

Réformer la taxe d'habitation ?
Enjeux, débats et réflexion autour d'un impôt local français

Par Benjamin VIGNOLLES (PSE, ENSAE, ENS Cachan)
Mémoire du M2 « Analyse et Politiques Économiques » (APE – PSE)

Sous la direction de Julien GRENET (PSE, CNRS)

Dans le cadre de l'Institut des Politiques Publiques (IPP – PSE/CREST)

Remerciements

Je tiens à remercier Julien GRENET, qui m'a proposé ce sujet de recherche et qui m'a encadré tout au long du travail d'écriture, pour sa présence et ses précieux conseils, notamment en matière de calculs fiscaux.

Je remercie également Laurent GOBILLON pour avoir accepté d'être rapporteur dans le jury de soutenance de ce mémoire.

Je remercie également toute l'équipe de la sous-direction des Statistiques du Logement et de la Construction du Service d'Observation et de Statistiques (SOeS) du Commissariat Général au Développement Durable (CGDD), où j'ai effectué l'essentiel de mon travail sur les données, pour leur accueil chaleureux et leurs remarques toujours utiles. Je remercie tout particulièrement Annie MESRINE, qui dirige le bureau au sein duquel j'ai été accueilli, ainsi que Pierre-Yves ROME, responsable du système informatique du Ministère de l'Ecologie, de l'Energie et du Développement Durable, qui ont tous deux grandement facilité mon accès aux données.

J'adresse un remerciement tout particulier à Samuel MENARD, pour sa riche expérience de gestionnaire de « grosses » bases de données et de statisticien spécialiste des questions de logement, qu'il a partagée avec moi au cours de conversations toujours très intéressantes pour mon étude et moi-même.

Je remercie également Martin CHEVALIER pour sa présence soutenue de « guide » hors pair et de sociologue statisticien, toujours à l'affût des moindres failles dans la construction des indicateurs et la modélisation des phénomènes.

Enfin, je remercie Jeanne VIGNOLLES, Nathalie DANIAUD, Caroline GAWLAS et Florian KRZYZANOVSKI pour leurs remarques très pertinentes sur mon texte.

Sommaire

Introduction	1
1. La taxe d'habitation, enjeux et débats	1
2. Des données riches et diverses	4
3. Qui paye la taxe d'habitation ? Calculs, méthodes et résultats	6
3.1. La taxe d'habitation, une architecture complexe.....	7
3.2. Qui paye la taxe d'habitation ?.....	10
4. Deux réformes possibles pour la taxe d'habitation	22
4.1. Débats et méthodes.....	22
4.2. Simulations et résultats.....	28
Conclusion	37
Bibliographie	38

Introduction

Ce travail a pour but de dresser un tableau statistique de la taxe d'habitation et de ses effets redistributifs au sein de la population des ménages en résidence principale en France métropolitaine. Il se présente également comme une première tentative d'évaluation des effets potentiels des différentes pistes de réformes envisagées depuis la fin des années 1980 pour pallier les imperfections latentes de cet impôt local. Les enjeux d'une telle analyse sont multiples, touchant aussi bien aux inégalités entre ménages et entre territoires qu'aux finances des collectivités territoriales et à leurs pratiques et interactions fiscales. Le principal apport de cette étude réside dans la grande richesse des données sur lesquelles elle repose, qui nous a permis de mesurer les phénomènes considérés au niveau très désagrégé des ménages eux-mêmes et d'en dresser par la suite un tableau statistique en les croisant avec un ensemble riche de caractéristiques socioéconomiques de ces ménages.

La partie 1 de ce travail présente les principes de la taxe d'habitation qui sont sujets à débats et poussent les pouvoirs publics, notamment au sein du Sénat, à envisager une réforme de l'assiette de cet impôt. La partie 2 présente les données sur lesquelles nous nous sommes appuyés pour mener notre étude. La partie 3 expose notre méthodologie de calcul des montants de la taxe d'habitation payés par chaque ménage avant de proposer un tableau statistique de la taxe d'habitation et de ses effets redistributifs. La partie 4 présente les deux grandes pistes de réformes envisagées pour la taxe d'habitation, souligne leurs avantages et inconvénients respectifs et détaille la méthodologie que nous avons mise en œuvre pour en simuler et en appréhender les effets. Nous y entreprenons par la suite une étude comparée des résultats auxquels nous aboutissons pour ces deux types de réforme possibles, en insistant particulièrement sur leurs effets propres en termes de redistribution et en identifiant les groupes sociaux et les territoires qui gagneraient et ceux qui pâtiraient de chacune de ces voies de réformes potentielles.

1. La taxe d'habitation, enjeux et débats

La taxe d'habitation se présente comme un impôt local payé par les ménages occupant un logement et se veut proportionnelle à la valeur intrinsèque de ce logement. Elle se justifie, d'un point de vue économique, du fait des biens publics locaux (Tiebout, 1959) fournis par les collectivités territoriales, dont elles assurent le financement et dont la taxe est, en retour, censée refléter la qualité relative. En effet, la valeur intrinsèque d'un bien immobilier dépend en grande partie des caractéristiques de son environnement géographique immédiat et des aménités qu'il offre, elles-mêmes grandement influencées par l'action des pouvoirs publics locaux en matière d'infrastructures, d'aménagement ou de services. Elle contribue ainsi à financer le budget des collectivités territoriales à

hauteur de 8 %, et même de 17,6 % si l'on exclut des dotations de l'État central à destination de ces dernières (Conseil des Prélèvements Obligatoires, 2010, Chapitre 1).

Toutefois, son mode de détermination est sujet à débats. Ainsi, l'économiste Alain Trannoy (2011) critique le fait que cette taxe soit assise sur la valeur du logement occupé, qu'elle soit supportée par le propriétaire de ce logement ou par un ménage locataire. Il souligne notamment le fait que la taxe foncière, uniquement supportée par les propriétaires des biens immobiliers, joue déjà ce rôle d'internalisation par les ménages des effets positifs de l'action des pouvoirs publics locaux sur la valeur de leur logement. Cela le conduit à proposer de substituer à la taxe d'habitation sous sa forme actuelle une sorte d'impôt local sur le revenu (cf. partie 4). Toutefois, entre le financement des collectivités territoriales et la promotion d'une certaine redistributivité aux échelles les plus locales, la taxe d'habitation risquerait alors de se voir affecter des missions trop nombreuses et potentiellement contradictoires. Il n'en demeure pas moins qu'au nom de cette polyvalence fonctionnelle qu'elle s'efforce déjà d'intégrer, sous sa forme actuelle, dans son mode de calcul, la taxe d'habitation se présente sous une forme complexe, imbriquant divers dispositifs de réductions à toutes les étapes de son calcul, qui la rend peu lisible.

Mais c'est surtout l'approximation de la valeur des logements dans le cadre du système de la fiscalité locale qui constitue le principal enjeu de débat autour de la taxe d'habitation. La base de cette dernière repose en effet pour l'essentiel sur la « valeur locative » des logements, qui se définit comme un indicateur produit par l'administration fiscale française et censé refléter les flux monétaires potentiellement dégagés dans le cas d'une éventuelle mise sur le marché locatif privé du bien immobilier¹.

Le calcul de la valeur locative des biens immobiliers

La valeur locative d'un logement, qui détermine en grande partie la base de la taxe d'habitation payée par ses occupants, est obtenue par une combinaison de plusieurs éléments, mise en place en 1970 et jamais révisée depuis lors (Cour des Comptes, 2009).

Tout d'abord, chaque mètre carré de surface habitable ne compte pas de manière identique, mais il existe un coefficient de pondération des surfaces, croissant avec la surface, si bien que la valeur

¹ Le fait que les valeurs locatives des biens immobiliers et, par là même, les bases nettes communales de la taxe d'habitation soient calculées chaque année par les administrations centrales peut être perçu comme une contrainte sur les actions des collectivités territoriales, dans la mesure où celles-ci n'ont qu'un contrôle partiel sur leurs ressources fiscales.

locative totale du logement augmente plus rapidement que le produit de sa valeur locative au m² et de sa surface totale.

Le logement se voit par ailleurs affecté dans l'une des huit catégories du classement cadastral, qui reflètent le degré de confort global ainsi que la qualité du bâti du bien. Chaque catégorie cadastrale est associée à un coefficient multiplicateur qui vient accroître la valeur locative du bien d'autant plus que sa qualité est grande.

En outre, certaines aménités du logement (salle de bain, cuisine aménagée, gaz, électricité, etc.) sont intégrées dans la formule sous la forme de m² ajoutés à la surface totale du logement selon une nomenclature précise. Par exemple, chaque lavabo donnera lieu à l'ajout de trois m² supplémentaires à la surface totale du bien dans le calcul de sa valeur locative (Cour des Comptes, 2009). Il est à noter que la plupart de ces éléments de confort, s'ils pouvaient présenter un caractère innovant au début des années 1970, i.e. au moment de la mise en place du mode de calcul de la taxe, sont aujourd'hui largement répandus dans la plupart des logements.

Si cette formule de calcul n'a fait l'objet d'aucune refonte depuis sa mise au point, il convient de signaler l'existence de différents coefficients correctifs. Les valeurs locatives sont tout d'abord actualisées chaque année afin d'être exprimées en euros courants de l'année fiscale en cours par le biais de deux coefficients multiplicateurs (l'un calculé au niveau national et l'autre au niveau départemental) déterminés à l'aide des fondamentaux macroéconomiques. En outre, chaque année, l'administration fiscale fournit, pour chaque logement, un coefficient correctif visant à prendre en compte toute évolution éventuelle de la qualité du logement au cours du temps (suite à des travaux conséquents, par exemple).

Enfin, la valeur cadastrale, calculée par zones géographiques homogènes du point de vue de leurs caractéristiques immobilières, reflète le loyer au m² potentiel des logements en 1970². Elle vient multiplier la surface pondérée, déterminée à l'aide des indicateurs décrits plus haut, pour donner lieu au calcul de la valeur locative totale du logement.

Or, ces valeurs locatives, qui ont été mises au point dans le cadre de la vaste réforme de la fiscalité locale française entreprise au cours des années 1960, n'ont fait l'objet d'aucune réforme significative depuis lors³, si bien qu'elles n'ont pas intégré les fortes transformations structurelles qui ont marqué les marchés immobiliers locaux depuis la fin des années 1970 (périurbanisation,

² Bien que l'administration fiscale ait le dernier mot en la matière, il existe des Conseils des Impôts Directs locaux (CID) réunissant des représentants des collectivités territoriales et donnant un avis consultatif sur la valeur locative des logements nouvellement construits.

³ Une tentative de revalorisation a été engagée au début des années 1980 mais ses effets demeurent marginaux et elle a surtout révélé l'existence de coûts élevés associés à un nouveau calcul des valeurs cadastrales. De même, une loi du 31 juillet 1990 prévoit une réactualisation du système des valeurs locatives mais celle-ci n'a jamais été mise en œuvre depuis lors.

gentrification des centres-villes, développement et hausse de la qualité du logement social, politiques ciblées d'aménagement du territoire etc.) et qui n'ont pas manqué de se traduire par de fortes évolutions des prix immobiliers (Cour des Comptes, 2009). Ainsi, les logements sociaux construits au début des années 1970, disposant des éléments de confort innovants pour l'époque (électricité, salle de bain etc.) conservent aujourd'hui encore une valeur locative au m² plus élevée que celle de la plupart des logements situés au centre des villes anciennes, qui ont pourtant bénéficié des grandes vagues de rénovations du bâti durant les années 1980. À cela s'ajoute le fait qu'il demeure très difficile de déterminer la « valeur intrinsèque » d'un logement à partir des prix de vente ou des loyers observés, dans la mesure où ceux-ci sont fortement dépendants des rapports de forces entre offreurs et demandeurs sur un marché immobilier hautement segmenté et très peu concurrentiel. Faut de mieux, les valeurs locatives demeurent néanmoins jusqu'à présent le déterminant essentiel des montants de la taxe d'habitation payés par les ménages⁴.

La suite de cette étude s'efforce de prendre en compte ces deux types de critiques, tout d'abord en dressant un tableau statistique des effets redistributifs de la taxe d'habitation sous sa forme actuelle (partie 3), puis en simulant les effets induits par une réforme de cette taxe visant à l'asseoir davantage sur les revenus des ménages ou à rapprocher son assiette des rapports de prix observés sur les marchés locaux du logement ancien (partie 4).

2. Des données riches et diverses

Les données utilisées proviennent de trois sources différentes : les bases FILOCOM, les bases notariales et les données de la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) sur la fiscalité locale. Celles-ci ont été utilisées en accord et en partenariat avec le Service d'Observations et de Statistiques (SOeS) du Commissariat Général au Développement Durable (sous-section des statistiques du Logement et de la Construction).

Les bases FILOCOM sont établies par la DGFIP à partir des données recueillies lors de la collecte de la taxe d'habitation. Il s'agit d'un recensement exhaustif⁵ des logements de France métropolitaine⁶, comportant des informations relatives aux caractéristiques matérielles et au statut d'occupation des logements ainsi qu'à la situation socioéconomique de leurs occupants. Ces

⁴ Une analyse de la variance de ces montants (en logarithme) révèle que, alors que le taux de la taxe d'habitation explique tout juste 10 % de leur variance et que le revenu net des ménages en explique seulement 6 %, près de 60 % de la variance observée s'explique par les valeurs locatives des logements.

⁵ En fait, les logements de moins de 5 m² ou de plus de 1 000 m² ne sont pas présents dans la base, ce qui peut induire de légers biais pour certaines communes, mais l'effet global demeure marginal.

⁶ À titre illustratif, en 2011, 33 820 701 logements sont recensés dans la base FILOCOM.

informations comprennent notamment la valeur locative des logements, utilisées pour le calcul des montants de taxe d'habitation payés par les ménages.

Les bases notariales consistent en un recensement des transactions de logements anciens conclues en France au cours d'une année donnée. Ce recensement est effectué par les chambres régionales des notaires⁷. Il en existe deux sortes : les bases « Bien » pour l'Île-de-France et les bases « Perval » pour les autres régions. Ces bases contiennent notamment des renseignements sur la localisation du bien, sur ses caractéristiques physiques générales (surface, nombre de pièces, époque de construction, etc.) et sur son prix. Ces bases sont disponibles tous les deux ans de 2000 à 2010, ce qui permet d'accroître le nombre de transactions considérées, qui atteint 3,8 millions.

Des traitements préliminaires sur les données de prix immobiliers

Les données issues des bases notariales ont nécessité un traitement préalable à leur exploitation. Tout d'abord, les surfaces sont manquantes pour près d'un quart des ventes de logement recensées dans ces bases. Nous les avons imputées à partir des données FILOCOM, qui contiennent des renseignements sur la surface des logements, ainsi que sur l'année de leur dernière mutation. Étant donné le fort lien qui existe entre le nombre de pièces d'un logement et sa surface, les logements des bases notariales dont la surface n'était pas renseignée se sont vus imputer la surface moyenne des logements de la même section cadastrale ayant fait l'objet d'une transaction immobilière lors de l'année concernée et disposant du même nombre de pièces, calculée à partir des bases FILOCOM. La finesse du découpage retenu assure à cette méthode d'imputation une relative précision⁸ et permet de faire passer la part de logements dont la surface est manquante de 25 à 1 %. De plus, le fait que l'imputation ne dépende pas des valeurs observées dans les bases notariales évite de prendre en compte les éventuels effets de sélection sur les valeurs non renseignées. Enfin, l'absence de spécification paramétrique la rend robuste aux erreurs éventuelles de spécification.

Par ailleurs, étant donné que nous utilisons un ensemble de transactions observées de 2000 à 2010, il faut prendre en compte le fait que l'existence de tendances temporelles profondes ainsi que de

⁷ À titre d'exemple, en France métropolitaine, en 2006, le nombre de transactions retenues pour l'étude est de 214 884. Ce chiffre exclut notamment les locaux divers prévus pour un autre usage que l'habitation, ainsi que les propriétés agricoles, les garages et les parkings privés.

⁸ Nous avons testé cette méthode en imputant des surfaces déjà renseignées dans les bases notariales et en comparant surfaces réelles et imputées. L'erreur moyenne est d'environ 5 % et le R^2 de la régression des premières sur les secondes est d'environ 0,75. Il convient toutefois de noter que l'imputation, bien qu'elle ait été réalisée séparément pour les appartements et pour les maisons, est nettement plus précise pour les appartements (pour lesquels ces valeurs sont respectivement de 2 % et de 0,83) que pour les maisons (pour lesquelles elles sont respectivement de 15 % et 0,51). Cela provient en grande partie du fait que, pour les maisons, la surface renseignée inclut celle du terrain, dont la corrélation avec les caractéristiques physiques du logement est plus ténue. Toutefois, il n'est pas possible de distinguer la surface propre du logement de la surface totale du bien.

dynamiques saisonnières sur les marchés immobiliers locaux empêchent toute comparabilité des données brutes. Nous avons donc exprimé l'ensemble des prix observés en euros constants du premier trimestre 2010. Pour ce faire, nous avons considéré le prix au m² des logements en logarithme, que nous avons régressés, par la méthode des moindres carrés ordinaires, sur un ensemble d'indicatrices d'années et de trimestres ; nous avons ensuite utilisé les coefficients obtenus pour réaliser la « conversion » puis réexprimé les prix « en niveau ».

