un lien tenu en France, fort aux Etats Unis. *INSEE Note de conjoncture* December:37-52.
- Bacconnier, R., and Taly, M. 2004. L'impot sur la fortune en France, Peut-on le reformer? *Commentaire* 27:808-809.
- Bihr, A., and Pfefferkorn, R. 1999. *Déchiffrer les inégalités*. 2nd eds. Paris: Syros.
- Bouzouina, L., and Mignot, D. 2005. Disparités de revenus à différentes échelles spatiales en France de 1985 à 2001. In *Villes et territoires face aux défis de la mondialisation*, XLI colloque ASRDLF, September 5-7, Dijon.

- Bouzouina, L. 2007. Concentrations spatiales des populations à faible revenu, entre polarisation et mixité. *Pensée plurielle* 3:59-72.
- Capello, R., and Faggian, A. 2005. Collective Learning and Relational Capital in local Innovation Processes. *Regional Studies* 39:1 75-87.
- 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. In *Villes et territoires face aux défis de la mondialisation*, XLI colloque ASRDLF, September 5-7, Dijon.
- Champagne, V., and 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 Economique* Paris:La Documentation Française.
- Chantelot, S. 2010. La géographie de la classe créative : une application aux aires urbaines françaises. *Revue Canadienne de Science Régionale* 33:3 89-108.
- Cliff, A.D., and Ord, J.K. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Davezies, L., and Lejoux, P. 2003. Un train peut en cacher un autre. Derrière l'économie productive, attention à l'économie présente. In *concentration et ségrégation, dynamiques et inscriptions territoriales*, XXXIX colloque ASRDLF, September 1-3, Lyon.
- Donzelot, J. 2004. La ville à trois vitesses: relégation, périurbanisation, gentrification. *Esprit* 303:14-39.
- Falg, P. 2008. Le palmarès des départements. *l'Express* June 19.
- Fitoussi, J.P., and Van Haepere, B. 1998. Inégalités de revenus, marchés du travail et politique de transferts. Comparaison internationale et décomposition par sources de revenus. Discussion Papers. Paris: Institut de Recherches Economiques et Sociales.
- Florax, R., and Folmer, H. 1992. Specification and Estimation of Spatial Linear Regression Models. *Regional Science and Urban Economics* 22:405-432.
- Florida, R. 2003. Cities and the creative class. *City and community* 2:1 3-19.
- François, J.; Mathian, H.; Ribardièrre, A., and Saint-Julien, T. 2003. Les disparités des revenus des ménages franciliens en 1999: approche intercommunale et infracommunale, évolution 1990-1999, Rapport pour la DREIF. Paris: DREIF.
- Galster, G. 2001. On the nature of neighbourhood. *Urban Studies* 38:12 2111-2124.
- Gaschet, F., and 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. Unfolding and configuring two decades of research and publications on place marketing and place branding. *Place Branding and Public Diplomacy* 7:91-106.
- Hankinson, G. 2004. Relational network brands: Towards a conceptual model of place brands. *Journal of Vacation Marketing* 10:2 109-121.
- 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.
- Gotman, A. 1995. *Dilapidation et prodigalité*. Essais et Recherches, Paris: Nathan.
- Insee. (2012), Les revenus et le patrimoine des ménages. Collection Insee références, Paris: Insee.
- Jargowsky, P.A. 1996. Take the Money and Run: Economic Segregation in U.S. Metropolitan Areas. *American Sociological Review* 61:984-998.
- Lacour, C., 2008. *Métropolisation et ségrégation*. Bordeaux: Presses universitaires de Bordeaux.
- Girardot, P., and Marionnet, D. 2007. La composition du patrimoine des ménages entre 1997 et 2003. *Bulletin de la Banque de France* 167.
- Kirchgässner, G., and Pommerehne, V.W. 1996. Tax harmonization and tax competition in the European Union: Lessons from Switzerland. *Journal of Public Economics* 60:3 351-371.
- Lagendijk, A. 2006. Learning from conceptual flow in regional studies: framing present debates, unbracketing past debates. *Regional Studies* 40:4 385-399.
- Maurin, E. 2004. *Le ghetto français, enquête sur le séparatisme social*. Paris: Le Seuil.
- Orfeuill, J.P., 2000, *Stratégies de localisation - Ménages et services dans l'espace urbain*. Paris: La Documentation française.
- Massey, D.S., and Eggers, M.L. 1990. The ecology of Inequality: Minorities and the Concentration of Poverty, 1970-1980. *American Journal of sociology* 95:1153-1188.

- Metaxas, T. 2010. Place marketing, place branding and foreign direct investments: Defining their relationship in the frame of local economic development process. *Place Branding and Public Diplomacy* 6:3 228–243.
- Molotch, H. 1976. The city as growth machine: toward a political economy. *American Journal of Sociology* 82:309-322.
- Morgan, N.J.; Pritchard, A., and Pride, R. 2011. *Destination Brands: Managing Place Reputation*. Oxford: Elsevier.
- Moulaert, F., and Sekia, F. 2003. Territorial Innovation Models: a Critical Survey. *Regional Studies* 37:3 289-302.
- Pike, S.D. 2009. Destination brand positions of a competitive set of near-home destinations. *Tourism Management* 30:6 857-866.
- Pinçon, M., and Pinçon-Charlot, M. 2004. *Sociologie de Paris*. Paris: La Découverte.
- Rapetti, D. 1989. L'impôt dans la ville. de la rue aux quartiers nantais (1972-1980). *Mappemonde*.
- Rouxel, M. 2003. La carte de France des revenus déclarés. *Insee Première* mai, 900:1-4.
- Sagot, M. 2002. *La polarisation sociale de l'espace francilien au regard de l'économie et du logement*. IAURIF, CAE, Paris: MIMEO.
- Simmie, J. 2005. Innovation and space: a critical review of the literature. *Regional Studies* 39:789–804.
- Tabard, N. 1993. Des quartiers pauvres aux banlieues aisées: une représentation sociale du territoire. *Economie et statistique* 270:1 5-22.
- Waniez, P. 2009. Fiscalité et territoire en France: l'Impôt sur le Revenu des Personnes Physiques (IRPP). *Cybergeo: European Journal of Geography*.
- XERFI. 2012. *Les stratégies des groupes de luxe Diversification géographique, repositionnement des marques, défis de la digitalisation : quel modèle bâtir dans un secteur en mutation?* Rapport XERFI, Paris: Xerfi.
- Zenker, S.; Petersen, S., and Aholt, A. 2009. Development and Implementation of the Citizen Satisfaction Index (CSI): Four Basic Factors of Citizens. Satisfaction, n°39, Institute of Marketing and Media, Universität Hamburg.
- Zenker, S. 2009. Who's your target? The creative class as a target group for place branding. *Journal of Place Management and Development* 2:1 23-32.