

**Direction des Études et Synthèses Économiques
Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

G 2013 / 02 - F1302

**Habiter en HLM : quel avantage monétaire et
quel impact sur les conditions de logement ?**

Corentin TREVIEN

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2013 / 02 - F1302

Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?

Corentin TREVIEN*

FÉVRIER 2013

Une version préliminaire de cette étude a été réalisée dans le cadre d'un stage à la division « Logement » de l'Insee sous la direction de Pierrette Briant et de Catherine Rougerie. L'auteur remercie également les participants du séminaire D3E et en particulier Benoît Schmutz pour sa discussion ainsi que Pauline Givord, Claire Lelarge, Céline Grislain-Letrémy, Anne Laferrère, Corinne Prost et Augustin Vicard pour leurs remarques et suggestions. Toutes les erreurs restantes sont de la seule responsabilité de l'auteur.

* Département des Études Économiques - Division Marchés et Entreprises - Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?

Résumé

Cet article détaille l'effet de l'occupation d'un logement social sur les conditions de vie et de logement des ménages par des méthodes de prix hédoniques et de régressions stratifiées. L'avantage monétaire mensuel lié à l'occupation d'une habitation à loyer modéré (HLM) y est d'abord estimé. Il s'agit de la différence entre le loyer demandé par le bailleur social et la valeur d'un logement équivalent dans le parc locatif privé, estimée en 2006 à 261 euros mensuels. Pour les ménages, cette subvention correspondrait à une élévation du niveau de vie, entendu comme la consommation des autres biens et l'épargne, de 227 euros et une augmentation de la valeur de logement occupé d'un montant de 34 euros. Plus précisément, on détaille les différences entre les caractéristiques du logement HLM et du logement que le ménage aurait occupé s'il avait été contraint de se loger hors du parc social. On obtient que l'emménagement en HLM conduit les ménages à occuper des logements plus grands dans des voisinages plus pauvres mais qu'il n'entraîne pas de surconsommation de logement.

Mots-clés : logement social, prix hédoniques, évaluation des politiques publiques, régressions stratifiées

The benefits of living in a social housing dwelling: effects on living standard and accommodation conditions

Abstract

This article provides evidence about how access to social housing affects living and accommodation conditions of households, using hedonic prices and stratified regression methods. First, I estimate the monthly monetary benefit of social housing tenants, which is the difference between the actual rent of a social housing dwelling and the potential value of a similar dwelling on the private rental market. This monthly implicit benefit amounts in 2006 to 261 euro each month and can be broken down into two parts: a living standard effect of 227 euro, e.g. an increase in household consumption of other goods and savings, and a 34 euro rise in the value of the home. More precisely, I compare the accommodation conditions of social housing tenants to the counterfactual accommodation conditions of the same households in a privately rented home without access to social housing. I obtain that when a household move to a social housing home, it lives in a larger dwelling, but in a poorer neighbourhood. Finally, access to social housing does not generate housing over-consumption.

Keywords: social housing, hedonic prices, evaluation of public policies, stratified regressions

Classification JEL : R21, C31, H42

Introduction

En France, le logement social, résultat d'une longue histoire, combine plusieurs objectifs. S'il vise à soutenir l'offre et augmenter le nombre de logements proposés aux ménages, il constitue également un outil de redistribution et de mixité sociale au profit des ménages des catégories modestes et moyennes. En ce qui concerne le premier point, le logement social a par exemple constitué un instrument privilégié de l'État planificateur de l'après-guerre pour répondre aux défis de la reconstruction, de l'augmentation de la population et de l'exode rural. Plus récemment, le logement social a été confirmé comme instrument de promotion de la mixité sociale dans les villes françaises par la loi « solidarité et renouvellement urbains » (SRU), qui contraint les communes à proposer 20 % de logements sociaux.

Cette étude porte principalement sur les effets redistributifs du logement social. L'occupation d'un logement social permet aux ménages de bénéficier de loyers inférieurs à ceux demandés par les bailleurs privés : il s'agit donc d'une subvention implicite, par nature difficile à évaluer. Ce travail se propose de quantifier et de décomposer l'importance de cet avantage en comparant la situation des ménages logés dans le parc social à une hypothèse fictive, où ces ménages n'auraient pas accès au parc social. Dans cette situation « contrefactuelle », le loyer du logement occupé serait déterminé selon les règles en vigueur pour les logements à loyer libre. En outre, le ménage devrait se procurer un logement dans le parc privé. Il pourrait donc déterminer librement les caractéristiques et le loyer de ce logement sous la contrainte de son revenu. Cette approche permet d'évaluer l'impact de l'occupation d'un logement social sur les conditions de vie et de logement des ménages en répondant à quatre questions distinctes.

A - Quel est le montant de la subvention implicite associée à l'occupation d'un logement social ?

Les loyers des logements sociaux sont nettement inférieurs à ceux demandés pour les logements du parc privé. Pour connaître le montant de cette subvention implicite, on estime le loyer potentiel d'un logement HLM s'il avait été proposé dans le parc locatif privé, que l'on compare au loyer demandé par le bailleur social. Ce loyer potentiel est imputé par un modèle hédonique de Box-Cox, estimé préalablement sur le parc privé.

B - Dans quelle mesure l'occupation d'un logement social modifie-t-elle les conditions de logements ? Alors que l'on comparait les loyers des logements sociaux et des logements privés dans le paragraphe précédent, c'est aux ménages qu'il faut s'intéresser pour répondre à cette question. Ici, on estime la valeur et les caractéristiques du logement « contrefactuel » que le ménage aurait occupé dans le parc locatif privé, s'il n'avait pas obtenu de logement social. On définit ainsi l'effet « valeur du logement », qui correspond à la différence de valeur aux prix du marché privé entre le logement HLM occupé par le ménage et ce logement contrefactuel. Afin d'affiner cette information, les caractéristiques de ce logement qui aurait été choisi dans le parc privé sont comparées aux caractéristiques du logement social (taille, caractéristiques intrinsèques ou localisation). Les attributs et le loyer du logement contrefactuel sont déterminés par appariement sur les caractéristiques des ménages.

C - Comment l'occupation d'un logement social modifie-t-elle le niveau de vie hors logement des ménages ? L'emménagement dans une HLM ne permet pas seulement au ménage d'occuper un logement présentant des caractéristiques différentes. Comme il a été signalé précédemment, le locataire social s'acquitte d'un loyer relativement faible, très souvent inférieur aux dépenses de logement auxquelles il aurait dû consentir hors du parc social, pour le logement contrefactuel défini au paragraphe précédent. Cette économie, appelée ici « effet niveau de vie hors logement », permet

aux ménages logés en HLM d'augmenter leur consommation hors logement ou leur épargne. La subvention implicite associée à l'occupation d'une HLM se décompose donc entre un effet valeur du logement décrit dans le point B et un effet niveau de vie hors logement décrit dans ce point C¹.

D - L'occupation d'un logement social entraîne-t-elle une surconsommation de logement ?
Lorsque les prix ne sont pas fixés selon les règles de marché, comme dans le cas du logement social, il est intéressant de savoir si la variation de la quantité de logement consommé s'éloigne des préférences des agents économiques. Pour répondre à cette question, on considère à nouveau le choix de logement du locataire social dans le parc privé, c'est-à-dire, s'il n'avait pas obtenu de HLM mais à la différence de la situation décrite dans les points B et C, il bénéficie d'une allocation égale à la subvention implicite décrite dans le point A, qui vient s'ajouter à son revenu. Dans cette deuxième situation contrefactuelle, le ménage dispose de la même richesse que dans la situation où il profite d'un logement HLM mais il peut cette fois arbitrer comme il l'entend entre logement et autres biens.

Pour répondre à ces quatre questions, cet article utilise principalement l'enquête nationale logement (ENL) de 2006 de l'Insee. Cette enquête porte sur un échantillon de plus de 40 000 ménages et apporte des informations détaillées sur le logement (secteur, loyer, coût des charges, caractéristiques précises) et les occupants. Elle a été complétée par d'autres sources : les résultats du recensement de la population 2007 à l'échelle de l'Iris² ou de la commune pour les caractéristiques socio-économiques des quartiers.

Le présent article complète plusieurs études économiques portant sur l'évaluation du logement social et qui ont souligné l'impact de l'occupation d'un logement social sur les conditions de vie des occupants. Ces travaux portent sur la mobilité résidentielle (Gobillon, 2001), la probabilité d'être au chômage (Dujardin et Goffette-Nagot, 2009), l'accession à la propriété (Goffette-Nagot et Sidibé, 2010), la consommation des ménages (Le Blanc et al., 1999) ou les performances scolaires des enfants (Goux et Maurin, 2005).

Ensuite, le présent travail confirme les résultats de plusieurs études portant sur le lien entre logement social et redistribution des richesses. Ainsi, Laferrère (2011) explique pourquoi, comme le confirment les résultats de cette étude, la subvention implicite associée à l'occupation des logements sociaux bénéficie en partie aux ménages aisés. Selon les plafonds de revenu à l'entrée, 80 % des ménages sont éligibles pour les logements sociaux. En outre, le loyer ne dépend des revenus des locataires que de façon marginale³. Enfin, il existe un droit au maintien dans les lieux indépendant de l'évolution des revenus des occupants. L'auteur montre également que l'emménagement en

1. Précisons d'emblée que cette décomposition ne peut être interprétée strictement en termes d'effet substitution et d'effet revenu en raison des règles d'attribution des logements sociaux. En effet, le parc social ne constitue pas un marché parallèle où les ménages pourraient choisir des logements à un prix inférieur. En pratique, après une attente souvent longue, les ménages ayant déposé une demande auprès d'un bailleur social se voient proposer un logement qu'ils peuvent accepter ou refuser. À la différence des aides à la personne, qui constituent une subvention monétaire directe, les locataires sociaux ne sont pas mesurés de choisir la répartition de leur consommation entre logement et autres biens. En termes économiques, l'agent ne peut pas déterminer librement le degré de substitution entre ces deux types de dépenses.

2. L'Iris est un découpage territorial de l'Insee pour la diffusion des données infra-communales. La taille visée pour un Iris est de 2 000 habitants.

3. En 2006, il existait des surloyers pour les locataires sociaux dont les revenus dépassaient les plafonds. Selon l'enquête logement, ils ne concernaient que 1,7 % des locataires et s'élevaient à 40 euros en moyenne, ce qui est très loin de compenser l'importance de la subvention implicite. Cependant, on ne peut pas exclure que ces résultats soient liés à une sous-déclaration.

HLM n'a pas le même effet sur les conditions de logement selon le niveau de vie du ménage et complète en cela les conclusions de Jacquot (2007). De plus, les caractéristiques des logements sociaux occupés diffèrent sensiblement selon le niveau socio-économique des locataires, l'auteur de cette étude explique ce constat par le fait qu'il existe des différences dans l'attribution des logements sociaux. Ainsi, les ménages à faible revenu se voient attribuer les logements de moins bonne qualité parce qu'ils sont les seuls compatibles avec leurs ressources ou parce que les ménages aisés refusent d'y emménager. D'autre part, les ménages aisés peuvent quitter plus facilement les logements sociaux de mauvaise qualité, ce qui entraîne une attrition différenciée selon les revenus. On peut y ajouter une troisième explication : les bailleurs sociaux favorisent l'emménagement de ménages plus aisés pour des raisons de solvabilité. Ainsi, Bonnal et al. (2011) étudient les déterminants de la durée d'accès à un logement social et montrent qu'elle décroît avec le salaire. Ces trois éléments, confirmant en cela les résultats présentés ici, indiquent que la diversité des locataires sociaux n'améliore pas nécessairement la mixité sociale autant que l'on aurait pu s'y attendre.

Enfin, la question de l'efficacité des programmes de logements sociaux est également posée ici en étudiant la surconsommation de logement induite par l'emménagement en HLM, l'adéquation des préférences des ménages aux logements proposés et la répartition des transferts implicites induits par ce système. Il est donc utile de garder à l'esprit quelques résultats de la littérature sur l'efficacité des différentes politiques de logement pour mettre en perspective les conclusions de cette étude. Si les aides à la personne semblent laisser plus de latitude au ménage pour choisir un logement correspondant à ses préférences, Fack (2005) montre, sur données françaises, qu'elles peuvent avoir un effet inflationniste. Lorsque l'offre de logement est relativement peu élastique, les aides accordées aux ménages conduisent alors à une hausse des loyers. Le coût du logement des ménages défavorisés aurait ainsi augmenté et 50 à 80 % des allocations logements auraient été absorbées par une augmentation du loyer dans les années 1990. Malgré cet effet d'amortissement, le présent article indique que le système des HLM permet d'offrir aux ménages des logements moins onéreux que ceux proposés dans le parc privé.