Étant donné la forte variabilité géographique qui existe en matière de dynamiques immobilières sur le territoire français, nous avons autorisé ces coefficients à varier selon le contexte local. Pour ce faire, nous avons défini un ensemble de strates géographiques, inspirées de la méthode de calcul des indices de prix notariaux (cf. David et *alii*, 2002), et nous avons réalisé une régression pour chacune des strates. Ces strates, distinctes pour les appartements et les maisons, regroupent un ensemble de localisations géographiques spatialement contiguës de telle sorte à ce que chacune d'entre elles agrège un nombre suffisant de transactions sur la période pour obtenir des estimations aussi précises que possibles⁹.

Les données de la DGFIP sur la fiscalité locale sont des bases comportant, au niveau de chaque commune, des informations sur les taux d'imposition, d'abattement ou de dégrèvement des impôts locaux ainsi que sur le nombre de bénéficiaires de ces différents dispositifs fiscaux. Elles sont disponibles chaque année depuis 2002. Outre le fait que les informations contenues dans ces bases sont incontournables dans le calcul des montants de taxe d'habitation payés par les ménages, la présence d'agréats communaux sur les différentes quantités entrant dans le calcul de la taxe permet de vérifier la pertinence de nos imputations au niveau communal à chaque étape de calcul (voir *infra*).

3. Qui paye la taxe d'habitation ? Calculs, méthodes et résultats

Ce premier temps de l'étude est l'occasion de dresser un tableau statistique de la contribution des ménages résidant en France métropolitaine à la taxe d'habitation. Après avoir présenté notre méthode de prédiction des montants payés par chaque ménage, nous soulignerons certains traits saillants propres à la distribution de ces montants au sein de la population.

⁹ Plus précisément, nous nous sommes appuyés sur le découpage territorial en aires urbaines et retenu comme strate individuelle toute commune comptant plus de 1 000 transactions dans une aire urbaine comptant par ailleurs au moins 1 000 transactions, toute aire urbaine comptant au moins 1 000 transactions en agrégeant l'ensemble des communes comptant moins de 1 000 transactions et, pour les communes restantes, nous avons réalisé un regroupement régional. Nous obtenons ainsi un maillage territorial en cercles concentriques (autour des grandes villes) qui s'insèrent dans le découpage en régions administratives.

3.1. La taxe d'habitation, une architecture complexe

Une grande partie de notre travail de recherche a consisté à prédire, pour chaque ménage en résidence principale de la base FILOCOM 2010, la cotisation nette totale à la taxe d'habitation. La tâche est rendue fastidieuse par la complexité de ce prélèvement obligatoire, qui imbrique plusieurs échelons territoriaux et fait intervenir un système complexe de réductions, assises sur des paramètres nombreux et divers¹⁰.

Signalons dès maintenant que, conformément à l'approche retenue en finances publiques des collectivités territoriales (voir, par exemple, Adam et *alii*, 2010, chapitres 6 et 7), nous regroupons sous l'appellation «taxe d'habitation» un ensemble de prélèvements obligatoires payés par les ménages occupant un logement – qu'ils en soient propriétaires ou locataires – dans la collectivité territoriale prélevant la taxe, qui peut être la commune, le département ou – dans le cas où il existe – l'Établissement Public de Coopération Intercommunale (EPCI). En 2010, le produit total de ces prélèvements obligatoires se montait à un peu plus de 17,4 milliards d'euros. Ceux-ci se répartissaient essentiellement entre les communes, à hauteur de 63 %, et les départements¹¹, pour 33 %, auxquels il faut ajouter 3 % perçus par les EPCI, le reste correspondant à la taxe d'habitation des syndicats de communes et à la taxe spéciale d'équipement, qui sont facultatives et dont l'importance demeure marginale par rapport aux précédentes.

Cela ne signifie pas pour autant que les ménages français aient – directement – payé 17,4 milliards d'euros de taxe d'habitation en 2010. En effet, il existe un système complexe d'abattements et de dégrèvements qui viennent réduire la cotisation des ménages et qui sont compensés par l'État central auprès des collectivités territoriales intéressées. Les paragraphes qui suivent visent à présenter de manière rapide et synthétique les grandes lignes de l'architecture de la taxe d'habitation, ainsi que la méthodologie que nous avons mise en œuvre pour prédire les montants directement payés par les ménages français au titre de cette taxe.

Le calcul du montant de taxe d'habitation payé par un ménage se présente grossièrement comme le produit de la valeur locative (voir *infra*) du bien immobilier qu'il occupe par un taux déterminé par les collectivités territoriales concernées. Signalons d'ores et déjà qu'une partie des ménages bénéficie, s'ils en font la demande, d'une exonération de la taxe d'habitation, en raison d'un

¹⁰ Cf. *Précis de la Fiscalité Locale*, sur www.impots.gouv pour une présentation détaillée du mode de calcul de la cotisation d'un ménage à la taxe d'habitation.

¹¹ Depuis 2011, les départements ne perçoivent plus de taxe d'habitation. Toutefois, afin d'atténuer les distorsions territoriales et chocs fiscaux éventuels qui auraient pu résulter d'une telle réforme, les pouvoirs publics ont mis en place un système de transferts complexe et évolutif des montants autrefois collectés par les départements vers les communes. Il s'ensuit que la plupart des chiffres exposés ici restent globalement valides pour les années suivantes. Toutefois, étant donné la complexité liée à l'intégration de ce système de transferts correctifs et le faible gain qui en résulterait en matière de prédiction des montants payés par les ménages, nous avons choisi de nous concentrer sur l'année 2010.

statut spécifique (handicap, veuvage, etc.) et si le revenu fiscal de référence du ménage ne dépasse pas un certain seuil (croissant du nombre de parts fiscales). En outre, pour les résidences principales, il faut soustraire de la valeur locative du bien un ensemble d'abattements, dont la cotité se calcule par l'application d'un taux, déterminé par la collectivité territoriale compétente, à la valeur locative moyenne des biens taxés au sein de cette collectivité au titre de la taxe d'habitation. Ces abattements sont au nombre de quatre :

- un abattement général à la base, dont bénéficient toutes les résidences principales ;
- un abattement spécifique à la base, proportionnel au nombre de personnes à charge dans le ménage¹² ;
- un abattement facultatif, attribué sous certaines conditions aux ménages¹³ ;
- un abattement pour handicap¹⁴ ;

La soustraction de ces abattements éventuels à la valeur locative brute du logement permet d'obtenir sa valeur locative nette, qui constitue la base de la taxe d'habitation. Celle-ci se calcule en effet comme le produit d'un (ou d'une somme de) taux et de cette valeur locative nette, majorée de frais de gestion et de prélèvements pour « base élevée » : les premiers sont calculés au prorata de la cotisation du ménage¹⁵ et les seconds résultent de l'application à la valeur locative nette du logement d'un taux croissant avec cette valeur locative.

À ce système d'abattements s'ajoute celui des dégrèvements, qui viennent réduire la cotisation des ménages aux revenus les plus faibles. Ces dégrèvements, pouvant aller jusqu'à un plafonnement de la cotisation d'un ménage à 3,44 % de son revenu fiscal de référence, s'appliquent dans le cas où le revenu fiscal de référence d'un ménage se situe au-dessous d'un seuil croissant avec le nombre de parts fiscales. Ils sont eux-mêmes sujets à une minoration éventuelle, notamment dans le cas où l'une des collectivités territoriales auxquelles le ménage verse la taxe d'habitation a changé ses taux de prélèvement ou d'abattements au cours des années 2000¹⁶ : le gain éventuel des ménages qui en

¹² Le taux d'abattement est généralement plus élevé pour la troisième personne à charge et les suivantes que pour les deux premières.

¹³ Pour bénéficier d'un tel abattement, outre le fait que la collectivité territoriale doit l'avoir mis en place, un ménage doit respecter trois conditions : 1) avoir été exonéré de l'Impôt de Solidarité sur la Fortune (ISF) au cours de l'année précédente (impossible à vérifier avec les données dont nous disposons), 2) avoir un revenu fiscal de référence n'excédant pas un certain seuil dépendant du nombre de parts fiscales et 3) occuper un logement dont la valeur locative cadastrale n'excède pas 1,3 fois la valeur locative moyenne des biens dans la collectivité territoriale considérée.

¹⁴ Etant donné qu'aucune information n'est disponible sur la situation de handicap des occupants des logements dans FILOCOM 2010 nous n'avons pas pris en compte ce dernier type d'abattement dans la suite de notre étude ; toutefois, l'effet demeure marginal, compte tenu des montants relativement faibles concernés par cet abattement (voir tableau 1).

¹⁵ Ils s'expriment comme le produit de la cotisation totale et d'un taux de 4,6 % pour les résidences principales et de 8 % pour les résidences secondaires.

¹⁶ Plus précisément, depuis 2000 pour les taux de prélèvement et depuis 2003 pour les taux d'abattement. Toutefois, étant donné que nous ne disposons des données de la DGFIP sur la fiscalité locale que depuis 2002,

résulterait n'est pas compensé par l'État. Notons enfin que les cotisations inférieures à 12 euros ne sont pas prélevées. Les résultats présentés dans les lignes précédentes sont résumés dans le tableau 1 qui suit.

Tableau 1 : Les chiffres-clés de la taxe d'habitation en 2010
Sources : données de la DGFIP sur la fiscalité locale et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des communes françaises

	Montant global (en milliards d'euros)
Taxe d'habitation perçue par les collectivités territoriales	17,4
Ensemble des dégrèvements (remboursés par l'Etat aux collectivités territoriales)	1,35
Gain net des pouvoirs publics à la taxe d'habitation	16,05
Abattement général à la base	16,82
Abattement facultatif pour personnes à charge	15,06
(dont pour les deux premières personnes à charges)	12,44
dont pour la troisième personne à charge et les suivantes	2,62
Abattement facultatif spécifique à la base	0,57
Abattement pour handicap	0,005

Ainsi, au total, d'après les données de la DGFIP, sur les 31,5 millions de ménages français en 2010, environ 4,3 étaient exonérés au titre des divers dispositifs d'exonération automatique, soit environ 13,5 % des ménages. D'après nos calculs, une fois pris en compte les dégrèvements et le fait que toute cotisation théorique inférieure à 12 euros n'est pas due, ce nombre se porterait à 5 millions, soit presque 16 % des ménages français. Il en résulte que, sur les 17,4 milliards d'euros perçus par les collectivités territoriales au titre de la taxe d'habitation en 2010, 7,5 % sont issus de dégrèvements, payés non par les ménages mais par l'État, sous la forme de transferts, si bien que la taxe d'habitation représentait, en 2010, une ressource nette d'un peu plus de 16 milliards d'euros pour le secteur public dans son ensemble. L'un des buts de cette étude est de mettre en évidence le caractère plus ou moins redistributif de ces différents mécanismes au sein de la population française.

c'est cette année que nous avons retenue pour l'observation des changements de taux de prélèvement sur la période.

Pour ce faire, nous sommes partis des données FILOCOM 2010¹⁷ (voir *supra*), auxquelles nous avons apparié les données issues de la DGFIP sur la fiscalité locale, au niveau des différents échelons territoriaux (communes, départements, intercommunalités). Cela nous a permis de calculer, pour chaque ménage, les différents indicateurs entrant dans la détermination du montant de la taxe d'habitation (quotités d'abattements, valeur locative nette, frais divers, dégrèvements, réductions aux dégrèvements, etc.). Bien sûr, il est impossible de vérifier la qualité de la prédiction au niveau très désagrégé des ménages. Nous avons néanmoins, à chaque étape du calcul, reconstitué les agrégats communaux prédits à partir des différentes valeurs imputées dans la base FILOCOM pour les comparer aux agrégats observés et contenus dans les données de la DGFIP. Bien que notre procédure d'imputation présente des limites irréductibles¹⁸, notre méthode de prédiction semble relativement satisfaisante, puisqu'elle reconstitue avec succès 99 % de la variance intercommunale des agrégats communaux observés dans les données de la DGFIP¹⁹. À l'appui de ces prédictions de montant de taxe d'habitation au niveau des ménages, il est désormais possible d'établir un tableau statistique de ses effets redistributifs au sein de la population.

3.2. Qui paye la taxe d'habitation ?

Il s'agit à présent d'identifier les catégories de population qui contribuent le plus à la taxe d'habitation, celles qui bénéficient le plus des différents dispositifs d'abattements et de dégrèvements et celles pour lesquelles la taxe d'habitation pèse le plus, relativement à leurs revenus. Un accent particulier est mis sur les catégories de revenus, afin d'évaluer le degré de redistributivité effectif de la taxe, mais d'autres découpages socioéconomiques sont également envisagés.

¹⁷ Plusieurs raisons expliquent que notre choix ne se soit pas porté sur des données plus récentes. Tout d'abord, les données FILOCOM ne sont disponibles que jusqu'en 2011, et nous avons estimé que les évolutions éventuelles intervenues entre 2010 et 2011 devraient être suffisamment marginales pour que les chiffres présentés ici soient relativement peu affectés par le choix de la base FILOCOM 2010. De plus, l'utilisation des données de 2011 aurait nécessité d'intégrer dans les calculs l'introduction des compensations visant à pallier les distorsions éventuelles résultant de la disparition de la taxe d'habitation départementale, ce qui nous a semblé représenter un coût relativement élevé, compte tenu du caractère temporaire et évolutif de ce dispositif. Enfin, la simulation d'une réforme des valeurs locatives des logements que viserait à les rapprocher de leurs valeurs vénales (voir *supra*) exige de s'appuyer sur les bases notariales, qui ne sont elles-mêmes disponibles que jusqu'en 2010.

¹⁸ Notamment, les données FILOCOM ne recensent pas un certain nombre de logements sujets à la taxe d'habitation et qui sont en position de « dépendance non rattachée » ; toutefois, l'importance marginale de la valeur locative de ces logements minimise considérablement le biais. Par ailleurs, FILOCOM ne comporte pas d'information sur le nombre de parts fiscales de chaque ménage ; celui-ci doit faire l'objet d'une imputation à partir de l'information disponible sur le statut matrimonial des ménages, qui demeure partielle.

¹⁹ À chaque étape de calcul, nous avons régressé au niveau des communes, par la méthode des moindres carrés ordinaires, les valeurs observées des différents agrégats communaux sur leurs valeurs prédites à partir des imputations dans FILOCOM (ainsi qu'une constante). Nous nous sommes assurés qu'à chaque fois, le R² de la régression était supérieur à 0,99 %, que la constante était non significative ou, à défaut, faible, compte tenu de la distribution de la variable d'intérêt, et que, dans la plupart des cas, le coefficient de la régression associé à la valeur prédite soit non significativement différente de 1 au moyen d'un test de Student.

Signalons dès maintenant que notre étude se restreint au champ des résidences principales. Deux raisons expliquent ce choix. Tout d'abord, les données FILOCOM ne permettent pas d'identifier les ménages multipropriétaires et, *a fortiori*, de localiser l'ensemble de leur patrimoine immobilier : la base est centrée sur le logement et non le ménage. De plus, les revenus des ménages occupant une résidence secondaire ne sont pas renseignés, ce qui réduit les possibilités d'investigation sur ces logements. L'étude n'en perd pas pour autant son intérêt. En effet, il est possible de considérer que, alors que la résidence secondaire peut être apparentée à un « bien de luxe » possédé par certaines catégories spécifiques de ménages, la résidence principale induit des dépenses contraintes visant à satisfaire des besoins primaires incompressibles des ménages. Il est donc pertinent d'étudier les effets de la taxe d'habitation sur la sous-population des résidences principales.

Le graphique 1 a) représente la contribution totale des ménages de chaque décile²⁰ de revenu net par unité de consommation²¹. En plus de la contribution effective, calculée selon les dispositifs actuellement en vigueur, nous présentons deux quantités, qui lui sont supérieures en volume et que nous avons obtenues à partir des étapes intermédiaires de calcul des cotisations effectives : le montant qui serait payé en l'absence de dégrèvements²² et le montant qui serait payé en l'absence simultanée de dégrèvements et d'abattements. Cela permet d'identifier les catégories de revenus qui bénéficient le plus de ces divers dispositifs de réduction²³.

²⁰ Nous entendons ici par déciles de revenu des groupes de ménages de taille identiques caractérisés par leur positionnement sur l'échelle de revenu. Ainsi, sur le graphique 1 (et les suivants), le décile « 00 » désigne les 10 % des ménages les plus pauvres et le décile « 90 » les 10 % des ménages les plus riches. De même, par exemple, le décile « 40 » désigne les 10 % des ménages situés juste au-dessous de revenu net par unité de consommation médian.

²¹ Nous avons choisi cette normalisation du revenu afin de rendre comparables entre eux les niveaux de revenu de ménages dont les tailles sont différentes. Cela est essentiel, dans la mesure où l'intérêt central de cette étude est d'étudier les effets redistributifs de la taxe, dont la mise au jour nécessite un travail sur des catégories suffisamment homogènes du point de vue de leur situation socioéconomique.