Le présent travail actualise les travaux de Le Blanc, Laferrère et Pigois (1999), portant sur l'impact de l'occupation d'un logement social sur les profils de consommation des ménages. Il tente d'en consolider les résultats en utilisant des méthodes économétriques plus complexes. Il ajoute également à l'étude des dépenses de consommation des locataires sociaux celle de leurs conditions de logement. Les estimations présentées ici confirment en partie les conclusions de cette étude. Le montant de la subvention implicite totale associée à l'occupation d'une HLM s'élèverait à 261 euros par mois pour le ménage occupant, soit 42 % du montant du loyer en moyenne⁴. Les résultats de Le Blanc et al. (1999) sont très proches, les logements HLM offrant des loyers inférieurs de 40 % aux loyers privés selon cette précédente étude⁵. Cette subvention implicite se décompose entre un effet valeur du logement de 34 euros et une importante élévation du niveau de vie hors logement, entendu comme la consommation des autres biens et l'épargne, de 227 euros⁶. De plus, l'emménagement en HLM augmenterait la surface du logement occupé de 2,5 mètres carrés. Il

4. Ces résultats correspondent à la moyenne tronquée du rapport entre valeur du logement et loyer HLM pour chaque ménage. Cette moyenne a été tronquée à 10 % du fait de l'importance des valeurs extrêmes.

5. Une étude de Amar et al. (2008) conduit à des estimations sensiblement inférieures de la subvention d'occupation. Ces différences semblent largement imputables à la manière dont est prise en compte l'ancienneté dans le logement. Les estimations menées dans le cadre des comptes du logement (Soes, 2012) donnent une valorisation intermédiaire de 211 euros.

6. Selon Le Blanc et al. (1999), cette subvention favorisait proportionnellement plus l'augmentation de la consommation de logement que les estimations présentées ici. Ces résultats semblent liés à la prise en compte plus fine des caractéristiques du quartier. En effet, l'ajout du revenu médian du quartier conduit à diminuer la valorisation des logements HLM, réduisant d'autant l'effet valeur du logement.

entraînerait une diminution de la probabilité d'occuper une maison individuelle de 15,4 points de pourcentage. Les estimations mettent également en évidence une hétérogénéité des effets au sein de la population. Enfin, dans la plupart des cas, l'occupation d'une HLM n'entraînerait pas de surconsommation de logement.

La première partie de ce travail présente des éléments descriptifs portant sur le logement social en France. Le modèle économétrique est explicité dans une deuxième partie. Enfin, la troisième partie détaille les principaux résultats de l'étude.

1 Logement social et parc locatif privé, quelles différences ?

Les attributs des logements et des ménages varient selon le statut d'occupation : propriété, location sociale ou location privée⁷. Il est nécessaire de détailler ces particularités pour justifier ensuite les hypothèses sous-jacentes au modèle économétrique.

1.1 Quelles sont les caractéristiques des logements sociaux ?

Les logements sociaux représentent presque un cinquième des logements en France (18,2 %) et les logements HLM en constituent la majeure partie (voir table 1). Les caractéristiques des logements varient selon le statut. Alors que les propriétaires occupent très majoritairement des maisons (79,0 %), ces dernières sont minoritaires dans le parc locatif et tout particulièrement dans le parc HLM (14,1 %). En moyenne, la surface des logements des propriétaires-occupants (109 m²) est nettement supérieure à celle des logements des locataires (entre 67 et 71 m²) et tout particulièrement pour les logements locatifs atypiques (39 m²). Le nombre moyen de pièces suit, logiquement, une répartition similaire.

Le loyer par mètre carré varie fortement selon le statut d'occupation. Sans surprise, les logements loués vides à loyer libre présentent un loyer moyen plus élevé (8,5 €/m²) que ceux du secteur social. Le secteur social connaît lui aussi des disparités, les logements HLM offrant le loyer le plus faible (4,7 €/m²), suivis de près par les logements loués en loi de 1948 (5,2 €/m²). Le loyer moyen des logements sociaux non-HLM traduit sa situation intermédiaire (7,0 €/m²) entre les secteurs privé et HLM.

Ces différences ne se limitent pas aux caractéristiques intrinsèques des logements mais concernent aussi leur localisation (voir table 2). Les logements occupés par leur propriétaire et les logements du secteur locatif privé sont rarement situés dans les quartiers les plus pauvres, c'est-à-dire les quartiers dont le revenu fiscal moyen annuel par unité de consommation est inférieur à 15 000 € par an (resp. 15,3 % et 18,5 %). À l'inverse, 45,9 % des logements sociaux sont localisés dans ces quartiers. Il existe également des disparités selon le type d'aire urbaine considérée. Les propriétaires-occupants sont plutôt sous-représentés dans l'aire urbaine de Paris (15,7 %) par rapport à leur poids dans l'ensemble des logements (18,4 %). Au contraire, les logements sociaux non HLM (23,7 %) et plus encore les logements HLM (26,3 %) y sont sur-représentés. Enfin, les propriétaires sont répartis de façon équilibrée entre communes rurales (31,6 %), communes de banlieue (33,2 %) et communes-centres (35,6 %). À l'inverse, les logements locatifs sont plus rarement localisés dans les communes rurales, en particulier les HLM (6,0 %). Ces derniers sont situés majoritairement dans les communes-centres (52,4 %) mais restent sur-représentés en banlieue (41,6 %). Le secteur

7. Les caractéristiques légales des différents statuts d'occupation mentionnés dans cette première partie sont présentées en annexe, page 27.

Table 1 – Les caractéristiques du logement selon le statut d'occupation

Statut	Fréquence	Part des maisons	Surface moyenne en m ²	Nombre moyen de pièces	Loyer moyen en €/m ²
Propriétaire	57,2 %	79,0 %	109	4,7	
HLM	15,8 %	14,1 %	69	3,2	4,7 €
Social non-HLM	1,4 %	24,9 %	69	3,2	7,0 €
Loi de 1948	1,0 %	38,0 %	71	3,2	5,2 €
Log. loué vide	19,3 %	31,4 %	67	3,0	8,5 €
Autre locataire	1,7 %	14,0 %	39	1,8	12,8 €
Autre	3,6 %	46,8 %	77	3,6	
Ensemble	100,0 %	56,1 %	91	4,0	

Source : Insee - ENL 2006

Aide à la lecture : Les HLM représentent 15,8 % du parc de logement en France et 14,1 % des HLM sont des maisons. De plus, la surface moyenne des HLM est de 69 m², le nombre moyen de pièces s'élève à 3,2 et le loyer par m² est de 4,7 euros.

Table 2 – La localisation du logement selon le statut d'occupation

Statut	Quartier modeste ⁸	Logements dans l'aire urb. de Paris	Logements en commune rurale	Logements en commune centre	Logements en commune de banlieue
Propriétaire	15,3 %	15,7 %	31,6 %	35,2 %	33,2 %
HLM	45,9 %	26,3 %	6,0 %	52,4 %	41,6 %
Social non-HLM	23,0 %	23,7 %	26,8 %	42,7 %	30,6 %
Loi de 1948	27,8 %	17,4 %	17,8 %	65,8 %	16,5 %
Log. loué vide	18,5 %	18,7 %	15,4 %	57,0 %	27,6 %
Autre locataire	17,5 %	24,4 %	13,7 %	64,6 %	21,7 %
Autre	20,1 %	20,1 %	22,1 %	46,4 %	31,5 %
Ensemble	21,2 %	18,4 %	23,6 %	43,5 %	33,0 %

Source : Insee - ENL 2006 - DGFIP revenus fiscaux localisés des ménages

Aide à la lecture : 45,9 % des HLM sont situés dans des quartiers modestes, 26,3 % dans l'aire urbaine de Paris, 6,0 % en zone rurale, 52,4 % dans la commune centre d'une agglomération et 41,6 % dans une commune de banlieue.

locatif privé apparaît assez concentré dans les communes-centres (57,0 %) qui n'abritent pourtant que 46,4 % des logements.

Ces statistiques descriptives soulignent les différences importantes entre les logements HLM, loués moins chers, rarement ruraux et localisés plus souvent dans des quartiers modestes. Il est important d'utiliser une méthode économétrique qui tienne compte de ces disparités pour déterminer la valeur des logements sociaux s'ils avaient été loués dans le parc privé.

8. Un quartier modeste désigne ici un Iris ou une commune, si cette dernière n'est pas découpée en Iris, dont le revenu fiscal médian annuel par unité de consommation est inférieur à 15 000 euros.

Table 3 – Les caractéristiques socio-démographiques du ménage et de la personne de référence selon le statut d'occupation

Statut	Personne de référence au chômage	Familles monoparentales	Mén. de moins de 30 ans	Mén. de plus de 65 ans	Ancienneté d'occupation moyenne
Propriétaire	2,1 %	3,4 %	2,4 %	33,3 %	19,7
HLM	9,6 %	16,1 %	11,5 %	20,3 %	10,7
Social non-HLM	2,7 %	12,0 %	18,4 %	23,7 %	7,1
Loi de 1948	9,4 %	8,3 %	14,7 %	34,3 %	19,0
Log. loué vide	7,2 %	9,2 %	28,7 %	12,7 %	5,8
Autre locataire	13,1 %	3,7 %	52,6 %	6,7 %	3,5
Autre	3,4 %	4,8 %	18,1 %	22,9 %	12,9
Ensemble	4,6 %	6,7 %	10,7 %	26,3 %	14,9

Source : Insee - ENL 2006

Aide à la lecture : l'ancienneté moyenne des ménages logés en HLM est de 10,7 années. 16,1 % des ménages logés en HLM sont des familles monoparentales, 11,5 % des personnes de référence des ménages logés en HLM ont moins de 30 ans et 20,3 % plus de 65 ans, enfin, 9,6 % déclarent être au chômage.

1.2 Qui habite en HLM ?

Les différences observées entre les statuts d'occupation ne se limitent pas aux logements. Il existe également de très fortes disparités entre les ménages qui les occupent (voir table 3). Il est important de décrire la diversité de la composition sociale et des comportements de mobilité pour les estimations. En effet, la détermination du comportement qu'auraient eu les locataires sociaux s'ils n'avaient pas obtenu de HLM s'appuie essentiellement sur la comparaison avec des ménages logés dans le parc locatif privé dont les caractéristiques doivent être les plus proches possibles.

Tout d'abord, on note que les familles mono-parentales sont très largement sur-représentées dans les secteurs HLM et social non-HLM (resp. 16,1 % et 12,0 %) alors qu'elles ne représentent que 6,7 % des ménages. Les secteurs présentant les plus fortes proportions de jeunes ménages (moins de 30 ans) sont le secteur locatif privé (28,7 %) et le secteur locatif atypique (52,6 %). Les personnes âgées (plus de 65 ans) sont sur-représentées chez les propriétaires (33,3 %) et sont très largement absentes du secteur locatif privé (12,7 %) et, dans une moindre mesure, des logements HLM (20,3 %). Ces différences concernent également la répartition des chômeurs et soulignent la précarité relative des habitants des HLM (9,6 % des habitants des logements HLM sont au chômage) et des locataires de logements atypiques (13,1 %).

L'ancienneté d'occupation moyenne varie fortement selon le statut d'occupation. Les propriétaires sont les moins mobiles (19,7 années) alors que les locataires du parc privé sont les plus mobiles (5,8 années). Les ménages occupant une HLM présentent une durée d'occupation moyenne importante (10,7 années) qui s'explique par les loyers faibles conjugués aux difficultés de mobilité au sein du logement social.

L'étude de la répartition des ménages dans le parc selon leur niveau de vie confirme ces différences (voir table 4). Les ménages modestes sont clairement sur-représentés parmi les occupants de logements sociaux mais on remarquera que 5,4 % des ménages logés en HLM appartiennent au dernier quintile et 12,2 % à l'avant-dernier. À l'inverse, le parc locatif privé loge une fraction notable des ménages modestes. Sans surprise, les ménages des quintiles supérieurs sont sur-représentés

Table 4 – Quintile de niveau de vie du ménage selon le statut d'occupation

Statut	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Propriétaire	12,2 %	17,4 %	20,3 %	23,2 %	27,0 %
HLM	34,3 %	28,2 %	20,0 %	12,2 %	5,4 %
Social non-HLM	23,0 %	19,5 %	18,3 %	21,0 %	18,2 %
Loi de 1948	33,7 %	23,4 %	17,6 %	17,3 %	8,1 %
Log. loué vide	25,8 %	21,0 %	20,7 %	18,0 %	14,5 %
Autre locataire	53,0 %	16,4 %	12,0 %	10,6 %	8,0 %
Autre	27,9 %	20,3 %	18,4 %	19,6 %	13,7 %
Ensemble	20,0 %	20,0 %	20,0 %	20,0 %	20,0 %

Source : Insee - ENL 2006

Aide à la lecture : 34,3 % de ménages logés en HLM appartiennent au premier quintile, 28,2 % au second, 20,0 % au troisième, 12,2 % au quatrième et enfin 5,4 % au dernier. Le niveau de vie du ménage correspond au revenu par unité de consommation.

chez les propriétaires sans pour autant que les ménages des premiers quintiles en soient totalement absents.

Ces résultats mettent en évidence un écart important entre les locataires du secteur social et les propriétaires-occupants. Les propriétaires sont plus riches, très rarement au chômage et plus âgés. Par contre, il existe des similitudes marquées entre les occupants des deux principaux secteurs du parc locatif, à savoir le parc HLM et le parc des logements loués vides. Ces derniers constituent donc la population de comparaison la plus naturelle pour déterminer le comportement des locataires sociaux s'ils n'avaient pas obtenu de HLM.

2 Estimations

2.1 Les variables contrefactuelles estimées

Afin de répondre aux quatre questions posées dans l'introduction, plusieurs variables d'intérêt décrivant les différentes dimensions de l'impact des logements sociaux sur la structure de consommation des ménages sont définies⁹. Ces variables ne sont calculées que pour les locataires sociaux i et les HLM qu'ils occupent, on a donc ($HLM_i = 1$) et les estimateurs présentés correspondent à ce qu'on appelle dans la littérature l'effet du « traitement », c'est-à-dire le fait d'habiter en HLM, sur les « traités », c'est-à-dire ici les habitants des HLM.

La subvention implicite $\Delta P = E(p_{1i} - p_{1i}^{HLM} | HLM_i = 1)$ liée à l'occupation d'une HLM (situation désignée par l'indice 1) correspond à l'écart entre le loyer payé par le locataire social et le loyer libre potentiel du logement social, s'il était déterminé selon les règles du parc privé.

L'effet valeur du logement $\Delta L = E(p_{1i} - p_{0i} | HLM_i = 1)$ correspond à la différence entre la valeur du logement HLM occupé et la valeur du logement contrefactuel, c'est-à-dire celui qui aurait été choisi par le ménage dans le parc privé (situation désignée par l'indice 0), valorisé au prix du marché.

La variation des caractéristiques du logement $\Delta H = E(h_{1i} - h_{0i} | HLM_i = 1)$ détaille les différences des attributs du logement social et du logement privé contrefactuel.

9. Un modèle détaillant les mécanismes microéconomiques présentés dans cette section est proposé en annexe, page 28.

L'effet niveau de vie hors logement $\Delta Z = E(p_{0i} - p_{1i}^{HLM} | HLM_i = 1)$ décrit la variation de consommation des autres biens découlant de l'occupation d'une HLM, comparée à la situation contrefactuelle du ménage s'il avait dû se loger hors du parc social.

La surconsommation de logement $\Delta S = E(p_{1i} - p_{2i} | HLM_i = 1)$ correspond à l'écart entre la valeur du logement social et du logement qu'aurait choisi le ménage dans le parc privé s'il avait pu disposer librement de l'équivalent monétaire de la subvention implicite ΔP (situation désignée par l'indice 2).

Ces cinq variables d'intérêt s'appuient sur des situations contrefactuelles, donc inobservées, qui doivent être estimées. Concrètement, plusieurs variables sont observées pour le ménage i occupant un logement social : le loyer HLM p_{1i}^{HLM} , le revenu r_i , les caractéristiques du logement HLM h_{1i} et les caractéristiques du ménage x_i . Par contre, certaines variables ne sont pas connues : le loyer libre potentiel p_{1i} du logement social occupé, s'il était loué dans le parc privé, le loyer p_{0i} et les caractéristiques h_{0i} du logement que le ménage aurait choisi s'il n'avait pas obtenu de logement social et avait dû se loger dans le parc privé et enfin le loyer p_{2i} du logement que le ménage sélectionnerait dans le parc privé s'il n'avait pas obtenu de logement social, tout en touchant une somme égale à la subvention implicite liée à l'occupation d'une HLM ΔP .

2.2 La question de l'ancienneté d'occupation

Afin que cette évaluation ne surestime pas l'avantage d'occuper un logement social, elle doit prendre en compte un phénomène propre au secteur privé, la « rente d'occupation ». En effet, depuis les années 1980, les règles encadrant les loyers lors de l'emménagement dans le logement ont été progressivement abandonnées. À l'inverse, la progression annuelle du loyer en cours de bail est plafonnée par l'indice de référence des loyers (IRL) et le propriétaire ne peut demander le départ du locataire qu'à la date anniversaire du bail, tous les trois ans, et seulement pour le vendre ou y habiter lui-même. Cette asymétrie explique que les loyers des locataires en cours de bail progressent moins vite que les loyers à la relocation. Ainsi, plus l'ancienneté d'occupation augmente, plus le ménage bénéficie d'une rente d'occupation importante. Ce phénomène est nettement moins marqué dans le secteur social (voir table 6 page 16) et doit donc être pris en compte puisque la méthode retenue s'appuie sur la comparaison des deux parcs.

La solution choisie consiste à comparer le loyer d'un logement HLM au loyer libre potentiel de logements similaires à l'entrée dans les lieux, c'est-à-dire en l'absence de rente d'occupation. Afin de corriger les estimations de l'effet de la rente d'occupation, pour chaque logement, dans le secteur social comme dans le secteur privé, on estime le loyer demandé lors de l'emménagement ainsi que le montant de la rente d'occupation en complément des cinq effets présentés ci-dessus. p_{xi}^a désigne le loyer avec une ancienneté d'occupation a . Il est donc inférieur au loyer à l'entrée dans les lieux, noté p_{xi} , relativement au niveau des prix des autres logements et des autres biens, avec $x \in \{0, 1\}$.

La rente d'occupation $\Delta R_x = E(p_{xi} - p_{xi}^a | HLM = x)$ correspond à l'écart moyen entre le loyer que le propriétaire demanderait pour un nouveau locataire et le loyer effectif. $x = 1$ pour le secteur HLM et $x = 0$ dans le secteur locatif privé.

Cette correction conduit à augmenter les différents effets estimés, la situation des locataires sociaux étant comparée à la situation la moins favorable du secteur privé. En effet, c'est au moment de l'entrée dans les lieux que le loyer est le plus élevé, relativement au reste du parc. Cette stratégie apparaît néanmoins plus pertinente que les autres solutions possibles :

- L'utilisation de l'ancienneté d'occupation observée dans le parc social pour calculer un loyer libre potentiel du logement social diminué de la rente d'occupation n'est pas possible. En effet, la durée d'occupation et les comportements de mobilité sont fortement liés au statut d'occupation (voir table 3 page 8). Concrètement, si un ménage occupant une HLM avait dû se loger dans le parc privé, son ancienneté d'occupation aurait probablement été plus faible.
- L'imputation d'une durée d'occupation est délicate. Tout d'abord, les estimations risquent d'être encore moins précises. Ensuite, l'ancienneté d'occupation est liée aux attributs d'un logement et augmente quand ceux-ci correspondent aux préférences du ménage. Ainsi, la durée imputée sera valable pour le logement contrefactuel que le ménage aurait choisi dans le parc privé s'il n'avait pas obtenu de logement social mais pas pour le logement social occupé. Enfin, l'imputation d'une durée d'occupation obligerait à poser des hypothèses restrictives sur les décisions de déménagement. En effet, les décisions de mobilité sont inscrites dans le cycle de vie du ménage. L'utilisation de données en coupe ne permet pas de prendre en compte ces choix intertemporels de façon adéquate.
- La restriction aux ménages ayant récemment emménagé dans leur logement n'est pas satisfaisante. Outre le fait qu'elle entraînerait une diminution du nombre d'observations, réduisant de beaucoup la précision des estimations, elle pourrait aussi biaiser les résultats. En effet, les choix de mobilité résidentielle sont liés aux caractéristiques des ménages. Cette restriction conduirait donc à une sur-représentation des ménages les plus mobiles.

2.3 À qui comparer les ménages logés en HLM ?

La comparaison proposée entre les locataires du parc social et du parc privé repose sur trois choix : l'exclusion des propriétaires, la restriction aux logements HLM pour le parc social et aux logements loués vides pour le parc privé.

Plusieurs éléments justifient l'exclusion de la propriété comme choix de logement contrefactuel pour les ménages logés en HLM. Tout d'abord, les statistiques descriptives présentées dans la première partie montrent qu'il existe des différences importantes entre les propriétaires-occupants et les habitants des logements HLM. Les premiers sont plus riches et plus âgés alors que les seconds sont plus souvent des familles mono-parentales ou des chômeurs. De plus, lorsqu'on compare la situation des ménages au moment de l'enquête et quatre ans avant (cf. table 5), on constate un certain cloisonnement entre les propriétaires et les locataires sociaux. Ainsi, 1,8 % des propriétaires occupaient une HLM quatre années avant l'enquête, ce qui correspond à 10,1 % des ménages ayant changé de logement. De même, seuls 2,5 % des ménages logés en HLM étaient propriétaires de leur logement quatre ans avant l'enquête. Par contre, les transitions du secteur locatif privé vers le secteur HLM ainsi que, dans une moindre mesure, les transitions inverses sont plus fréquentes. Si, à long terme, il ne fait guère de doute qu'une part significative des locataires des logements HLM accèdent à la propriété (Goffette-Nagot et Sidibé, 2010), ces statistiques descriptives semblent montrer qu'il est rare qu'un ménage hésite entre la propriété et l'occupation d'une HLM, à un moment donné de son cycle de vie. L'exclusion de la propriété comme alternative possible pour les locataires sociaux semble donc pertinente de ce point de vue.

Parmi les locataires sociaux, seuls les occupants des HLM ont été conservés. Tout d'abord, ce secteur représente la grande majorité des logements sociaux. Ensuite, les logements « loi de 1948 » ont été exclus car il n'est plus possible de conclure un bail de ce type depuis les années 1980. Ils ne constituent donc pas une alternative crédible lors du choix d'un nouveau logement. Enfin, le parc social non-HLM rassemble des logements aux statuts légaux très divers, qu'il n'est pas

Table 5 – Comparaison du secteur d'occupation au moment de l'enquête et quatre ans avant

		Statut quatre années avant l'enquête					Total
		Même logement	Propriétaire	HLM	Loyer libre	Autre	
Statut au moment de l'enquête	Propriétaire	82,3 %	6,2 %	1,8 %	6,3 %	3,3 %	100 %
	HLM	65,2 %	2,5 %	11,2 %	9,5 %	11,5 %	100 %
	Log. loué vide	39,9 %	6,0 %	3,8 %	26,2 %	24,2 %	100 %
	Autre	53,3 %	4,5 %	2,1 %	12,4 %	27,7 %	100 %
	Total	69,2 %	5,4 %	3,7 %	11,1 %	10,5 %	100 %

Source : Insee - ENL 2006

possible de saisir entièrement avec l'enquête logement. De plus, ils sont souvent mis à disposition par l'employeur.

En ce qui concerne le choix de la population de comparaison, les locataires du parc privé ont été exclus si leur logement n'avait pas été loué vide. En effet, les autres logements locatifs privés sont encadrés par des règles spécifiques. De plus, il a été montré dans la partie précédente que les occupants de ces logements présentent un profil atypique. Finalement, pour s'assurer que la fixation du loyer reflète bien la valeur du logement, les observations pour lesquelles le bailleur est un membre de la famille ou l'employeur ont été exclues des estimations¹⁰. L'échantillon final contient 7 173 ménages du parc locatif privé et 7 186 ménages logés en HLM.

2.4 Quel serait le loyer d'un logement HLM dans le parc locatif privé ?

Cette section présente l'estimation du loyer libre potentiel associé au logement social p_{1i} , s'il était loué dans le parc privé. On observe le loyer des logements privés p_{0i}^a , avec une ancienneté d'occupation a mais le loyer libre à l'entrée dans les lieux p_{0i} et le loyer libre potentiel des logements HLM p_{1i} sont inconnus. Les logements du parc locatif privé et les logements sociaux présentent des attributs assez différents. Il n'est donc pas possible de considérer que le loyer moyen dans le parc privé correspond au loyer libre potentiel des logements HLM. C'est la raison pour laquelle ce travail s'appuie sur une méthode de prix hédoniques et repose donc sur la comparaison de logements aux caractéristiques similaires dans le parc social et le parc privé.

Le loyer libre p_{0i}^a , d'un logement privé est une fonction du vecteur h_i , composé des j caractéristiques h_{ij} , et de l'ancienneté d'occupation du ménage a_i . Il est déterminé par la fonction des prix hédoniques $f(h_i, a_i)$. Pour prendre en compte les effets non-linéaires de certaines caractéristiques du logement sur le loyer, cette fonction est estimée selon une modélisation de Box-Cox. Elle consiste à transformer la variable dépendante et certaines variables explicatives selon la formule suivante :

10. Il est fréquent d'exclure les étudiants ce type d'exercice car leurs revenus ne représentent pas leur niveau de vie réel. Ils ont néanmoins été conservés dans cette étude, leur retrait ne modifiant pas significativement les résultats d'ensemble.

$$\begin{cases} y^{(\lambda)} = \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ y^{(\lambda)} = \log y & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

Trois motifs justifient le choix d'un modèle de Box-Cox pour nos estimations. D'une part, c'est un modèle plus souple que le cas linéaire qui permet donc d'approcher de façon plus fine la fonction de prix hédonique. Il est, pour cette raison, largement utilisé dans la littérature sur les prix hédoniques (Kuminoff et al., 2010). Cette modélisation présente l'avantage de généraliser les modèles linéaires ($\lambda = 1$) et log-linéaires ($\lambda = 0$), qui en sont des cas particuliers. Logiquement, l'erreur quadratique moyenne de la prévision pour l'ensemble des individus est inférieure pour le modèle Box-Cox, comparé aux modèles linéaire et log-linéaire. En revanche, le biais des prévisions Box-Cox n'est pas plus faible lorsque l'on considère la qualité de prévision sur des sous-populations (voir tables 16 à 18 pages 35 à 37). Il faut noter que la forme fonctionnelle choisie modifie les résultats. L'utilisation d'un modèle linéaire donne une subvention implicite de 262 euros (voir table 15 page 35), on obtient un résultat de 273 euros avec un modèle log-linéaire (voir table 14 page 34). Le modèle Box-Cox fournit une estimation plus faible, de 261 euros (voir table 6 page 16).