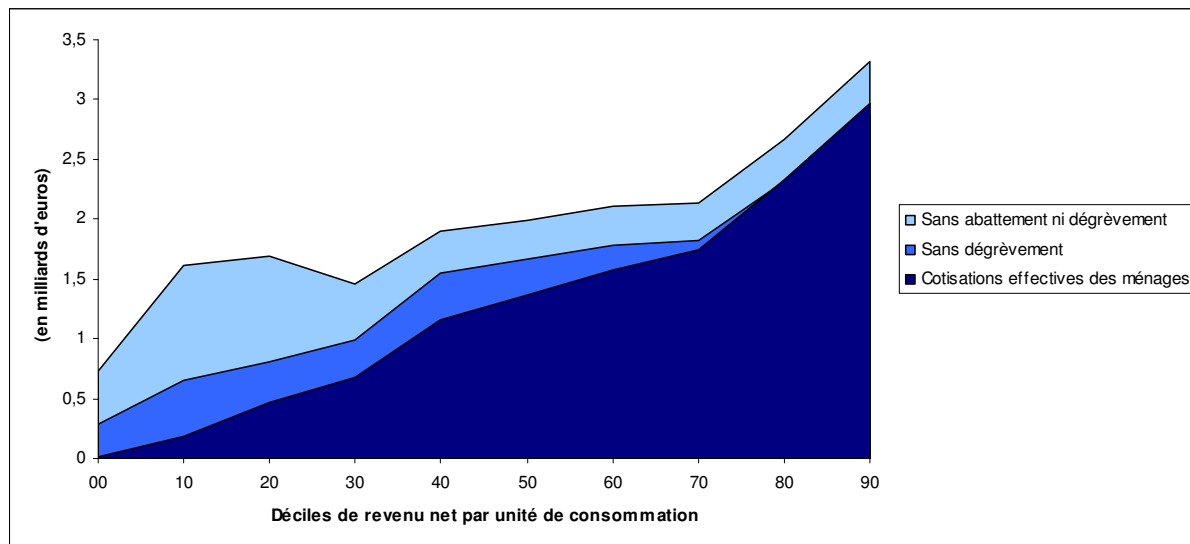
²² Cette première quantité correspond en fait au gain effectif des collectivités territoriales (voir *supra*).

²³ Nous n'avons pas calculé les contributions théoriques en l'absence d'exonérations ciblées sur certains types de ménages (pour raison de handicap ou de veuvage par exemple), d'une part parce que ces ménages représentent une part marginale de l'ensemble des ménages français et, d'autre part, parce qu'il nous semble que les marges de manœuvre éventuelles des pouvoirs publics pour un réaménagement des conditions de la fiscalité locale sur ces catégories spécifiques de population sont très réduites.

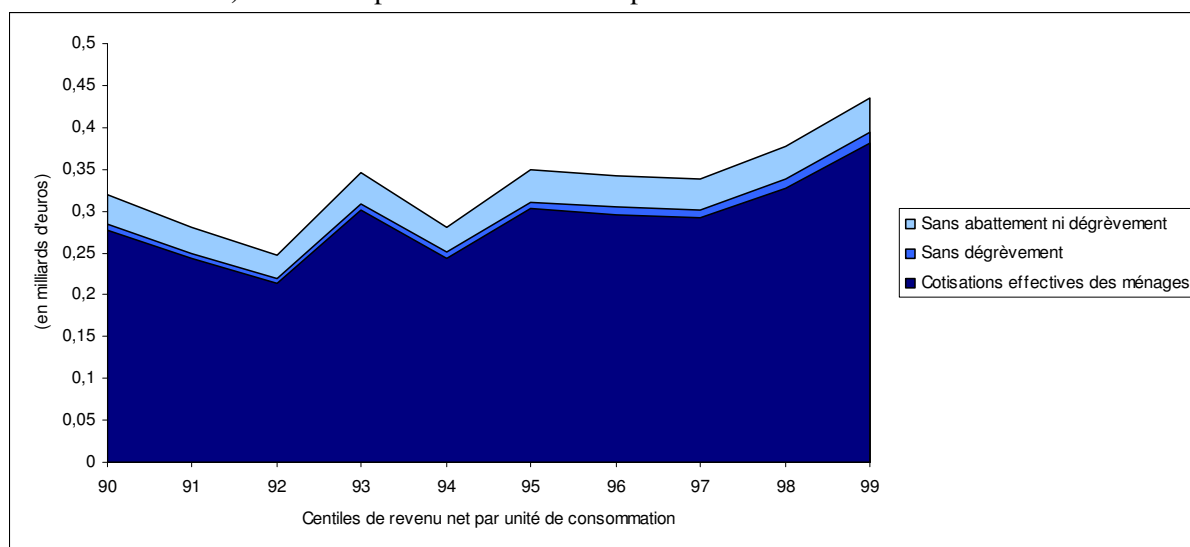
Graphique 1 : Contribution totale des ménages à la taxe d'habitation, en fonction de leur catégorie de revenu net par unité de consommation

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
 Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

a) Ensemble



b) Décile supérieur de revenu net par unité de consommation



On observe tout d'abord que la contribution totale des ménages croît fortement avec leur décile de revenu²⁴. Ainsi, alors que l'ensemble des 10 % des ménages les plus pauvres contribuent au produit de la taxe d'habitation à hauteur de 13 millions d'euros, soit environ 0,1 % du produit total, les 10 % de ménages les plus riches y cotisent dans leur ensemble à hauteur de 3 milliards d'euros ou presque 17,5 % du produit total, ce qui fait un rapport inter déciles de presque 1 à 250.

²⁴ Les courbes du graphique seraient probablement encore plus pentues si l'on parvenait à prendre en compte les résidences secondaires et à les intégrer au patrimoine des ménages.

On constate également que ce sont les ménages situés au-dessous du revenu net disponible par unité de consommation médiane qui bénéficient le plus des abattements et dégrèvements. Ainsi, alors que ces dispositifs représentent une économie globale d'un milliard d'euros pour les ménages situés dans le troisième décile, celle-ci passe à 0,3 milliard d'euros pour ceux du neuvième décile. Il en va de même pour les dégrèvements, qui assurent à l'ensemble des ménages du décile inférieur de revenu une réduction globale de presque 0,3 milliard d'euros à leur contribution totale alors qu'ils n'ont presque plus aucun effet sur la contribution totale des deux derniers déciles ; cela tient au fait que, plus encore que les abattements, les dégrèvements sont une fonction directement décroissante du revenu des ménages.

Le graphique 1 b) expose les mêmes statistiques par centiles de revenu net par unité de consommation à l'échelle du décile de revenu supérieur. Il confirme la faiblesse de l'effet des dégrèvements sur la contribution totale des 10 % des ménages les plus riches, alors que les abattements entraînent une réduction globale assez stable selon le centile, autour de 0,05 milliard d'euros. Le pic au niveau des centiles « 92 » et « 94 » peut résulter d'une plus forte imprécision statistique et d'une influence accrue des valeurs extrêmes : il s'agit de centiles, et non plus de déciles, si bien que les effectifs considérés dans chaque catégorie sont dix fois plus faibles que dans le graphique 1 a) (environ 250 000 observations de ménage). Cela peut également tenir à des différences significatives dans la structuration ou la localisation du patrimoine immobilier des ménages les plus riches selon leur centile de revenu²⁵.

Les graphiques 2 a) et 2 b) représentent la part des montants de taxe d'habitation payés par les ménages sur leur résidence principale²⁶ en fonction de leur décile de revenu net par unité de consommation. Il inclut également les parts respectives que représenteraient les quantités

²⁵ Ainsi, il est possible que la contribution effective de ces centiles soit fortement sous-estimée, du fait de l'absence de prise en compte des résidences secondaires. De même, étant donné que la valeur locative des logements anciens dans les grandes périphéries est souvent plus élevée (au m²) que celle de logements plus neufs situés en centre-ville, des choix de localisation différents entre les centiles de revenu supérieurs peuvent se traduire par de fortes différences dans la contribution globale des ménages au produit de la taxe d'habitation.

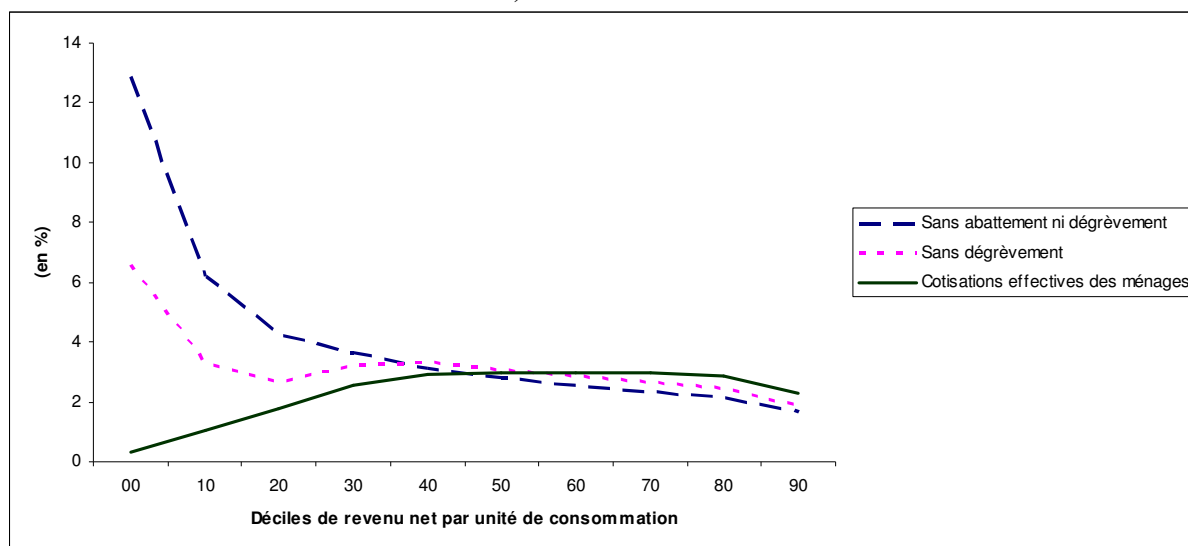
²⁶ Nous avons exprimé cette part relativement au revenu net par unité de consommation du ménage, et non par rapport à son revenu total. Deux raisons expliquent ce choix. La première tient au fait que le calcul des montants de taxe payés par les ménages intègre déjà de paramètres reliés à leur situation démographique à travers la détermination des abattements et dégrèvements (voir *supra*). La seconde, plus importante à nos yeux, est que, à revenu égal, l'allocation des ressources aux divers postes de dépenses –notamment aux choix résidentiels des ménages et aux investissements immobiliers qui en découlent – est sujette – est d'autant plus contrainte que le ménage compte de membres, en particulier s'il s'agit de personnes à charge ; par conséquent, à revenu égal, il nous semble qu'un même montant de taxe d'habitation pèsera davantage sur le niveau de vie d'une famille avec enfants que sur celui d'un individu célibataire. Notons au passage que le choix de cette mesure du revenu revient en fait à « inflater » les montants de taxe des ménages comptant le plus de membres, si bien que la faiblesse du poids de la taxe pour les ménages situés dans les déciles supérieurs de la distribution des revenus, mise en évidence dans cette étude, n'en aurait été que plus criante, si nous avions remplacé le revenu net par unité de consommation par le revenu global du ménage dans la formule de calcul des parts (d'autant plus que les ménages comptant le plus d'individus – et donc d'unités de consommation – sont surreprésentés parmi les déciles les plus élevés de la distribution des revenus).

intermédiaires (sans dégrèvement et sans dégrèvement ni abattement) présentées plus haut. Toutefois, afin d'évaluer uniquement l'effet redistributif de ces dispositifs de réduction, et non la baisse mécanique qu'ils induisent sur les niveaux des cotisations des ménages, nous avons normalisé chacune de ces deux quantités afin qu'elles se somment, au niveau de la France métropolitaine, au produit de la taxe d'habitation sur les résidences principales. Seuls les effets redistributifs sont ainsi évalués, indépendamment des effets volumes.

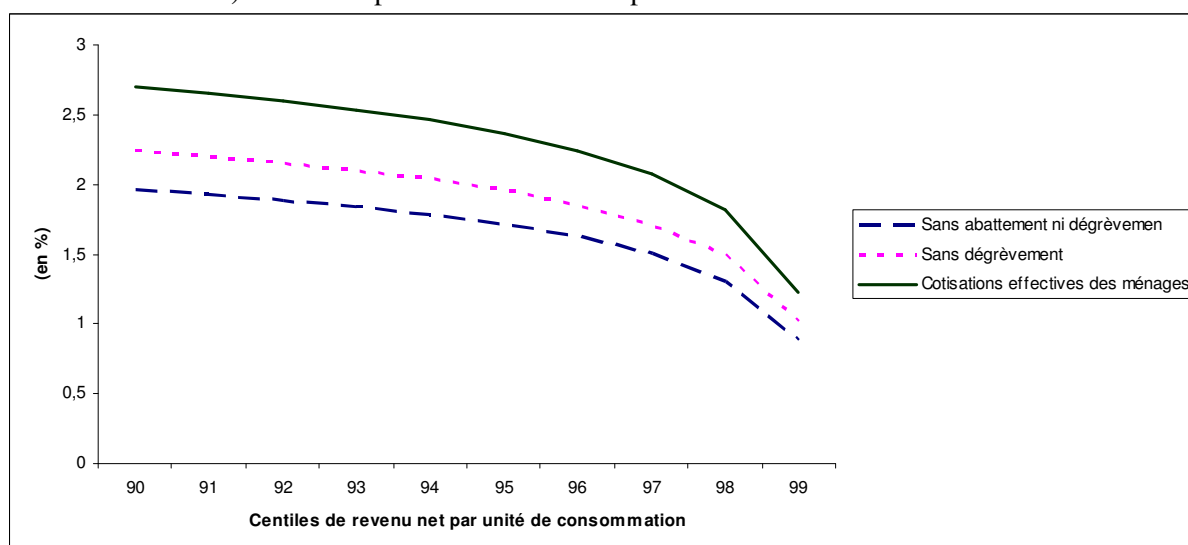
Graphique 2 : Part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages, en fonction de leur catégorie de revenu net par unité de consommation

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
 Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

a) Ensemble



b) Décile supérieur de revenu net par unité de consommation



On observe tout d'abord que le poids de la taxe d'habitation dans le revenu net des ménages par unité de consommation présente un profil de « courbe en cloche », croissant jusqu'au revenu médian, dont il représente environ 3 %, pour ensuite décroître dans les déciles de revenus supérieurs et atteindre 2,3 % dans le dernier décile. Une fois encore, ces résultats sont à nuancer : le poids relatif total de la taxe d'habitation est ici sûrement sous-estimé pour les déciles de revenu les plus élevés, pour lesquels la possession d'une ou plusieurs résidences secondaires – non prise en compte dans les données – est plus fréquente. Mais ce profil de courbe en cloche tient également au fait que la cotisation des ménages est bornée du fait de leur assiette, censée représenter la « valeur intrinsèque » de la résidence (principale). Tout d'abord, la diversification du patrimoine des ménages allant croissant avec leur niveau de revenu, la part relative occupée par le patrimoine immobilier chute fortement pour les déciles supérieurs de la distribution, si bien que le poids relatif de la taxe d'habitation dans les revenus en fait de même. Ce phénomène est très sensible sur le graphique 2 b), qui met bien en évidence un déclin continu de cette part à mesure que le revenu s'accroît, notamment pour le dernier décile de revenu net par unité de consommation. En outre, si les valeurs locatives des biens immobiliers occupés par les ménages croissent moins rapidement que leurs revenus – ce qui est sûrement le cas –, alors la part occupée par la taxe d'habitation dans le revenu des ménages chute mécaniquement pour les ménages situés dans le haut de la distribution des revenus ; cela tient au fait que la taxe d'habitation s'apparente grossièrement à une fonction linéaire de la valeur locative pour les plus hauts revenus qui bénéficient le moins des abattements et dégrèvements.

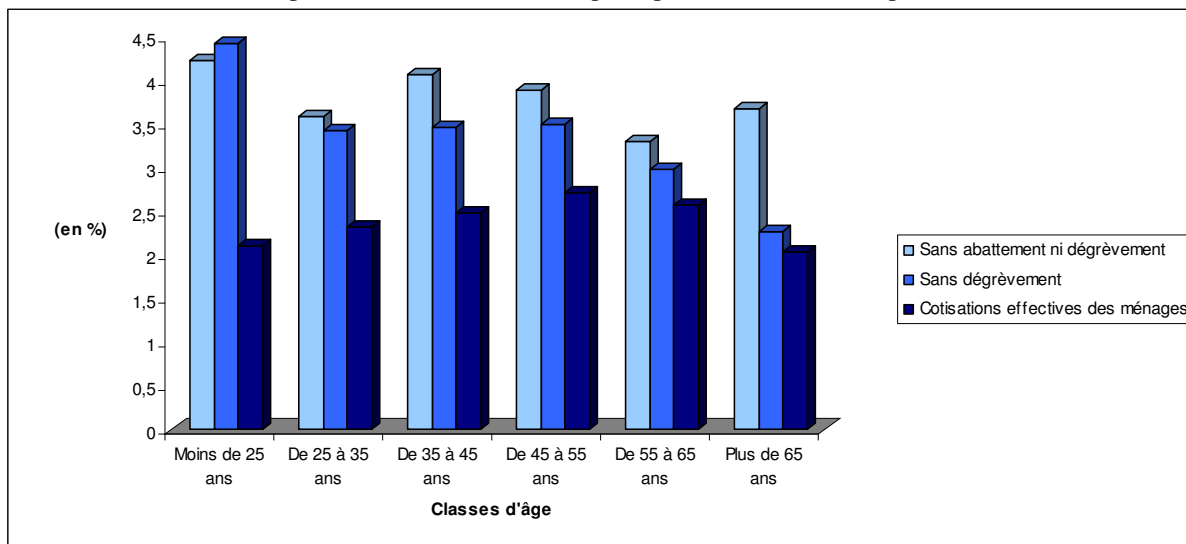
En dépit de ce poids relativement plus élevé de la taxe d'habitation pour les catégories moyennes de revenu, le graphique 2 a) permet de mettre en évidence l'effet redistributif des dispositifs d'abattements et de dégrèvements, surtout concentrés sur les ménages situés au-dessous du revenu net par unité de consommation médian. Ainsi, pour les ménages du deuxième décile de revenu, le montant effectif de la taxe d'habitation sur la résidence principale représente en moyenne 1,1 % du revenu, alors que cette part s'élèverait à 3,4 % en l'absence de dégrèvement et à 6,2 % si les abattements étaient également supprimés, à produit total constant. Ces deux parts sont respectivement doublées pour les ménages du premier décile, qui consacrent par ailleurs en moyenne 0,33 % de leur revenu net par unité de consommation à la taxe d'habitation²⁷. On notera toutefois le rapide déclin de ces effets redistributifs à mesure que le revenu des ménages s'accroît. Ainsi, bien que la taxe d'habitation payée par les ménages du dernier décile de revenu occupe une part de leur revenu supérieure à ce qu'elle serait en l'absence de dispositif – et à produit inchangé –, l'écart, pour le neuvième décile, n'est que de 0,4 point par rapport à la part simulée sans dégrèvement et de 0,7 point par rapport à celle sans dégrèvement ni abattements. Cette concentration des effets redistributifs de la taxe d'habitation sur les

²⁷ Cette valeur est cohérente avec un dégrèvement total sans réduction, qui prend la forme d'un plafonnement du montant de la taxe d'habitation à 3,44 % du revenu fiscal de référence des ménages.

faibles revenus explique d'ailleurs la forte croissance de la part qu'elle occupe dans le revenu des ménages pour les cinq premiers déciles de revenus.