La transformation de Box-Cox n'est possible que pour les variables strictement positives. Pour cette raison, nous avons retenu le modèle de Box-Cox linéaire (Cropper et al., 1988) qui consiste à transformer une partie des variables explicatives de la façon suivante :

$$p_{0i}^a(\lambda) = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{ij}^{(\delta_j)} + \sum_{j=q+1}^p \beta_j g_{ij} + \gamma a_i + \sigma u_i$$

On estime alors deux paramètres, δ_j et β_j pour chaque variable explicative transformée. Pour les autres variables, négatives ou nulles, on utilise une spécification linéaire classique. L'estimation du modèle par maximum de vraisemblance est détaillée en annexe, page 29.

Les variables explicatives portent sur les caractéristiques des logements (surface, nombre de pièces, présence d'un balcon, maison, etc.) ainsi que leur localisation (la taille de l'aire urbaine, le revenu fiscal moyen dans le voisinage ainsi que la distance à la ville centre de l'unité urbaine qui constitue une approximation de l'accessibilité du logement, à défaut de pouvoir disposer de variables de transport plus précises). Les résultats de l'estimation de l'équation de loyer ont été reproduits en annexe (voir table 13 page 33).

Après estimation sur les logements du parc privé, la fonction de prix hédonique estimée est utilisée pour définir un estimateur du loyer libre potentiel \hat{p}_i d'un logement, sans rente d'occupation, c'est-à-dire à l'entrée dans les lieux. Cet estimateur est calculé en fonction des caractéristiques du logement et pour une ancienneté d'occupation nulle.

$$\hat{p}_i = E(p_i | a_i = 0, h_i)$$

Les détails du calcul de la valeur prédite sont présentés en annexe, page 30.

2.5 Quel logement les habitants des HLM auraient-ils occupé dans le parc locatif privé ?

Après avoir estimé le loyer potentiel d'un logement HLM dans le parc locatif privé, la deuxième série d'estimations porte sur le choix de logements qu'auraient effectué les ménages logés en HLM s'ils n'avaient pas obtenu de logement social. Cette section expose l'estimation du loyer p_{0i} et

des caractéristiques h_{0i} du logement contrefactuel ainsi que du loyer du logement contrefactuel choisi avec subvention p_{2i} ¹¹. Les calculs sont présentés uniquement pour p_{0i} et p_{2i} , l'estimation de h_{0i} étant formellement identique à celle de p_{0i} . La démarche générale consiste à imputer aux ménages logés en HLM le comportement des ménages logés dans le parc privé, présentant des caractéristiques proches.

On se place dans le cadre du modèle causal de Rubin tel que présenté par Givord (2010). La difficulté d'estimation de ce type de modèle repose sur l'éventualité d'un biais de sélection. Plus concrètement, si l'hypothèse d'indépendance du traitement et des variables d'intérêt n'est pas vérifiée, il n'est pas possible de considérer que les ménages logés en HLM, pris dans leur ensemble, auraient choisi les mêmes logements que les ménages logés du parc locatif privé s'ils n'avaient pas eu accès au parc social. L'estimation s'appuie sur une hypothèse alternative moins forte d'indépendance du traitement ($HLM_i = 1$) conditionnellement aux observables. Elle implique que les ménages logés en HLM ont les mêmes préférences en matière de logement que les ménages logés dans le parc privé, à condition qu'ils présentent les mêmes caractéristiques observables x_i . Cela signifie que, conditionnellement aux caractéristiques x_i du ménage, le choix du montant du loyer p_{i0} est indépendant du fait d'occuper une HLM :

$$p_{i0} \perp HLM_i | x_i$$

L'enquête logement contient de très nombreuses variables (taille de l'aire urbaine, revenu et structure du ménage, situation professionnelle, catégorie socioprofessionnelle) permettant de déterminer avec précision les caractéristiques x_i du ménage, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle du traitement étant d'autant plus plausible que les caractéristiques sont détaillées. Plus généralement, il existe plusieurs raisons qui rendent vraisemblable la présence de ménages comparables dans le parc HLM et le parc locatif privé. Ainsi, il existe des disparités locales dans l'offre de logements sociaux et une file d'attente importante avant l'obtention d'une HLM. La conséquence en est que de nombreux ménages modestes qui souhaiteraient obtenir un logement social sont contraints, au moins provisoirement, de se loger dans le parc locatif privé, bien qu'ils soient en tous points comparables à des occupants des HLM. En outre, certains locataires sociaux ont vu leur ressources augmenter ou leurs enfants quitter le foyer et ne pourraient plus accéder au logement social aux regard de leurs caractéristiques actuelles mais bénéficient du droit au maintien dans les lieux. Ces ménages sont proches de ménages des catégories moyennes ou aisées qui, n'ayant pas accès au logement social, se logent dans le parc locatif privé.

L'estimation de l'effet de l'occupation d'une HLM sur les conditions de logement est effectuée par appariement. Cette méthode consiste à déterminer le loyer du logement contrefactuel pour les individus du groupe de traitement (les ménages logés en HLM) à partir de l'observation des dépenses de logement des ménages aux caractéristiques proches dans le groupe de contrôle (les ménages logés dans le parc locatif privé). L'appariement sur les observables utilise des méthodes particulièrement lourdes à mettre en œuvre. En effet, la multiplication des variables d'appariement pose un problème de dimensionalité. Rosenbaum et Rubin (1983) ont montré que si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée, alors le traitement est également indépendant des variables d'intérêt conditionnellement au score de propension, de sorte qu'il suffit d'apparier les observations sur ce simple score.

$$p_{i0} \perp HLM_i | x_i \Rightarrow p_{i0} \perp HLM_i | s(x_i)$$

11. Ces variables ont été définies dans la première section de cette partie.

$s(x_i)$ est le score de propension, c'est-à-dire la probabilité pour un ménage présentant les caractéristiques x_i d'occuper une HLM, $P(HLM_i = 1|x_i)$. L'estimation du score de propension par modèle logit est reproduite en annexe (voir table 11 page 31). L'hypothèse de support commun, qui permet de s'assurer qu'il existe bien des individus comparables dans le groupe de contrôle pour tous les individus du groupe traité est respectée (voir figure 1 page 34).

Parmi les différentes méthodes de matching proposées, la régression par strates de score de propension semble ici la plus adaptée. Contrairement à l'appariement au plus proche voisin ou par des méthodes à noyau, l'utilisation d'une régression linéaire permet de renforcer la robustesse des estimations (Imbens et Wooldridge, 2009), grâce à une spécification sous-jacente plus souple. Dans le cas de l'estimation du loyer contrefactuel, étant donnée la forte dépendance des dépenses de logement par rapport au revenu, cette méthode permet de s'assurer que le loyer estimé est bien en adéquation avec les moyens financiers du ménage.

L'estimation de $\hat{p}_{i0} = E(p_{i0}|HLM_i = 1, s(\hat{x}_i))$ s'appuie sur la délimitation de J strates du score de propension. Pour cela, on définit $K + 1$ bornes $0 = c_0 < c_1 < \dots < c_J = 1$ et les variables indicatrices associées $B_{ik} = \mathbb{1}\{c_{i-1} < s(x_i) \leq c_i\}$. Pour les estimations présentées dans la partie suivante, quatre strates sont délimitées selon les quartiles de la distribution du score, permettant ainsi de conserver un nombre suffisant d'individus traités et non traités dans chaque groupe. Dans une seconde étape, pour chaque strate B_{ih} , on estime l'équation suivante sur les ménages logés dans le parc privé :

$$\log(p_{i0}^a) = \alpha_k + \beta_k x_i + \gamma_k a_i + \epsilon_i$$

On a pris soin d'ajouter l'ancienneté d'occupation du ménage a_i pour tenir compte de l'effet de la rente d'occupation. La formulation choisie consiste à faire l'hypothèse que l'ancienneté d'occupation est un facteur multiplicatif du loyer, identique pour tous les logements. Pour les ménages logés en HLM, on peut ensuite estimer la valeur contrefactuelle pour $\hat{p}_{i0} = E(p_{i0}|HLM_i = 1, x_i, a_i = 0)$ avec une ancienneté d'occupation nulle. Les résultats présentés dans ce document ont été estimés en découpant l'échantillon en cinq strates, correspondant aux quintiles du score de propension. Un nombre plus important de strates aurait rendu les estimations moins robustes en diminuant le nombre d'individus au sein de chaque strate. Enfin, une méthode alternative consistant à stratifier l'échantillon en fonction de la taille de l'aire urbaine a été testée sans qu'elle ne modifie les résultats généraux de façon importante.

L'estimation du loyer p_{i2} du logement que le ménage choisirait s'il devait se loger dans le parc privé tout en recevant une somme égale à la subvention implicite ΔP utilise la même méthode. La différence concerne les caractéristiques du ménage utilisées pour l'appariement. Supposons que $x_i = (r_i, x_{-r_i})$ où r_i désigne le revenu et x_{-r_i} les autres caractéristiques du ménage. Pour les estimations décrites ci-dessus, $x_i = (r_i, x_{-r_i})$ est remplacé par $\tilde{x}_i = (r_i + (p_{i1} - p_{i1}^{HLM}), x_{-r_i})$, c'est-à-dire qu'on ajoute la valeur de la subvention implicite estimée au revenu du ménage. Dans chaque strate, le loyer \hat{p}_{i2} est imputé avec ces nouvelles caractéristiques.

La comparaison des dépenses de logement prédites et des valeurs observées souligne l'intérêt du modèle de matching. Sur l'ensemble de l'échantillon, l'erreur quadratique moyenne est beaucoup plus faible pour le modèle de matching, comparé aux modèles linéaire et log-linéaire. De plus, la prévision est légèrement moins biaisée sur les sous-populations (voir tables 16 à 18 pages 35 à 37). Les variables du modèle ont été choisies en fonction de leur significativité. Pour obtenir la

variance et les intervalles de confiance des estimateurs présentés dans cette partie, on utilise une méthode de bootstrap¹².

3 Résultats

Les tableaux 6 à 9 présentent les estimations des variables ΔR , ΔP , ΔL , ΔZ et ΔS . Les résultats présentés dans le premier tableau portent sur l'ensemble de la population d'estimation et sont détaillés par sous-population dans les trois suivants (selon respectivement la taille de l'aire urbaine, le quintile de niveau de vie et l'ancienneté d'occupation). Le tableau 10 présente les estimations de ΔH pour différentes caractéristiques du logement, sur l'ensemble de la population puis selon les mêmes sous-populations que les quatre tableaux précédents.

3.1 Les HLM représentent une subvention implicite de plus de 250 euros mensuels

En 2006, le loyer moyen d'une HLM s'élève à 310 euros par mois (voir table 6). En moyenne, ce loyer est inférieur de 261 euros au loyer libre potentiel d'un logement social selon les conditions du parc locatif privé¹³. Cette subvention implicite mensuelle représente 42 % de la valeur du logement¹⁴, ce qui est proche des résultats de Le Blanc, Laferrère et Pigois (1999) sur l'enquête logement de l'Insee de 1998. À titre de comparaison, les ménages logés dans le parc privé bénéficient d'une rente d'occupation de 48 euros en moyenne, par mois et toutes anciennetés confondues, deux fois plus importante que dans le parc social. Utiliser les loyers purgés de l'effet de la rente d'occupation dans les comparaisons présentées ici a donc un impact limité sur l'ampleur des résultats. Enfin, cette subvention implicite ne semble pas s'accompagner d'une baisse des aides pour le logement perçues, qui aurait pu, le cas échéant, diminuer l'avantage retiré de l'occupation

Table 6 – Effet de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages

	Loyer	Rente d'occupa- tion ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet valeur du logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsom- mation ΔS
Logement social	310	18*** (6)	261*** (7)	34* (21)	227*** (20)	16 (23)
Logement privé	490	48*** (4)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Légende : l'estimateur bootstrap de l'écart-type est indiqué entre parenthèses. Les étoiles correspondent à la significativité de l'estimateur : * au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

12. Cette méthode permet également la prise en compte des poids de sondage de l'enquête logement (Davezies et D'Haultfoeuille, 2009). Tous les résultats présentés dans ce document de travail utilisent les poids de sondage de l'enquête logement.

13. Comme signalé précédemment, la prise en compte de l'ancienneté d'occupation du logement modifie sensiblement les estimations. La subvention implicite s'élève à 206 euros lorsque cette variable est exclue du modèle. Elle est limitée à 174 euros quand l'ancienneté est incluse sans être corrigée, on considère alors que l'ancienneté du locataire social aurait été identique si le logement avait été loué aux conditions de marché.

14. Les données de revenu étant déclaratives, elles sont à considérer avec précaution.

d'une HLM ¹⁵.

L'emménagement en HLM permet une augmentation de la valeur du logement occupé de 30 euros. Il n'entraîne pas un rapprochement significatif du centre de l'aire urbaine (voir table 10), réduit de 15,4 points de pourcentage la probabilité d'habiter une maison et diminue de 3 000 euros le revenu médian annuel du voisinage. Enfin, cet emménagement augmente la surface du logement de 2,5 mètres carrés. En un mot, les locataires sociaux occupent des logements d'une valeur un peu plus importante, plus grands et dans des quartiers moins favorisés que s'ils devaient se loger dans le parc privé.

Le fait d'habiter un logement social permet surtout un accroissement de 227 euros du niveau de vie hors logement (voir table 6). Parce que l'épargne n'est pas observée dans les données, il n'est pas possible de connaître la répartition de cet accroissement entre consommation et épargne.

Il faut également noter que l'occupation d'une HLM n'entraîne pas de surconsommation significative de logement. Plus précisément, si l'équivalent de la subvention implicite était versé sous forme monétaire au locataire social pour qu'il se loge dans le parc privé, il habiterait un logement de même valeur.

3.2 L'occupation d'une HLM est particulièrement avantageuse en région parisienne

Les gains associés à l'occupation d'une HLM varient fortement selon la taille de l'aire urbaine (voir table 7). Remarquons tout d'abord que les loyers des logements sociaux progressent beaucoup moins vite que les loyers libres en fonction de la taille de l'aire urbaine. Ainsi, le loyer libre moyen est plus élevé de 60 % dans l'aire urbaine de Paris qu'hors aire urbaine. Cette différence est limitée à 22 % dans le parc social. Ces écarts sont aussi valables pour la subvention implicite et ne sont donc pas uniquement liées aux différences des parcs de logement. Ainsi, elle est limitée à 147 euros hors aire urbaine et croît progressivement pour atteindre 394 euros dans l'aire urbaine de Paris.

Dans l'aire urbaine de Paris, l'emménagement en HLM permet d'augmenter significativement de 76 euros la valeur du logement occupé. Concernant l'effet de l'occupation d'un logement social sur les caractéristiques des logements, les résultats montrent qu'elle conduit à un rapprochement du centre de l'agglomération dans les aires urbaines moyennes, dont la population est comprise entre 50 000 et 500 000 habitants (voir table 10). De plus, l'effet des logements sociaux sur la probabilité d'occupation d'une maison est particulièrement fort dans les aires urbaines de moins de 50 000 habitants (- 25,9 points de pourcentage) et décroît progressivement pour atteindre - 8,7 points de pourcentage en région parisienne. Ensuite, l'emménagement en HLM entraîne une diminution du revenu médian du voisinage d'autant plus forte que l'aire urbaine est grande. Enfin, l'incrément de surface lié à l'accès aux HLM est positif dans les aires urbaines de plus de 500 000 habitants (+ 5,9 mètres carrés) et de Paris (+ 10,7 mètres carrés) et négatif en dehors des aires urbaines (- 10,9 mètres carrés).

La hausse de niveau de vie hors logement résultant de l'emménagement en HLM croît avec l'augmentation de la taille de l'aire urbaine de 142 euros hors aire urbaine à 318 euros dans l'aire

15. L'emménagement en HLM conduit à un recours plus fréquent aux aides pour le logement, qui pourrait être dû à une meilleure information des locataires sociaux. Ce phénomène vient compenser la baisse des allocations liée aux loyers inférieurs du parc social (voir table 19 page 37).

Table 7 – Effet détaillé par taille de l'aire urbaine (AU) de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages

Taille de l'aire urbaine	Loyer	Rente d'occupation ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet valeur du logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsommation ΔS
Logement social						
Hors AU	287	14*** (5)	147*** (9)	5 (15)	142*** (16)	-5 (16)
< 25 000 h.	277	14*** (5)	194*** (12)	30 (26)	164*** (25)	17 (27)
25 000-500 000 h.	295	16*** (6)	203*** (7)	8 (23)	195*** (22)	-6 (25)
> 500 000 h.	310	19*** (6)	269*** (10)	37* (24)	232*** (21)	19 (25)
AU de Paris	349	21*** (7)	394*** (13)	76*** (33)	318*** (29)	48* (36)
Logement privé						
Hors AU	402	49*** (5)	-	-	-	-
< 50 000 h.	443	59*** (7)	-	-	-	-
50 000-500 000 h.	455	43*** (4)	-	-	-	-
> 500 000 h.	497	48*** (5)	-	-	-	-
AU de Paris	642	53*** (6)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Légende : l'estimateur bootstrap de l'écart-type est indiqué entre parenthèses. Les étoiles correspondent à la significativité de l'estimateur : * au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

urbaine de Paris (voir table 7).

Enfin, l'aire urbaine de Paris est la seule où les ménages logés en HLM consommeraient moins de logement s'ils pouvaient disposer de l'équivalent monétaire de la subvention implicite pour se loger dans le parc privé. La surconsommation de logement liée à l'occupation d'une HLM reste cependant faible et s'élève à 48 euros par mois. Étant donné les difficultés des ménages de l'agglomération parisienne pour se loger, cette « surconsommation » ne doit pas être nécessairement considérée comme une faiblesse du dispositif mais peut aussi être vue comme un moyen d'améliorer les conditions de logement dans un contexte de pénurie.

3.3 Les avantages liés à l'occupation d'une HLM bénéficient en partie à des ménages aisés

Le gain associé à l'occupation d'une HLM croît significativement avec le niveau de vie (voir table 8). Concrètement, les ménages du premier quintile bénéficient d'une subvention implicite de 239 euros alors qu'elle s'élève à 319 euros pour les ménages du dernier quintile. Cependant, la subvention représente en moyenne 23,6 % des revenus des ménages du premier quintile mais

Table 8 – Effet détaillé par quintile de niveau de vie de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages

Quintile de niveau de vie	Loyer	Rente d'occupation ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet valeur du logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsommation ΔS
Logement social						
Q1	295	22*** (6)	239*** (8)	48** (21)	190*** (18)	32 (22)
Q2	295	25*** (6)	261*** (9)	35* (24)	225*** (23)	17 (26)
Q3	312	19*** (6)	265*** (8)	27 (24)	239*** (23)	9 (26)
Q4	339	8 (8)	291*** (11)	18 (24)	273*** (23)	-2 (27)
Q5	420	-31*** (11)	319*** (17)	-11 (27)	330*** (29)	-32 (29)
Logement privé						
Q1	408	57*** (5)	-	-	-	-
Q2	432	60*** (6)	-	-	-	-
Q3	470	49*** (8)	-	-	-	-
Q4	530	53*** (7)	-	-	-	-
Q5	702	10 (10)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Légende : l'estimateur bootstrap de l'écart-type est indiqué entre parenthèses. Les étoiles correspondent à la significativité de l'estimateur : * au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

seulement 6,9 % pour les ménages du dernier quintile. On ne peut donc pas parler d'effet anti-redistributifs, d'autant plus que les ménages modestes sont plus fréquemment logés en HLM (voir table 4, page 9). En outre, la subvention implicite représente une part globalement constante de la valeur du logement. Ainsi, les écarts constatés s'expliquent principalement par le fait que les ménages plus aisés occupent les logements sociaux les plus chers. Ce résultat est probablement lié au phénomène d'attrition différentielle évoqué dans l'introduction. En effet, les ménages modestes occupent les logements de moins bonne qualité parce qu'ils sont les seuls compatibles avec leurs faibles ressources, alors que les ménages aisés refusent d'y emménager ou choisissent de les quitter plus rapidement.

L'emménagement en HLM augmente significativement mais faiblement la valeur du logement occupé pour les ménages des deux premiers quintiles (+ 48 et + 35 euros) par rapport à la situation contrefactuelle qui serait survenue si le ménage avait dû se loger dans le parc privé. Les résultats obtenus pour le dernier quintile doivent être interprétés avec précaution. La comparaison des valeurs prédites et des valeurs observées pour les ménages du parc privé (voir table 16 page 35) montre un écart significatif pour ces ménages. Cet écart explique également la rente d'occupation négative du dernier quintile. Cela semble indiquer que le modèle ne tient pas compte de variables inobservées importantes qui distingueraient les logements de ces ménages du reste du parc. Ce

Table 9 – Effet détaillé par ancienneté de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages

Ancienneté d'occupation	Loyer	Rente d'occupation ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet valeur du logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsommation ΔS
Logement social						
Moins de 2 ans	322	-5 (4)	213*** (9)	41*** (9)	172*** (8)	27*** (9)
De 2 à 5 ans	311	10*** (6)	233*** (8)	36*** (9)	197*** (8)	21** (10)
De 6 à 10 ans	315	14** (7)	252*** (8)	39*** (15)	213*** (13)	22 (17)
Plus de 10 ans	301	35*** (7)	305*** (9)	24 (47)	281*** (46)	2 (51)
Logement privé						
Moins de 2 ans	505	13*** (3)	-	-	-	-
Moins de 2 ans	504	33*** (6)	-	-	-	-
De 6 à 10 ans	476	70*** (7)	-	-	-	-
Plus de 10 ans	448	131*** (12)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Légende : l'estimateur bootstrap de l'écart-type est indiqué entre parenthèses. Les étoiles correspondent à la significativité de l'estimateur : * au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

constat est renforcé par le fait que les trois modèles testés échouent à prédire correctement les loyers du dernier quintile dans des proportions assez proches. L'effet des HLM sur les caractéristiques du logement occupé varie également selon le niveau de vie des ménages (voir table 10). Bien que le revenu médian du voisinage augmente avec le niveau de vie des locataires sociaux, l'effet de l'emménagement en HLM sur cette variable est d'autant plus négatif que le revenu par unité de consommation du ménage augmente. Par ailleurs, l'augmentation de la taille du logement occupé est plus importante pour les ménages modestes ; elle atteint 2,9 mètres carrés pour les ménages du premier quintile et devient non significative pour les ménages des deux derniers quintiles.

L'effet niveau de vie hors logement de l'occupation d'un logement social, qui correspond à l'augmentation de la consommation d'autres biens et de l'épargne, croît encore plus fortement que la subvention implicite avec le niveau de vie du ménage (voir table 8). Il progresse de 190 euros pour le premier quintile à 330 euros pour le dernier quintile.

3.4 Plus la subvention implicite associée à une HLM est élevée moins les locataires sont mobiles

Alors que les loyers des logements HLM sont assez stables selon l'ancienneté, la subvention implicite croît significativement avec la durée d'occupation. Elle est égale à 213 euros mensuels pour les ménages ayant emménagé depuis moins de deux ans et atteint 305 euros pour les loca-

taires sociaux occupant leur logement depuis plus de 10 ans. La rente d'occupation, modérée dans le secteur social, ne permet pas d'expliquer cet écart. Ces résultats suggèrent donc que la mobilité des ménages est influencée par l'importance du gain associé à l'occupation du logement social. Ainsi, les logements sociaux dont la valeur est la plus élevée sont les logements où les ménages restent le plus longtemps. Sans surprise, la rente d'occupation dans le secteur privé augmente fortement avec l'ancienneté d'occupation. Elle atteint 131 euros par mois, soit 29 % du loyer, quand l'ancienneté est supérieure à 10 ans.