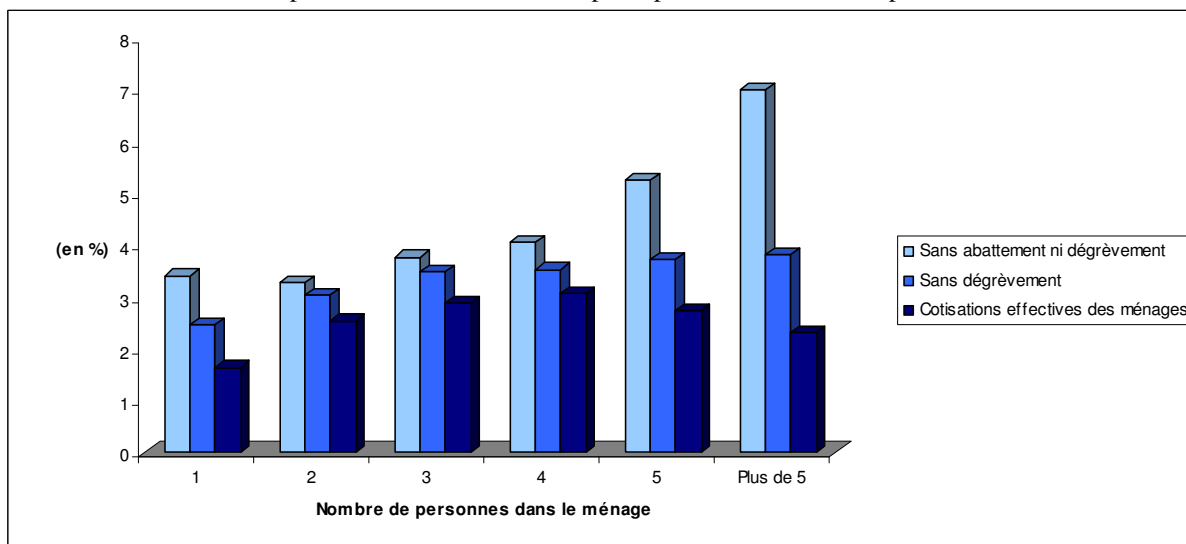
Graphique 3 : Part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages, par classe d'âge

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine



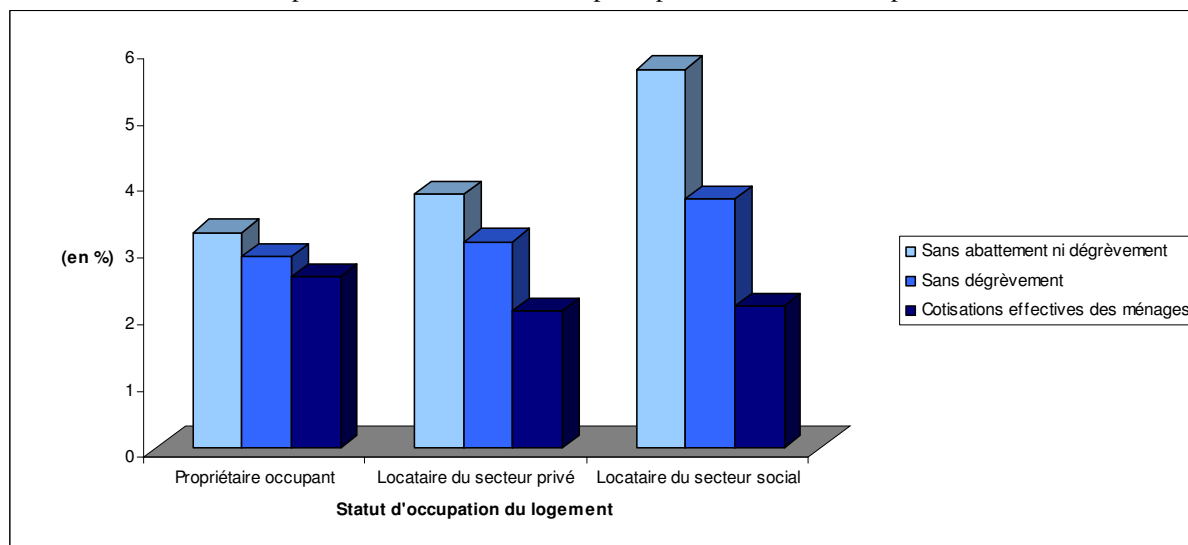
Graphique 4 : Part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages, en fonction du nombre de personnes dans le ménage

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine



Graphique 5 : Part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages, par statut d'occupation du logement

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine



Les graphiques 3 à 6 présentent la façon dont les effets redistributifs de la taxe d'habitation décrits plus haut se déclinent selon différentes caractéristiques socioéconomiques des ménages. Outre la distribution de la part relative qu'elle occupe dans le revenu des ménages, ils permettent de distinguer les catégories socioéconomiques qui bénéficient le plus des différents dispositifs de réduction.

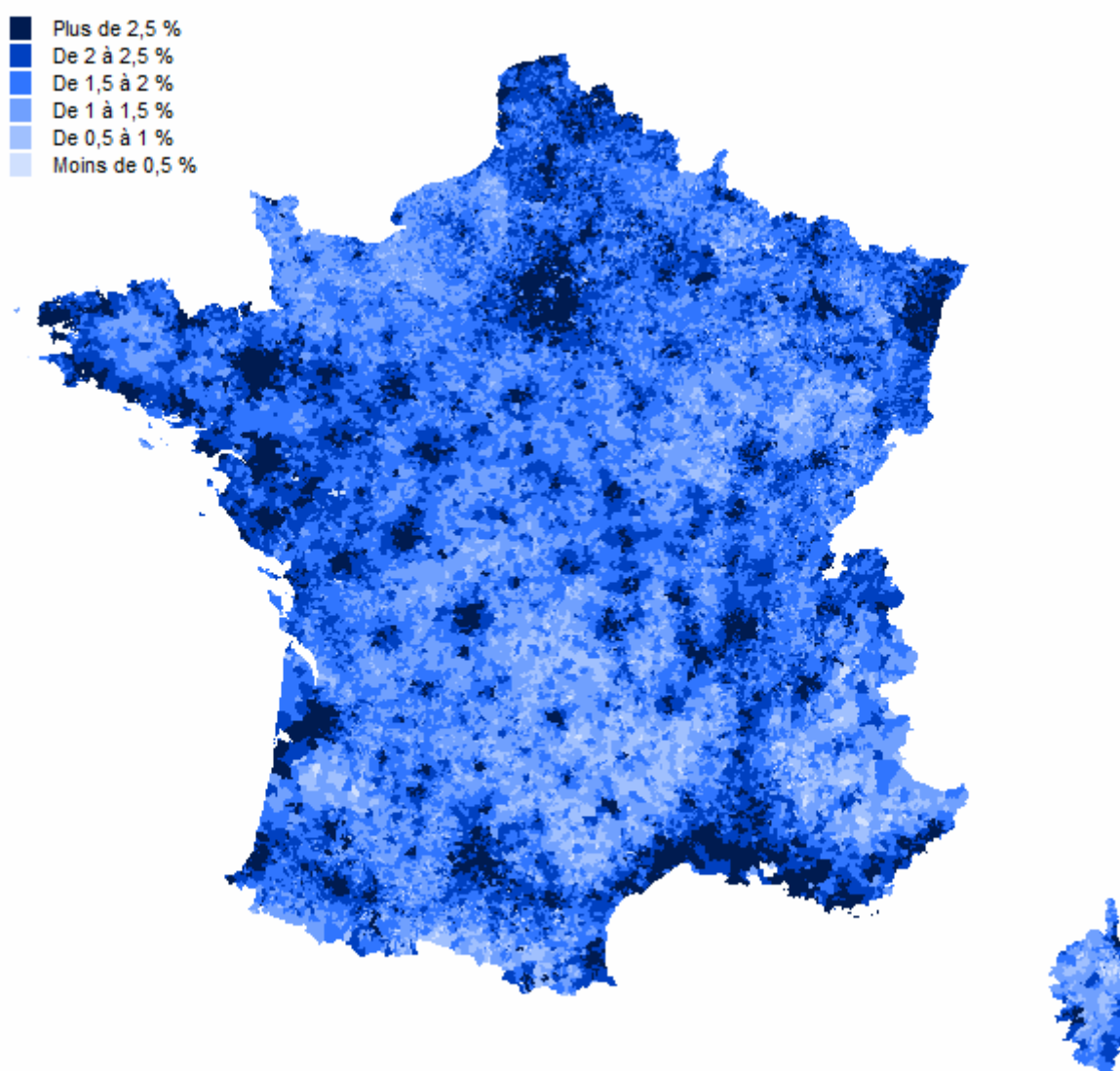
On retrouve tout d'abord, pour les groupes sociodémographiques (classes d'âge, nombre de personnes dans le ménage), un profil de courbe en cloche pour la part relative de la taxe d'habitation dans le revenu net des ménages par unité de consommation. Celle-ci est en effet plus élevée pour les classes d'âges intermédiaires que pour les plus jeunes ou les plus âgés, ainsi que pour les ménages comptant trois ou quatre personnes, relativement aux ménages individuels ou à ceux comptant plus de six personnes. Ce phénomène peut tenir à des différences de localisation géographique, de revenus ou de carrière professionnelle entre ces différentes catégories de population. Ainsi, les ménages les plus nombreux bénéficient davantage des différents dispositifs de réduction car ils atteignent davantage les seuils en termes de nombres de parts fiscales conditionnant l'application de ces dispositifs. De même, les propriétaires occupants consacrent environ 0,5 point de revenu net par unité de consommation supplémentaire par rapport aux locataires au paiement de leur taxe d'habitation, notamment parce qu'ils ont généralement des revenus et un patrimoine plus élevé qui ont pu faciliter leur accession de la propriété.

On observe également que les effets redistributifs des dispositifs de réduction assortis à la taxe d'habitation ciblent plus particulièrement certaines catégories. Ainsi, à produit total constant, ils aboutiraient à une réduction de près de 2 points de la part du revenu net par unité de consommation

que les ménages dont l'occupant principal est situé dans les classes d'âge extrêmes consacrent au paiement de leur taxe d'habitation. Cela tient probablement à la forme traditionnelle du cycle d'activité des individus, qui atteignent leur pic de revenu – et donc leur creux de dispositifs de réduction fiscale – entre 35 et 55 ans. De même, et probablement pour les mêmes raisons²⁸, les occupants des logements sociaux bénéficient fortement de ces différents dispositifs²⁹.

Graphique 6 : Part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages, par commune (en %)

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine



²⁸ Cela tient également, mais de manière plus marginale, à l'exonération de taxe spécifique d'équipement pour les occupants du parc social locatif.

²⁹ Une autre explication, s'appuyant également sur les revenus relativement plus faibles des résidents du parc social, consisterait à dire qu'à montant de réduction égal, son importance relativement au revenu s'en trouve mécaniquement accrue.

Le graphique 6 présente la répartition géographique du poids qu'occupe la taxe d'habitation dans le revenu des ménages. Ce phénomène est inégalement réparti sur le territoire et présente une certaine inertie spatiale : des communes contiguës se caractérisent fréquemment par un même poids relatif de la taxe dans le revenu des ménages, ce poids déclinant au fur et à mesure que l'on s'en éloigne. Cela tient à une certaine homogénéité du bâti dans les tissus urbains locaux, notamment en termes de type d'habitat (individuel ou collectif), de période de construction ou de caractéristiques physiques des biens (surface, hauteur, etc.), qui se traduit par une certaine homogénéité des valeurs locatives à l'échelle locale. Ainsi, les zones qui ont connu un développement urbain massif au cours des années 1950 et surtout 1960, et qui se caractérisent par des valeurs locatives relativement élevées du fait du caractère récent des logements au moment de leur mise en place, manifestent également un poids moyen relativement élevé de la taxe d'habitation dans le revenu des ménages ; c'est notamment le cas de la Bretagne intérieure, de la Côte d'Azur, du Nord-Pas-de-Calais ou de l'Alsace. De même, la situation de Paris, où la taxe d'habitation pèse peu sur le revenu des résidents, contraste fortement avec celle de la petite et surtout de la grande couronne, dont le développement urbain a notamment été impulsé par la mise en place des villes nouvelles dans les années 1960.

Il en va probablement de même pour les différentes catégories de revenu, qui tendent à se regrouper dans certaines zones résidentielles (voir, par exemple, Maurin, 2004). La conjonction de ces deux tendances explique la forte dépendance géographique du phénomène.

Enfin, notons que la formule de calcul de la taxe d'habitation elle-même accroît cette tendance. En effet, le calcul de la quotité d'abattements, qui détermine directement l'application des dispositifs de réduction les plus importants, est assis sur la valeur locative moyenne des logements environnants. À cela s'ajoute l'imbrication de différents échelons territoriaux dans la détermination et la collecte des montants de la taxe. La conjonction de ces deux phénomènes peut favoriser la mise en place de stratégies complémentaires entre collectivités territoriales proches en matière de fixation des taux de prélèvement, d'abattements ou de dégrèvements.

Pour conclure ce premier temps de notre analyse, le tableau 1 présente les résultats de régressions visant à souligner les grandes caractéristiques des effets redistributifs de la taxe d'habitation. Dans cette étude, notre utilisation des résultats économétriques obtenus sur cette taxe ne vise pas à dresser un modèle structurel exhaustif de la détermination de ses montants et de leur distribution au sein de la population ou à identifier l'effet causal d'un phénomène en particulier. Les facteurs pouvant expliquer la variabilité du poids de la fiscalité locale entre les ménages sont nombreux et entretiennent des relations complexes et mutuelles, ce qui rendrait cette tâche fastidieuse et trop ambitieuse. Il s'agit bien plutôt, dans la présentation de ces résultats économétriques, de dresser

une synthèse des statistiques descriptives établies ci-dessus en introduisant des contrôles pour vérifier la robustesse des tendances soulignées plus haut.

Dans ce tableau, nous proposons trois modèles pour approfondir cette investigation des effets distributifs de la taxe d'habitation. Le modèle 1 consiste à régresser le montant total de taxe d'habitation payé par un ménage sur un ensemble d'indicatrices reprenant les caractéristiques socioéconomiques étudiées précédemment³⁰. Les modèles 2 et 3 reprennent cette même structure en l'appliquant respectivement à la part de la taxe d'habitation dans le revenu net par unité de consommation des ménages et au gain³¹, exprimé en points de pourcentage de ce même revenu, introduit par les abattements et dégrèvements à produit constant.

Notons tout d'abord que l'on retrouve, dans les résultats des modèles 1 et 2, des tendances précédemment mises au jour. Ainsi, une croissance continue du montant de la taxe payée par les ménages avec leur décile de revenu cohabite avec une structure « en cloche » que cette taxe occupe dans leur revenu net par unité de consommation, qui pèse le plus lourd sur les ménages proches du revenu médian. On retrouve ce même profil avec le nombre de personnes composant le ménage. Notons toutefois que, après l'introduction de divers contrôles – notamment par le revenu du ménage – dans le modèle, il apparaît que ce sont les classes d'âge les plus jeunes qui consacrent la plus grande part de leur revenu au paiement de cette taxe (voir *infra*).

Ces résultats permettent également de mettre en évidence la forte influence de la localisation géographique des ménages sur le montant de taxe qu'ils payent et la part de leur revenu qu'ils y consacrent. Ces deux quantités semblent ainsi plus élevées pour les communes de taille intermédiaire – entre 20 000 et 200 000 habitants – dont le revenu moyen net par unité de consommation est le plus élevé. Ces communes sont essentiellement situées dans les périphéries proches et d'aménagement récent des grandes villes. L'effet croissant du revenu moyen des ménages résidant dans la commune peut par exemple tenir à un effort d'entretien et d'amélioration continu du bâti, localement partagé par les résidents et pouvant se traduire directement par la fixation de coefficients correctifs plus élevés appliqués aux valeurs locatives. Cette explication est, plus largement, compatible avec une interprétation en termes d'« entre soi » résidentiel amenant les ménages de différentes catégories de revenus à s'installer dans des communes différentes et spécifiques. À une échelle plus large, ce type d'explication permet de comprendre la significativité des effets propres à chacune des régions françaises pour rendre compte de la redistributivité géographique de la taxe d'habitation. De ce point de vue, la Normandie, la Bourgogne ou la Franche-Comté apparaissent comme les grandes gagnantes,

³⁰ Il aurait été plus opératoire d'isoler des effets sous la forme de semi-élasticités, en remplaçant les montants de taxe d'habitation, en euros, par leur logarithme. Toutefois, le fait qu'un certain nombre de ménages ne paient pas cette taxe et que cette sélection est directement influencée par les variables d'intérêt rend cette modélisation impossible. Une alternative consisterait à estimer un modèle « Tobit I » intégrant directement cet effet de sélection. Toutefois, les effets des variables ne s'exprimeraient alors plus sous une forme simple car le modèle reposerait alors sur une structure paramétrique beaucoup plus complexe et exigeante en hypothèses (voir *infra*).

³¹ Lorsque cette quantité est négative, il s'agit alors d'une perte.

là où l'Alsace, la Bretagne, le Languedoc-Roussillon ou la Provence se caractérisent à la fois par le montant et le poids relatif moyens de taxe d'habitation les plus élevés.

Tableau 2 : La taxe d'habitation selon différentes caractéristiques socioéconomiques des ménages

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
 Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

Situation de référence : un ménage situé dans le décile de revenu « 50 », dont l'occupant principal a entre 25 et 35 ans, comptant 2 personnes, locataires dans le secteur privé, résidant dans une commune de 20 000 à 100 000 habitants située dans le Centre et dont le revenu moyen net par unité de consommation se situe dans les 10 % des communes au-dessus du revenu médian intercommunal.

Lecture : ns = chiffre non significativement différent de zéro au test de Student,

*=significatif à 10 %, **=significatif à 5 %, ***=significatif à 1 % ;

Les autres variables du modèle étant contrôlées, les ménages du décile de revenu net par unité de consommation « 90 » payent environ 528 euros de taxe d'habitation de plus que les ménages du décile « 50 » et y consacrent environ 0,88 point de pourcentage de revenu de moins que ces ménages ; de plus, à produit total constant, les abattements et dégrèvements induisent pour les ménages du décile « 90 » un gain de 0,84 point inférieur à celui des ménages du décile « 50 ».

Variable d'intérêt	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Gain aux réductions de taxe (en % du revenu net par unité de consommation)	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Montant de la taxe d'habitation (en euros)	Montant de la taxe d'habitation (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain aux réductions de taxe (en % du revenu net par unité de consommation)		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
				Décile de revenu moyen net par unité de consommation de la commune de résidence			
				D00	-21.55654 ***	-0.17661 ***	-0.42813 ***
				D10	-0.52773 ns	-0.04455 ***	-0.30665 ***
				D20	-13.85222 ***	-0.11692 ***	-0.21548 ***
				D30	-8.08955 ***	-0.07447 ***	-0.21816 ***
				D40	-5.05767 ***	-0.05964 ***	-0.03536 ***
				D50	ref	ref	ref
				D60	7.86089 ***	0.02048 ***	0.17228 ***
				D70	16.58913 ***	0.06844 ***	0.13232 ***
				D80	35.32290 ***	0.16813 ***	0.24364 ***
				D90	38.12665 ***	0.06673 ***	0.31435 ***
				Région de résidence			
				Alsace	20.97996 ***	0.25960 ***	-0.20163 ***
				Aquitaine	46.51561 ***	0.18504 ***	0.23011 ***
				Auvergne	37.12866 ***	0.18273 ***	0.02562 ***
				Basse-Normandie	-25.11527 ***	-0.12673 ***	-0.15068 ***
				Bourgogne	8.54988 ***	0.02492 ***	0.08549 ***
				Bretagne	78.78307 ***	0.40449 ***	0.17243 ***
				Centre	ref	ref	ref
				Champagne-Ardenne	17.61550 ***	0.12035 ***	-0.07408 ***
				Corse	34.09479 ***	0.11424 ***	0.57299 ***
				Franche-Comté	2.47570 ***	-0.02511 ***	0.01009 ***
				Haute-Normandie	-63.53925 ***	-0.32499 ***	0.15636 ***
				Ile-de-France	4.41370 ***	-0.00969 ***	0.36985 ***
				Languedoc-Roussillon	97.36598 ***	0.47649 ***	0.54199 ***
				Limousin	30.54372 ***	0.12089 ***	-0.18207 ***
				Lorraine	26.21662 ***	0.09805 ***	0.07392 ***
				Midi-Pyrénées	22.77123 ***	0.10386 ***	0.01310 ***
				Nord-Pas-de-Calais	58.52910 ***	0.22801 ***	0.35964 ***
				Pays de la Loire	55.25183 ***	0.24397 ***	0.03916 ***
				Picardie	39.52043 ***	0.28688 ***	0.11431 ***
				Poitou-Charentes	38.75264 ***	0.19662 ***	-0.05902 ***
				Provence-Alpes-Côte d'Azur	55.39194 ***	0.26311 ***	0.33164 ***
				Rhône-Alpes	5.34934 ***	0.02997 ***	0.04741 ***
				Nombre d'observations R2	25 387 552 0,5342	25 387 552 0,3517	25 387 552 0,6013
				Taille de la commune de résidence			
				Moins de 5 000 habitants	-216.07525 ***	-1.00354 ***	-1.09260 ***
				De 5 000 à 20 000 habitants	-72.06814 ***	-0.34948 ***	-0.51051 ***
				De 20 000 à 100 000 habitants	ref	ref	ref
				De 100 000 à 200 000 habitants	9.90169 ***	-0.04031 ***	0.33138 ***
				Plus de 1 000 000 d'habitants	-81.36940 ***	-0.42358 ***	0.26393 ***
				Statut d'occupation du logement			
				Propriétaire occupant	68.44875 ***	0.25449 ***	0.49751 ***
				Locataire du secteur privé	ref	ref	ref
				Locataire du secteur social	2.65105 ***	0.08448 ***	0.43633 ***
				Classe d'âge de l'occupant principal			
				Moins de 25 ans	93.32597 ***	0.50877 ***	-0.86668 ***
				De 25 à 35 ans	5.67798 ***	0.07322 ***	-0.25067 ***
				De 35 à 45 ans	ref	ref	ref
				De 45 à 55 ans	47.18411 ***	0.20604 ***	-0.04647 ***
				De 55 à 65 ans	74.78534 ***	0.19821 ***	0.05207 ***
				Plus de 65 ans	77.17942 ***	-0.00693 ***	0.25123 ***
				Nombre de personnes dans le ménage			
				1	-137.77022 ***	-0.81768 ***	0.23409 ***
				2	ref	ref	ref
				3	60.74583 ***	0.35534 ***	-0.04717 ***
				4	97.72643 ***	0.56248 ***	0.05121 ***
				5	86.80811 ***	0.45637 ***	0.56773 ***
				Plus de 5	45.90350 ***	0.22812 ***	1.56853 ***

Enfin, notons que le système des abattements et dégrèvements assortis à la taxe d'habitation a un effet ambigu sur la distribution de ses montants et poids relatifs entre les ménages selon les paramètres considérés. Ainsi, des quatre régions qui viennent d'être citées, seule l'Alsace est clairement désavantagée par ce système qui, par ailleurs, semble bien plutôt atténuer l'effet haussier associé à la localisation géographique dans certaines régions. Ce genre de schéma, dans lequel les catégories les plus fortement contributrices sont également celles qui bénéficient le plus de ces

réductions, se retrouve pour d'autres variables d'intérêt, comme le statut d'occupation du logement ou la taille du ménage. Notons par exemple que les communes dont les résidents perçoivent, en moyenne, les plus hauts revenus sont également celles qui profitent le plus de ces dispositifs. Si ces communes sont celles où les valeurs locatives des logements sont les plus élevées, ce sont aussi celles où les abattements, exprimés en pourcentage de la valeur locative moyenne des collectivités territoriales, ont les quotités les plus élevées. À cela s'ajoute le fait qu'un ciblage territorial fin dans la fixation de ces taux est impossible à certains échelons de la fiscalité locale. À l'inverse, pour d'autres variables, comme la classe d'âge du ménage, la répartition des abattements et dégrèvements va de pair avec celle du montant ou du poids de la taxe, qu'elle vient ainsi confirmer dans sa tendance initiale. Les deux phénomènes s'enchevêtrent parfois. Ainsi, alors que le moindre poids de la taxe dans les communes les plus petites tient probablement à leur localisation en zone rurale, associée à des valeurs locatives généralement plus faibles, plutôt qu'aux abattements et dégrèvements, qui viennent plutôt infléchir cette tendance, ces derniers participent au contraire de l'effet baissier associé à une localisation dans une grande commune. En dépit d'un effet redistributif clairement concentré sur les revenus les plus faibles, confirmé par les résultats de ce modèle, l'influence des différents correctifs à la taxe d'habitation sur sa répartition entre les ménages semble donc ambiguë. Le poids de ces différents dispositifs serait donc insuffisant pour que ces derniers constituent le support d'une réforme de la taxe d'habitation. Cela a conduit les pouvoirs publics à se tourner plutôt vers une réforme en profondeur de ce prélèvement obligatoire, touchant son assiette même. Il s'agit maintenant d'envisager les pistes de réforme ainsi évoquées pour en évaluer les effets redistributifs.

4. Deux réformes possibles pour la taxe d'habitation

Après avoir dressé un tableau statistique large de la taxe d'habitation sous sa forme actuelle et de ses effets redistributifs au sein de la population de France métropolitaine en résidence principale, nous envisageons deux grandes catégories de réforme possible pour cet impôt local. Il s'agit ici plus précisément d'en exposer les grandes lignes ainsi que la méthodologie que nous avons suivie pour simuler leurs effets respectifs avant d'en présenter les effets.

4.1. Débats et méthodes

Les deux grands types de réforme envisagés ici reprennent les grandes lignes du débat public autour de la taxe d'habitation depuis les années 1970. L'une des pistes possibles consisterait à la

transformer en une sorte d'impôt local sur le revenu³². Les collectivités locales étant les principales pourvoyeuses de biens publics locaux, cette forme de taxation reviendrait à instaurer un financement collectif à la mesure des moyens des ménages pour des prestations publiques à hauteur de leurs besoins respectifs. Sous cette forme, il est donc très probable que la taxe d'habitation soit plus redistributive entre les déciles de revenu que sous sa forme actuelle. Pour le vérifier, nous avons recalculé, pour chaque ménage, le montant fictif de taxe d'habitation dans le cas de l'adoption d'une telle réforme. Pour ce faire, nous avons remplacé, dans les formules utilisées pour le calcul des montants effectifs de la taxe, les valeurs locatives des biens résidentiels occupés par les ménages par leur revenu net par unité de consommation³³. De plus, afin de ne capter que les effets redistributifs d'une telle réforme tout en s'affranchissant des éventuels « effets volume » pouvant découler d'un changement d'échelle de l'assiette consécutif à un tel changement de base, nous avons normalisé les montants ainsi calculés de telle sorte à ce que, au niveau national, le produit de la taxe d'habitation sous la réforme soit identique au produit constaté avec la taxe d'habitation sous sa forme actuelle. Par la suite, nous qualifierons cette simulation de « Réforme 1 ».

Le second type de réforme envisagé consiste à renouveler les valeurs locatives pour les rapprocher des valeurs marchandes des biens immobiliers³⁴, c'est-à-dire du prix auquel ils pourraient être vendus sur les marchés immobiliers locaux en 2010. Ce faisant, il s'agit de réduire les distorsions introduites par une assiette reflétant des valeurs obsolètes. En effet, depuis les années 1970, les marchés immobiliers et le parc résidentiel français dans son ensemble ont connu de profondes transformations qui ont conduit à des évolutions significatives de la demande ou de la qualité des logements sur le territoire national. Il en résulte que certains territoires, qui ont connu une dépréciation globale de la qualité des logements, se caractérisent par des valeurs locatives toujours très élevées, alors que d'autres, qui ont connu des vagues de rénovations massives des logements anciens, conservent des valeurs locatives relativement faibles, au regard de la valeur potentielle de marché des logements qui y sont localisés. Cela peut se traduire par de fortes distorsions territoriales et éventuellement encourager une concurrence fiscale contreproductive entre collectivités territoriales. Il

³² Toutefois, au nom du fait que deux formes identiques de prélèvement obligatoires ne peuvent exister dans le droit fiscal français, il faudrait que, dans ces modalités de taxation ou de progressivité/dégressivité, cette taxe potentielle diffère significativement, dans sa forme, de l'impôt sur le revenu, prélevé à l'échelle nationale. Cependant, dans un souci de simplicité, nous ne considérons pas ces aspects juridiques ici.

³³ Lorsque la formule fait intervenir des valeurs locatives moyennes au sein d'une collectivité territoriale donnée (commune, département, intercommunalité), nous avons remplacé ces moyennes par le revenu net moyen par unité de consommation à l'échelle de ces mêmes collectivités territoriales.

³⁴ En fait, la valeur locative d'un bien est censée refléter non pas son prix, mais une annuité de loyer potentielle qui pourrait être obtenue dans le cas d'une location dans le secteur privé. Nous utilisons ici les prix, et non les loyers, des biens immobiliers pour deux raisons : 1) nous ne disposons pas de données suffisamment fiables et exhaustives sur les loyers pour réaliser de telles simulations et 2) nous supposons, conformément au cadre des formules d'arbitrages traditionnelles pour les actifs financiers (voir, par exemple, Gordon, 1962), qu'il existe un fort lien de proportionnalité entre le prix d'un logement et son loyer potentiel. En effet, dans le cadre de ces théories, le prix d'un actif – ici, d'un logement – se définit comme la somme des flux de dividendes – ici, de loyers – actualisés à l'infini, ce qui peut, dans le cas de loyers constants, s'exprimer comme un lien linéaire entre le prix d'un logement et son loyer.

s'agira notamment d'envisager les effets redistributifs entre communes induits par cette seconde catégorie de réforme, sans pour autant perdre de vue ses effets redistributifs entre groupes de revenu.

Pour ce faire, nous avons simulé, à partir des bases notariales, la valeur de marché de chacune des résidences principales de la base FILOCOM 2010. Nous avons ensuite substitué ces valeurs de marché fictives aux valeurs locatives effectives dans la formule de calcul des montants de taxe d'habitation payés par les ménages et, comme précédemment, normalisé les montants ainsi calculés pour obtenir un produit national identique à celui observé en 2010. Nous présentons notre méthodologie en détail dans l'encadré ci-après. Par la suite, nous évoquerons cette seconde simulation sous le terme générique de « Réforme 2 ».

Prédire les prix des logements : une méthode par régression hédonique

Pour estimer les montants de taxe d'habitation qui seraient payés par les ménages si les valeurs locatives reflétaient davantage les rapports de prix observés sur les marchés immobiliers, nous avons estimé le prix de chaque logement dans FILOCOM 2010 à partir des données notariales. Pour ce faire, nous avons estimé des régressions, dites « hédoniques », sur les données notariales, visant à exprimer, au plus juste, les prix au m² des logements en fonction de leurs caractéristiques physiques (voir, par exemple, Case et Quigley, 1991).

Nous avons dû prendre en compte une triple contrainte dans le choix des variables prédictives pour ces régressions. Tout d'abord, pour éviter tout biais éventuel dans l'estimation des coefficients lié à l'endogénéité de certaines variables explicatives, nous avons essentiellement retenu des caractéristiques propres aux logements, plutôt qu'à leurs occupants ou leur voisinage³⁵. Par ailleurs, il fallait que les variables retenues soient suffisamment bien renseignées dans les bases notariales³⁶. Enfin, et surtout, il était nécessaire que les variables incluses dans la régression soient à la fois présentes et bien renseignées dans les données notariales et dans la base FILOCOM 2010³⁷.

³⁵ Il est très probable que ces caractéristiques exercent une influence certaine sur la fixation des prix des logements. Toutefois, il est probable en retour que les prix potentiels des logements soient en relation directe avec les choix de localisation de leurs occupants ou leurs caractéristiques socioéconomiques en général : le logement fait partie intégrante du patrimoine immobilier des ménages et peut, à ce titre, intervenir dans la détermination du nombre de leurs opportunités (ou obstacles) dans différents domaines (épargne et finances, choix professionnels, etc.). De même, il est certain qu'il existe des relations multiples et complexes entre la qualité d'un logement et les aménités ou handicaps inhérents à son voisinage immédiat. Tous ces risques restreignent considérablement le choix des variables entrant dans la régression.

³⁶ Il s'agit là d'une contrainte forte, car nombre de variables, qui auraient pu légitimement entrer dans la régression, sont renseignées dans moins d'un cas sur deux dans les données notariales. C'est par exemple le cas de l'étage de l'appartement ou de la présence d'un ascenseur dans son immeuble.

³⁷ Là encore, la contrainte est forte. Par exemple, de nombreuses variables relatives aux caractéristiques physiques des logements (par exemple, le nombre de salles de bain ou de chambres ou la présence d'un garage), sont présentes dans les données notariales mais non dans la base FILOCOM 2010.

Nous avons donc retenu, parmi les variables prédictives des prix des logements au m², la surface par pièce et le nombre de pièces des logements³⁸ – et le carré de ces deux variables –, un ensemble d’indicatrices sur la période de construction des logements³⁹ ainsi qu’un ensemble d’effets « fixes » communaux⁴⁰. Afin de laisser l’ensemble des paramètres ainsi estimés varier en fonction de la localisation géographique des transactions immobilières, nous avons estimé une régression hédonique par strate géographique (voir *supra*). Nous avons ensuite apparié l’ensemble des coefficients obtenus aux données FILOCOM 2010 pour prédire le prix au m² et, par produit avec la surface de chaque logement, le prix total de chacune des résidences principales figurant dans la base.

Toutefois, à cette étape, un problème méthodologique se pose : nous n’avons observé, dans les données notariales, que les prix des logements qui ont effectivement fait l’objet d’une transaction au cours de la période, soit environ 2 % du parc résidentiel total chaque année, alors que nous cherchons à prédire la valeur de marché de l’ensemble du parc résidentiel. Il faut donc prendre en compte dans la régression hédonique l’existence d’un effet de sélection expliquant que seuls certains logements fassent l’objet d’une transaction. Pour ce faire, nous avons estimé ces régressions sous la forme d’un « Tobit II », incluant une équation de sélection dans le modèle. Étant donné que l’équation de sélection (de vente ici) et l’équation de détermination de la variable d’intérêt (le prix par m²) sont estimées à partir de deux bases de données différentes – respectivement FILOCOM et les bases notariales – nous avons estimé le modèle en deux étapes proposé par Heckman (1976) plutôt que de nous appuyer sur une estimation par maximum de vraisemblance : bien que celle-ci aurait donné des estimateurs plus précis des paramètres, elle aurait en effet nécessité d’être réalisée sur un ensemble d’observations unique. Précisons que, pour estimer l’équation de sélection, nous avons retenu un modèle « Probit » pour variable binaire, incluant l’ensemble des variables précédemment évoquées (excepté les effets communaux, trop compliqués à inclure dans le cadre de modèles non linéaires) – auxquelles nous avons ajouté, comme « instrument », un ensemble d’indicatrices sur l’âge du vendeur : outre le fait qu’il est fort probable que cette variable exerce une influence certaine sur les décisions de vente de logements, son ajout garantit que l’estimation ne repose pas que sur la spécification paramétrique des formes fonctionnelles du modèle, mais également sur la différence entre les ensembles de variables retenus dans les deux équations du modèle.

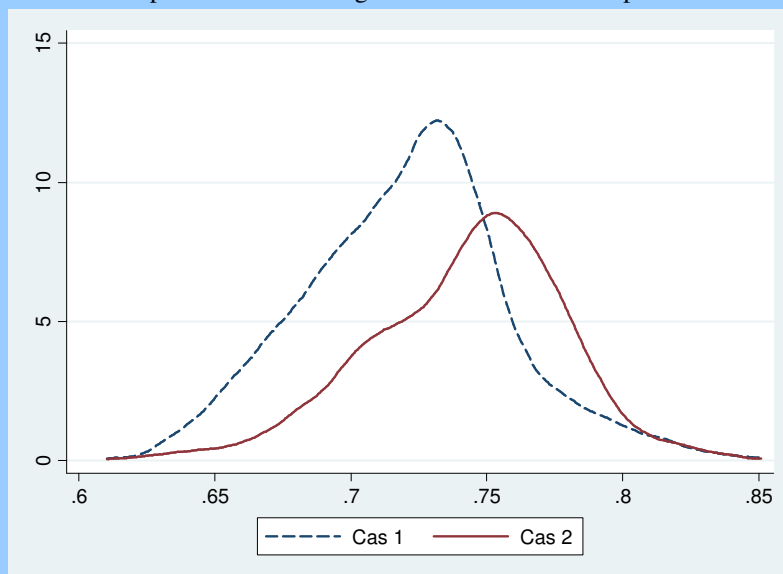
³⁸ Nous avons ainsi exploité la relation négative, assez robuste, qui existe entre la surface d’un logement et son prix au m². Il faut toutefois noter que la prédiction est alors beaucoup moins précise pour les maisons, dont la surface renseignée agrège à la fois la surface habitable et celle du terrain, sans que la distinction entre les deux soit possible.

³⁹ Nous avons repris la périodisation proposée par les Chambres Régionales des Notaires : date non renseignée, antérieure à 1913, comprise entre 1913 et 1947, entre 1947 et 1968, entre 1968 et 1981, entre 1981 et 1992 et postérieure à 1992.

⁴⁰ Plutôt que d’inclure un ensemble d’indicatrices communales dans la régression, ce qui serait fastidieux d’un point de vue technique, nous nous sommes appuyés sur le théorème de Frishe et Waugh (1933) pour estimer ces effets communaux par une régression en deux étapes : 1) une régression sur les écarts aux moyennes communales pour l’ensemble des autres paramètres et 2) le calcul des moyennes communales des résidus de la régression de première étape pour les effets communaux.

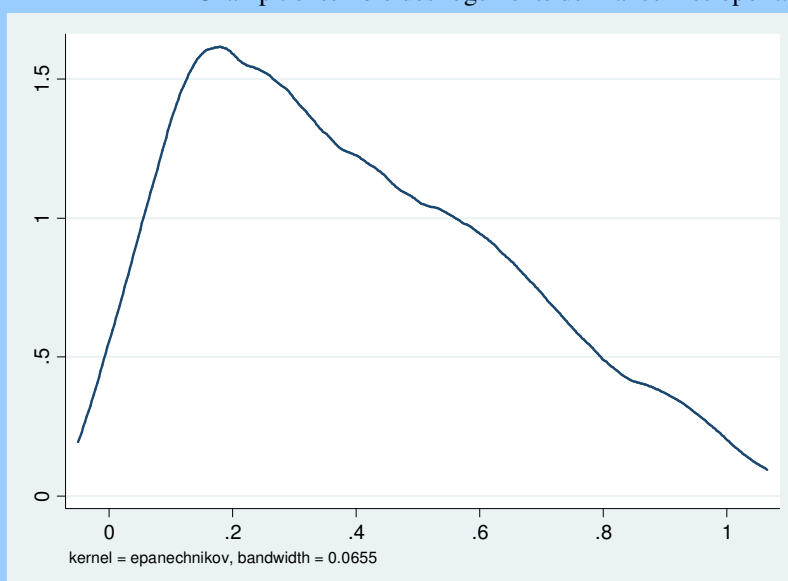
Graphique 7 : Estimation Kernel de la distribution des pourcentages de concordance⁴¹ entre les strates géographiques pour l'estimation de l'équation de vente

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des logements de France métropolitaine



Graphique 8 : Estimation Kernel de la distribution des R^2 entre les strates géographiques pour l'estimation des régressions hédoniques

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
Champ : ensemble des logements de France métropolitaine



⁴¹ Nous avons ici utilisé deux manières de calculer le pourcentage de concordance. Dans le premier cas, il est calculé en référence à une distribution de Bernoulli de paramètre 0,5 et, dans le second cas, de paramètre 0,2 : si le premier cas correspond au calcul classique, le second se rapproche davantage de la distribution des occurrences de ventes de logements, puisque celles-ci concernent environ 20 % du parc au cours des années 2000.

Si l'équation de sélection permet d'obtenir des prédictions relativement fiables, avec un pourcentage de concordance moyen de 67 % sur l'ensemble des strates (voir graphique 7), le pouvoir prédictif de ces régressions hédoniques peut sembler décevant, avec un R^2 moyen de 0,41. Toutefois, il faut garder à l'esprit les fortes contraintes qui pèsent sur le choix des variables incluses dans le modèle (voir graphique 8).

Formellement, le modèle retenu pour nos régressions hédoniques peut être écrit de la manière suivante. Soit *vente* une variable valant « 1 » si un bien immobilier a fait l'objet d'une transaction dans l'ancien entre 2000 et 2010 et « 0 » sinon et *prix* la valeur de marché estimée de ce bien. Notons également z le vecteur des variables entrant dans l'équation de sélection (ici, de vente) et x celui des variables de l'équation de prix, ainsi que γ et β les vecteurs de paramètres estimés dans chacune de ces deux équations. Pour tout bien i d'une strate s , le modèle est alors défini par les deux équations suivantes :

$$vente_{is} = \mathbf{1} [z_{is}' \gamma_s + u_{is} > 0] \quad (1) \quad \text{et} \quad prix_{is} = x_{is}' \beta_s + v_{is} \quad (2)$$

avec $u \rightarrow N(0, \sigma_1)$, $v \rightarrow N(0, \sigma_2)$ et $corr(u, v) = \rho$

et la condition suivante :

$$prix_{is}^* = prix_{is} \text{ si } vente_{is} = 1 \quad \text{et} \quad prix_{is}^* \text{ n'est pas observé sinon}$$

Dans ce cas, on peut montrer (Heckman, 1976) qu'on a :

$$E[prix_{is} | vente_{is} = 1] = x_{is}' \beta_s + \rho \cdot \sigma_2 \cdot \phi(z_{is}' \gamma_s) / \Phi(z_{is}' \gamma_s) \quad (3)$$

et

$$E[prix_{is} | vente_{is} = 0] = x_{is}' \beta_s + \rho \cdot \sigma_2 \cdot \phi(z_{is}' \gamma_s) / [1 - \Phi(z_{is}' \gamma_s)] \quad (4)$$

avec $\phi (-)$ la densité d'une variable aléatoire gaussienne centrée réduite et $\Phi (-)$ sa fonction de répartition.

La méthode d'Heckman consiste à estimer (3) en deux étapes : 1) on obtient γ_s en estimant (1) par un « Probit » pour calculer les quantités $\phi (z_{is}' \gamma_s)$ et $\Phi (z_{is}' \gamma_s)$ et 2) on estime (3), dans les cas où la variable d'intérêt (ici, le prix de vente du bien) est observée, pour obtenir β_s ainsi que le produit $\rho \cdot \sigma_2$ (Heckman a montré que l'estimateur en deux étapes de ces paramètres est sans biais mais non efficace, ce qui constitue toutefois un problème mineur pour cette étude, étant donné notre démarche, davantage prédictive qu'explicative, ainsi que le grand nombre d'observations de transactions immobilières dont nous disposons). Dans le cas particulier de notre étude, nous avons prédit la valeur de marché potentielle des biens immobiliers présents dans FILOCOM 2010 à partir des coefficients estimés par cette méthode pour chacune des strates géographiques, en utilisant (3) pour les biens ayant fait l'objet d'une vente depuis 2000 et (4) pour les autres.

Ce faisant, nous nous inspirons fortement de la méthode de simulation des réformes fiscales développée par Landais, Piketty et Saez (2010), à deux différences près. Nos estimations sont, en un sens, plus précises, car nos calculs reposent sur un recensement exhaustif d'observations, et non sur un échantillon d'observations simulées visant à reconstituer la distribution de certaines variables observée dans la population totale. Toutefois, nos calculs sont également plus vagues car nous envisageons de profondes réformes de la taxe d'habitation, qui induisent une refonte totale de son assiette, dont l'estimation peut parfois reposer sur des calculs approximatifs (voir *supra*).

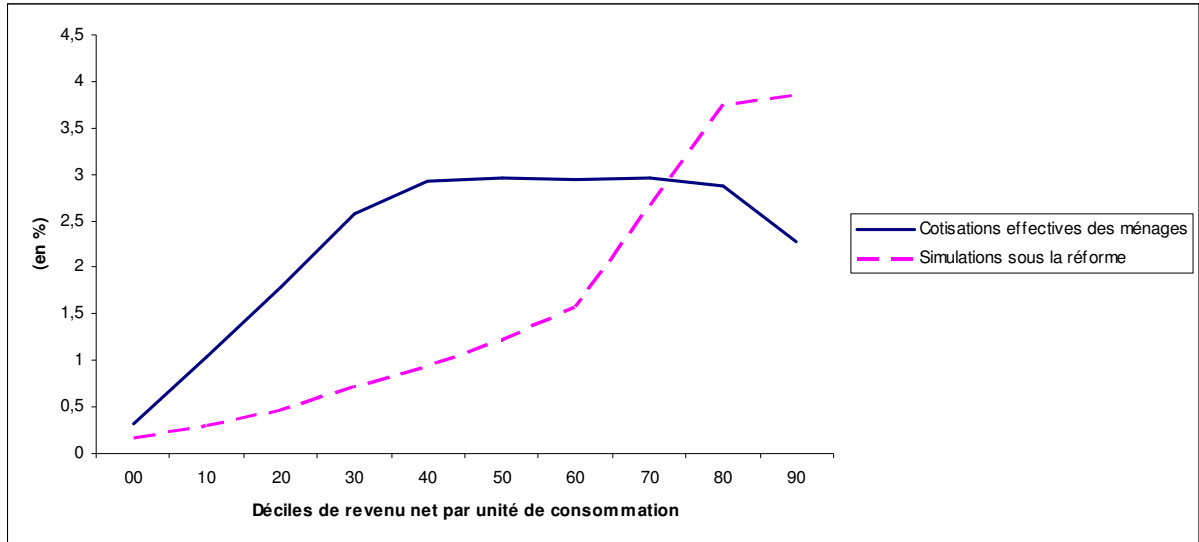
4.2. Simulations et résultats

Il s'agit à présent de dégager à grands traits les effets redistributifs associés à ces deux pistes de réformes. Rappelons d'emblée que, compte tenu du fait qu'aucun détail sur l'architecture précise des réformes envisagées n'a encore été publié, la réflexion qui va suivre s'attachera davantage à identifier dans les grandes lignes les groupes sociaux qui pourraient bénéficier de ces logiques réformatrices et ceux qui en pâtiraient plutôt que de proposer un chiffrage précis de ces réformes potentielles et de leurs effets.

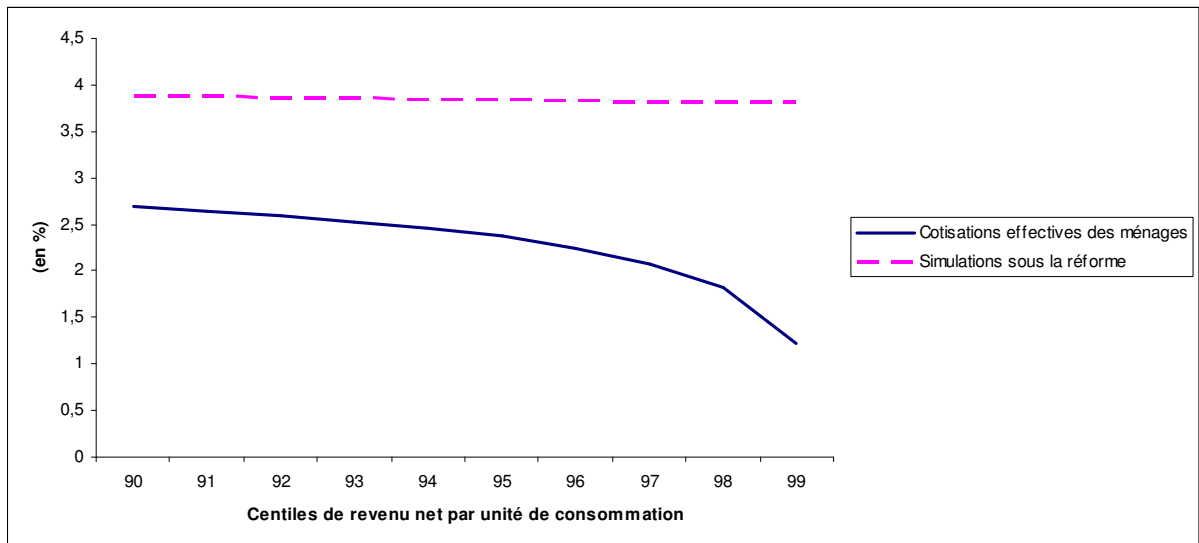
Graphique 9 : Effets redistributifs de la « Réforme 1 » entre ménages, en fonction de leur catégorie de revenu net par unité de consommation

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
 Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

a) Ensemble



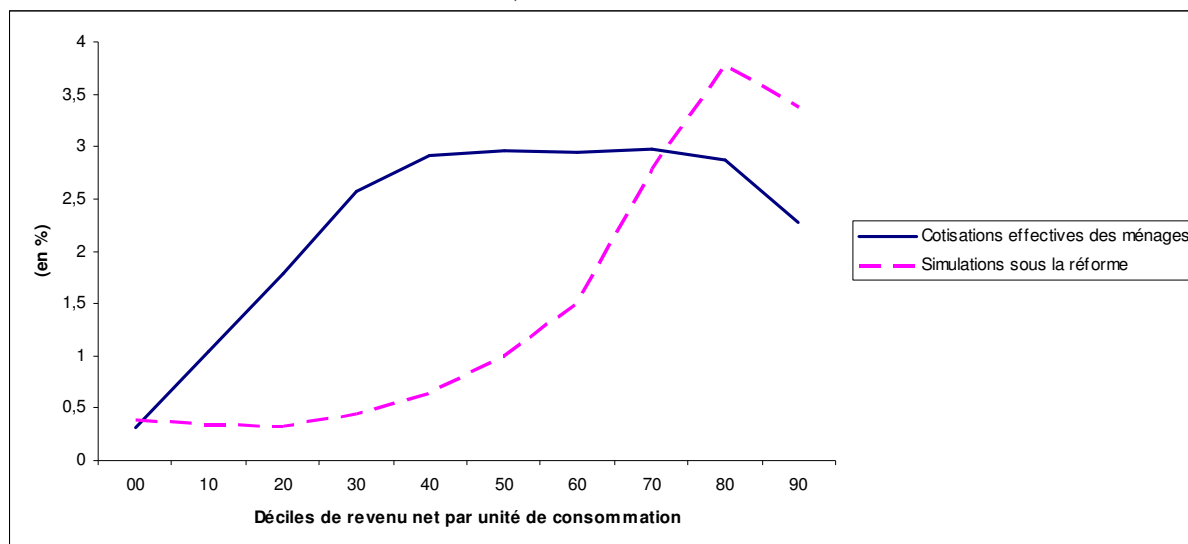
b) Décile supérieur de revenu net par unité de consommation



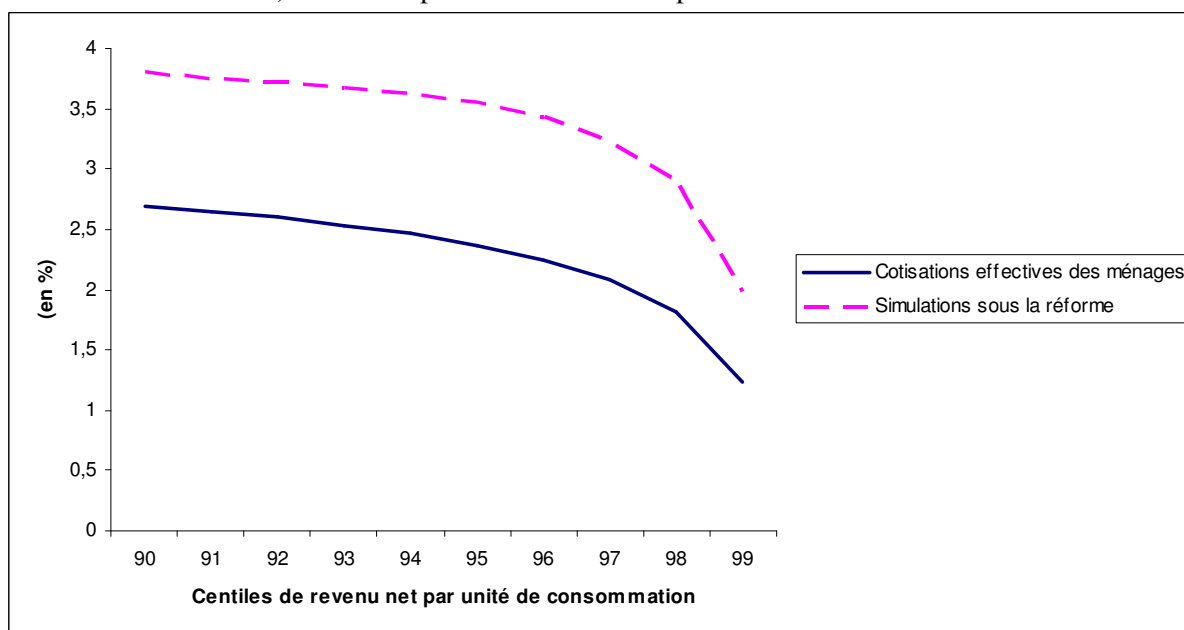
Graphique 10 : Effets redistributifs de la « Réforme 2 » entre ménages, en fonction de leur catégorie de revenu net par unité de consommation

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;
 Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

a) Ensemble



b) Décile supérieur de revenu net par unité de consommation



Tout d'abord, les graphiques 9 et 10 reportent la part du revenu net par unité de consommation des ménages consacrée à la taxe d'habitation sous chacune des deux réformes, à chaque fois comparée à la part qu'ils y consacrent réellement en 2010. L'examen des graphiques 9 a) et 10 a) révèle que, par décile de revenu, chacune des deux réformes aboutirait à un profil plus « linéaire » du poids de la taxe, qui s'accroîtrait régulièrement avec le décile de revenu. Pour la « Réforme 1 », cette forme découle directement de l'assiette envisagée ; quant à la « Réforme 2 », ce profil tend à indiquer que le poids

consacré par les ménages à l'achat de leur résidence principale est positivement corrélé à leur niveau de revenu net par unité de consommation. Notons toutefois un déclin de la part du revenu consacré à la taxe pour les déciles supérieurs sous la « Réforme 2 », confirmant notre intuition selon laquelle, au-delà d'un certain seuil de revenu, les ménages consacrent une moindre part de leur revenu à leur logement principal, probablement du fait d'une diversification accrue de leur patrimoine. Cette observation est largement sensible sur le graphique 10 b), centré sur les 10 % des ménages les plus riches : il révèle, sous la « Réforme 2 », une nette décroissance du poids de la taxe d'habitation dans leur revenu net par unité de consommation à mesure que celui-ci s'élève, à comparer avec un poids quasiment constant sous la « Réforme 1 » (cf. graphique 9 b).

D'une manière générale, il découle de ces simulations de réformes fiscales un surcroît de progressivité associé à ces deux pistes de réformes, dont les principaux bénéficiaires semblent être les déciles de revenu intermédiaires. En effet, grâce à une légère augmentation de la part des revenus que les ménages des déciles supérieurs consacraient au paiement de la taxe, celle des ménages situés près du revenu médian s'en trouverait sensiblement décriée, alors que le produit total de la taxe reste inchangé.

Le graphique 11 propose d'approfondir la réflexion sur les effets potentiels de la « Réforme 2 », visant à rapprocher l'assiette de la taxe d'habitation des rapports de valeurs vénales observées sur les marchés immobiliers, en observant les variations géographiques de ces effets.

À première vue, cette carte montre qu'un tel réalignement des valeurs locatives constituerait un gain pour les ménages dans la plupart des communes françaises. Un tel constat révèle, en creux, les distorsions associées à l'assiette actuelle de cet impôt local, qui ne reflète plus les valeurs vénales des logements occupés par les ménages. Ainsi, il apparaît que les régions de l'ouest de la France ou le Languedoc-Roussillon, l'Île-de-France – à l'exception de Paris – et certains espaces localisés dans le Nord-Pas-de-Calais seraient les grandes gagnantes d'une telle réforme ; il s'agit, pour la plupart, d'espaces dont l'aménagement et le développement urbain ont été réalisés au cours des Trente Glorieuses, mais dont les parcs résidentiels ont vieilli depuis lors, entraînant une diminution de la valeur de marché des biens immobiliers qui les composent. À l'inverse, les territoires qui connaîtraient une hausse sensible du poids de la taxe d'habitation consécutive à une telle réforme sont peu nombreux et très localisés. Il s'agit tout d'abord des centres-villes des grandes métropoles, comme Paris, Lyon ou Toulouse, qui ont vu leur développement s'accélérer depuis les années 1980 et dont les marchés immobiliers sont actuellement plus tendus. La concentration d'activités industrielles et tertiaires de plus en plus qualifiées ainsi que de pôles universitaires et un rôle croissant de nœud multimodal sur les réseaux de transports nationaux sont autant d'atouts qui expliquent une valorisation croissante des biens immobiliers dans ces territoires. Il en va de même pour certains espaces

frontaliers de la Belgique ou de l'Allemagne, où l'intégration européenne – passant notamment par la densification des réseaux au sein de l'espace rhénan – a probablement entraîné une hausse des prix fonciers et immobiliers depuis ces trente dernières années. Enfin, notons l'importance des espaces de villégiature, qui concentrent une grande partie des communes perdantes à la réforme : la Côte d'Azur, la Savoie, les Hautes-Pyrénées et, dans une moindre mesure, la Sologne ou les côtes normandes sont autant d'espaces qui ont connu un fort accroissement de leur attractivité touristique depuis les années 1980, notamment sous l'effet d'un allongement de la durée des vacances et d'une extension progressive du marché des résidences secondaires. Toutefois, ces marchés immobiliers, pour la plupart orientés vers l'agrément des acheteurs, appellent peut-être une prise en compte encore plus différenciée qu'elle ne l'est actuellement (rappelons que les abattements et dégrèvements ne s'appliquent pas aux résidences secondaires) par les pouvoirs publics, du fait de la pression foncière et immobilière ainsi que de l'impact fiscal que leur dynamique induit sur les ménages en résidence principale dans ces territoires.

Enfin, reprenant la démarche suivie à la fin de la partie 3, le tableau 2 propose, sous la forme de trois modèles économétriques, un tableau rapide, à vocation essentiellement descriptive, des effets redistributifs associés à chacune des deux réformes. Le modèle 1 consiste en une régression logistique⁴² portant sur une variable binaire indiquant si les ménages observés sont bénéficiaires de la réforme considérée sous les simulations réalisées. Notons d'emblée que, alors que 14,3 millions de ménages bénéficieraient de la « Réforme 1 » sur les 25,4 millions observés, ce nombre s'élève à 17 millions pour la « Réforme 2 », révélant le caractère plus opératoire de la taxe d'habitation actuelle à assurer une redistribution entre catégories de revenus qu'à intégrer les inégalités géographiques en termes de dynamiques des marchés immobiliers locaux. Il s'agit donc, à ce stade, de considérer les effectifs de gagnants et de perdants à la réforme et leur répartition au sein des différentes catégories socioéconomiques retenues, sans prendre en compte l'importance relative de ces gains et pertes. Cette deuxième phase de l'investigation est présentée dans les modèles 2 et 3 consistant chacun en une régression linéaire, par les moindres carrés ordinaires, respectivement du gain, en euros, induit par chacune des réformes et de ce gain rapporté au revenu net par unité de consommation des ménages.

⁴² Dans ce cas, pour apprécier le pouvoir prédictif de notre modélisation, nous ne reportons pas le R^2 mais le pourcentage de concordance associé au modèle. De même, dans le cas du modèle 1, nous fournissons les *odds-ratios* plutôt que les coefficients du modèle, car ils peuvent être directement interprétés comme des coefficients multiplicateurs par rapport à la situation de référence (voir « lecture » dans le chapeau).

**Graphique 11 : Effets redistributifs de la « Réforme 2 » entre ménages, par commune
(en points de pourcentage du revenu net par unité de consommation)**

Sources : données FILOCOM, notariales et DGFIP et calculs de l'auteur ;

Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

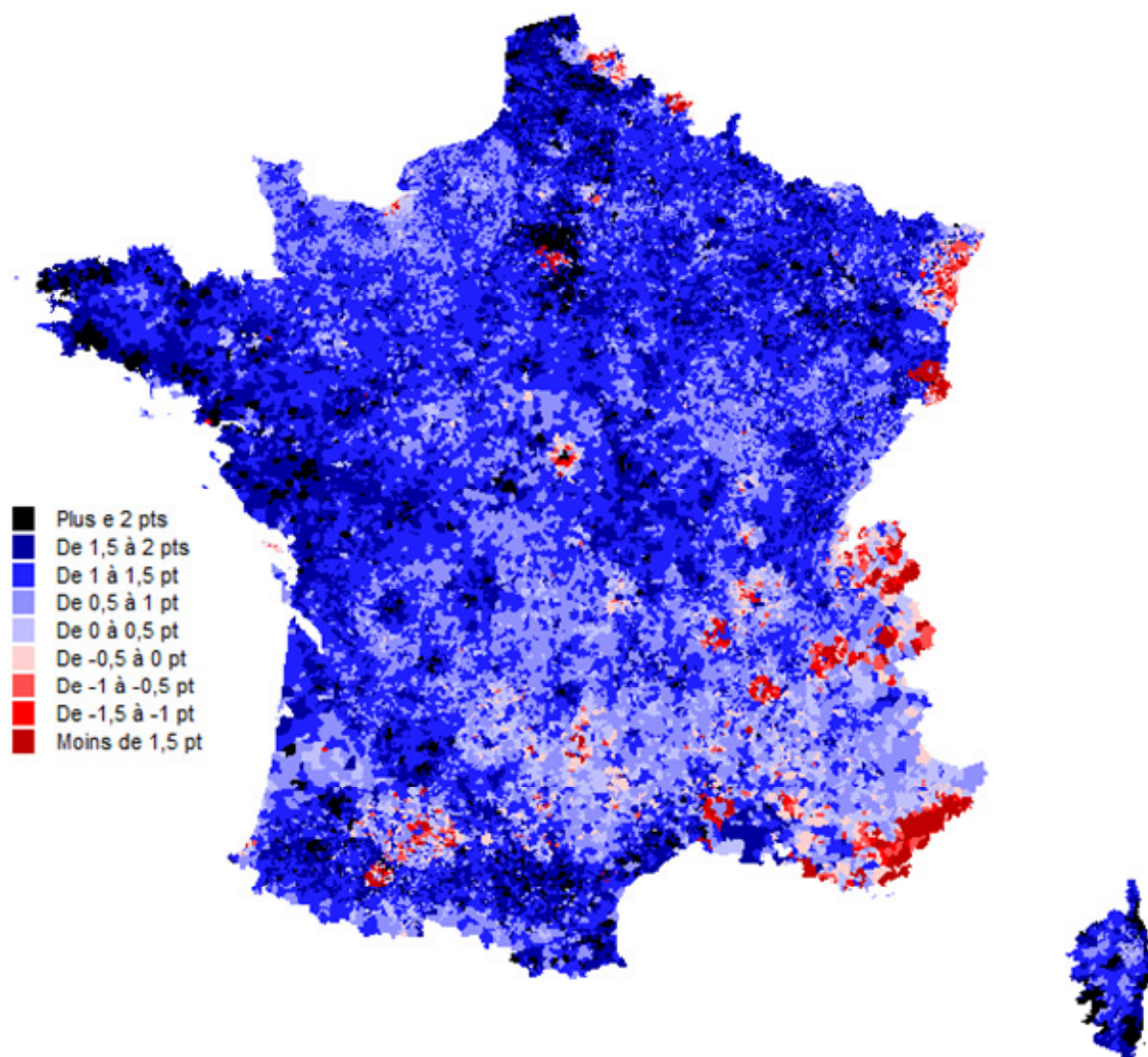


Tableau 3 : Les effets redistributifs des réformes possibles de la taxe d'habitation entre les ménages, selon différentes caractéristiques socioéconomiques

Sources : données FILOCOM et DGFIP et calculs de l'auteur ;

Champ : ensemble des résidences principales de France métropolitaine

Situation de référence : un ménage situé dans le décile de revenu « 50 », dont l'occupant principal a entre 25 et 35 ans, comptant 2 personnes, locataire dans le secteur privé, résidant dans une commune de 20 000 à 100 000 habitants située dans le Centre et dont le revenu moyen net par unité de consommation se situe dans les 10 % des communes au-dessus du revenu médian intercommunal.

Lecture : ns = chiffre non significativement différent de zéro au test de Student,

*=significatif à 10 %, **=significatif à 5 %, ***=significatif à 1 % ;

Les autres variables du modèle étant contrôlées, les ménages du décile de revenu net par unité de consommation « 90 » sont en moyenne 0,016 fois moins nombreux à retirer un gain de la « Réforme 1 » que ceux du décile « 50 », soit un gain moyen d'environ 1 370,38 euros ou 3,65 points de revenu net par unité de consommation inférieur à celui des ménages de ce décile.

a) Réforme 1

Variable d'intérêt	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Décile de revenu moyen net par unité de consommation de la commune de résidence	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	Gain à la réforme 1 (indicatrice)	Gain à la réforme 1 (en euros)	Gain à la réforme 1 (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain à la réforme 1 (en euros)	Gain à la réforme 1 (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain à la réforme 1 (en euros)	Gain à la réforme 1 (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain à la réforme 1 (en euros)	Gain à la réforme 1 (en % du revenu net par unité de consommation)		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
										D00	0.916	***	-0.83816	ns	-0.09522	***			
										D10	0.996	ns	5.21944	***	-0.00401	*			
										D20	0.990	***	-0.10260	ns	-0.04692	***			
										D30	0.987	***	-0.64647	ns	-0.02895	***			
										D40	1.032	***	2.45626	***	0.01031	***			
										D50	ref		ref		ref				
										D60	1.066	***	8.03443	***	0.05725	***			
										D70	1.106	***	13.84221	***	0.07558	***			
										D80	1.098	***	11.99191	***	0.08962	***			
										D90	1.488	***	92.74910	***	0.35537	***			
										Région de résidence									
										Alsace	0.766	***	-41.57030	***	-0.23516	***			
										Aquitaine	1.192	***	43.09872	***	0.19394	***			
										Auvergne	1.105	***	34.49161	***	0.14269	***			
										Basse-Normandie	0.867	***	-32.52501	***	-0.21143	***			
										Bourgogne	1.126	***	35.07243	***	0.14627	***			
										Bretagne	0.962	***	-12.96350	***	-0.01952	***			
										Centre	ref		ref		ref				
										Champagne-Ardenne	0.902	***	-59.08284	***	-0.17548	***			
										Corse	1.123	***	-27.34204	***	0.04405	***			
										Franche-Comté	1.127	***	45.42560	***	0.14239	***			
										Haute-Normandie	0.892	***	-15.58859	***	-0.13774	***			
										Ile-de-France	1.719	***	191.82293	***	0.56114	***			
										Languedoc-Roussillon	1.261	***	39.10043	***	0.24778	***			
										Limousin	1.095	***	51.67289	***	0.18514	***			
										Lorraine	1.093	***	27.92445	***	0.12079	***			
										Midi-Pyrénées	1.077	***	22.93690	***	0.10613	***			
										Nord-Pas-de-Calais	0.875	***	-92.66944	***	-0.19690	***			
										Pays de la Loire	1.035	***	6.97162	***	0.06920	***			
										Picardie	0.826	***	-37.16602	***	-0.18066	***			
										Poitou-Charentes	1.096	***	27.66231	***	0.14315	***			
										Provence-Alpes-Côte d'Azur	1.038	***	10.35016	***	0.07432	***			
										Rhône-Alpes	1.168	***	59.11385	***	0.18895	***			
										Nombre d'observations R2 / Pourcentage de concordance			25 387 552	25 387 552	25 387 552				
											84,6		0,4152		84,6				
										Taille de la commune de résidence									
										Moins de 5 000 habitants	0.606	***	-81.79567	***	-0.52227	***			
										De 5 000 à 20 000 habitants	0.913	***	0.87382	ns	-0.08497	***			
										De 20 000 à 100 000 habitants	ref		ref		ref				
										De 100 000 à 200 000 habitants	1.215	***	37.67529	***	0.20196	***			
										Plus de 1 000 000 d'habitants	1.061	***	20.27015	***	0.07998	***			

b) Réforme 2

Variable d'intérêt	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3		
	Gain à la réforme 2 (indicatrice)	Gain à la réforme 2 (en euros)	Gain à la réforme 2 (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain à la réforme 2 (indicatrice)	Gain à la réforme 2 (en euros)	Gain à la réforme 2 (en % du revenu net par unité de consommation)	Gain à la réforme 2 (indicatrice)	Gain à la réforme 2 (en euros)	Gain à la réforme 2 (en % du revenu net par unité de consommation)
Décile de revenu net par unité de consommation									
D00	0.005 ***	-286.31874 ***	-1.86705 ***						
D10	0.074 ***	-251.53713 ***	-1.08664 ***						
D20	0.149 ***	-170.45780 ***	-0.38059 ***						
D30	0.518 ***	-60.82700 ***	0.25028 ***						
D40	1.726 ***	-1.89569 ***	0.33741 ***						
D50	ref	ref	ref						
D60	0.596 ***	-40.87311 ***	-0.50038 ***						
D70	0.210 ***	-295.80116 ***	-1.82912 ***						
D80	0.119 ***	-550.49993 ***	-2.76162 ***						
D90	0.099 ***	-796.81629 ***	-2.85062 ***						
Classe d'âge de l'occupant principal									
Moins de 25 ans	2.100 ***	-24.19551 ***	-0.09054 ***						
De 25 à 35 ans	1.044 ***	-6.87634 ***	-0.05543 ***						
De 35 à 45 ans	ref	ref	ref						
De 45 à 55 ans	0.893 ***	7.38367 ***	0.01154 ***						
De 55 à 65 ans	0.667 ***	22.44853 ***	0.02242 ***						
Plus de 65 ans	0.311 ***	-38.93933 ***	-0.28231 ***						
Nombre de personnes dans le ménage									
1	0.788 ***	0.47483 ns	-0.23641 ***						
2	ref	ref	ref						
3	0.823 ***	-49.51770 ***	-0.11922 ***						
4	0.806 ***	-51.82020 ***	-0.06322 ***						
5	0.858 ***	-39.55731 ***	-0.03058 ***						
Plus de 5	0.537 ***	-44.87574 ***	-0.16391 ***						
Statut d'occupation du logement									
Propriétaire occupant	1.127 ***	41.92432 ***	0.24684 ***						
Locataire du secteur privé	ref	ref	ref						
Locataire du secteur social	1.123 ***	9.68158 ***	0.11646 ***						
Taille de la commune de résidence									
Moins de 5 000 habitants	1.159 ***	73.04655 ***	0.13955 ***						
De 5 000 à 20 000 habitants	1.265 ***	144.45090 ***	0.49935 ***						
De 20 000 à 100 000 habitants	ref	ref	ref						
De 100 000 à 200 000 habitants	0.846 ***	1.29149 *	0.26221 ***						
Plus de 1 000 000 d'habitants	0.540 ***	-321.03640 ***	-0.70530 ***						
Décile de revenu moyen net par unité de consommation de la commune de résidence									
D00	0.985 ***	-33.38949 ***	-0.11407 ***						
D10	0.915 ***	-75.94262 ***	-0.23001 ***						
D20	1.066 ***	-41.81210 ***	-0.11210 ***						
D30	1.012 ***	-37.05018 ***	-0.11361 ***						
D40	1.052 ***	-18.19421 ***	-0.02626 ***						
D50	ref	ref	ref						
D60	1.076 ***	17.73850 ***	0.07621 ***						
D70	0.942 ***	37.83877 ***	0.11216 ***						
D80	0.751 ***	-73.35744 ***	-0.46102 ***						
D90	0.500 ***	-278.10660 ***	-0.94539 ***						
Région de résidence									
Alsace	0.309 ***	-316.12308 ***	-1.35785 ***						
Aquitaine	1.011 ***	17.74704 ***	0.10883 ***						
Auvergne	0.674 ***	-93.78057 ***	-0.33943 ***						
Basse-Normandie	0.963 ***	-52.60198 ***	-0.27596 ***						
Bourgogne	0.891 ***	-26.33930 ***	-0.08626 ***						
Bretagne	1.250 ***	57.93582 ***	0.23826 ***						
Centre	ref	ref	ref						
Champagne-Ardenne	1.496 ***	74.86656 ***	0.25406 ***						
Corse	2.224 ***	284.03780 ***	1.09980 ***						
Franche-Comté	1.315 ***	17.66414 ***	0.03000 ***						
Haute-Normandie	1.046 ***	-8.25380 ***	-0.13111 ***						
Ile-de-France	1.269 ***	109.35082 ***	0.45394 ***						
Languedoc-Roussillon	0.757 ***	-55.56440 ***	-0.19330 ***						
Limousin	0.741 ***	-44.24875 ***	-0.18944 ***						
Lorraine	1.178 ***	31.97477 ***	0.12705 ***						
Midi-Pyrénées	0.661 ***	-74.90940 ***	-0.29548 ***						
Nord-Pas-de-Calais	0.790 ***	-10.48459 ***	-0.00268 ***						
Pays de la Loire	0.898 ***	2.94059 ***	0.02931 ***						
Picardie	1.215 ***	49.06822 ***	0.12757 ***						
Poitou-Charentes	1.136 ***	19.20702 ***	0.09764 ***						
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0.393 ***	-587.41701 ***	-2.39682 ***						
Rhône-Alpes	0.389 ***	-183.61460 ***	-0.72257 ***						
Nombre d'observations R2 / Pourcentage de concordance	25 332 413	25 332 413	25 332 413	83,8	0,18	0,1824			

Les résultats mis en évidence dans ces tableaux confirment le profil des effets redistributifs entre catégories de revenu décrits plus haut, essentiellement concentrés sur les ménages dont le revenu net par unité de consommation se situe autour de sa valeur médiane au sein de la population. D'une manière générale, les effets redistributifs entre les différentes catégories socioéconomiques de ménages retenues ici sont sensiblement comparables entre les deux réformes, bien que souvent plus contrastés pour la « Réforme 1 ». Cela peut tenir à la moindre inertie spatiale de la distribution des revenus des ménages résidents, comparée à celle des prix immobiliers, sauf à considérer des échelles très localisées. Ainsi, pour la classe d'âge ou la taille du ménage, ces effets vont à rebours de ceux que nous avons identifiés dans le tableau 1 en décrivant la répartition des montants de taxe d'habitation et de leur poids relatif entre ménages. Par exemple, les ménages les plus jeunes ont plutôt tendance à bénéficier des deux réformes. Cela peut s'expliquer par l'existence de contraintes financières – autres que le revenu – pouvant peser sur les ménages les plus jeunes et les forçant à se reporter sur un segment particulier de logement dont la valeur locative demeure élevée, en dépit d'une baisse de la valeur marchande depuis les années 1980. Cela peut tenir, dans certains cas, à une dégradation

progressive de la qualité de ces logements au cours du temps, ou à une moindre attractivité de leur localisation. Cela peut inversement résulter d'un développement urbain continu de ces espaces depuis une vingtaine d'années, qui a pu entraîner une baisse des prix fonciers et immobiliers locaux qui n'aurait pas été reportée sur les valeurs locatives, dans le cas de quartiers étudiants modernes par exemple. De même, il semble que les ménages composés d'une seule personne soient les grands perdants des deux réformes. Dans le premier cas, cela tient au fait que leur revenu net par unité de consommation n'est pas réparti sur d'autres personnes que l'occupant principal, ce qui induit un moindre bénéfice associé à une réforme qui serait exclusivement assise sur ce paramètre. Par ailleurs, les tendances à la décohabitation des ménages et à la densification du bâti dans les centres-villes, sensibles depuis les années 1990 – 2000, ont favorisé un renchérissement du prix au m² des logements à faible surface, occupés principalement par ces ménages d'une seule personne, qui pâtiraient donc davantage de la « Réforme 2 ». Enfin, soulignons que le gain des occupants du parc social locatif s'explique pour la « Réforme 1 » par leurs revenus, globalement plus faibles que la moyenne, en dépit de seuils d'admission relativement généreux, et pour la « Réforme 2 » par une lente dégradation de plus de la moitié des logements du parc, qui datent d'avant 1975 et dont les normes de plus en plus exigeantes en matière de qualité des logements ne parviennent pas encore à palier les effets globaux. Quant au gain relatif des propriétaires occupants par rapport aux locataires, s'il reste difficile à expliquer globalement, il tient pour partie aux politiques d'aides à la pierre menées en faveur des classes moyennes inférieures à partir de la fin des années 1970 et qui ont poussé une grande partie de ces ménages à opter pour une localisation dans les espaces périurbains ; les prix immobiliers y ont en effet globalement décliné par la suite, du fait de la rénovation massive des centres-villes et d'une prise de conscience des coûts énergétiques inhérents à une telle localisation périphérique.

Par contraste, les effets redistributifs entre territoires diffèrent largement d'une réforme à l'autre. Ainsi, la « Réforme 1 » avantage principalement les communes les plus grandes et dont les ménages perçoivent les plus hauts niveaux de revenu. Cela tient au fait que le revenu moyen des ménages a connu une élévation sensible dans certains espaces ruraux, sous l'effet de la périurbanisation ou de l'installation de retraités. Par ailleurs, la conjonction d'abattement, assis – dans le cadre de cette réforme – sur le revenu moyen des ménages résidant à proximité et d'un certain niveau de concentration géographique des hauts revenus, peut expliquer le gain des communes situées dans le décile supérieur de revenu sous la « Réforme 1 ». À l'inverse, la « Réforme 2 » bénéficierait davantage aux ménages des communes à taille et revenus intermédiaires, qui ont connu les plus fortes réductions de prix immobiliers depuis les années 1970 - 1980, comparées aux villes centres. Cela explique pourquoi certaines régions, comme la Provence-Alpes-Côte d'Azur, le Rhône-Alpes ou le Languedoc-Roussillon, soient globalement gagnantes à la « Réforme 1 » et perdante à la « Réforme 2 » : les revenus des ménages résidents y sont relativement hétérogènes, notamment du fait de la grande variabilité dans le tissu urbain de ces régions, mais les prix immobiliers y ont connu une nette

hausse depuis trente ans, sous l'effet conjoint de l'attractivité des grandes métropoles et des espaces touristiques. Inversement, des régions comme la Bretagne ou le Poitou-Charentes, qui ont connu un fort développement économique doublé d'un développement urbain qui a permis d'atténuer globalement la pression immobilière et foncière, expérimenteraient un gain moyen plus net à la « Réforme 2 » qu'à la « Réforme 1 ». Soulignons enfin que, dans le cas de l'Île-de-France, le poids de Paris ne suffit pas à pallier les fortes inégalités de revenus et de prix constatées dans cette région, souvent au détriment des périphéries de banlieue, puisque cette région serait globalement gagnante aux deux réformes, les autres variables socioéconomiques retenues étant contrôlées. Cette analyse permet donc de mettre en évidence les contradictions qui peuvent se présenter au législateur en matière de réforme du cadre de la fiscalité locale, entre effets redistributifs selon le revenu ou le lieu de résidence des ménages.

Conclusion

Cette étude s'est attachée à dresser un tableau synthétique de la répartition de l'effort des ménages pour le paiement de la taxe d'habitation. Elle repose sur une méthodologie de calcul qui permet de prédire cet effort au niveau des ménages eux-mêmes, et, ce faisant, d'en décomposer les logiques de répartition selon un ensemble riche de critères socioéconomiques. Nous avons notamment pu mettre en évidence une certaine concentration de cet effort sur les catégories de revenu intermédiaire et sur les espaces qui ont perdu leur dynamique immobilière des années 1970. Ces constats nous ont conduits à appliquer ces mêmes méthodes de calculs pour simuler deux changements structurels de l'assiette de la taxe d'habitation, qui viserait à la rapprocher des revenus des ménages ou des valeurs de marché des logements assujettis. Il nous a alors été possible de présenter les effets redistributifs associés à chacune de ces deux pistes de réformes, envisagées depuis une vingtaine d'années déjà par les pouvoirs publics, et de mettre au jour la complexité des décisions du législateur préalable à toute réforme de la fiscalité locale.

Toutefois, il importe de souligner ici les limites de notre approche. Outre le fait qu'elle repose sur des méthodes de simulation qui demeurent résolument approximatives, elles envisagent les effets des réformes à formule de calcul et produit total de la taxe qui demeurent tous deux constants pour se concentrer sur les changements relevant uniquement d'une transformation de son assiette. Or, il est très probable que le législateur profite d'une occasion de réforme pour revoir en profondeur le mode de calcul de cet impôt local sans se soucier d'un changement de son produit total. Les éléments avancés ici ne doivent donc pas être considérés comme un chiffrage précis des réformes possibles de la taxe d'habitation, mais plutôt comme une tentative d'identification des catégories socioéconomiques de ménages et des territoires auxquelles profiterait le plus chacune de ces deux pistes de réforme.

Plus largement, ces modalités de simulations tiennent au fait que les réformes et leurs effets sont ici envisagés dans le cadre d'un équilibre partiel, c'est-à-dire sans prendre en compte les réactions en chaîne des ménages ou des pouvoirs publics locaux aux effets plus ou moins avantageux de ces réformes, selon leur niveau de richesse, leur localisation géographique, etc. Les ménages peuvent ainsi réagir au niveau local par une mobilité résidentielle des communes désavantagées vers les communes profitant le plus des réformes mises en places. Quant aux collectivités territoriales, elles peuvent réagir encore plus directement et rapidement à toute réforme en profondeur de la taxe d'habitation en changeant leurs taux d'abattements ou de prélèvement, qui demeurent à leur discrétion. Le premier de ces deux effets demeurerait probablement d'une ampleur marginale, du fait d'un poids de la taxe d'habitation dans les revenus des ménages, qui reste, finalement, assez faible, et des rigidités sur les marchés du travail et du logement qui peuvent constituer un frein aux mobilités résidentielles. L'ampleur du second reste cependant difficile à estimer, car il dépendrait directement de l'impact à long terme de toute réforme sur les finances publiques locales. Soulignons d'ailleurs que, pour compléter la réflexion ici menée, il faudrait envisager les effets redistributifs de ces réformes entre les collectivités territoriales elles-mêmes, qui demeurent d'importantes pourvoyeuses de biens publics locaux pour les ménages résidents. Or, les réformes envisagées ici pourraient se traduire par de fortes réductions dans le budget de communes cumulant faibles revenus et marchés immobiliers déprimés alors que ces territoires nécessiteraient des politiques locales actives orientées vers le développement de leurs aménités propres. Cet enjeu, indépassable dans toute tentative de réforme potentielle, souligne la complexité des logiques distributives entre territoires à toutes les échelles et plaide en faveur d'une intégration de ce cadre multi-scalaire, du local au national en passant par le régional, dans toute réflexion à propos d'une réforme cohérente de la taxe d'habitation.

Bibliographie

ADAM, F., O. FERRAND et R. ROUX (2010), *Finances publiques*, Eds. Dalloz – Sirey, 3^{ème} ed.

CASZ, B. et QUIGLEY, J. M. (1991), "The dynamics of real estate prices", *Review of Economics and Statistics*, N° 83, pp. 50 - 68

Conseil des Prélèvements Obligatoires (2009), « La fiscalité locale »

Cour des Comptes (2009), « L'assiette des impôts locaux : la détermination des bases cadastrales et leur gestion par les services de l'État »,
Rapports de la Cour des Comptes

DAVID, A, F DUBUJET, C GOURIEROUX et A LAFERRERE (2002), « Les indices de prix des logements anciens », INSEE Méthodes

Direction Générale des Finances Publiques (2013), *Précis de la Fiscalité Locale*, disponible sur www.impots.gouv

FRISCHE, R. et V. WAUGH (1933), "Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends", *Econometrica*, N° 1, Vol. 4, pp. 387 - 401

GORDON, M. J. (1962), *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*. Homewood, L. R. D. Irwin

HECKMAN, J.J? (1976), "The commune structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimation for such models", *Annals of economic and statistical measurement*, N° 5, pp. 475 -493

LANDAIS, C., T. PIKETTY et E. SAEZ, *Pour une révolution fiscale : un impôt sur le revenu pour le XXIe siècle*, Eds du Seuil, Coll. « La République des Idées »

MAURIN, E. (2004), *Le ghetto français : enquête sur le séparatisme social*, Eds. Le Seuil, Coll. « La République des Idées »

TEIBOUT, C. (1956), "A pure theory of local expenditures", *Journal of Political Economy*, No 65, Vol. 5, pp. 416 - 424

TRANNOY, A. (2011), « Pour une remise à plat de la fiscalité foncière et immobilière », *Regards Croisés sur l'Économie*, N° 9, Eds. La Découverte