Table 10 – Effet de l’occupation d’une HLM sur les conditions de logement des ménages

	Distance au centre de l’AU		Maison (probabilité en pourcentage)		Revenu médian du voisinage en k€		Surface en m2	
	<i>ΔH</i>		<i>ΔH</i>		<i>ΔH</i>		<i>ΔH</i>	
Ensemble	<i>7</i>	-0,2 (0,3)	<i>14,3</i>	-15,4*** (1,3)	<i>15,5</i>	-3*** (0,2)	<i>69,5</i>	2,5*** (0,7)
Taille de l’unité urbaine (AU)								
Hors AU	-	-	<i>34,9</i>	-33,4*** (4)	<i>15,8</i>	0,3 (0,2)	<i>72,3</i>	-10,9*** (2,3)
< 50 000 h	<i>2,7</i>	0 (0,4)	<i>14,3</i>	-25,9*** (5,5)	<i>14,3</i>	-1,7*** (0,4)	<i>69,7</i>	-3,1 (3,1)
50 000-500 000 h	<i>4</i>	-1,1*** (0,3)	<i>16,3</i>	-15,3*** (2,4)	<i>14,5</i>	-2,7*** (0,2)	<i>70,4</i>	-0,4 (1,2)
500 000 h	<i>8,2</i>	-0,7 (0,5)	<i>13,8</i>	-9,9*** (2,3)	<i>14,7</i>	-3*** (0,3)	<i>71,6</i>	5,9*** (1,2)
AU de Paris	<i>13,9</i>	1,1 (0,8)	<i>4</i>	-8,7*** (2)	<i>17,6</i>	-5,3*** (0,5)	<i>65,8</i>	10,7*** (1,5)
Niveau de vie								
Quintile 1	<i>6,1</i>	-0,2 (0,4)	<i>13,1</i>	-19,5*** (2)	<i>14,2</i>	-3,1*** (0,3)	<i>69,8</i>	2,9*** (1,2)
Quintile 2	<i>7,1</i>	0,3 (0,3)	<i>16,4</i>	-14,2*** (1,8)	<i>15,4</i>	-2,8*** (0,2)	<i>69,5</i>	2,2** (1)
Quintile 3	<i>7,5</i>	-0,1 (0,4)	<i>15,7</i>	-11,6*** (1,9)	<i>16</i>	-3*** (0,2)	<i>68,8</i>	3,4*** (1,1)
Quintile 4	<i>7,5</i>	-1,1** (0,5)	<i>13,2</i>	-12,8*** (2,3)	<i>17,2</i>	-3,2*** (0,3)	<i>69,7</i>	1,9 (1,4)
Quintile 5	<i>8,3</i>	-1,3** (0,7)	<i>7,6</i>	-15*** (3,3)	<i>19</i>	-3,8*** (0,6)	<i>70,5</i>	-1,2 (2)
Ancienneté d’occupation								
Moins de 2 ans	<i>6,8</i>	0,2 (0,4)	<i>16,7</i>	-15*** (2,2)	<i>15,5</i>	-2,4*** (0,3)	<i>67,4</i>	3,1*** (1,2)
2 à 5 ans	<i>6,6</i>	-0,5 (0,3)	<i>12,5</i>	-17,7*** (1,8)	<i>15,6</i>	-2,5*** (0,2)	<i>67,2</i>	1,5 (0,9)
6 à 10 ans	<i>7,1</i>	-0,3 (0,3)	<i>15,4</i>	-15,3*** (1,8)	<i>15,5</i>	-2,8*** (0,2)	<i>68,6</i>	0,9 (1)
10 ans et plus	<i>7,2</i>	-0,1 (0,6)	<i>13,5</i>	-14*** (2,6)	<i>15,5</i>	-3,8*** (0,4)	<i>72,6</i>	4,1*** (1,4)

Source : Insee - ENL 2006

Légende : les valeurs en italique correspondent aux caractéristiques moyennes observées pour les logements du parc HLM. L’estimateur bootstrap de l’écart-type est indiqué entre parenthèses. Les étoiles correspondent à la significativité de l’estimateur : * au seuil de 10 %, ** au seuil de 5 %, *** au seuil de 1 %.

4 Conclusion

Cet article détaille l'effet de l'occupation d'un logement social sur les conditions de vie et de logement des ménages, à travers quatre dimensions. La première correspond à l'avantage monétaire mensuel lié à l'occupation d'une HLM, défini comme la différence entre le loyer demandé par le bailleur social et la valeur de ce logement dans le parc locatif privé à l'entrée dans les lieux. Cette subvention s'élèverait à 261 euros en 2006.

La deuxième dimension consiste à comparer la situation du ménage logé en HLM à la situation contrefactuelle dans laquelle ce même ménage n'aurait pas obtenu de logement social et devrait se loger dans le parc privé. On montre ainsi que l'occupation d'un logement social permettrait d'augmenter la valeur du logement occupé de 34 euros. L'écart de valeur entre le logement social et le logement que le ménage aurait occupé s'il avait été contraint de se loger hors du parc social traduit des caractéristiques différentes. Les estimations indiquent que, grâce aux HLM, les habitants occuperaient des logements plus grands (+ 2,5 mètres carrés). Ces logements seraient situés dans des quartiers plus pauvres, où le revenu médian est inférieur de 3 000 euros. En outre, les locataires sociaux occuperaient moins fréquemment des maisons (-15,4 points de pourcentage).

La troisième dimension met en évidence une amélioration du niveau de vie hors logement des locataires sociaux. Étant donné que les habitants des HLM s'acquittent d'un loyer très inférieur à celui qu'ils devraient payer s'ils se logeaient hors du parc social, il leur est possible de consacrer des ressources plus importantes à l'épargne et à la consommation hors logement. Cet effet niveau de vie hors logement s'élèverait à 227 euros.

Enfin, la quatrième dimension permet de montrer que l'occupation d'une HLM n'entraîne pas de surconsommation de logement. Concrètement, si les locataires sociaux se voyaient proposer une allocation égale à la subvention implicite, ils choisiraient un logement de même valeur que leur HLM dans le parc privé, en supposant que cette subvention n'aurait pas d'incidence sur les prix et l'offre du parc privé.

Les résultats obtenus sont amplifiés pour les locataires sociaux de la région parisienne, où la subvention implicite mensuelle atteindrait 394 euros. Les conditions de logement sont plus fortement affectées puisque l'emménagement en HLM augmenterait la valeur du logement occupé de 76 euros. De fait, le logement occupé serait plus grand (+ 10,7 mètres carrés) tout en étant situé dans un quartier nettement plus défavorisé.

Ce travail confirme que les logements sociaux ne bénéficient pas qu'aux ménages les plus modestes. Les classes moyennes supérieures occupent moins souvent un logement social mais, lorsque c'est le cas, elles en tirent un avantage plus élevé en absolu. Concrètement, les ménages du premier quintile de niveau de vie bénéficieraient d'une subvention implicite de 239 euros alors qu'elle s'élèverait à 319 euros pour ceux du dernier quintile, ce qui représente en moyenne 23,6 % des revenus des ménages du premier quintile mais seulement 6,9 % pour les ménages du dernier quintile.

Cette étude corrobore l'hypothèse d'une attrition différentielle des logements sociaux. Ainsi, les ménages tendent à rester plus longtemps dans les logements pour lesquels l'écart entre le loyer HLM et le loyer potentiel dans le parc privé est important. Les estimations montrent que les ménages dont l'emménagement remonte à moins de deux ans bénéficient d'une subvention implicite représentant 40 % de la valeur du logement alors qu'elle s'élève à 50 % pour les ménages occupant

leur logement depuis plus de dix ans.

Enfin, cette étude porte exclusivement sur les effets des logements sociaux sur la demande. Elle ne permet pas d'étudier les effets des HLM sur l'offre car les effets prix ne sont pas pris en compte. Elle est donc valable dans un cadre d'équilibre partiel. En effet, l'estimation du loyer libre potentiel d'une HLM s'appuie sur l'observation des prix dans le parc privé. Elle suppose que l'introduction d'un logement social dans le parc privé ne modifie pas le loyer des autres logements et repose donc sur une hypothèse d'atomicité. En conséquence, il n'est pas possible, avec notre méthode, de prévoir les loyers libres si l'ensemble des HLM, ou une part importante du parc, était vendu. Un tel cas de figure causerait un choc d'offre tandis que l'arrivée des ménages logés en HLM sur le marché locatif privé ou le marché de l'accession à la propriété entraînerait un choc de demande. Le modèle ne permettant pas de déterminer l'effet conjugué de ces deux chocs sur les prix, les résultats obtenus ne se prêtent pas à un bouclage macroéconomique.

Références

- Elise Amar, Magali Beffy, François Marical et Emilie Raynaud. Les services publics de santé, éducation et logement contribuent deux fois plus que les transferts monétaires à la réduction des inégalités de niveau de vie. *France Portrait Social*, pages 85 – 101, 2008.
- Mahdi Ben Jelloul, Pierre-Yves Cusset et Clément Schaff. Les aides au logement des ménages modestes. La note d'analyse 221, Centre d'Analyse stratégique, 2012.
- Liliane Bonnal, Rachid Boumahdi et Pascal Favard. Les déterminants de la durée d'accès à un logement social. Rapport technique, 2011.
- Raymond J. Carroll et David Ruppert. On prediction and the power transformation family. *Biometrika*, 68(3):609–15, 1981.
- Jean Cavailhès. Le prix des attributs du logement. *Economie et Statistique*, 381:91–123, October 2005.
- Sean Collins. Prediction techniques for box-cox regression models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 9(3):267–77, July 1991.
- Maureen L. Cropper, Leland B. Deck et Kenneth E. McConnell. On the choice of functional form for hedonic price functions. *The Review of Economics and Statistics*, 70(4):668–75, 1988.
- Laurent Davezies et Xavier D'Haultfoeuille. Faut-il pondérer?... ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête. *Documents de Travail de la DESE*, 2009.
- Jean-Claude Driant et Christelle Rieg. Les conditions de logement des ménages à bas revenus. *Insee Première*, (950):1–4, 2004.
- Claire Dujardin et Florence Goffette-Nagot. Does public housing occupancy increase unemployment? *Journal of Economic Geography*, 9(6):823–851, November 2009.
- Gabrielle Fack. Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés? *Économie et Statistique*, (381):17–40, 2005.
- Pauline Givord. Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques. Documents de travail de la dese, Insee, 2010.
- Laurent Gobillon. Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Économie et Statistique*, 349(1):77–98, 2001.
- Florence Goffette-Nagot et Modibo Sidibé. Logement social et accession à la propriété. Working Papers 1021, Groupe d'Analyse et de Théorie Economique (GATE), 2010.
- Dominique Goux et Éric Maurin. Composition sociale du voisinage et échec scolaire. une évaluation sur données françaises. *Revue économique*, 56(2):349–361, 2005.
- Robert Halvorsen et Henry O. Pollakowski. Choice of functional form for hedonic price equations. *Journal of Urban Economics*, 10(1):37 – 49, 1981.
- Guido W Imbens et Jeffrey M. Wooldridge. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1):5–86, 2009.

- Alain Jacquot. L'occupation du parc HLM : un éclairage à partir des enquêtes logement de l'Insee. Documents de Travail de la DSDS f0708, Insee, 2007.
- Nicolai V. Kuminoff, Christopher F. Parmeter et Jaren C. Pope. Which hedonic models can we trust to recover the marginal willingness to pay for environmental amenities? *Journal of Environmental Economics and Management*, 60(3):145–160, November 2010.
- Anne Laferrère. Comment attribuer les HLM ? *Regards croisés sur l'économie*, (1):231–243, 2011.
- David Le Blanc, Anne Laferrère et Rémy Pigois. Les effets de l'existence du parc HLM sur le profil de consommation des ménages. *Économie et Statistique*, 328(1):37–60, 1999.
- Michael P. Murray. The distribution of tenant benefits in public housing. *Econometrica*, 43(4): 771–88, July 1975.
- Edgar O. Olsen et David M. Barton. The benefits and costs of public housing in New York City. *Journal of Public Economics*, 20(3):299–332, April 1983.
- Paul R. Rosenbaum et Donald B. Rubin. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):pp. 41–55, 1983.
- Stephen Sheppard. Hedonic analysis of housing markets. Dans P. C. Cheshire et E. S. Mills, éditeurs, *Handbook of Regional and Urban Economics*, volume 3 de *Handbook of Regional and Urban Economics*, chapitre 41, pages 1595–1635. Elsevier, April 1999.
- Todd Sinai et Joel Waldfoegel. Do low-income housing subsidies increase housing consumption? NBER Working Papers 8709, 2002.
- Soes. Économie, en termes de loyers, des locataires du parc social à travers la mesure du service de logement du parc social au prix du marché. Rapport sur les comptes du logement 2011 - premiers résultats 2012, SOeS, 2012.

A Annexes

A.1 Cadre juridique du logement locatif en France

Le logement locatif privé

Les logements loués vides représentent la part la plus importante du parc locatif privé. Depuis 1997, le loyer initial est fixé librement entre le propriétaire et le locataire¹⁶. Il peut être ensuite révisé une fois par an, si une clause du contrat de bail le prévoit, mais son augmentation ne peut être supérieure à l'indice de référence des loyers (IRL) de l'Insee. Des augmentations exceptionnelles sont également possibles lors du renouvellement du bail en cas de sous-évaluation importante du loyer ou si le propriétaire effectue des travaux. L'augmentation des loyers est donc encadrée durant la location, ce qui conduit à la formation d'une rente d'occupation. Plus précisément, au bout de quelques années, on observe que les locataires bénéficient d'un loyer inférieur au loyer qu'ils paieraient s'ils devaient relouer leur logement pour la première fois.

Les logements atypiques sont composés des logements loués meublés, des chambres d'hôtels, etc. et présentent des caractéristiques spécifiques parfois complexes sur la fixation du loyer, la durée du bail ou la protection du locataire. À cette complexité s'ajoute une relative rareté des logements de ce secteur.

Les logements sociaux

Les logements HLM sont ouverts à une part importante de la population, du fait de plafonds de revenus assez élevés. Les ménages éligibles peuvent déposer un dossier de demande de logement social auprès d'un organisme HLM. Les temps d'attente peuvent être très longs. Cette durée est comprise entre 18 et 30 mois et peut même atteindre 4 à 5 ans à Paris (Bonnal et al., 2011). Le loyer d'un logement HLM dépend de la surface utile du logement, qui correspond à la surface habitable du logement augmentée de l'équivalent-surface de certains équipements du logement (parking, baignoire, etc.). L'organisme fixe le loyer par mètre carré utile selon une fourchette fixée par l'État en fonction de la zone géographique (deux zones en Île-de-France, une zone pour les villes de plus de 100 000 habitants, une dernière pour le reste du territoire) et selon que le logement fait l'objet d'un conventionnement avec l'État ou non. Dans le parc HLM conventionné, le loyer est réévalué annuellement en fonction de l'IRL.

Les logements loués selon la loi de 1948 sont des logements dont le loyer est encadré par l'État selon des règles particulièrement strictes. C'est pour cela que les loyers pratiqués sont parmi les plus faibles du parc français. Depuis 1986, il n'est plus possible de conclure un contrat de bail de ce type, notamment en cas de changement de locataire. Ces logements tendent donc à disparaître.

Les logements sociaux non HLM et hors loi de 1948 regroupent de nombreux dispositifs. Cette catégorie constitue un intermédiaire entre le logement privé et les logements HLM. En effet, les plafonds de ressources des locataires sont souvent plus élevés et les contraintes qui pèsent sur le propriétaire sont parfois temporaires et permettent la plupart du temps de fixer un loyer plus élevé que dans le parc HLM.

16. Les changements intervenus en 2012 ne sont pas pertinents dans le cadre de cette étude, basée sur des données de 2006.

A.2 Formalisation

Dans cette section, il est proposé une formalisation motivant l'interprétation des variables contrefactuelles présentées dans la deuxième partie de l'étude.

Chaque ménage tire son utilité U de la consommation de deux biens, le logement H et le numéraire Z . Le logement est un bien hétérogène et possède n attributs. Chaque logement est donc caractérisé par le vecteur $H = (H_1, \dots, H_i, \dots, H_n)$ qui décrit l'ensemble de ses caractéristiques. Le ménage choisit la quantité de chacun de ces n attributs afin de maximiser son utilité. Le prix d'un logement est donné par la fonction de prix hédonique P , qui égalise l'offre et la demande. Dans ce modèle en équilibre partiel, l'offre de logement et les prix sont fixés. Le ménage touche un revenu R qu'il répartit entre les dépenses de logement $P(H)$ et les dépenses du bien numéraire Z . On considère par la suite que le revenu est fixé, c'est-à-dire que le secteur d'occupation du logement n'a pas d'effet sur les revenus hors subvention du ménage. Le programme du consommateur est donc :

$$\max U = u(H, Z) \quad \text{s.c.} \quad R = P(H) + Z$$

Premier cas : le ménage est logé dans le secteur privé

Si le ménage est logé dans le secteur privé, il choisit le logement H_0 qui maximise son utilité. Il consomme ainsi une quantité $Z_0 = R - P(H_0)$ du bien numéraire et atteint le niveau d'utilité U_0^* .

Au fur et à mesure que l'ancienneté d'occupation a du ménage augmente, le propriétaire augmente moins le loyer que si le locataire changeait. Le loyer du ménage va donc diminuer, relativement aux autres biens. Ce loyer $P^a(H_0) < P(H_0)$ est plus faible que le loyer libre. On peut donc définir la rente d'occupation ΔR de la façon suivante :

$$\Delta R = P(H_0) - P^a(H_0)$$

Second cas : le ménage est logé dans le secteur social

Le ménage ayant déposé une demande de logement social se voit éventuellement proposer un logement social H_1 . Les loyers des logements sociaux, souvent inférieurs aux loyers des logements privés, sont déterminés selon des règles administratives. La fonction de prix P^{HLM} est donc différente de la fonction de prix hédoniques valable pour le secteur privé. À la différence du parc privé, le ménage ne peut pas choisir les caractéristiques de ce logement. Il ne s'agit donc pas d'un marché parallèle. Le ménage acceptera ce logement social si :

$$U_0^* < U_1 = u(H_1, Z_1) \quad \text{avec} \quad Z_1 = R - P^{HLM}(H_1)$$

La différence entre le loyer demandé par le bailleur et la valeur du logement dans le parc privé constitue une *subvention implicite* ΔP .

$$\Delta P = P(H_1) - P^{HLM}(H_1)$$

Cette subvention implicite se décompose en deux parties. Elle entraîne conjointement une variation de la valeur du logement occupé, désignée comme l'*effet valeur du logement*, et une variation de la consommation des autres biens et de l'épargne, désignée comme l'*effet niveau de vie hors logement*.

$$\begin{aligned}
\Delta P &= (P(H_0) - P^{HLM}(H_1)) + (P(H_1) - P(H_0)) \\
&= (R - P^{HLM}(H_1)) - (R - P(H_0)) + P(H_1) - P(H_0) \\
&= \underbrace{Z_1 - Z_0}_{\text{Effet niveau de vie}} + \underbrace{P(H_1) - P(H_0)}_{\text{Effet logement}} \\
&= \Delta Z + \Delta L
\end{aligned}$$

Il faut noter qu'étant donné que le ménage ne peut pas déterminer librement le montant H_1 de logement social qu'il consomme, il n'est pas possible d'interpréter cette décomposition en termes d'effet substitution et d'effet revenu.

Cette décomposition n'est pas suffisante pour décrire l'évolution des conditions de logement. En effet, elle n'apporte pas d'information sur la modification des caractéristiques du logement. Par exemple, le ménage logé en HLM aurait peut-être choisi un appartement du parc privé de même valeur mais plus petit dans un voisinage plus aisé. Il faut tenir compte de l'*effet sur les conditions de logement* ΔH .

$$\Delta H = H_1 - H_0$$

Troisième cas : le ménage est subventionné

Supposons maintenant que l'on donne au ménage une allocation correspondant à la subvention implicite effective qui vient s'ajouter au revenu plutôt que de lui proposer un logement social. Les ressources du ménage atteignent le niveau $R_2 = R + \Delta P$. Le ménage se loge dans le parc privé et maximise son utilité selon cette nouvelle contrainte pour atteindre le niveau d'utilité U_2^* et choisit le logement H_2 . En comparant la valeur du logement choisi et la valeur du logement social occupé, il est possible de déterminer s'il y a une *surconsommation de logement* ΔS dans le secteur social.

$$\Delta S = P(H_1) - P(H_2)$$

A.3 Estimations

Estimation du modèle de Box-Cox par maximum de vraisemblance

Le modèle de Box-Cox est estimé selon la méthode du maximum de vraisemblance. On fait alors l'hypothèse que $u_i \sim \mathcal{N}(0, 1)$. On rappelle que :

$$\begin{cases} p_i^{(\lambda)} = \frac{p_i^\lambda - 1}{\lambda} & \text{si } \lambda \neq 0 \\ p_i^{(\lambda)} = \log p_i & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

On remarquera que $p_i^{(\lambda)}$ ne peut pas être supérieur à $-1/\lambda$ quand $\lambda < 0$ et que $p_i^{(\lambda)}$ ne peut pas être inférieur à $-1/\lambda$ quand $\lambda > 0$. Pourtant, si u_i est distribué selon une loi normale, il n'est pas impossible que ces cas de figure se produisent. La solution retenue dans la littérature (Collins, 1991) consiste à considérer que quand λ est positif, comme c'est ici le cas, et que p_i est suffisamment grand, on peut considérer comme négligeable la probabilité que $p_i^{(\lambda)} < -1/\lambda$. En pratique, les cas qui ne respectent pas cette condition sont exclus des estimations. La vraisemblance du modèle s'écrit alors comme il suit :

$$l = \frac{n}{2} \log(2\pi) - n \log(\sigma) - \frac{1}{2\sigma^2} \log \left(\sum_{i=1}^n p_i^{(\lambda)} - \sum_{j=1}^q \beta_j h_{ij}^{(\theta_j)} - \sum_{j=q+1}^p \beta_j g_{ij}^2 - \gamma a_i - \beta_0 \right) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \log p_i$$

Calcul de la valeur prédite par le modèle de Box-Cox

On cherche donc un estimateur \hat{p}_i de $E(p_i | a_i = 0, h_i)$. On a estimé le modèle suivant :

$$p_i^{(\lambda)} = \beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{ij}^{(\theta_j)} + \sum_{j=q+1}^p \beta_j g_{ij} + \gamma a_i + \sigma u_i$$

Qu'on peut réécrire de la façon suivante :

$$\begin{aligned} p_i &= (\lambda(\beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{ij}^{(\theta_j)} + \sum_{j=q+1}^p \beta_j h_{ij} + \gamma a_i + \sigma u_i) + 1)^{1/\lambda} \\ &= f(\theta, h_i, a_i, u_i) \end{aligned}$$

θ désigne l'ensemble des paramètres du modèle. À la différence d'un modèle linéaire, il n'est pas possible de déterminer directement l'estimateur \hat{p}_i à partir de θ . En effet, l'inégalité de Jensen permet d'établir qu'en général, on a :

$$E(p_i | a_i = 0, h_i) = E(f(\theta, h_i, u_i) | h_i) \neq f(\theta, h_i, E(u_i | h_i)) = f(\theta, h_i)$$

Il est donc nécessaire de prendre en compte la distribution du terme d'erreur pour obtenir l'estimateur \hat{p}_i prédit par le modèle hédonique. On propose donc de simuler le résidu pour déterminer \hat{p}_i . Plus précisément, on simule s résidus $\widehat{u_{i,k}}$ selon une loi normale centrée réduite. On définit alors l'estimateur \hat{p}_i :

$$\hat{p}_i = \sum_{k=1}^s f(\hat{\theta}, h_i, \hat{u}_{i,k})$$

$\hat{\theta}$ correspond aux paramètres estimés dans la première étape sur le parc locatif privé. L'hypothèse sous-jacente de cette prévision est donc que $\hat{\theta}$ est valable pour les logements HLM, c'est-à-dire que le prix d'un logement HLM mis sur le marché serait déterminé de la même façon que celui des autres logements.

A.4 Résultats complémentaires

Cette section présente les résultats des estimations et les tests de robustesse. Le tableau 11 expose l'estimation du score de propension par un modèle logistique. Le tableau 13 détaille l'estimation de l'équation hédonique par un modèle de Box-Cox. La figure 1 explicite la distribution du score dans le groupe traité et le groupe de contrôle afin de s'assurer de la pertinence de l'hypothèse de support commun. Les tableaux 14 et 15 exposent l'estimation des principales variables d'intérêt sur l'ensemble de la population par modèle log-linéaire et linéaire. Enfin, les tableaux 16 à 18 comparent les loyers observés et les loyers prédits par les différents modèles proposés pour le groupe de contrôle.

Table 11 – Estimation du score de propension - Régression logistique de la probabilité d'habiter en HLM sur les caractéristiques du ménages

Constante	-5,818*** (0,487)
Unité de consommation	0,132*** (0,032)
Unité de consommation ²	-0,0016** (0,0006)
Âge	0,104*** (0,011)
Âge ²	-0,00088*** (0,00011)
Ancienneté d'occupation	0,046*** (0,004)
Revenu mensuel	-0,00032*** (0,00003)
Communes hors aire urbaine	<i>réf.</i>
AU de moins de 50 000 h	0,906*** (0,148)
AU de 50 000 à 500 000 h	0,873*** (0,109)
AU de plus de 500 000 h	0,494*** (0,11)
AU de Paris	1,262*** (0,113)
Célibataire ou autre	-0,112 (0,156)
Famille mono-parentale	0,239** (0,118)
Couple sans enfant	-0,369*** (0,114)
Couple avec enfants	<i>réf.</i>
Agriculteurs	-1,122 (0,813)
Art., com. et chefs d'ent.	-0,467** (0,232)
Cadres et prof. int. sup.	<i>réf.</i>
Professions inter.	0,782*** (0,131)
Employés	1,181*** (0,13)
Ouvriers	1,128*** (0,131)
Retraités	1,044*** (0,168)
Sans activité prof.	0,999*** (0,159)

Table 12 – Estimation des dépenses de logement - Régression linéaire du loyer sur les caractéristiques du ménages

	Strate 1	Strate 2	Strate 3	Strate 4	Strate 5
Constante	53,67 (150,827)	544,639 (310,31)	245,8 (369,25)	2947,444 (1498,389)	756,332 (1197,099)
Unité de consommation	15,869 (17,605)	-20,151 (28,626)	15,534 (17,513)	5,445 (17,087)	21,524 (15,117)
Unité de consommation ²	-0,063 (0,545)	0,81 (0,819)	-0,177 (0,382)	-0,059 (0,359)	-0,441 (0,314)
Âge	3,762 (2,696)	-3,086 (4,146)	-4,762 (6,961)	-3,865 (13,03)	-21,19* (13,852)
Âge ²	-0,0005 (0,0321)	0,061 (0,04)	0,063 (0,067)	0,056 (0,126)	0,226* (0,123)
Ancienneté d'occupation	-8,509*** (2,344)	-11,011*** (2,641)	-6,147* (2,798)	-2,737 (4,965)	-7,108** (2,718)
Revenu mensuel	0,059*** (0,007)	0,074*** (0,02)	0,072*** (0,025)	0,049 (0,035)	0,084*** (0,035)
Communes hors aire urbaine	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
AU de moins de 50 000 h	63,987 (31,891)	11,247 (40,814)	5,622 (56,155)	71,648 (105,411)	-34,37 (96,994)
AU de 50 000 à 500 000 h	56,485*** (12,659)	36,11 (36,634)	41,883 (47,398)	161,338* (104,06)	23,195 (96,486)
AU de plus de 500 000 h	110,863*** (13,96)	81,772*** (26,644)	111,645*** (38,139)	146,784** (79,759)	82,955 (86,54)
AU de Paris	259,897*** (29,373)	175,137*** (53,1)	139,725*** (66,774)	213,303 (133,371)	89,763 (91,343)
Célibataire ou autre	-41,006 (38,773)	-12,946 (53,411)	70,294 (60,238)	-69,422 (78,195)	21,652 (76,986)
Famille mono-parentale	12,734 (45,828)	93,781** (48,349)	80,807** (39,685)	13,553 (40,958)	43,769 (54,404)
Couple sans enfant	-72,226** (28,365)	4,115 (33,363)	37,585 (39,724)	-100,262 (89,328)	2,179 (82,466)
Couple avec enfants	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Agriculteurs	-106,352* (72,919)	359,615 (223,732)	-	-	-
Art., com. et chefs d'ent.	12,066 (30,271)	17,372 (99,83)	278,318 (136,173)	-2668,704 (1465,169)	-170,209 (1233,052)
Cadres et prof. int. sup.	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>	<i>réf.</i>
Professions inter.	-31** (16,035)	-77,65* (46,159)	-72,577 (87,664)	-2700,488 (1426,279)	5,378 (1209,422)
Employés	-26,309 (18,676)	-108,801** (50,718)	-106,044 (98,825)	-2659,367 (1425,284)	-150,173* (1207,556)
Ouvriers	-38,286** (18,8)	-109,767** (51,016)	-112,677 (98,855)	-2731,031 (1428,744)	-169,304 (1161,909)
Retraités	-86,145 (60,317)	-166,47*** (62,711)	-105,69 (119,436)	-2674,258 (1425,549)	-132,921 (1177,329)
Sans activité prof.	-15,913 (18,143)	-101,953** (52,359)	-63,599 (104,835)	-2670,686 (1418,844)	-140,949 (1153,004)

Table 13 – Estimation de la fonction de prix hédoniques - Régression de Box-Cox du loyer par m² sur les caractéristiques des logements du parc privé

λ	0,347*** (0,041)
σ	0,535*** (0,042)
Constante	5,555*** (0,971)
Variables transformées	
Surface	-0,962*** (0,373)
$\delta 1$	0,066 (0,077)
Ancienneté d'occupation	-0,068*** (0,015)
$\delta 2$	0,595*** (0,103)
Revenu median du voisinage	0,04*** (0,084)
$\delta 3$	0,866** (0,415)
Variables non transformées	
Prix départemental moyen	0,233*** (0,033)
Nombre de pièces	0,105*** (0,019)
Exposition au sud	0,042** (0,021)
Nombre de salles d'eau	0,316*** (0,053)
Jardin	0,072** (0,031)
Balcon	0,099*** (0,024)
Nb. d'équipements de sécurité	0,074*** (0,02)
Installation électrique encastrée	0,083*** (0,026)
Façade comme neuve	0,073*** (0,026)
Double vitrage	0,04 (0,027)
Traces d'humidité	-0,035 (0,025)
Communes hors aire urbaine	<i>réf.</i>
AU de moins de 50 000 h	0,413*** (0,075)
AU de 50 000 à 500 000 h	0,379*** (0,05)
AU de plus de 500 000 h	0,528*** (0,055)
AU de Paris	0,874*** (0,122)
AU de moins de 50 000 h × distance au centre	-0,047** (0,019)
AU de 50 000 à 500 000 h × distance au centre	-0,004 (0,005)
AU de plus de 500 000 h × distance au centre	-0,0004 (0,0023)
AU de Paris × distance au centre	-0,007*** (0,002)
Maison individuelle	0,007 (0,033)
Moins de 40 logements	<i>réf.</i>
Plus de 40 logements	-0,05* (0,028)
Achèvement avant 1871	-0,154* (0,09)
Achèvement 1871-1948	-0,153*** (0,038)
Achèvement 1949-1974	-0,11*** (0,037)
Achèvement 1975-1998	-0,093*** (0,038)
Achèvement après 1999	<i>réf.</i>

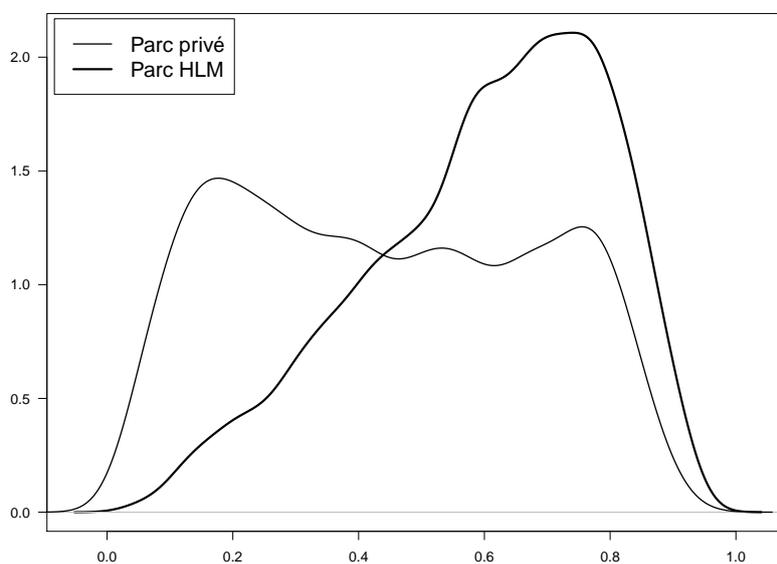


Figure 1 – Densité du score de propension

Table 14 – Effet de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages - modèle log-linéaire

	Loyer	Rente d'occupa- tion ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet quantité de logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsom- mation ΔS
Logement social	310	17*** (2)	271*** (8)	40*** (8)	231*** (7)	26*** (8)
Logement privé	490	46*** (4)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Table 15 – Effet de l'occupation d'une HLM sur les conditions de vie et de logement des ménages - modèle linéaire

	Loyer	Rente d'occupa- tion ΔR	Subvention implicite ΔP	Effet quantité de logement ΔL	Effet niveau de vie ΔZ	Surconsom- mation ΔS
Logement social	310	30*** (15)	262*** (7)	41*** (8)	221*** (7)	24** (8)
Logement privé	490	38*** (3)	-	-	-	-

Source : Insee - ENL 2006

Table 16 – Erreur de prévision des modèles de Box-Cox pour les loyers et de matching pour les dépenses de logement

	Prévision loyer		Prévision dépenses de logement	
	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne
Ensemble	-1 (0)	21924*** (2327)	0 (0)	33412*** (2667)
Ancienneté				
1 an et moins	4* (2)	14279*** (1742)	-12*** (3)	26046*** (3381)
2 à 5 ans	-1 (4)	18671*** (2645)	2 (4)	33000*** (4752)
6 à 10 ans	1 (5)	19522*** (2209)	24*** (5)	31284*** (3666)
10 ans et plus	-17** (6)	49969*** (13540)	-2 (4)	54853*** (9885)
Niveau de vie				
Quintile 1	16*** (3)	12461*** (1371)	-3 (4)	16644*** (2204)
Quintile 2	15*** (4)	12332*** (1367)	2 (5)	22154*** (2948)
Quintile 3	1 (6)	29049*** (9295)	-0 (6)	28099*** (6211)
Quintile 4	-0 (5)	17949*** (2857)	7 (7)	30319*** (4122)
Quintile 5	-60*** (8)	47882*** (7010)	2 (6)	91960*** (11328)
Taille de l'aire urbaine				
Communes hors aire urbaine	2 (2)	14500*** (2246)	3*** (1)	20914*** (4034)
AU de moins de 50 000 h	8*** (3)	11491*** (1497)	1** (1)	19435*** (4015)
AU de 50 000 à 500 000 h	2 (1)	17450*** (3692)	1*** (0)	23305*** (3909)
AU de plus de 500 000 h	-0 (2)	22538*** (3905)	1 (0)	29984*** (4282)
AU de Paris	-14*** (3)	39455*** (8157)	-0 (1)	71513*** (9150)

Table 17 – Erreur de prévision des modèles linéaires pour les loyers et les dépenses de logement

	Prévision loyer		Prévision dépenses de logement	
	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne
Ensemble	4*** (1)	28381*** (2533)	2*** (1)	37511*** (3829)
Ancienneté				
1 an et moins	-4 (3)	24842*** (5390)	-21*** (4)	27201*** (3501)
2 à 5 ans	8 (4)	20573*** (2693)	2 (5)	34356*** (5237)
6 à 10 ans	19*** (6)	24781*** (3170)	36*** (6)	30880*** (3690)
10 ans et plus	-6 (5)	57089*** (11231)	3 (6)	77820*** (21889)
Niveau de vie				
Quintile 1	17*** (4)	17132*** (1777)	-0 (5)	17563*** (1547)
Quintile 2	13*** (5)	15181*** (1529)	1 (5)	20475*** (3313)
Quintile 3	7 (6)	35753*** (10250)	4 (7)	42703*** (15021)
Quintile 4	11* (6)	21516*** (3012)	9 (8)	32989*** (5895)
Quintile 5	-47*** (9)	66091*** (10563)	3 (8)	96986*** (12555)
Taille de l'aire urbaine				
Communes hors aire urbaine	-5 (3)	27225*** (7875)	3*** (1)	21276*** (4318)
AU de moins de 50 000 h	-0 (4)	17915*** (4671)	2*** (1)	19425*** (3547)
AU de 50 000 à 500 000 h	-2 (2)	26105*** (5018)	2*** (1)	24403*** (4333)
AU de plus de 500 000 h	10*** (2)	26658*** (3976)	1** (0)	31156*** (4282)
AU de Paris	17*** (3)	39219*** (7019)	-0 (0)	89334*** (17340)

Table 18 – Erreur de prévision des modèles loglinéaires pour les loyers et les dépenses de logement

	Prévision loyer		Prévision dépenses de logement	
	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne	Erreur moyenne	Erreur quadratique moyenne
Ensemble	0 (0)	25098*** (2608)	0 (0)	36446*** (4262)
Ancienneté				
1 an et moins	5 (4)	18970*** (3443)	-8* (4)	26555*** (3653)
2 à 5 ans	10* (5)	21089*** (3151)	5 (5)	33041*** (5361)
6 à 10 ans	16*** (5)	21281*** (2519)	28*** (6)	28273*** (3434)
10 ans et plus	-19** (8)	53048*** (13722)	-26*** (9)	78505*** (23570)
Niveau de vie				
Quintile 1	17*** (4)	14152*** (1419)	15*** (4)	16521*** (1530)
Quintile 2	17*** (4)	13194*** (1614)	7 (5)	20608*** (3553)
Quintile 3	10 (7)	33407*** (10950)	-7 (8)	42745*** (17264)
Quintile 4	9* (5)	20067*** (3177)	-6 (7)	31800*** (5595)
Quintile 5	-43*** (9)	56745*** (8168)	-15* (8)	92697*** (11954)
Taille de l'aire urbaine				
Communes hors aire urbaine	-4 (3)	17129*** (4956)	-2 (3)	19485*** (4439)
AU de moins de 50 000 h	6* (4)	13125*** (2829)	6* (4)	17582*** (3337)
AU de 50 000 à 500 000 h	7*** (2)	20015*** (4331)	6*** (2)	24409*** (4492)
AU de plus de 500 000 h	9*** (2)	25530*** (3943)	5* (3)	31570*** (4643)
AU de Paris	7 (4)	44939*** (8944)	-11** (5)	85726*** (18372)

Table 19 – Effet de l'occupation d'une HLM sur les aides au logement

	Montant moyen des aides		Part des ménages allocataires (en pourcentages)		Montant moyen des aides des allocataires	
	<i>ΔH</i>	<i>ΔH</i>	<i>ΔH</i>	<i>ΔH</i>	<i>ΔH</i>	<i>ΔH</i>
Logement social	<i>94,3</i>	3,2 (4)	<i>48,7</i>	5,7*** (1,3)	<i>193,7</i>	-16,7*** (4,7)
Logement privé	<i>68</i>	-	<i>35,6</i>	-	<i>191,1</i>	-

Note de lecture : les valeurs en italique correspondent aux caractéristiques moyennes observées.

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE	G 9808	A. MOUROUGANÉ Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français	G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level	G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général	G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français	G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises	G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOUROUGANÉ Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature	G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles	G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience	G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>	G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS	G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996	G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »	G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing	G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms	G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996	G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement			G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?			G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996			G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"	G2003/01	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2004/03	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04		G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
						G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
						G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
		G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques

G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête		

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE, P. FEVRIER et L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET et S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT et P-A PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro	G2013/02-F1302	C. TRÉVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms		
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?		
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones		
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises		
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior		
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market		
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français		
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach		