

Comment les aides au logement affectent-elles les loyers ?

Anne Laferrère et David le Blanc*

Près d'un locataire sur deux perçoit en France une aide au logement. La théorie économique prédit que l'introduction d'une aide personnelle au locataire peut avoir pour effet d'augmenter la demande agrégée de logement, et donc les loyers, au moins à court terme. Le niveau des prix à long terme dépend de l'élasticité de l'offre. En l'absence de modèle complet du marché locatif et de l'évolution des loyers, il est difficile de mesurer un effet propre de l'aide sur les loyers.

À partir de l'expérience naturelle qu'a constitué le « bouclage » des aides opéré en 1992-1994 (c'est-à-dire leur extension à de nouvelles catégories de locataires), on met en évidence trois phénomènes. Au niveau agrégé, après le bouclage, les loyers des logements dont le locataire était aidé ont progressé plus vite que ceux des logements dont le locataire ne percevait pas d'aide. Grâce à l'aide, les ménages ont pu se loger mieux. Cependant, cet effet demeure, bien qu'atténué, lorsqu'on mesure l'évolution du loyer à qualités égales des logements. Il y a donc eu aussi augmentation pure de loyer.

Finalement, une analyse en panel des taux de croissance des loyers montre que ces taux sont les plus élevés lorsqu'il y a passage du statut de « non aidé » à celui de « aidé ». Ceci est vérifié sur toute la période observée, indépendamment de tout bouclage des aides. Tout se passe donc comme si le propriétaire bailleur profitait de l'aide nouvelle pour en récupérer une partie sous forme de loyer. L'étude ne permet cependant pas de mesurer exactement l'impact des aides sur le niveau général des loyers

* Anne Laferrère est chef de la division Logement de l'Insee. David le Blanc appartient au Crest-Insee. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Dans la plupart des pays développés, les politiques publiques du logement sont passées de ce qu'on appelait les aides « à la pierre », aux aides « à la personne ». Les aides à la pierre subventionnent directement la construction de logement. Par exemple, la construction d'HLM bénéficie d'aides diverses (prêts à faible taux, exonération de taxe, subvention directe ou taux réduit de TVA) qui permettent de fixer les loyers à un niveau inférieur à ceux du marché. Au lendemain de la Deuxième Guerre mondiale, de telles aides à la pierre étaient jugées indispensables : le parc de logements était en mauvais état, les loyers très bas dissuadaient tout investissement dans le logement, le marché du crédit était peu développé. Des logements sociaux ont été construits dans de nombreux pays (Louvot-Ruvanot, 2001).

Dans les années 70-80, le système des aides à la pierre est apparu de gestion coûteuse et parfois inefficace. En France par exemple, de nombreux ménages qui auraient été éligibles compte tenu de leurs ressources en étaient exclus, tandis que des logements sociaux se trouvaient habités par des ménages devenus non éligibles. Dans d'autres pays, le problème n'était plus celui d'une construction quantitativement insuffisante, mais celui de la solvabilité d'une population perçue comme exclue du logement à cause du chômage ou du handicap, et celui des effets néfastes de la concentration de populations à revenus faibles dans des logements collectifs à l'architecture peu attrayante.

En France, à partir de 1977, des aides personnelles au logement se sont donc ajoutées aux autres modalités de transferts à la personne (allocations familiales, revenu minimum, etc.) sous forme d'allocations fournies directement au ménage éligible, libre à lui de se loger dans le parc qu'il choisirait. On y voyait le double avantage de réduire des aides à la pierre coûteuses, et d'améliorer la redistribution puisque ces aides sont plus directement fonction du revenu que le bénéfice d'un logement social. Ce second objectif semble atteint : les aides personnelles au logement sont beaucoup mieux ciblées sur les ménages pauvres que le logement social (le Blanc *et al.*, 1999) (1).

On s'intéresse dans cet article à un effet différent des aides personnelles au logement : celui sur le niveau des loyers. La théorie économique prédit que fournir une aide personnelle au locataire stimule la demande de logement locatif : les ménages vont pouvoir mieux se loger. Mais

si l'offre de logements locatifs est rigide à court terme (il y a peu de logements vacants), les loyers augmenteront. À plus long terme, le niveau des loyers et la qualité des logements locatifs dépendront de l'élasticité de long terme de l'offre. Une partie de la masse des aides sera donc, au moins à court terme, récupérée par les bailleurs. Comme les aides personnelles au logement touchent en France près d'un locataire sur deux, il paraît important d'essayer d'évaluer les conséquences.

En l'absence de modèle explicatif complet du marché locatif et de l'évolution des loyers, il est difficile de mesurer un effet propre des aides et de distinguer les hausses des loyers de l'augmentation de la qualité des logements locatifs. On profite ici de l'expérience naturelle qu'a constitué la réforme des aides de 1992-1994 pour progresser dans l'analyse des mécanismes d'évolution des loyers. Cette réforme, connue sous le nom de *bouclage* des aides, a consisté en leur extension à de nouvelles catégories de locataires, commençant en région parisienne en 1992, s'étendant aux grandes villes de province en 1993, puis à tout le territoire en 1994. On utilise l'enquête trimestrielle *Loyers et charges* de l'Insee, panel rotatif d'environ 8 000 logements. Cette source de données permet à la fois d'avoir à chaque date un échantillon de logements locatifs représentatif du stock au niveau national, et de suivre des logements sur une période allant jusqu'à huit trimestres.

La première partie de l'article est consacrée à l'étude des loyers en niveau, dans une tradition de calcul d'indice des loyers. Au niveau agrégé, les loyers moyens des logements dont le locataire était aidé ont progressé après le *bouclage* plus vite que ceux des logements dont le locataire ne percevait pas d'aide, ce qui n'était pas observé avant le *bouclage*. Ce fait peut résulter d'une hausse globale de la qualité des logements locatifs. L'économétrie permet de raisonner à caractéristiques observées des logements égales. L'utilisation de l'enquête *Loyers et charges* en coupes répétées permet d'isoler une hausse différentielle des loyers des logements aidés, cependant moins nette que l'effet agrégé, ce qui laisse penser que l'augmentation moyenne de la qualité est importante. L'estimation d'un modèle analogue mais exploitant le

1. En ce qui concerne le premier objectif, il faudrait faire un bilan complet des dépenses, qui n'existe pas à notre connaissance. Cependant, la part des aides au logement dans la PIB est passée de 1,9 % en 1984 à 1,5 % en 1996 (calculs à partir des comptes du logement (Laferrère, 1998)).

caractère de panel de la source permet de s'affranchir des effets des entrées et sorties de l'échantillon. On ne constate plus alors d'effets significatifs du fait d'être aidé. Cela est dû au fait qu'un modèle classique d'indice *hédonique* en niveau n'explique pas les changements de loyers d'une date à l'autre.

La deuxième partie de l'article est consacrée à l'étude des changements de loyers. Les variables qui peuvent influencer sur ces changements tiennent à la fois au type de logement considéré, aux interactions entre bailleur et occupant, et, du fait de la législation française sur les loyers, des changements d'occupant dans le logement. D'une manière générale, les changements de loyer sont relativement rares, que ce soit d'un trimestre à l'autre ou d'une année à l'autre. Il est donc à craindre que les techniques habituelles de panel ne soient pas des plus robustes. On utilise donc deux types de techniques statistiques, appliquées aux taux de variation du loyer d'une période à l'autre : les moindres carrés, et des estimateurs par appariement. On montre alors que c'est quand il y a passage du statut de « non aidé » à celui de « aidé » que ces taux de croissance des loyers sont les plus élevés. Ceci est vérifié sur toute la période retenue, de 1984 à 1997, indépendamment de tout « bouclage » des aides. Tout se passe donc comme si le propriétaire bailleur profitait de l'aide nouvelle pour en récupérer une partie sous forme de loyer.

On peut donc vraisemblablement conclure qu'une partie de l'aide au loyer se traduit par une augmentation des loyers aidés. Cependant, la première partie de l'article montre que grâce aux aides, les locataires ont pu louer des logements de meilleure qualité, ce qui constituait un des buts des aides.

Un bref historique des aides personnelles au logement locatif

C'est en 1948 que sont créées en France les premières aides personnelles au logement. Leur but était de permettre aux familles de se loger décemment sans avoir à consacrer au logement une trop grande part de leur budget, au moment où un sévère contrôle des loyers, qui avait entretenu une pénurie de logements, était partiellement et progressivement allégé (2). Les aides voulaient donc aussi stimuler l'offre de logement, par la construction et la réhabilitation. À cette époque, l'action sur l'offre de logement passe surtout par les aides dites « à la pierre » : encouragement fiscal à l'accession et construc-

tion de logements sociaux. Les aides personnelles n'ont qu'un rôle marginal. Les aides au loyer sont délivrées sous conditions de ressources et leur montant est une fonction du revenu du ménage et de sa composition familiale (cf. encadré 1). Elles n'ont d'abord concerné que les familles avec enfants : c'est l'allocation de logement familiale (ALF). En 1971, ces aides sont étendues à d'autres catégories de ménages (3) que les familles : personnes âgées de plus de 65 ans, jeunes travailleurs de moins de 25 ans, adultes handicapés. Ce sont les allocations de logement sociales (ALS). On les étend ensuite aux chômeurs de longue durée.

Dans les années 70 (4) les aides à la pierre commencent à être critiquées pour leur rigidité (elles ne vont pas à ceux qui en auraient le plus besoin), et leur inefficacité (coûts de gestion importants du parc social). En 1977, les aides personnelles au logement sont donc développées : l'aide personnalisée au logement, l'APL, est créée. Elle bénéficie aux ménages dont le logement a été financé par prêts aidés à la location, ou donnant lieu à conventionnement entre l'État et le bailleur, donc surtout des logements HLM.

Quinze ans plus tard, le système des aides à la pierre est remis en cause de façon plus radicale. On a beaucoup construit et les enfants du *baby-boom* commencent à avoir logé leurs familles ; il n'y a donc plus de pénurie. La question du logement devient moins perçue comme un problème de financement de la construction que comme un problème de solvabilité de certains ménages. L'éclatement de la famille traditionnelle diminue les ressources des ménages les plus modestes et rend les individus plus fragiles face au handicap ou à la maladie ; le chômage se développe. Certains ménages ont des difficultés à régler leurs dépenses de logement. On est passé d'une situation où les pauvres étaient souvent âgés, en milieu rural, propriétaires de logements vétustes mais n'entraînant que peu de dépense, à une situation où les pauvres sont plus jeunes, salariés, en ville (Clanché et le Blanc, 1999). Par ailleurs, apparaissent des zones de

2. La fameuse loi de 1948 était une loi de libération progressive des loyers, bloqués depuis la Première Guerre mondiale.

3. L'aide va toujours à un ménage, c'est-à-dire un logement, plutôt qu'à une personne ; dans le cas de colocation par plusieurs colocataires constituant des foyers distincts, chacun peut bénéficier de l'aide, selon son revenu individuel, pour le même logement, sur la base de sa quote-part de loyer.

4. En réalité les 4^e et 5^e Plans faisaient déjà allusion au coût des aides à la pierre. À l'époque, 90 % des ménages étaient éligibles à un logement HLM, par exemple.

Encadré 1

DESCRIPTION DES AIDES : UN PEU MOINS DE LA MOITIÉ DES LOCATAIRES SONT AIDÉS

Selon l'enquête *Logement* de 1996, 44 % des locataires (locataires de logements ordinaires loués vides, que ce soit du parc social ou du parc privé hors loi de 1948) bénéficient d'une aide personnelle : 18 % ont l'allocation logement (AL), 24 % ont l'aide personnalisée au logement (APL). En HLM (et assimilé), la moitié des locataires reçoit une aide : 5 % reçoivent directement le montant de l'aide, 44 % voient l'aide figurer sur leur quittance en déduction du loyer. Dans la plupart des cas, il s'agit d'APL. Dans le secteur libre, on a seulement 37 % de bénéficiaires, la plupart (30 %) ont l'AL et le versement direct au propriétaire concerne 5 % des locataires. En réalité, une partie des bénéficiaires de l'allocation logement ne la déclarent pas à l'enquête et, selon les statistiques des Caisses d'allocations familiales, c'est plutôt un locataire sur deux qui est aidé (cf. tableau 1 du texte).

Pour un bénéficiaire, le montant moyen de l'aide est en 1996 de 947 F (144 €) par mois, pour un loyer moyen de 1 866 F (284 €), soit la moitié du loyer (hors charges) (cf. tableau). Dans le secteur libre, le montant moyen est de 926 F (141 €) pour un loyer de 2 165 F (330 €), soit un taux de couverture du loyer de 43 %. En HLM, l'aide moyenne est un peu plus forte, 960 F (146 €), pour un loyer plus faible, de 1 665 F (254 €) en moyenne, soit un taux de prise en charge de 58 %.

Le montant de l'aide *A* dépend à la fois des caractéristiques du logement (loyer *L* et zone géographique (1) *G*) et du ménage (revenu *I* et taille *S*), selon la formule suivante :

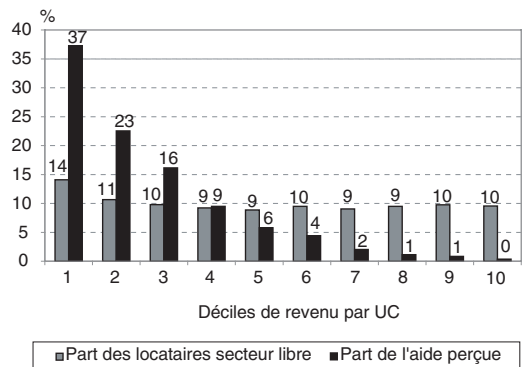
$$A = k(I, S) [\min(L, L_p(G, S)) - L_0(I, S) + C(I, S)]$$

où *k* est un coefficient compris entre 0 et 0,9, qui décroît quand le revenu augmente et croît avec la taille *S* du ménage ; *L_p* est un loyer plafond au-dessus duquel l'allocation n'augmente plus (2), *L₀* est une participation minimale du ménage à son loyer, dont le niveau augmente avec le revenu. En pratique, la valeur du coefficient *k* est comprise entre 0,45 et 0,9, compte tenu de ce paramètre *L₀*. Ainsi, jusqu'au loyer plafond, toute augmentation de la dépense de logement est partiellement compensée par une augmentation de l'aide, qui baisse le prix relatif du logement. L'incitation à la consommation de logement est donc forte pour un locataire qui paye un loyer inférieur au plafond. De plus, la présence du terme de participation minimale dans la formule des aides rend non convexe la contrainte budgétaire des ménages pouvant prétendre à

l'aide, ce qui peut conduire en théorie à une accumulation sur la valeur plafond du loyer.

Les aides personnelles au logement ont été conçues de manière à être ciblées vers les ménages les plus pauvres. De fait, 60 % de la masse des aides allant aux locataires du secteur locatif privé, vont à des ménages des deux premiers déciles de revenu par unité de consommation, qui représentent 25 % des locataires du secteur libre (51 % des locataires aidés du secteur libre) (cf. graphique). À titre de comparaison, par exemple, sur 100 locataires HLM (en appartements de moins de 120 mètres carrés), 30 appartiennent aux deux premiers déciles de revenu par unité de consommation, et reçoivent 26 % de la masse des surplus procurés par les HLM (le Blanc *et al.*, 1999).

Graphique
Aide aux locataires du secteur libre



Lecture : 14 % des locataires du secteur locatif libre appartiennent au premier décile de revenu par unité de consommation ; ils perçoivent 37 % des aides personnelles au logement distribuées aux locataires du secteur libre.
Source : calculs à partir de l'enquête Logement 1996, Insee.

1. Il n'y a que trois zones de référence pour le calcul du loyer plafond : les communes de l'agglomération parisienne situées dans la région Île-de-France (zone 1), les autres communes d'Île-de-France, celles des agglomérations de province de plus de 100 000 habitants, la Corse et les DOM (zone 2), le reste étant en zone 3.
2. En 2001, le loyer mensuel plafond est de l'ordre de 198 € pour un individu isolé en zone 3, 240 € pour le même individu en zone 1, 385 € pour une famille de 4 enfants en zone 3, et 468 € pour cette même famille en zone 1.

Tableau
Les aides aux locataires en 1996

	Locataires aidés (en %)	Dont : aide directe au propriétaire	Aide si aidé (en francs)	Aide/loyer, si aidé (en %)
Secteur privé	37,3	5,0	926	43
Secteur social	48,2	43,5	960	58
Tous locataires	43,8	25,6	947	50

Source : enquête Logement, 1996, Insee.

concentration des comportements délinquants dans des cités à forte majorité de logements sociaux.

Les aides à la personne semblaient devoir résoudre ces problèmes nouveaux : elles seraient mieux ciblées que les aides à la pierre vers les populations qui en avaient besoin puisqu'elles pourraient réagir à l'évolution des revenus des bénéficiaires (5) et la liberté de choix du logement éviterait la création de ghettos. Comme souvent en matière d'orientation de politique économique, il est difficile de distinguer la cause de l'effet. Est-on passé aux aides à la personne devant la supériorité théorique des aides à la pierre, ou est-ce la nature même de la question du logement et de la pauvreté qui avait changé ? Au moment même de la généralisation de l'aide à la personne, le problème n'était effectivement plus en priorité celui des taudis, mais bien celui du taux d'effort ; les logements existaient et dans l'ensemble de bonne qualité, mais une partie de la population ne pouvait y avoir accès. Il y a donc eu coïncidence entre la mise en avant des effets pervers des aides à la pierre et une situation économique et sociale nouvelle. Ce changement d'orientation a été plus ou moins général dans de nombreux pays développés.

En janvier 1992 est donc entreprise une réforme profonde qu'on a appelée le « bouclage » des aides, c'est-à-dire leur attribution à toutes les catégories de population et de logement locatif (6), sous condition unique de ressource, en particulier aux étudiants, jusqu'alors exclus. Cette réforme a d'abord commencé en région parisienne (et dans les Dom), puis s'est étendue en 1993 dans les grandes agglomérations, et enfin en 1994, dans toute la France. Elle a été très progressive et le plus fort taux de croissance du nombre de bénéficiaires s'est produit en 1992 et 1993. Elle est considérée comme terminée en 1995.

Cet article est centré sur les locataires du secteur privé, laissant de côté les logements locatifs sociaux. Tout d'abord, parce que ce sont les locataires du secteur libre qui ont été concernés au premier chef par la réforme ; ensuite, parce que les relations de bailleur à locataire sont très différentes dans le secteur social où les loyers sont très réglementés. Si on ne regarde donc que le secteur locatif privé, il y avait 1,9 millions de locataires aidés en 1990, soit un tiers des locataires ; ils étaient 3,1 millions en 1997, représentant la moitié des locataires du secteur privé (cf. tableau 1). La hausse du nombre de locataires aidés a été de 22,5 % en 1992 et de 16,1 % en 1993. En 1997, le montant total des allocations aux locataires du secteur privé était de 4,7 milliards d'euros. Ce changement va servir de point de départ et d'« expérience naturelle » pour déceler un effet des aides sur les loyers.

Effets théoriques des aides au logement

Dans son chapitre du *Handbook of Public Economics*, Rosen (1985a) distingue deux justifications principales des aides au logement. La première se base sur des arguments d'efficacité. En premier lieu, l'amélioration de l'habitat peut augmenter la valeur non seulement du ou des logements concernés, mais aussi celle de logements voisins. Cette « externalité positive » est négligée par les propriétaires, et doit donc être

5. Cette souplesse est relative puisqu'il peut se passer deux ans avant toute réaction du montant de l'aide à un changement du niveau de revenu. Mais un locataire de logement social ne peut en être évincé et les surloyers demandés en cas de dépassement du plafond de ressources restent faibles et peu exigés. Par comparaison, les revenus pris en compte pour l'obtention d'un prêt aidé sont aussi antérieurs de deux ans à l'achat du logement, et il n'y a aucun réajustement ultérieur à un changement de situation économique.

6. Le logement doit respecter des normes minimales pour donner droit aux aides. En pratique, très peu de logements n'offrent pas ces conditions minimales.

Tableau 1
Évolution du nombre de locataires aidés et montant de l'aide

Année	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Nombre de locataires du secteur privé (en milliers)	4 664	4 730	4 820	4 888	4 946	5 003	5 053	5 099
Dont : aidés	1 507	1 559	1 910	2 218	2 382	2 497	2 554	2 630
Part des locataires aidés (en %)	32,3	33,0	39,6	45,4	48,2	49,9	50,5	51,6
Augmentation annuelle du nombre de locataires aidés (en %)		3,5	22,5	16,1	7,4	4,8	2,3	3,0
Montant de l'aide (millions euros courants)	2 396,5	2 728,8	3 211,8	3 933,2	4 238,5	4 476,8	4 638,3	4 742,5
Augmentation annuelle du montant de l'aide (en %)		13,9	17,7	22,5	7,8	5,6	3,6	2,2
Montant mensuel par bénéficiaire (en euros)	132,5	145,9	140,1	147,8	148,3	149,4	151,3	150,3

Champ : locataires du secteur libre.

Source : calculs des auteurs à partir du Compte du logement, 1999, Insee.

corrigée. Cependant, seuls les investissements qui ont effectivement un impact extérieur sur les logements doivent être encouragés ; de ce fait, subventionner le logement de manière globale est inefficace. Une autre externalité vient du coût social engendré par des ensembles de logements de mauvaise qualité, l'idée étant que le logement de mauvaise qualité a un impact négatif propre (au-delà de celui lié à la pauvreté des occupants) sur le bien-être.

Le second type de justification se base sur des arguments d'équité verticale, c'est-à-dire de redistribution. Subventionner le logement des ménages les plus pauvres pourrait servir à redistribuer les revenus de manière plus égalitaire. Cette rationalisation se heurte à des objections théoriques de type taxation optimale : sous certaines conditions (voir Salanié (2002), chapitre 5), l'impôt sur le revenu suffit à accomplir des objectifs de redistribution (Atkinson et Stiglitz, 1976). En conclusion, Rosen (1985a) se demande si l'existence d'aides au logement ne s'explique pas de manière au moins aussi pertinente par une sorte de paternalisme de l'État fédéral américain et par sa volonté de soutien à l'industrie de la construction.

Dans l'esprit du législateur français, les aides personnelles semblent avoir eu deux buts : diminuer la part du budget que les ménages modestes consacrent à leur loyer et améliorer leurs conditions de logements. Ainsi Durif et Berniard (1971) écrivent : « l'allocation de logement est versée aux familles pour qu'elles puissent se loger correctement sans consacrer à leur logement une part trop importante de leur revenu ». Cette action sur le taux d'effort (c'est-à-dire la part du budget consacrée au logement) est encore mise en avant dans le rapport Badet de 1982 qui regrette que « les taux d'effort diminuent quand le revenu augmente » (7). Dans cette optique, l'aide au logement sert à consommer davantage d'autres biens (c'est une subvention, ou un impôt négatif). Le but d'amélioration des conditions de logement se situe plutôt dans une perspective où le logement est un bien tutélaire : les ménages en consommeraient spontanément trop peu, il n'y en aurait pas assez, ou de mauvaise qualité. L'aide permettrait alors de meilleures conditions de logement : une famille qui pouvait se loger par exemple dans 50 mètres carrés peut, grâce à une aide personnelle, en demander 60. On se rapproche d'une subvention « en nature ». On peut penser que cette vision des choses a largement prévalu dans l'esprit du législateur. En effet, le

barème de l'allocation logement (AL) peut en première approximation (8) être perçu comme une réduction du prix du logement par rapport au prix des autres biens. C'est donc qu'implicitement, le législateur a supposé que le logement n'était pas un bien comme les autres.

Les effets des aides au logement sur l'offre et la demande des ménages sont traditionnellement appréhendés dans un cadre d'équilibre partiel. Si l'on considère que le versement d'aides personnelles au logement réduit le prix relatif du logement par rapport à celui des autres biens, les choix de consommation des ménages sont déplacés par rapport à une situation sans aide. L'effet total d'une baisse du prix du logement se décompose en deux : un effet de substitution et un effet revenu (voir, par exemple, Deaton et Muellbauer, 1980). L'effet de substitution mesure l'augmentation de la demande de logement par rapport aux autres biens, à utilité constante, en réaction à la baisse du prix du logement. L'effet revenu mesure la modification de consommation de logement face à une augmentation de revenu amenant le ménage « sur sa nouvelle droite de budget », à prix relatifs du logement et des autres biens constant. Le signe de cet effet n'est pas prédit par la théorie, mais on constate empiriquement qu'il est positif : le logement est un bien normal, on en consomme davantage quand le revenu augmente. La répartition de la consommation supplémentaire entre le logement et les autres biens dépend alors de l'élasticité-revenu de la consommation de logement par rapport à celle de la consommation d'autres biens (si on dispose d'un euro supplémentaire comment choisit-on de le dépenser ?).

Au total, les deux effets de substitution et de revenu s'ajoutent pour faire augmenter la consommation de logement. En France, l'indicateur le plus utilisé lorsque l'on parle de logement est la part budgétaire consacrée au logement, appelée le *taux d'effort*. Comment varie le taux d'effort lorsque le prix relatif du logement décroît ? La réponse dépend de la position de l'élasticité-prix du logement par rapport à -1. Les études empiriques disponibles aux États-Unis (aucune étude de ce type n'existe en France) concluent à une élasticité-prix de la demande de logement inférieure à 1 en valeur

7. On peut trouver la formulation surprenante : le taux d'effort diminue quand le revenu augmente dès que l'élasticité-revenu du logement est inférieure à 1, ce qui est en général le cas (cf. encadré 2).

8. Voir encadré 1 sur les barèmes.

absolue (voir, par exemple, (Hanushek et Quigley, 1980)), et de ce fait, la part budgétaire qui lui est consacrée diminue lorsque son prix relatif décroît (cf. formules en encadré 2). De même, l'élasticité-revenu du logement est inférieure à l'unité, de sorte que le taux d'effort diminue lorsque le revenu augmente.

Autre effet important du côté de la demande : l'aide peut inciter de nouveaux ménages à entrer sur le marché locatif. Par exemple, un enfant étudiant quittera le logement de ses parents pour s'installer (cf. Börsch-Supan (1986), pour le cas des États-Unis). Il y aura probablement dans ce cas augmentation de la consommation globale de logement, puisque la décohabitation entraîne moins d'économies d'échelle que la vie chez les parents qui réduisent peu ou pas du tout leur propre consommation de logement au moment du départ des enfants (le Blanc, Neiss, Omalek, 2000).

Enfin, le bénéficiaire ultime de l'aide peut être non pas le récipiendaire de l'aide lui-même, mais un membre de sa famille, par exemple les parents d'un étudiant qui lui payaient son loyer antérieurement à l'aide : c'est la réponse classique à un transfert public dans le cadre du modèle intergénérationnel altruiste (Barro, 1989). Dans ce cas, c'est la consommation des parents qui est modifiée et non celle du bénéficiaire direct de l'aide.

Faible connaissance de l'offre de logements

Du côté de l'offre, il convient de distinguer les effets de court terme et de long terme. En réponse à la hausse de la demande de logement, l'offre réagit, plus ou moins rapidement. Des logements seront progressivement détruits, abandonnés, rénovés, construits : offre et demande auront augmenté. Mais il se peut, au moins à court terme, que ce soit le même logement que, grâce à l'existence de l'aide et la pression qu'elle induit sur la demande, le propriétaire bailleur puisse louer plus cher, sans création de nouveaux logements ou sans rénovation. À l'extrême limite, dans le cas d'une offre totalement rigide à court terme, ce n'est plus au ménage aidé que bénéficie l'aide, mais au propriétaire bailleur : seule la demande augmente, avec uniquement un effet de hausse des prix. Cet effet est souvent mentionné à propos des logements des étudiants, voire de la location de taudis (9).

En pratique, la réaction de l'offre va dépendre de l'état du marché local et du taux de vacance (10). À long terme, la répartition des aides entre bailleurs et locataire dépend de

9. Voir par exemple, Le Monde du 24 avril 1999.

10. Par exemple, dans un marché déprimé à fort taux de vacance, il peut n'y avoir aucune hausse de prix, mais baisse du taux de vacance, ce qui augmente le revenu moyen des propriétaires bailleurs.

Encadré 2

LE TAUX D'EFFORT

Le taux d'effort est un terme spécifique employé en France à propos du logement, pour désigner la part budgétaire du logement dans la consommation. Supposons un ménage consommant deux biens, le logement, et les autres biens, son revenu étant y . La consommation des autres biens est notée c , et q est la quantité de logement consommée (par exemple des mètres carrés). Soit p le prix unitaire du logement ; le prix des autres biens est supposé normalisé à 1. La contrainte de budget s'écrit :

$$c + pq = y$$

et la part budgétaire s'écrit :

$$\tau = pq/y$$

On définit traditionnellement un taux d'effort brut, avant aides au logement, et un taux d'effort net, après aides au logement. Selon cette conception, l'aide est vue comme une baisse du prix, y restant constant. La quantité q de logement consommée est une fonction

de y et des prix de tous les biens (fonction de demande marshallienne). Alors :

$$\partial \ln \tau / \partial \ln p = \frac{\partial}{\partial \ln p} (\ln p + \ln q(y, p) - \ln y) = 1 + e_p$$

$e_p = \partial \ln q(y, p) / \partial \ln p$ étant par définition l'élasticité de la demande de logement par rapport à son propre prix. Dès lors, $\partial \ln \tau / \partial \ln p < > 0$ dès que $e_p < > -1$. e_p est en général négative et supérieure à -1 . L'élasticité du taux d'effort est donc positive et le taux diminue quand le prix diminue.

De même,

$$\partial \ln \tau / \partial \ln y = \frac{\partial}{\partial \ln y} (\ln p + \ln q(y, p) - \ln y) = -1 + e_y$$

$e_y = \partial \ln q(y, p) / \partial \ln y$ étant par définition l'élasticité de la demande de logement par rapport au revenu. Donc $\partial \ln \tau / \partial \ln y < > 0$ dès que $e_y < > 0$. En général, cette élasticité est inférieure à 1. L'élasticité du taux d'effort est donc négative et le taux d'effort diminue quand le revenu augmente.

l'élasticité de l'offre. On sait très peu de choses sur l'offre de logements, aussi bien en France qu'à l'étranger. La plupart des rares études empiriques américaines (cf. Rosen, 1985a, pour une revue de la littérature économique sur ce sujet) considèrent des fonctions de production à rendements d'échelle constants, ce qui implique une courbe d'offre à long terme infiniment élastique. Dans ce cadre, seule l'étude des effets de court terme sur les prix ou les loyers a un sens. On s'intéresse dans cet article à l'effet de court terme, qui est le seul que la méthode utilisée permette de mesurer.

Les études antérieures sur le même sujet et dans le même contexte sont peu nombreuses. La controverse sur l'efficacité comparée des aides à la construction et des aides à la personne, n'a pas été propre à la France. Malgré le niveau assez faible du parc social aux États-Unis, la réflexion y est née dans les années 60. Des expériences à grande échelle ont été menées dans les années 70 (*Experimental Housing Allowance Program*) pour mesurer les effets de l'introduction d'aide directe aux locataires sur la demande de logement, sur les prix, et sur l'offre. Ces expériences ont donné lieu à une littérature abondante (les références sont données dans Rosen, 1985b), mais l'effet des aides sur les loyers n'a pas reçu une grande attention. Ce manque d'intérêt peut s'expliquer par le champ d'application des aides au logement très restreint à l'époque aux États-Unis (11). Dans sa revue de littérature économique sur les aides au logement pour les ménages à bas revenus, Olsen (2001) écrit qu'il n'y a pas d'études sur les effets des programmes d'aide sur les loyers de marché (sous-entendu les loyers en général), et que les études portant sur les loyers des locataires aidés, donc au niveau de tel ou tel programme local particulier, ont trouvé un effet très faible, voire nul. Cependant, un article récent de Susin (2001) étudie l'impact des « *vouchers* » et « *certificates* », équivalents américains des aides personnelles françaises, sur les loyers des 90 plus grandes métropoles américaines, et conclut à une hausse de 16 % des loyers due à ces aides. Les méthodes utilisées par Susin sont très différentes des nôtres, puisque les données de base concernent les métropoles et non les logements individuels.

Cet article se focalise sur le secteur locatif privé. La France se caractérise par l'existence d'un important secteur social qui loge presque la moitié des locataires (Laferrère, 1997). Dans le moyen-long terme, l'existence d'un secteur social peut influencer à la fois sur la taille du parc

privé (il peut y avoir eu déplacement de la construction privée vers la construction aidée (Murray, 1999)), mais aussi sur les loyers qui prévalent dans ce parc. Fallis et Smith (1984, 1985) montrent que théoriquement, les effets de l'existence d'un secteur contrôlé sur les prix dans le secteur non contrôlé dépendent du système de contrôle mis en place. Empiriquement, l'introduction d'un contrôle des loyers sur une partie du parc à Los Angeles, s'est traduite par une pression sur la demande dans le secteur non contrôlé et une hausse des loyers dans ce secteur. Cependant, cet article se concentre sur le court terme. Il semble improbable que l'existence des HLM puisse influencer sur les effets à court terme sur les loyers de l'extension des aides personnelles dans le parc privé.

Les loyers aidés et non aidés ont évolué différemment après 1993

Les enquêtes sur les loyers effectuées chaque trimestre par l'Insee, comprennent deux périodes échantillonnées de façon homogène : 1984-1992 et 1993-1997. La rupture d'échantillonnage correspond au changement d'échantillonnage maître de l'Insee à la suite du recensement de la population de 1990. Ces enquêtes présentent un caractère de panel rotatif, c'est-à-dire qu'un même logement est suivi pendant huit trimestres consécutifs, et que chaque trimestre un huitième de l'échantillon est renouvelé (cf. encadré 3 pour une description des enquêtes).

Ces données permettent une étude précise de l'évolution des loyers. Sur de simples graphiques de niveau et d'évolution des loyers, on distingue les logements dont le locataire est aidé de ceux dont le locataire n'est pas aidé. Sur la période pré-1993 que l'on assimile ici à une période d'avant le bouclage des aides, on observe peu de différences dans l'évolution des loyers des deux types de logements. Les loyers au mètre carré des logements aidés sont plus faibles en moyenne que ceux des logements dont le locataire n'est pas aidé, ce qui reflète des différences de qualité. Mais les évolutions sont parallèles, que le locataire reçoive une aide ou non ; ceci est vrai aussi bien pour les petits loge-

11. Le seuil d'éligibilité est plus bas qu'en France, et tous les éligibles ne sont pas élus : l'aide n'est pas un droit, mais elle est contingentée ; il y a des listes d'attente. En 1993, moins de 4 % des locataires américains recevaient une aide personnelle au logement, soit une proportion de locataires aidés 12 fois inférieure à celle de la France. Comme la proportion de locataires est aussi inférieure aux États-Unis, on a finalement une proportion de ménages touchés par les aides aux locataires 15 fois inférieure à la France.

ments (1-2 pièces) que pour les plus grands (3 pièces et plus), pour les logements construits après 1948 que pour les plus anciens (cf. graphiques I-A à I-E). Ce résultat se retrouve aussi en province. En Île-de-France, l'échantillon des locataires aidés est assez faible ; il semble pourtant qu'en fin de période, les loyers aidés aient rattrapé les loyers non aidés.

Au contraire, on observe une évolution différente après 1993, et en général plus rapide, des logements aidés que des logements non aidés (cf. graphique II-A). Le rythme de croissance des loyers des logements aidés connaît une forte hausse, sur une année, entre le 3^e trimestre 1994 et le 3^e trimestre 1995. Ceci est net sur le graphique en base 100 au 1^{er} trimestre 1993 : les logements aidés voient leur loyer au mètre carré

Encadré 3

LES ENQUÊTES TRIMESTRIELLES SUR LES LOYERS

Les enquêtes trimestrielles sur les loyers sont menées par l'Insee auprès d'échantillons aléatoires représentatifs des logements locatifs des unités urbaines (1), dans le but de calculer l'indice d'évolution des loyers entrant dans l'indice officiel des prix à la consommation. Chaque ménage est interrogé sur son loyer, les principales caractéristiques de son logement, en particulier sa superficie. On lui demande aussi s'il perçoit une aide au logement, de même que quelques renseignements sur son propriétaire (est-il un particulier, une entreprise, un de ses parents ?) et sur son bail (existence d'un bail écrit, durée). On ne sait que peu de choses sur le locataire lui-même, sinon son âge, et la date à laquelle il est entré dans le logement.

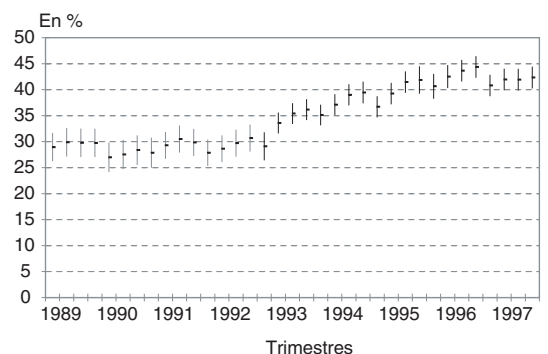
L'échantillon trimestriel de quelques 8 000 logements est un panel *glissant* : chaque logement est suivi pendant huit trimestres, ainsi l'échantillon est-il renouvelé par 1/8^e tous les trimestres. À chaque enquête, une nouvelle vague de logements entrants (vague 1) est introduite dans l'échantillon pour remplacer la vague sortante (vague 8). Certains des logements tirés sont en propriété occupante, d'autres vacants, d'autres enfin loués meublés, ce qui les met hors du champ de l'enquête. Si on laisse aussi de côté le secteur locatif social que l'on n'étudie pas ici en raison du caractère bien particulier de la fixation de ses loyers, ceci laisse un échantillon trimestriel de 3 000 à 3 500 logements dont on connaît le loyer. Pendant la période observée, il y a eu des restrictions de crédit d'enquête pendant trois trimestres consécutifs, ce qui a réduit l'échantillon à 1 989 observations pour le troisième trimestre 1995, 2 429 pour le quatrième trimestre 1995 et 2 868 pour le premier trimestre 1996. En 1993, le questionnaire a été amélioré au moment où un nouvel échantillon, plus important, était tiré après le recensement de 1990.

Cette rupture de série oblige à utiliser séparément les deux sous-échantillons : 1989-1992 d'une part et 1993-1997 d'autre part. Elle coïncide à peu près avec la réforme des aides au logement, qui a commencé en 1992. L'échantillon total est de 27 893 logements entre 1989 et 1992 et de 62 877 entre 1993 et 1997. Le graphique montre la proportion de logements aidés dans l'échantillon, séparément pour l'Île-de-France et pour la province. La proportion est plus faible en Île-de-France, ce qui reflète le revenu moyen plus haut de cette région (le barème des aides y est aussi plus

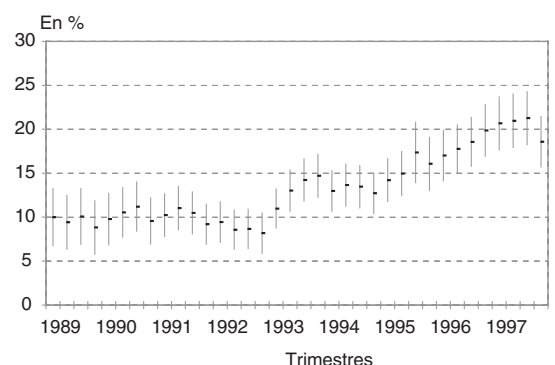
généreux). Dans les deux régions, la proportion est stable de 1984 à 1993, puis augmente ensuite rapidement.

Graphique Pourcentage de logements aidés dans l'échantillon

1 - Province



2 - Région parisienne



Source : enquêtes Loyers et charges, Insee.

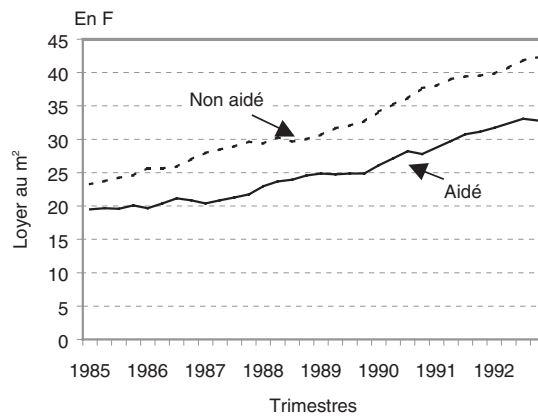
1. Pour des raisons budgétaires, les communes rurales ne sont pas enquêtées. Selon l'enquête Logement de 1996, elles représentent 15,2 % des locataires du secteur libre.

augmenter de 10,6 %, passant de 38,5 à 42,5 francs (5,9 à 6,5 €) par mètre carré, tandis que les non aidés voient le leur augmenter de 1,5 % seulement, passant de 43,8 à 44,5 francs (6,7 à 6,8 €) par mètre carré. Sur le sous-champ des logements construits après 1948

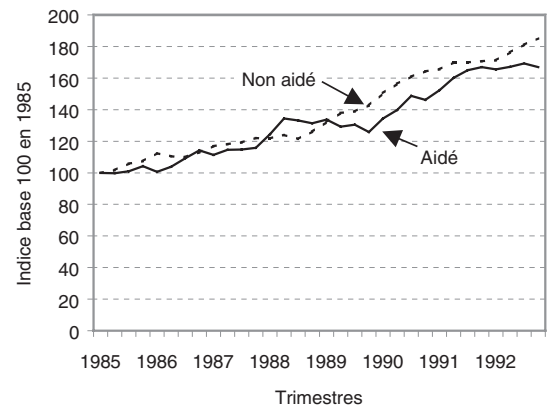
(cf. graphique II-D) et sur les logements d'une ou deux pièces (cf. graphique II-E), la hausse des logements aidés est encore beaucoup plus forte que celle des logements non aidés. Il semble donc bien qu'une partie de l'aide ait permis aux propriétaires de ces logements de monter

Graphique I
Loyers moyens au mètre carré sur la période 1985-1992

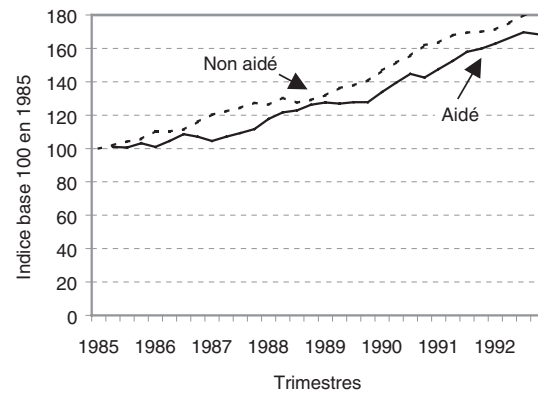
A - Loyer moyen au m² en France (en valeur)



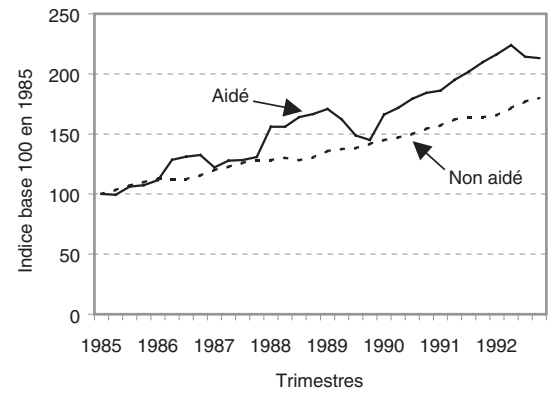
B - Loyer moyen au m² des 1-2 pièces (en indice)



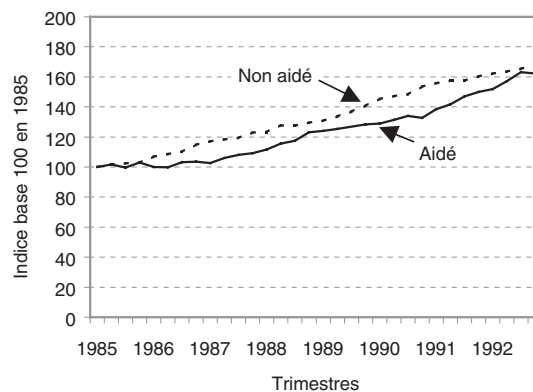
C - Loyer moyen au m² en France (en indice)



D - Loyer moyen au m² en Île-de-France (en indice)



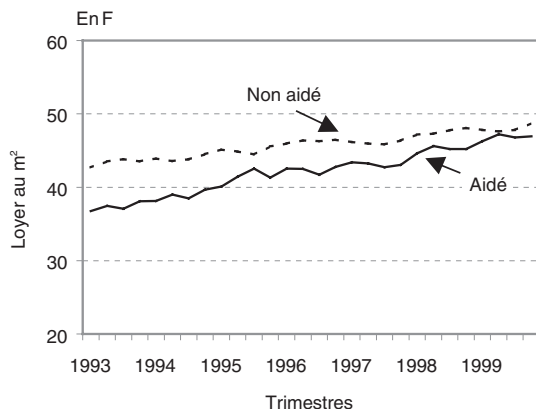
E - Loyer moyen au m² en Province (en indice)



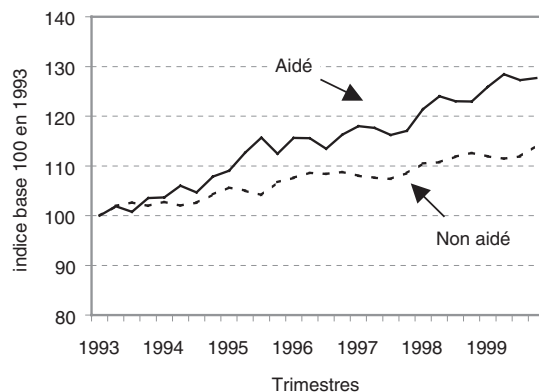
Source : enquêtes Loyers et charges, Insee.

Graphique II
Loyers moyens au mètre carré sur la période 1993-1999

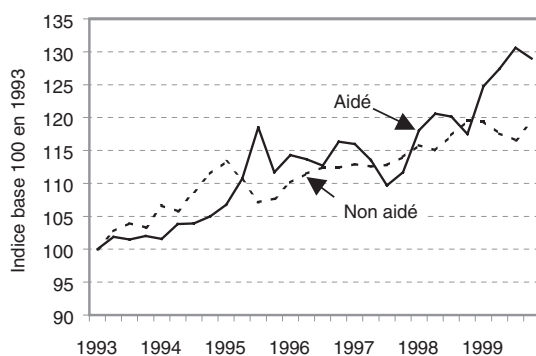
A - Loyer moyen au m² en France (en valeur)



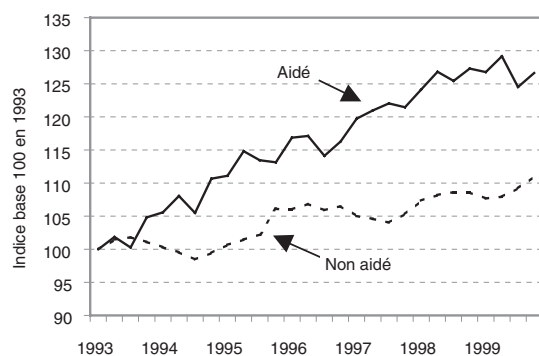
B - Loyer moyen au m² en France (en indice)



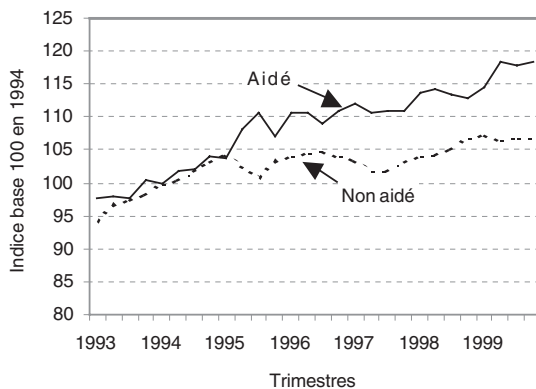
C - Loyer moyen au m² des logements construits avant 1948 (en indice)



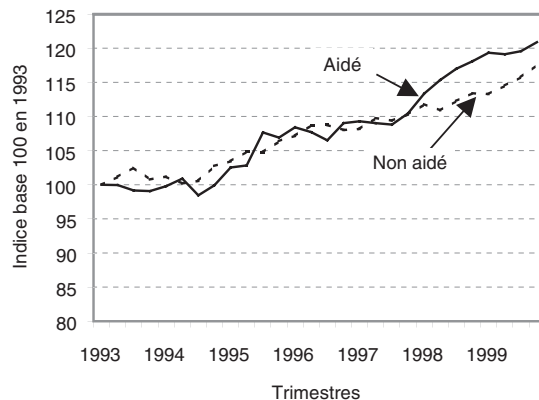
D - Loyer moyen au m² des logements construits après 1948 (en indice)



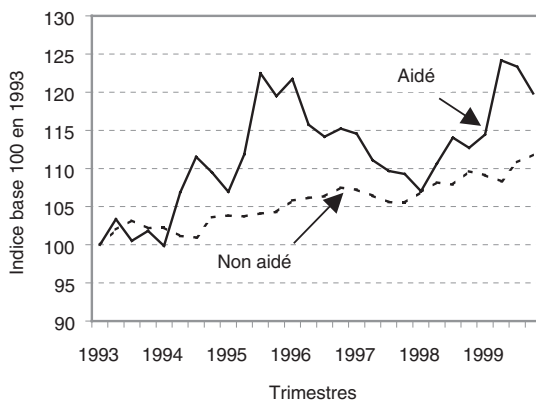
E - Loyer moyen au m² des 1-2 pièces (en indice)



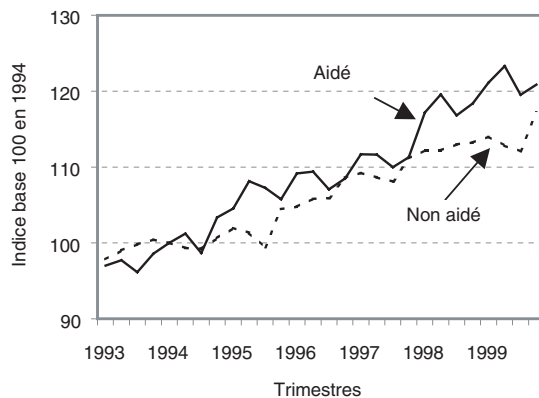
F - Loyer moyen au m² des 3 pièces et plus (en indice)



G - Loyer moyen au m² en Île-de-France (en indice)



H - Loyer moyen au m² en Province (en indice)



Source : enquêtes Loyers et charges, Insee.

les loyers au mètre carré. Cette progression concerne davantage les logements récents que ceux construits avant-guerre, les petites surfaces que les plus grandes pour lesquelles le phénomène ne se produit pas ou peu (cf. graphiques II-C et II-F).

Si on sépare l'Île-de-France de la province, le démarrage de la hausse apparaît plus précoce en Île-de-France (dès le début 1994, cf. graphique II-G), qu'en province (fin 1994 et 1995, cf. graphique II-H), ce qui pourrait correspondre au calendrier du bouclage des aides, qui a été géographiquement progressif. Entre le premier et le troisième trimestre de 1994 les loyers au mètre carré des logements aidés d'Île-de-France montent de 11 %, ceux de province de 9 % entre le troisième trimestre de 1994 et le troisième trimestre de 1995. Pendant les mêmes périodes, les loyers des logements non aidés restent stables.

Une analyse de type indice du niveau des loyers

Ces calculs sur des moyennes mélangent deux effets : l'augmentation moyenne de la qualité des logements occupés par les ménages aidés, et l'éventuelle hausse de loyer que l'on cherche à mettre en évidence (cf. encadré 4). Pour contrôler ces effets de structure, on utilise d'abord les enquêtes *Loyers* comme si elles étaient des coupes instantanées successives, et on estime un modèle explicatif du loyer mensuel dans la tradition des indices de prix hédoniques. La forme générique de ces modèles est la suivante :

$$\ln l_{it} = \sum \alpha_k X_{kit} + v_t + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, S \quad [1]$$

où

l_{it} est le loyer du logement i au trimestre t ,

Encadré 4

DÉCOMPOSITION DE LA HAUSSE DU LOYER MOYEN OBSERVÉE ENTRE DEUX DATES

La hausse du loyer moyen entre deux dates peut résulter de deux choses :

- une différence entre le loyer moyen des logements *nouveaux* (au sens où ils entrent dans le champ considéré, c'est-à-dire le secteur locatif privé, qu'ils soient neufs ou pas) et le loyer moyen des logements *sortants* (au sens où ils sortent de ce champ, qu'ils changent de statut ou qu'ils ne soient plus résidence principale) ;
- une hausse du loyer moyen des logements dans le champ aux deux dates. C'est cette partie que l'on peut étudier économétriquement à l'aide d'un panel de logements, l'autre partie échappant par définition à un panel.

Considérons deux dates t et $t + 1$. Soient :

C : l'ensemble des logements du champ à la date t , encore dans le champ à la date $t + 1$;

S : l'ensemble des logements du champ à la date t , sortis du champ à la date $t + 1$;

E : l'ensemble des logements du champ à la date $t + 1$, entrés dans le champ entre les dates t et $t + 1$;

On note c , s , e les cardinaux de ces ensembles.

L'ensemble des logements du champ à la date t a pour cardinal : $n_t = c + s$.

L'ensemble des logements du champ à la date $t + 1$ a pour cardinal : $n_{t+1} = c + e$.

l_{it} : loyer du logement i à la date t .

$L_{C,t}$: masse des loyers des logements de C à la date t (idem pour S et E).

\bar{L}_t : loyer moyen des logements du champ à la date t .

L'étude descriptive de cet article s'intéresse à la quantité :

$$\Delta \bar{L} = \bar{L}_{t+1} - \bar{L}_t = \frac{1}{n_{t+1}} [c \bar{L}_{C,t+1} + e \bar{L}_{E,t+1}] - \frac{1}{n_t} [c \bar{L}_{C,t} + s \bar{L}_{S,t}]$$

$$\Delta \bar{L} = c \left[\frac{\bar{L}_{C,t+1}}{n_{t+1}} - \frac{\bar{L}_{C,t}}{n_t} \right] + \frac{e}{n_{t+1}} \bar{L}_{E,t+1} - \frac{s}{n_t} \bar{L}_{S,t}$$

$$\Delta \bar{L} = (1) + (2) + (3)$$

Le premier terme (1) est celui que l'on étudie par économétrie de panel. Les termes (2) et (3) représentent les différences pondérées par les flux d'entrée et de sortie, des loyers moyens des logements entrant dans le champ, et des loyers moyens des logements qui sortent du champ.

Une généralisation des aides peut donc avoir un impact sur le niveau moyen des loyers, de deux manières différentes. D'une part, si les logements entrants ont tous un loyer plus cher du fait qu'ils sont aidés, on va observer une hausse du loyer moyen. Cet effet peut être le plus fort, dans un contexte où l'offre de logements destinée à des populations aidées (Quilès-Méhaignerie, Périssol) augmente rapidement, le terme e étant important. D'autre part, les changements d'aide des locataires dans un logement présent aux deux dates peuvent inciter le bailleur à accroître le loyer. C'est cet effet que l'on essaie de mettre en évidence.

X_{kit} est la valeur de la caractéristique k du logement i au trimestre t ,

ε_{it} est un résidu,

v_t est un effet temporel décrivant la progression générale des loyers.

Dans un tel modèle économétrique (parfois qualifié d'*hédonique*), le coefficient des indicatrices de trimestre peut s'interpréter comme un taux de croissance de l'indice des loyers sur la période, moyennant l'hypothèse que les prix relatifs des caractéristiques des logements ne varient pas. Les déterminants du loyer doivent théoriquement prendre en considération les caractéristiques du logement (superficie, nombre de pièces, superficie par pièce, confort, etc.), de l'immeuble (qualité de construction, nombre de logements), du quartier (équipements publics, distance aux commerces, aux emplois, prix du foncier). En effet, le logement apporte un ensemble de services, et pas seulement quatre murs et un toit. Le loyer peut aussi être fonction des caractéristiques du bailleur : gère-t-il directement, cherche-t-il un rendement immédiat, a-t-il acheté pour louer ou loue-t-il momentanément un logement qu'il a utilisé ou utilisera ? Cherche-t-il un locataire peu mobile ou très mobile ? Tout cela ne sera pas sans influence sur le loyer et son évolution (12).

On considère que le logarithme du loyer est fonction des caractéristiques du logement : la superficie (et son carré, pour prendre en compte des non-linéarités), le nombre de pièces (au moyen de variables indicatrices), trois niveaux de confort, ainsi que la présence d'ascenseur, de jardin, de balcon ou de cave, huit époques de construction. On distingue les logements collectifs des maisons individuelles. Trois variables sont introduites pour tenir compte de la nature du propriétaire (membre de la famille du locataire, personne privée, ou société), une autre pour l'existence d'un bail. L'aspect prix du foncier ne sera saisi que par la situation géographique en région parisienne.

Le loyer pris en compte devrait être un loyer de marché libre. Ce qui s'en approche le plus en France est le loyer d'un locataire nouvellement arrivé dans le logement. En effet, le mode de révision des loyers est encadré. Les augmentations ont longtemps été interdites, puis limitées et liées à l'évolution de l'indice du coût de la construction (ICC). Elles n'étaient parfois possibles qu'au moment des changements de locataires. Le loyer est toujours réglementé par des loyers de référence en région parisienne (13).

On pourrait songer à utiliser l'ancienneté du locataire dans le logement comme un indicateur de la date de fixation du loyer entre bailleur et locataire ; l'introduire comme régresseur permettrait de se ramener à un loyer de marché.

Indépendamment de toute réglementation, deux phénomènes peuvent jouer. D'une part, l'inertie du bailleur : augmenter le loyer demande une action, qui a un coût. Par ailleurs, si le locataire paye régulièrement ou entretient bien le logement, le bailleur peut diminuer la prime de risque associée à la location, en faisant évoluer moins vite le loyer. D'autre part, dans la mesure où le bailleur ferait rarement des travaux dans le logement en présence du locataire, la valeur du logement peut baisser et donc le loyer d'un logement occupé être moins élevé que celui d'un logement donné à un nouveau locataire qui ne sera identique (pour le statisticien) qu'en apparence. L'ancienneté sert alors de *proxy* à l'entretien du logement, donc à une variable de confort non observée. À l'inverse, l'ancienneté d'occupation pourrait être liée à des facteurs inobservables de bonne qualité du logement, donc à un loyer plus élevé : les locataires restent dans les bons logements. C'est le cas sur les loyers libres new-yorkais par exemple (Gyourko et Linneman, 1989).

Cependant, l'ancienneté est probablement endogène dans le modèle [1] : à caractéristiques du logement fixées, on peut penser qu'un locataire aura d'autant plus tendance à rester dans son logement que son loyer sera bas. En pratique, le modèle [1] est estimé avec et sans ancienneté comme variable de contrôle ; les résultats sont virtuellement identiques.

On peut comparer l'effet temporel v_t (cf. tableau 2) à l'indice officiel des loyers. La somme des glissements annuels des indices officiels du secteur libre est de 11,6 % entre janvier 1993 et janvier 1999 et le modèle donne $exp(0,1274) = 13,6$ % pour le 4^e trimestre 1998 par rapport au 1^{er} trimestre 1993, ce qui est assez proche.

12. Le loyer peut donc être fonction, à caractéristiques physiques du logement égales, des caractéristiques du ménage qui l'habite, par exemple de son revenu. D'une part, le revenu du ménage peut être corrélé à des facteurs inobservables de qualité : standing, confort, quartier, voisinage. Le revenu aura alors une influence positive sur les loyers s'il a une corrélation positive avec ces variables de qualité inobservées. À l'inverse, un revenu élevé rassure le propriétaire bailleur, qui exigera un moindre loyer, tandis qu'un revenu faible sera associé à une plus forte prime de risque, donc à un loyer plus élevé (Marchand et Skhiri, 1995). En fait, c'est sans doute la variabilité du revenu qui intervient alors. On ne poursuit pas cette réflexion ici puisque les enquêtes Loyers ne relèvent pas les revenus des locataires.

13. Un organisme gouvernemental, l'OLAP, a été créé pour mesurer ces loyers de référence.

On élargit le modèle ainsi validé en croisant les indicatrices de temps avec une variable indicatrice pour les logements dont le locataire perçoit une aide au logement :

$$\ln l_{it} = \sum_{k=1}^K \alpha_k X_{kit} + v_t + w_t d_{it} + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, S \quad [2]$$

où :

w_t est l'effet temporel supplémentaire associé aux logements aidés,

d_{it} est une variable indicatrice de la réception d'aide au logement à la date t .

On considère aussi un modèle le plus général en croisant cette indicatrice avec toutes les autres variables du modèle. Ceci revient à faire deux modèles différents : l'un pour les locataires aidés, l'autre pour les locataires non aidés, et présente l'avantage de pouvoir juger directement de l'identité des deux modèles. Les paramètres d'intérêt sont toujours les indicatrices de trimestres. Celles qui ne sont pas

Tableau 2
Évolution des loyers de 1993 à 1999 : régression de base

Variable	Paramètre	Écart-type	Prob > T	Variable	Paramètre	Écart-type	Prob > T
Constante	6,5609	0,0337	0,0001	1993 T1	- 0,0143	0,0082	0,0822
Caractéristiques du logement	Surface	0,0087	0,0002	T2	- 0,0066	0,0081	0,4167
				T3	- 0,0015	0,0081	0,8529
				T4	<i>Réf.</i>		
Bail	0,1946	0,0045	0,0001	1994 T1	0,0144	0,0083	0,0820
Maison individuelle	- 0,0432	0,0043	0,0001	T2	0,0117	0,0083	0,1601
Ascenseur	0,1171	0,0031	0,0001	T3	0,0156	0,0085	0,0672
Balcon	0,0607	0,0028	0,0001	T4	0,0290	0,0084	0,0005
Jardin	0,0300	0,0040	0,0001	1995 T1	0,0447	0,0083	0,0001
Cave	- 0,0220	0,0026	0,0001	T2	0,0439	0,0083	0,0001
Cuisine séparée	- 0,0293	0,0037	0,0001	T3	0,0428	0,0096	0,0001
				T4	0,0539	0,0090	0,0001
Confort du logement	WC, sanitaire chauffage central	0,5216	0,0061	1996 T1	0,0695	0,0086	0,0001
				T2	0,0720	0,0083	0,0001
				T3	0,0733	0,0084	0,0001
				T4	0,0752	0,0084	0,0001
WC, sanit. sans chauffage central	0,4640	0,0063	0,0001				
<i>Sans WC ou sans sanitaire</i>	<i>Réf.</i>						
Type de propriétaire	Propriétaire est de la famille	- 0,2037	0,0092	1997 T1	0,0882	0,0084	0,0001
				T2	0,0851	0,0084	0,0001
				T3	0,0841	0,0085	0,0001
				T4	0,0862	0,0085	0,0001
Propriétaire est une société	- 0,2129	0,0034	0,0001				
<i>Propriétaire est un particulier</i>	<i>Réf.</i>						
Localisation : Île-de-France		0,5083	0,0030	1998 T1	0,1054	0,0085	0,0001
				T2	0,1072	0,0085	0,0001
				T3	0,1100	0,0085	0,0001
				T4	0,1131	0,0085	0,0001
Nombre de pièces	1 pièce	- 0,1914	0,0068	1999 T1	0,1303	0,0085	0,0001
				T2	0,1340	0,0085	0,0001
				T3	0,1326	0,0086	0,0001
				T4	0,1344	0,0086	0,0001
2 pièces	- 0,1025	0,0050	0,0001				
3 pièces	- 0,0627	0,0038	0,0001				
<i>4 pièces et plus</i>	<i>Réf.</i>						
Date d'achèvement de la construction	1914 ou avant	- 0,0458	0,0315	0,1456			
	1915 à 1948	- 0,0743	0,0315	0,0183			
	1949 à 1967	- 0,0887	0,0315	0,0048			
	1968 à 1974	- 0,0787	0,0315	0,0126			
	1975 à 1981	- 0,0195	0,0316	0,5379			
	1982 à 1990	0,1111	0,0317	0,0005			
	1990 et après	0,1557	0,0316	0,0001			
	<i>Âge du logement inconnu</i>	<i>Réf.</i>					
	Ancienneté du locataire (années)	- 0,0126	0,0002	0,0001			
	Nombre d'observations		77 026				
R ²		0,5642					

Champ : locataires du secteur privé.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

croisées avec l'indicatrice d'aide fournissent l'indice d'évolution des loyers non aidés. Celles qui sont croisées avec l'indicatrice d'aide donnent l'évolution différentielle pour les logements aidés.

Le modèle devient le suivant :

$$\ln l_{it} = \sum \alpha_k X_{kit} + \sum \beta_k X_{kit} d_{it} + v_t + w_t d_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$t = 1, 2, \dots, S \quad [3]$$

Cette régression est d'abord estimée en utilisant les enquêtes comme des coupes répétées, c'est-à-dire en n'utilisant pas la structure de panel de l'échantillon. Un coefficient significativement positif des indicatrices temporelles correspondant aux logements aidés indiquera une croissance du loyer, en cas d'aide, supérieure à ce qu'elle est en absence d'aide, première indication d'un effet de prix.

Si on choisit le dernier trimestre de 1993 comme référence, le graphique des coefficients estimés w_t en fonction du temps présente une bosse : les loyers des logements aidés augmentent plus vite que les autres à partir de la fin de 1994, la hausse différentielle étant plus faible à partir de la fin de 1996 (cf. graphiques III-A à III-G). Par exemple, au premier trimestre de 1996, par rapport au quatrième trimestre de 1993, le loyer des logements non aidés avait augmenté de $\exp(0,057) = 5,9 \%$, tandis que celui des logements aidés avait augmenté de $\exp(0,102) = 10,7 \%$, soit 4,8 points de plus. En fin de la période (en 1999), la différence d'évolution est un peu réduite.

On retrouve le même phénomène en estimant le modèle sur des sous-ensembles de logements. C'est particulièrement net pour ceux construits après 1948, ce qui tendrait à prouver que la demande était plus forte pour les logements récents. La hausse différentielle est aussi plus nette pour les studios et deux pièces, qui peuvent loger des étudiants, qui furent les principaux bénéficiaires du bouclage des aides. La pression sur la demande de petits logements pourrait expliquer cet effet. On ne peut cependant isoler les étudiants dans les enquêtes *Loyers*. Il y a aussi une hausse différentielle, mais plus faible, pour les grands logements.

La distinction entre la région parisienne et le reste de la France est riche d'information. Sur la seule agglomération parisienne, la hausse différentielle des logements aidés commence un an avant la province, au 2^e trimestre de 1994, contre le 3^e trimestre de 1995. Comme on sait que les aides ont été bouclées à partir de l'Île-de-France, pour s'étendre ensuite à la province, ce résultat présente une certaine cohérence. On semble bien se trouver dans le cas où une partie de l'aide est accaparée par les propriétaires au moment de son introduction.

Le même exercice effectué sur la série 1985-1992 ne fournit aucun écart significatif pour l'évolution des loyers des logements aidés par rapport aux logements non aidés.

Ce modèle descriptif ne permet d'estimer un effet causal de l'aide au logement sur les loyers que si les termes d'erreurs ε_{it} dans les modèles [2] et [3] sont non corrélés avec toutes les variables explicatives du modèle. Cela a peu de chances d'être le cas, dans la mesure où on peut suspecter que des caractéristiques inobservées des logements affectent à la fois les aides et les loyers. Techniquement, l'hypothèse $E(\varepsilon_{it} | X_{kit}, d_{it}, v_t, w_t) = 0$ n'est pas vérifiée. En utilisant la structure de panel de l'enquête, il est possible de décomposer le terme d'erreur ε_{it} en un effet fixe f_i et un résidu η_{it} , vérifiant l'hypothèse moins forte $E(\eta_{it} | f_i, X_{kit}, d_{it}, v_t, w_t) = 0$.

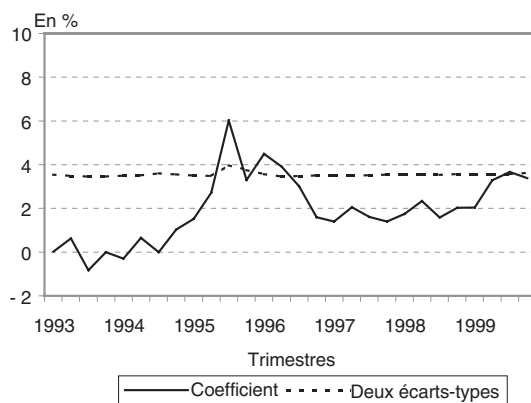
Dans le cas étudié ici, toutes les variables de contrôle sont fixes dans le temps. L'estimation en première différence du modèle [2], par exemple, ne permet donc pas d'estimer les coefficients α_k ; cependant, on ne s'intéresse pas directement à ces coefficients dans cet article. L'estimation de [2] et [3] en panel en tenant compte des effets fixes, dite « *estimation within* » fait disparaître tous les effets observés jusqu'alors : on ne constate plus d'effets significatifs du fait d'être aidé (cf. graphiques IV-A et IV-B). Cela n'est pas nécessairement surprenant, dans la mesure où les modèles estimés jusqu'alors ne contiennent plus, en différence, aucune variable explicative. Il est donc nécessaire – et c'est l'objet du développement qui suit – de modéliser directement les changements de loyers d'une période à l'autre.

Les évolutions de loyer appréhendées par deux types d'estimations

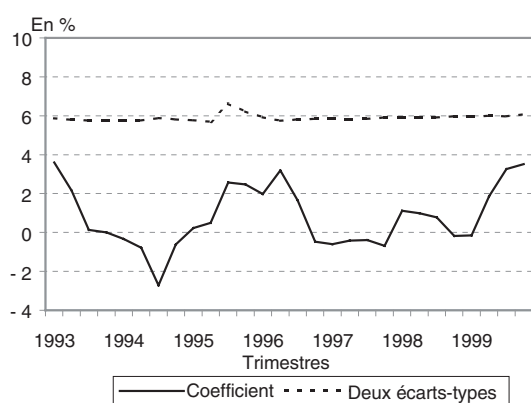
On s'intéresse maintenant à l'ampleur de la variation de loyer ayant affecté un logement

Graphique III
Évolution à qualité constante des loyers des logements aidés par rapport à ceux des logements non aidés, 1993-1997

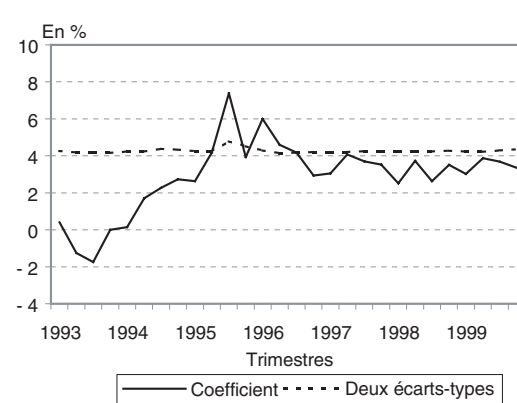
A - France entière



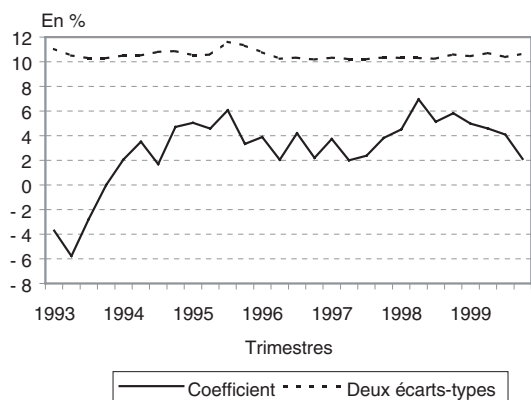
B - Logements construits avant 1948



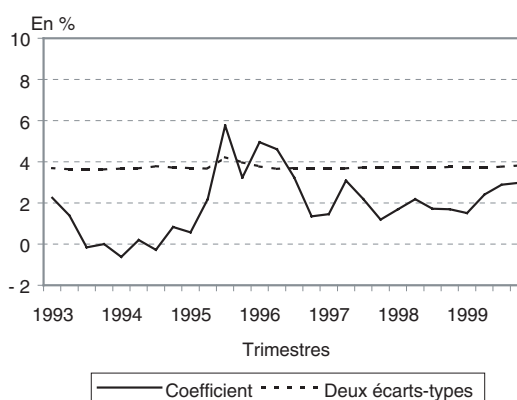
C - Logements construits après 1948



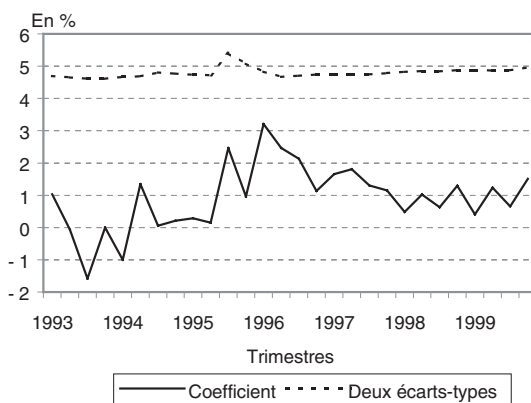
D - Île-de-France



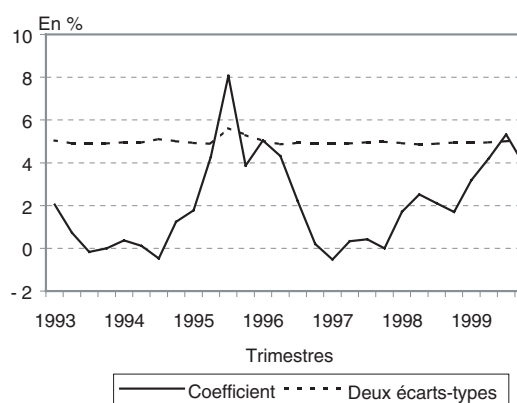
E - Province



F - Logements de 3 pièces et plus



G - Logements de 1-2 pièces



Source : enquêtes Loyers et charges, Insee.

entre les deux dates, soit la quantité

$$Z_i = \frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}, \text{ que l'on va relier à un vecteur } X_i \text{ de caractéristiques du logement (14).}$$

En France, les variations de loyer sont réglementées. De plus, sur un intervalle d'un an, une grande partie des logements (45 % en moyenne sur la période 1993-1997) ne changent pas de loyer. Sur huit trimestres, 18 % des logements ne voient pas leur loyer évoluer. En toute rigueur, on ne peut donc pas considérer la variable dépendante comme issue d'une distribution continue, mais plutôt comme résultant d'une mixture d'une distribution continue et d'une masse au point 0. Par ailleurs, comme on l'a vu plus haut, l'évolution des loyers est contrôlée en France, même dans le secteur dit libre. Le seul

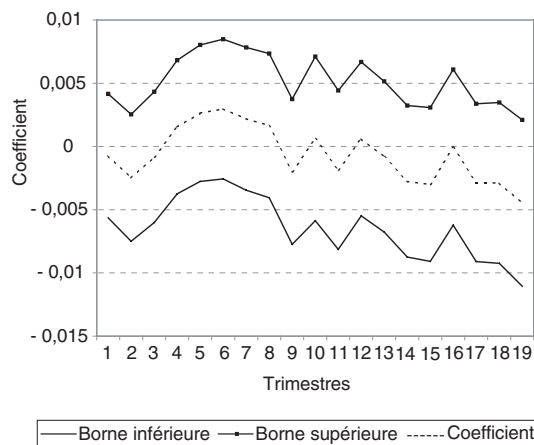
moment où le loyer est fixé librement est celui où le locataire change. En cours de bail, l'évolution du loyer est plafonnée à celle d'un indice officiel, celui du coût de la construction, qui s'applique de manière identique à tous les logements. La distribution des variations de loyer pour les logements dont le loyer change est donc encore une fois un mélange d'une distribution ayant pour support $[0, ICC]$, et d'une autre distribution continue. Finalement, les seules évolutions « libres » des loyers concernent les logements qui ont connu au moins un changement de locataire, ou qui ont connu des travaux importants de réfection par le propriétaire.

Cette particularité de la distribution des changements de loyers conduit à la prudence sur la robustesse des résultats. Pour cette raison, deux techniques statistiques complémentaires sont utilisées successivement : des estimateurs classiques par moindres carrés, et des estimateurs par appariement. En outre, on distinguera les logements selon qu'ils ont connu un changement de locataire un trimestre donné ou non.

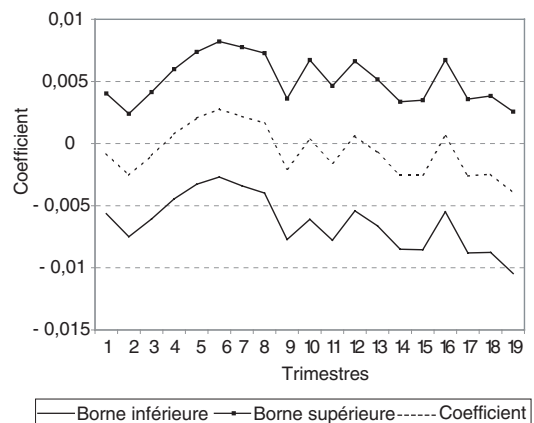
Par rapport à la section précédente, on affine également l'étude des trajectoires des logements vis-à-vis de l'aide, en repérant les logements qui ont changé de statut vis-à-vis de l'aide, d'un trimestre à l'autre. Chaque trimestre, un logement se classe dans l'une des catégories suivantes : le locataire est soit aidé (A) soit non aidé (NA). On distingue les logements qui sont passés de « non aidé » à « aidé », et ceux qui inversement sont passés de « aidé » à « non aidé ». On repère aussi les logements continûment aidés de ceux continûment non aidés. On a donc quatre trajectoires possibles des logements vis-à-vis de l'aide entre les dates t et $t + 1$: soit il est non aidé aux deux périodes (NANA), soit il est aidé aux deux (AA), soit il est aidé une fois sur deux (NAA ou ANA).

Graphique IV
Coefficients des indicatrices des trimestres correspondant aux logement aidés

A - Modèle [2]



B - Modèle [3]



Lecture : les graphiques donnent les résultats des « estimations within » ; référence : premier trimestre 1993.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

Augmentation la plus forte en passant de « non aidé » à « aidé »

À cause de la réglementation des loyers, les modifications suivant un choc exogène, tel le bouclage des aides, se diffuseront lentement, et n'auront leur plein effet que lorsqu'un nombre suffisant de locataires auront changé de logement.

Pour ce qui est de l'aide au logement on a la répartition suivante, qui montre que sur un an en

14. Comme on s'intéresse à des logements qui peuvent avoir changé de locataire, les caractéristiques des locataires doivent être soigneusement définies : celles du locataire initial, ou final, etc. En pratique, on utilise peu de caractéristiques du locataire.

moyenne un peu plus de logements sont passés du statut de « aidés » à « non aidés » que de « non aidés » à « aidés », entre 1984 et 1992, mais que c'est l'inverse dans la période suivante : 2,0 % des logements sont passés du statut de « aidés » à « non aidés », et 2,1 % de « non aidés » à « aidés ». On a bien une extension des aides (cf. tableau 3).

C'est en cas de changement de locataire (4,3 % des cas de taux trimestriels calculés) que les hausses positives sont les plus fortes. On a procédé à une analyse économétrique (moindres carrés ordinaires) des taux d'évolution des loyers en cas de changement de locataire, séparément pour les deux sous-périodes, et pour des sous-champs : Île-de-France et province, propriétaire particulier, propriétaire société, logement construit avant ou après 1948. Sur tous les sous-champs considérés, sauf pour l'Île-de-France et pour celui où le propriétaire est une société (après 1992), l'augmentation du loyer est plus forte quand le logement passe du statut de « non aidé » à celui de « aidé » que dans tous les autres cas de figure (15). Cette évolution est vérifiée aussi bien sur la période 1984-1992, précédant le bouclage, que sur la période suivante (cf. tableau 4). Sur la première période, l'écart de hausse est de 17,6 % ; il est de 3,9 % sur la seconde période pendant laquelle l'inflation était trois à quatre fois moins forte.

Le recours à des estimateurs par appariement

Pour compléter l'approche suivie précédemment, on utilise une méthode statistique diffé-

rente, basée sur des estimateurs par appariement (cf. encadré 5). L'idée générale consiste à coupler tout individu traité avec un ou plusieurs individus non traités, présentant des caractéristiques X les plus proches possibles de celles de l'individu traité. L'effet causal est alors obtenu par différence entre les outputs observés pour l'individu traité et les individus qui lui ont été appariés.

On applique ces méthodes à l'analyse des changements de loyer entre deux dates t et $t + 1$. On définit le « traitement » comme le fait de passer de « non aidé » à « aidé » (NAA). Tous les autres logements sont considérés comme non traités. La variable de traitement T prend donc la valeur 1 pour les logements appartenant à la catégorie NAA, 0 dans tous les autres cas. La variable d'output potentiel qui nous intéresse est l'augmentation relative du loyer entre les dates t et $t + 1$. On observe une augmentation r_1 si le logement passe de « non aidé » à « aidé », r_0 sinon. Une première remarque est que cette définition du traitement ne permet pas d'identifier exactement l'effet causal de la réforme des aides, mais seulement l'effet causal du passage de la catégorie « aidé » à « non aidé ». En effet, l'état non-traité contient des logements ne changeant pas d'état, et des logements passant de « aidé » à « non aidé ». De plus, parmi les loyers passant de « non aidé » à « aidé », certains l'auraient probablement été aussi sans la réforme.

15. Les résultats sont robustes à l'introduction des différentes variables explicatives dans la régression. Par exemple, introduire l'ancienneté du locataire, ou le niveau du loyer au mètre carré (dans l'idée que ces variables peuvent influencer les évolutions) ne modifie pas le résultat qualitatif.

Tableau 3
Évolution trimestrielle du statut des logements locatifs vis-à-vis de l'aide.

	1984-1992			1993-1999		
	Taille échantillon	%	Taux de croissance des loyers (en %)	Taille échantillon	%	Taux de croissance des loyers (en %)
Sans changement de locataire						
Non aidé/aidé	400	1,0	2,1	1 002	1,5	0,3
Aidé/non aidé	347	0,8	1,7	725	1,1	0,6
Non aidé/non aidé	29 269	71,4	0,9	40 643	61,3	0,4
Aidé/aidé	9 005	22,0	0,8	21 054	31,7	0,4
Avec changement de locataire						
Non aidé/aidé	140	0,3	21,3	410	0,6	7,8
Aidé/non aidé	231	0,6	9,4	621	0,9	3,7
Non aidé/non aidé	1 345	3,3	8,5	1 287	1,9	4,8
Aidé/aidé	252	0,6	4,4	611	0,9	3,7
Total	40 989	100,0		66 353	100,0	

Lecture : pendant la période 1984-1992, selon l'échantillon de l'enquête Loyers et charges, dans 400 logements il n'y a pas eu de changement de locataire et le locataire est passé du statut de « non aidé » à celui de « aidé ». Ce nombre est de 1 002 pendant la période 1993-1999. En cas de changement de locataire, entre 1993 et 1999, le taux moyen de croissance des loyers a été de 7,8 % quand le nouveau locataire était aidé alors que l'ancien ne l'était pas.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges 1984-1999, Insee.

Un point important est le caractère réellement aléatoire du traitement, conditionnellement aux observables de contrôle : si le traitement était déterministe, c'est-à-dire que les caractéristiques X suffisaient à affecter de manière certaine un logement dans la catégorie traité ou non traité, l'analyse par appariement n'aurait pas de sens. Ce caractère aléatoire existe bien ici, puisque la réception ou non d'aide est basée sur des caractéristiques du locataire (revenu, taille de la famille) qui ne sont pas mesurées. Un même logement (au sens des caractéristiques X retenues) peut donc appartenir aux catégories « aidé » et « non aidé », selon les caractéristiques du ménage qui l'occupe.

L'identification de l'effet causal repose de manière cruciale sur une hypothèse d'indépendance entre traitement et réponse potentielle, conditionnellement aux caractéristiques X (cf. encadré 5). Dans le cas étudié ici, cette hypothèse équivaut à dire que le passage de « non aidé » à « aidé » est non corrélé à l'augmentation potentielle de loyer lorsque le logement n'est pas traité, conditionnellement aux variables expliquant le traitement. L'hypothèse ne paraît pas aberrante *a priori*. Comme les esti-

mateurs par appariement donnent des résultats conformes à ceux obtenus par d'autres méthodes, on n'a pas de raison *a posteriori* pour juger cette hypothèse non tenable.

Un certain nombre de pré-requis statistiques, détaillés en encadré 5, assurent contre de forts risques de biais dans l'estimation erronée du paramètre M . Le plus important est la nécessité de contrôler l'hétérogénéité qui peut survenir de l'appariement de logements venant de différents marchés locaux. En effet, la conjoncture, et peut-être les pratiques des bailleurs pendant une période donnée, varient sans doute selon l'endroit où le logement est situé (empiriquement, on considère souvent que les marchés locaux du logement ne dépassent pas les agglomérations et leur périphérie). La faible taille de l'échantillon n'autorise pas à séparer les observations à un niveau aussi fin. Cependant, l'échantillon est scindé en deux : l'agglomération de Paris et la Province, ces deux régions représentant de l'avis général deux marchés du logement distincts.

On ne cherche à estimer qu'une réponse moyenne, et non pas une réponse fonction des

Tableau 4
Analyse du taux d'évolution trimestriel des loyers en cas de changement d'occupant :
moindres carrés ordinaires

A - 1984-1992

	Ensemble		Île-de-France		Province		Particulier		Société	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Constante	11,15	3,28	2,09	6,98	13,42	3,90	8,21	2,21	13,40	22,14
Non aidé/aidé	17,59	2,96	8,67	8,41	18,45	3,24	13,02	2,54	52,59	16,18
Aidé/non aidé	5,64	2,57	7,54	9,08	5,55	2,79	5,73	2,19	- 3,72	15,83
Non aidé/non aidé	4,13	1,97	4,90	4,86	4,09	2,19	4,01	1,69	3,22	10,59
<i>Aidé/aidé</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre d'observations	1 896		440		1 455		1 635		247	
R ²	0,021		0,031		0,030		0,021		0,085	

B - 1993-1999

	Ensemble		Île-de-France		Province		Particulier		Société	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Constante	6,716	2,24	5,02	8,70	6,64	2,33	8,63	2,18	11,31	5,41
Non aidé/aidé	3,91	1,27	8,86	5,04	3,37	1,30	4,64	1,39	- 1,30	2,96
Aidé/non aidé	- 0,23	1,13	- 0,88	4,65	- 0,09	1,15	0,04	1,23	- 2,69	2,88
Non aidé/non aidé	0,91	1,03	- 0,01	4,06	1,27	1,06	0,90	1,12	0,67	2,50
<i>Aidé/aidé</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre d'observations	2 846		516		2 329		2 489		342	
R ²	0,017		0,028		0,016		0,016		0,018	

Lecture : il s'agit de moindres carrés ordinaires sur le taux d'évolution trimestriel du loyer en cas de changement d'occupant. Les régressions comportent en outre sept variables indicatrices : date de construction après 1948, région parisienne, le propriétaire est un particulier, est un membre de la famille, présence d'un bail, 1 pièce, 2 pièces.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

LES MODÈLES D'APPARIEMENT ET LEUR APPLICATION À L'ÉTUDE DES CHANGEMENTS DE LOYER

Les modèles d'appariement (*matching models*)

Les modèles d'appariement utilisés ici sont devenus classiques dans l'évaluation de programmes, tels que par exemple ceux de formation, d'aide à l'emploi, d'éducation, etc. (1). Le cadre conceptuel est le suivant : il s'agit d'estimer l'effet causal d'un traitement (par exemple, un stage de réinsertion) sur une variable dite d'*output potentiel*, par exemple le salaire. Le traitement est dans le cas le plus simple une variable dichotomique notée T . Par convention, elle prend la valeur 1 pour les sujets ayant fait l'objet du traitement (appelés sujets traités), et 0 pour les autres, appelés sujets non traités. Pour chaque valeur du traitement, on définit l'output potentiel associé, r_0 et r_1 . L'output observé, noté r , est égal à r_0 pour les sujets non traités et à r_1 pour les sujets traités, ce qu'on écrit de manière condensée sous la forme d'un modèle à deux régimes endogènes $r = Tr_1 + (1 - T)r_0$. L'effet causal du traitement est défini comme :

$$\Delta = r_1 - r_0.$$

Cet effet causal n'est pas directement observable, puisque par définition on n'observe jamais simultanément r_0 et r_1 pour un même individu. Le problème qui se pose la plupart du temps avec des observations issues d'enquêtes, c'est-à-dire non issues d'une expérience contrôlée, est que certains facteurs (observés ou non) peuvent influencer à la fois sur le fait d'être traité et sur les outputs potentiels (dans l'exemple pris plus haut, un même facteur peut influencer sur la probabilité de participer à un stage de réinsertion et sur la position de l'individu dans la distribution des salaires). C'est le problème classique de la sélection. Pour résoudre ce problème, des hypothèses d'identification sont nécessaires. Le cadre des modèles d'évaluation propose une solution parmi d'autres. Il consiste à faire des hypothèses d'indépendance entre les variables d'output potentiel et le traitement, conditionnellement à un ensemble de variables observables. On parle de *sélection sur observables* (par opposition aux modèles de sélection à la Heckman, dits de *sélection sur inobservables*). On suppose donc qu'il existe un vecteur de caractéristiques observées X tel que soit satisfaite une hypothèse dite d'*indépendance conditionnelle (CI)* (2) :

$$(CI) \quad r_0 \perp T \mid X$$

L'idée est donc de contrôler par une batterie de variables observées (schématiquement, de travailler dans des cases de tableau croisant les X) et de faire l'hypothèse que ces variables suffisent à expliquer la corrélation entre l'output potentiel et le traitement. Cependant, en pratique, les variables X peuvent être continues. Même en cas de variables discrètes, les cases du tableau peuvent être vides pour les sujets traités ou non traités, ou très petites. Rosenbaum et Rubin (1981) montrent une propriété très importante en pratique : l'hypothèse (CI) peut être remplacée par une hypothèse faisant intervenir la probabilité d'être traité connaissant les caractéristiques X , $S(X) = \Pr(T = 1 \mid X)$, appelée *propensity score* :

$$(CI)' \quad r_0 \perp T \mid S(X)$$

En pratique, il suffit d'estimer $S(X)$, qui est une variable à une dimension, et de travailler dans une deuxième étape conditionnellement à $S(X)$.

Détaillons cette deuxième étape. On s'intéresse, par exemple, à l'effet moyen du traitement sur les traités :

$$M + E(r_1 - r_0 \mid T = 1)$$

On a bien sûr $M = EE(r_1 - r_0 \mid T = 1, S(X))$. Le problème est donc résolu si l'on peut estimer sans biais $E(r_1 - r_0 \mid T = 1, S(X))$. Le terme $E(r_1 \mid T = 1, S(X))$ est observable, puisque pour les sujets traités, $r = r_1$. En revanche, le terme $E(r_0 \mid T = 1, S(X))$ n'est pas observable. L'idée des estimateurs par appariement est d'apparier tout individu traité avec un ou plusieurs individus non traités, présentant des caractéristiques X les plus proches possibles de celles de l'individu traité. Les différents estimateurs correspondent à une traduction mathématique différente des termes vagues « un ou plusieurs » et « les plus proches possibles ».

Cette approche est justifiée par l'hypothèse (CI) ou une de ses variantes. En effet, (CI)' implique directement que :

$E(r_0 \mid T = 1, S(X)) = E(r_0 \mid S(X)) = E(r_0 \mid T = 0, S(X))$, qui est observé car pour les sujets non traités, $r = r_0$. On a alors :

$$E(\Delta \mid T = 1, S(X)) = E(r_1 \mid T = 1, S(X)) - E(r_0 \mid T = 0, S(X))$$

Cette équation résume bien l'idée générale des estimateurs par appariement. En fait, les estimateurs d'appariement utilisés ici sont des moyennes de ce paramètre, comme dans Heckman *et al.* (1997) :

$$M(S) = \frac{\int_s E(\Delta \mid S(X), T = 1) dF(S(X) \mid T = 1)}{\int_s dF(S(X) \mid T = 1)}$$

où S est le support de $S(X)$ sachant $T = 1$. Généralement, $S(X)$ est estimé par un modèle logistique, et les estimateurs de deuxième étape sont des estimateurs à noyau classique.

Application à l'étude des changements de loyers

Pour appliquer les méthodes décrites ci-dessus au problème étudié, il convient d'abord de définir soigneusement les différentes variables d'intérêt.

→

1. Le lecteur intéressé est invité à consulter l'abondante littérature sur le sujet, dont plusieurs références sont citées en bibliographie.

2. Cette version de (CI) n'est pas la seule : selon les estimateurs que l'on veut utiliser, on peut avoir à utiliser une hypothèse plus forte du type $(r_0, r_1) \perp T \mid X$, ou au contraire des hypothèses plus faibles (Heckman, Ichimura et Todd, 1997).

Encadré 5 (suite)

– **Variable de traitement.** Considérons toujours deux dates consécutives t et $t + 1$, et un logement occupé aux deux dates. Selon la situation du locataire par rapport aux aides aux deux dates (aidé ou non aidé), on peut définir quatre trajectoires possibles des logements vis-à-vis de l'aide entre les deux dates : soit il est non aidé aux deux périodes (NANA), soit il est aidé aux deux (AA), soit il passe de non aidé à aidé (NAA), soit il passe d'aidé à non aidé (ANA). On définit le *traitement* comme le fait de passer de non aidé à aidé (NAA). Tous les autres logements sont considérés comme *non traités*. On définit donc une variable de traitement T pour chaque logement, qui prend la valeur 1 pour les logements appartenant à la catégorie NAA, 0 dans tous les autres cas. Le traitement est fonction d'une trajectoire et non de la position du logement vis-à-vis de l'aide en t ou $t+1$.

– **Variables d'output potentiel.** Dans notre cas, la variable d'output potentiel est l'augmentation relative du loyer entre les dates t et $t+1$. On observe donc une augmentation r_1 si le logement passe de non aidé à aidé, r_0 sinon.

– **Effet causal du traitement :** il vaut $\Delta = r_1 - r_0$. Le *propensity score*, est dans ce cas la probabilité d'être traité, conditionnelle aux caractéristiques X du logement $S(X) = Pr(T = 1|X)$

L'hypothèse (CI)' dans notre cas, équivaut à dire que le fait de passer de *non aidé* à *aidé* est orthogonal à l'augmentation de loyer lorsque le logement n'est pas traité (conditionnellement aux variables expliquant le traitement). L'hypothèse ne paraît pas aberrante *a priori*.

On peut identifier l'effet causal du traitement parce qu'on a bien dans l'échantillon des logements qui connaissent des trajectoires différentes vis-à-vis de l'aide. Une autre source potentielle d'identification pourrait être le calendrier de la réforme, puisqu'elle a commencé en région parisienne un an avant les autres régions. On pourrait donc comparer l'évolution des loyers à Paris et en province en 1992 puis les années suivantes. Cependant, comme on l'a dit auparavant, Paris et la province sont deux marchés différents ; les évolutions de loyer n'y suivent pas la même dynamique. On n'a donc pas fait d'essai dans cette direction.

Un premier prérequis important pour une bonne estimation par appariement consiste à s'assurer que le support des caractéristiques est le même pour le groupe des sujets traités et non traités (voir, par exemple, Heckman *et al.*, 1997 et 1998). Nos estimateurs satisfont ce critère ; en fait, la première étape de l'estimation consiste à trouver le support commun du *propensity score* pour les deux groupes. Un deuxième prérequis concerne la comparabilité des informations disponibles pour les deux groupes. Cette condition est évidemment satisfaite ici, car les deux groupes proviennent du même échantillon et toutes les observations ont été soumises au même questionnaire. Troisièmement, Heckman *et al.* (1997) insistent sur la nécessité de contrôler l'hétérogénéité qui peut surve-

nir du fait d'apparier des sujets venant de marchés locaux différents (dans le cas du marché du travail) : « *Les méthodes d'appariement sont beaucoup plus efficaces pour identifier les paramètres d'intérêt si le groupe témoin et le groupe traité résident dans le même marché local du travail* ».

Dans cet article, l'hétérogénéité pourrait provenir de l'appariement de logements provenant de différents marchés locaux du logement. On divise l'échantillon en deux : l'agglomération de Paris et la Province.

On décrit maintenant plus précisément la procédure suivie pour l'estimation. L'échantillon (ou le sous-échantillon le cas échéant) de logements est séparé en deux groupes, le groupe de traitement, C_1 , correspondant à $T = 1$, et le groupe de contrôle C_0 , correspondant à $T = 0$. La première étape consiste à estimer le score $S(X)$. Ceci est fait à l'aide d'un modèle *logit*.

Pour la deuxième étape, on utilise deux types d'estimateurs à noyau, *normal* et « *biweight* » (voir par exemple Heckman *et al.*, 1997). On note N_0 le nombre d'observations du groupe de contrôle, et V_0 la variance empirique du score dans le groupe de contrôle. On définit la largeur de la fenêtre (3) par :

$$h_0 = \sqrt{V_0} / N_0^{1/5}$$

Chaque logement traité i qui remplit la condition de support commun (cf. *supra*) est apparié avec tous les logements non traités j qui remplissent également

cette condition, avec un poids égal à $f\left(\frac{S_i - S_j}{h_0}\right)$, où :

$$f = \exp(-x^2/2) \text{ pour le noyau } normal,$$

$$f = (1 - x^2)^2 \cdot 1_{|x| < 1} \text{ pour le noyau } biweight.$$

L'estimateur correspondant a la forme :

$$\widehat{M} = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \left[r_{1i} - \frac{\sum_{j \in C_0} r_{0j} \cdot f\left(\frac{S_i - S_j}{h_0}\right)}{\sum_{j \in C_0} f\left(\frac{S_i - S_j}{h_0}\right)} \right]$$

où N_1 est le nombre de logements du groupe de traitement qui remplissent la condition de support commun.

La variance des estimateurs est obtenue par « *bootstrap* ». Les échantillons utilisés par cette méthode ont la même taille que l'échantillon original, et sont au nombre de 100. Une analyse de la sensibilité des résultats montre qu'au-delà de 50 répliquions, les moyennes et écarts-types estimés ne varient plus.

3. En fait, différentes largeurs de fenêtres sont utilisées pour tester la robustesse des estimations.

caractéristiques du logement, à cause de la stricte réglementation des loyers en France. Comme cette réglementation s'applique à presque tous les logements pour lesquels il n'y a pas de changement de locataire, une fonction de réponse ne pourrait être identifiée que pour les logements dont le locataire change. Ces logements sont trop peu nombreux dans l'échantillon pour permettre autre chose que l'identification de quelques paramètres de base. Cependant, l'effet est estimé sur des sous-populations, telle celle des petits logements, ceux de la région parisienne, etc. On compare les changements globaux de loyers avec ceux des logements qui ont connu au moins un changement de locataire pendant la période : ce sont les seuls pour lesquels le loyer est fixé librement.

Estimations des probabilités et de l'effet causal du traitement

La première étape consiste donc à estimer pour chaque logement un « *propensity score* », c'est-à-dire sa probabilité d'être traité en fonction des caractéristiques retenues. Il est crucial de retenir toutes les variables dont on pense qu'elles pourraient conditionner de manière importante à la fois la probabilité de traitement et les variables de résultats.

Les caractéristiques retenues sont les suivantes : la surface du logement ainsi que le carré de la surface, une indicatrice indiquant si le logement est une maison ou un appartement, la date de construction en cinq postes, le nombre de pièces en quatre postes, le type du bailleur (société, membre de la famille ou collectivité locale, particulier), une indicatrice décrivant l'existence d'un bail, des indicatrices de présence d'une cuisine, d'un ascenseur, d'une cave. Enfin, une indicatrice indiquant un changement de locataire lors du trimestre considéré est introduite.

Lorsqu'on travaille sur des sous-champs, les variables retenues sont ajustées de façon correspondante (par exemple, quand on ne considère que les logements de une et deux pièces, seule l'indicatrice correspondant aux logements d'une pièce est laissée dans la régression). Le tableau 5 présente la régression logistique correspondant à la probabilité de traitement pour l'ensemble des logements de province, pour la période 1993-1997. La probabilité pour un logement de passer d'un locataire non aidé à un locataire aidé un trimestre donné est plus forte pour les petits logements, pour les logements construits avant 1968, pour les logements les plus

confortables et en cas de changement de locataire, cette dernière variable étant la plus significative.

Les tableaux 6 à 8 résument les résultats. Le tableau 6 présente les estimateurs de l'effet du traitement basé sur une période d'observation d'un trimestre. La hausse de loyer des logements traités n'est pas significative à Paris. Dans les autres régions, elle est significative à 5 % ; il y a une hausse supplémentaire des loyers des logements traités. À cause du faible nombre de changements de locataires, les estimateurs basés sur les logements dont le locataire a changé ne sont significatifs qu'à 15 %, mais le coefficient estimé est important. Il est plus fort pour les logements récents (construits après 1968), mais pas différent pour les petits (une ou deux pièces) que pour les plus grands. Les mêmes conclusions qualitatives peuvent être tirées des estimations basées sur une observation des taux de croissance des loyers sur cinq trimestres (cf. tableau 7). La taille de l'échantillon est seulement réduite à cause de la nature du panel de l'enquête *Loyers* (panel tournant, cf. encadré 3). Les effets ne sont donc un peu moins significatifs que pour les petits logements. On ne trouve pas d'effet significatif en région parisienne.

Pour tester la robustesse des estimateurs par appariement, on a procédé à plusieurs variantes. L'une d'entre elles consiste à modifier l'ensemble des caractéristiques X qui permettent d'apparier les logements traités et non traités. On peut *a priori* s'attendre à ce que les résultats soient très sensibles à l'omission d'une variable très significative dans la régression logistique déterminant la probabilité d'être traité, si toutefois cette variable a aussi un impact sur les variables de résultat examinées. Le premier candidat pour une analyse de sensibilité est donc la variable indiquant un changement de locataire. Comme on l'a vu dans les développements précédents, cette variable a un impact crucial sur l'amplitude des changements de loyers observés. Si on oublie cette variable pour calculer le score, on va (grossièrement parlant) apparier des logements qui ont connu un changement de locataire avec des logements dont le locataire n'a pas changé. Au total, les effets estimés du traitement varient, mais ne modifient pas les conclusions précédentes (cf. tableau 9). Les autres variables ont un impact moindre sur les résultats.

Le tableau 8 présente les mêmes estimations pour la période 1989-1992. On ne trouve tou-

Tableau 5

Modèle logistique : probabilité pour un logement d'être traité conditionnellement à ses caractéristiques (Propensity Score)

	Paramètre estimé	Écart-type	Wald Chi-2	Pr > Chi2
Constante	- 4,4543	0,3748	141,2562	< 0,0001
Caractéristiques du logement				
Surface	- 0,0106	0,00432	6,0387	0,0140
Surface au carré	0,000024	0,000018	1,8060	0,1790
Ascenseur	- 0,0138	0,0828	0,0278	0,8676
Cave	- 0,2050	0,0690	8,8275	0,0030
Cuisine	- 0,1263	0,0858	2,1643	0,1412
Maison individuelle	- 0,1525	0,0968	2,4813	0,1152
Existence d'un bail	0,4819	0,1355	12,6529	0,0004
Changement de locataire	1,0057	0,0961	109,6079	< 0,0001
Confort du logement (1)				
WC, IS, chauffage central	0,3829	0,1766	4,6997	0,0302
WC, IS	0,1777	0,1866	0,9078	0,3407
Manque WC ou IS	Référence			
Type du bailleur				
Particulier	0,7754	0,2096	13,6849	0,0002
Société	0,7322	0,2273	10,3724	0,0013
Autres (familles, collectivités locales)	Référence			
Date d'achèvement de la construction				
Avant 1968	Référence			
De 1968 à 1974	- 0,3204	0,1101	8,4701	0,0036
De 1975 à 1981	- 0,1868	0,1162	2,5820	0,1081
De 1982 à 1990	- 0,2483	0,1351	3,3801	0,0660
Après 1990	- 0,1848	0,1153	2,5682	0,1090
Nombre de pièces				
Une pièce	0,3984	0,1779	5,0140	0,0251
Deux pièces	0,2178	0,1371	2,5247	0,1121
Trois pièces	0,0442	0,1106	0,1598	0,6893
Quatre pièces et plus	Référence			
Nombre d'observations	38 790			
Dont : traitées	1 076			

1. IS : présence d'installations sanitaires.

Lecture : concordance des probabilités prédites et des observations : 64,8 % concordantes, 31,4 % discordantes, 3,9 % non différenciées par le modèle. Tau- a : 0,018 ; Somers' D : 0,334 ; Gamma : 0,348 ; C : 0,667 ; Log-vraisemblance : 4767,89.

Champ : ensemble des logements de province sur la période 1993-1997.

Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

Tableau 6

Analyse du taux d'évolution trimestriel des loyers du premier trimestre 1993 au quatrième trimestre 1997

	Île-de-France	Autres régions				
		Tous logements	Changement d'occupant seulement	Logements récents (1)	Petits logements (2)	Logements petits et récents
Nombre d'observations dans le groupe de contrôle	12 158	37 714	1 624	14 224	15 148	6 302
Nombre d'observations dans le groupe traité	149	1 076	138	384	628	253
Hausse moyenne dans le groupe de contrôle (A)	0,40	0,53	3,95	0,38	0,48	0,30
Hausse moyenne dans le groupe de traitement (B)	0,92	1,34	6,80	1,57	1,16	1,35
Différence (B) - (A)	0,52 (0,41)	0,81 (0,25)	2,85 (1,66)	1,19 (0,58)	0,68 (0,29)	1,05 (0,44)
Estimateur du noyau normal	0,32 (0,45)	0,67**** (0,26)	2,43** (1,69)	1,70**** (0,62)	0,71**** (0,28)	1,21**** (0,43)
Estimateur du noyau <i>biweight</i>	0,30 (0,47)	0,66**** (0,26)	2,41** (1,69)	1,71**** (0,62)	0,69**** (0,28)	1,19**** (0,43)

1. Logements construits après 1968.

2. Logements de une ou deux pièces.

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. * : significatif à 20 %, ** : significatif à 15 %, *** : significatif à 10 %, **** : significatif à 5 %.

Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

jours pas d'effet en région parisienne (non montré sur le tableau). Les autres groupes présentent un effet encore plus fort que sur la période du bouclage des aides. C'est ce qu'on trouvait aussi dans le modèle économétrique simple d'analyse du taux d'évolution des loyers (cf. tableau 4).

Ici par exemple, l'évolution moyenne des loyers en cas de changement de locataire était de 14,1 % quand le nouveau locataire était aidé et que le précédent ne l'était pas, et de seulement 5,4 % dans les autres cas. Cependant, on ne trouve pas d'effet pour les logements récents,

Tableau 7
Analyse des taux d'évolution des loyers sur cinq trimestres, du premier trimestre 1993 au quatrième trimestre 1997

	Île-de-France	Autres régions			
		Tous logements	Changement de locataires seulement	Logements récents	Petits logements
Nombre d'observations dans le groupe de contrôle	1 761	5 290	983	3 208	2 067
Nombre d'observations dans le groupe traitement	73	466	89	256	272
Hausse moyenne dans le groupe de contrôle (A)	1,87	2,05	2,54	1,93	1,76
Hausse moyenne dans le groupe de traitement (B)	2,02	3,44	5,59	3,20	3,11
Différence (B) - (A)	0,15 (0,91)	1,39 (0,73)	3,05 (1,65)	1,27 (0,96)	1,35 (0,79)
Estimateur du noyau normal	0,40 (0,98)	1,61**** (0,75)	3,11*** (1,72)	1,71*** (1,00)	1,32** (0,84)
Estimateur du noyau <i>biweight</i>	0,53 (0,99)	1,61**** (0,75)	3,13*** (1,71)	1,75*** (1,01)	1,32** (0,84)

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. * : significatif à 20 %, ** : significatif à 15 %, *** : significatif à 10 %, **** : significatif à 5 %.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

Tableau 8
Analyse des variations trimestrielles de loyer en Province, du premier trimestre 1989 au quatrième trimestre 1992

	Tous logements	Changements d'occupant seulement	Logements récents	Petits logements
Nombre d'observations dans le groupe de contrôle	15 592	822	7 272	5 777
Nombre d'observations dans le groupe de traitement	309	45	132	136
Hausse moyenne dans le groupe de contrôle (A)	1,02	5,43	1,01	1,00
Hausse moyenne dans le groupe de traitement (B)	2,99	14,11	2,85	4,46
Différence (B) - (A)	1,97 (0,77)	8,68 (4,34)	1,84 (1,13)	3,46 (1,40)
Estimateur du noyau normal	1,41*** (0,80)	9,34**** (4,70)	0,16 (0,89)	2,67**** (1,26)
Estimateur du noyau <i>biweight</i>	1,44*** (0,79)	9,05*** (4,78)	0,10 (0,88)	2,75**** (1,25)

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. * : significatif à 20 %, ** : significatif à 15 %, *** : significatif à 10 %, **** : significatif à 5 %.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

Tableau 9
Sensibilité des estimateurs par appariement à l'oubli de la variable « changement de locataire » dans l'estimation du score

	Taux d'évolution sur cinq trimestres, Île-de-France, tous logements		Taux d'évolution trimestriel, province, logements récents	
	Référence	Variante	Référence	Variante
Estimateur du noyau normal	0,40 (0,98)	0,15 (0,95)	0,67 (0,27)	0,85 (0,27)
Estimateur du noyau <i>biweight</i>	0,53 (0,99)	0,11 (0,97)	0,66 (0,27)	0,84 (0,27)

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

contrairement à ce qu'on a trouvé dans la période du bouclage (16).

Ainsi, la période du bouclage a servi de révélateur à un mécanisme sous-jacent permanent. Certains propriétaires bailleurs exercent une forme de discrimination, en profitant du passage d'un locataire non aidé à un locataire aidé pour augmenter plus fortement le loyer. Ceci n'est pas dû à la réforme des aides, puisque les deux périodes montrent les mêmes résultats : les loyers des logements dont les locataires sont nouvellement aidés augmentent plus que ceux des autres logements. Dans un régime stationnaire, comme entre 1989 et 1992, les variations temporelles agrégées des loyers aidés et non aidés ne présentent pas de différence (comme on l'a vu sur les graphiques I), puisque le flux des logements nouvellement aidés est alors à peu près égal à celui des logements qui devenaient non aidés. Le bouclage des aides introduit un régime transitoire : pendant deux ou trois ans, les flux d'entrée dans l'assistance sont plus importants qu'en sens inverse, ce qui fait qu'au niveau agrégé, la variation du loyer moyen des logements aidés dépasse celle des logements non aidés. Quand un nouveau régime stationnaire est atteint, en 1997, la proportion relative des deux types de logements est modifiée. Les flux dans et hors de l'assistance s'équilibrent à nouveau, ce qui fait qu'aucune différence n'apparaît plus au niveau agrégé dans l'évolution des loyers des deux types de logements.

Les locataires aidés plus risqués en termes de loyers impayés ?

Si les propriétaires bailleurs veulent se prémunir contre les risques d'impayés de loyers, et si ces

risques sont plus importants pour un ménage à faible revenu, le loyer d'un logement aidé pourrait être supérieur parce que le propriétaire jugerait le risque d'impayé plus fort et se couvrirait de cette façon. 80 % des bailleurs du secteur libre sont des personnes physiques, dont la très grande majorité ne possède qu'un ou deux logements. Il se pourrait donc qu'ils soient plus hostiles au risque qu'une société propriétaire. On pourrait cependant faire exactement le raisonnement inverse : la réception d'une aide diminue le risque d'impayé de loyer, surtout qu'elle est d'autant plus forte que le revenu est bas, et qu'elle peut être versée directement au propriétaire. Ce dernier serait alors confronté à un risque d'impayé plus faible, étant en quelque sorte assuré (bien qu'imparfaitement), et pourrait en toute logique baisser le loyer.

Si on distingue entre les deux types de propriétaires (cf. tableau 10), on ne trouve pas d'effet significatif de discrimination des logements aidés pour ceux possédés par des sociétés (compagnie d'assurance, banques, autres sociétés, etc.) que ce soit sur la période 1993-1997 ou sur 1989-1992. L'effet est significatif pour les bailleurs personnes privées, à 5 % après la réforme et à 15 % avant la réforme. Le résultat était un peu différent dans l'analyse en moindres carrés ordinaires (cf. tableau 4) : les particuliers semblent « discriminer » sur toute la période, tandis que les sociétés ne le font plus de façon significative après 1993, mais le faisaient avant.

Selon l'enquête *Logement* de 1996, 88 % des locataires sont dans un logement qui appartient

16. Cette moindre significativité pourrait refléter un changement dans le comportement des bailleurs ou n'être due qu'à la taille de l'échantillon.

Tableau 10
Analyse des variations trimestrielles de loyer par type de propriétaire bailleur

	1993-1997		1989-1992	
	Individus	Sociétés	Individus	Sociétés
Nombre d'observations dans le groupe de contrôle	31 352	5 760	12 683	2 659
Nombre d'observations dans le groupe de traitement	939	134	265	39
Hausse moyenne dans le groupe de contrôle (A)	0,52	4,58	1,05	0,95
Hausse moyenne dans le groupe de traitement (B)	1,43	4,00	2,60	2,99
Différence (B) - (A)	0,51 (0,30)	0,58 (0,35)	1,55 (0,66)	2,04 (2,48)
Estimateur du noyau normal	0,78**** (0,30)	0,27 (0,37)	1,06** (0,66)	2,26 (2,76)
Estimateur du noyau <i>biweight</i>	0,76**** (0,29)	0,26 (0,38)	1,06** (0,66)	2,27 (2,78)

Lecture : les écarts-types sont entre parenthèses. * : significatif à 20 %, ** : significatif à 15 %, *** : significatif à 10 %, **** : significatif à 5 %.
Source : calculs à partir des enquêtes Loyers et charges, Insee.

à une personne physique, et 92 % quand le logement est aidé : la probabilité qu'un locataire reçoive une aide est donc plus grande pour un propriétaire personne physique que pour une société. Pour approfondir la question du risque, il faudrait se concentrer sur les ménages directement touchés par le bouclage des aides. La prime de risque qui leur est associée a-t-elle crû ou diminué ? Néanmoins, l'enquête *Loyers* ne contient que peu d'information sur les locataires, et en particulier ne permet pas de repérer les étudiants.

Des prolongements possibles à cette analyse empirique

On a ainsi montré que le bouclage des aides du début des années 1990 a entraîné une hausse des loyers. La mesure de cet effet est de l'ordre de quelques points d'indice. Par exemple, si l'indice base 100 au 3^e trimestre 1993 est à 105,9 au 1^{er} trimestre 1996 pour les logements non aidés, il est à 110,7 pour les logements aidés, soit 5 points de plus. Il a été plus marqué sur les logements récents (l'écart est de 6 points pour les logements construits après 1948), et sur les petits logements (l'écart est de 7,5 points d'indice pour les studios). Conformément au décalage d'un an du bouclage de l'aide, les différentiels de hausse apparaissent en Île-de-France avec un an d'avance sur la province. L'étude des changements de loyer en panel confirme que ce sont les logements nouvellement aidés dont le loyer monte le plus en cas de changement de locataire. Au bout de quelques années, les loyers des logements non aidés tendent à rejoindre ceux des logements aidés : l'effet des aides sur les loyers semble donc opérer sur tous les loyers, par « contagion ».

Porter un jugement sur l'effet de l'aide reste difficile, puisqu'il n'est mis en évidence que d'une façon détournée sur les loyers aidés. On ne mesure pas d'effet de long terme. Pour ce faire, il faudrait avoir un modèle explicatif structurel d'offre et de demande sur le marché locatif. Cet article se veut moins ambitieux et fournit une première analyse empirique des phénomènes observés lors du bouclage des aides. Des prolongements possibles vont dans plusieurs directions : modélisation de la demande, études empiriques sur l'offre, et étude des rapports entre bailleurs et locataires.

Dans l'analyse de la demande, il conviendrait de prendre en compte explicitement le barème des aides. Si on traite le logement comme un bien

standard, les aides se traduisent par des contraintes de budget linéaires par morceaux, non convexes, ce qui pose des problèmes de continuité de la demande. L'agrégation des demandes individuelles n'est pas simple, car les barèmes dépendent de paramètres qui sont fonction des revenus des ménages. L'impact des aides sur la propension à vivre seul, ou avec d'autres, doit également être étudié. Par ailleurs, que choisissent exactement les ménages : de la superficie supplémentaire, une meilleure localisation ? Un prolongement évident serait la prise en compte du caractère hétérogène du logement : le prix accordé à chacune de ses caractéristiques varie (17).

On a vu que la réponse de long terme du marché à une modification de la demande dépend de l'élasticité de l'offre. En l'absence d'études empiriques sur le cas français, il n'est pas possible de progresser dans les études des effets de l'introduction de mesures visant à stimuler la demande sur le bien-être des ménages, à moins de faire des hypothèses *ad hoc* ; par exemple, la plupart des études américaines supposent une élasticité parfaite de la fonction de production de logements à long terme. Produire de telles études semble donc indispensable.

Du côté de la fixation des loyers, outre la prise en compte de leur réglementation (le loyer n'est librement fixé que lorsqu'il y a changement de locataire), il faut s'interroger sur les comportements des propriétaires bailleurs. Ils peuvent détenir un pouvoir de marché dû à la diversité et à l'extrême dispersion des goûts des locataires en matière de logement (taille, quartier, architecture) et au fait qu'aucun logement n'est strictement comparable à un autre (Igarashi et Arnott, 2000). Par ailleurs, l'information sur leur locataire peut varier selon le type de bailleurs, personnes physiques ou société, ce qui se traduit par des possibilités différentes de discrimination (18). Enfin, l'aversion pour le risque est un paramètre important. On peut la supposer forte chez le bailleur individuel français typique, qui ne possède qu'un ou deux logements (Clanché et Laferrère, 1999 ; Massot, 2000) et plus faible chez les sociétés qui gèrent un patri-

17. Voir Rosen, 1974.

18. Selon l'enquête de l'Agence nationale pour l'information sur le logement (ANIL, 2001) réalisée de novembre 1999 à janvier 2000, 66 % des propriétaires bailleurs du secteur privé exigent du locataire de fournir un justificatif de ses revenus. La proportion n'était que de 54 % en 1994. Il est donc vraisemblable que le propriétaire connaisse dans certains cas la situation de son locataire vis-à-vis de l'aide. En cas de gestion directe, 62 % des bailleurs demandent un justificatif ; ils sont 72 % en cas de gestion par un intermédiaire.

moins important. Cette attitude vis-à-vis du risque détermine l'objectif du bailleur, maximisation du profit, ou maximisation d'une utilité espérée.

D'un point de vue empirique, dans la continuité des analyses menées ici, il conviendrait d'affiner le mécanisme de hausse des loyers : petits logements, (mais lesquels ?), rôle de la construction neuve.

Plus fondamentalement peut-être, il convient de resituer le débat sur l'effet inflationniste des aides personnelles dans un cadre plus large, celui de l'efficacité des moyens d'action de la puissance publique en matière de logement. Les aides personnelles sont en concurrence avec les aides à la pierre, en particulier la construction de logement sociaux. Les loyers des HLM sont plafonnés, ce qui assure une dépense moindre de logement, à quantité consommée égale, donc une baisse du taux d'effort et une augmentation

de la consommation d'autres biens. Un logement social répond à des normes et y entrer peut correspondre à une augmentation de la consommation de logement (le Blanc *et al.*, 1999). Dans le cadre de cette concurrence, l'avantage mis en avant pour les aides est leur souplesse en termes de réaction à l'évolution du revenu du bénéficiaire, ce qui les rend mieux ciblées (19). Une étude des mérites et défauts comparés des deux systèmes, devrait d'abord en préciser les buts ; puis comparer les coûts et avantages, depuis la fiscalité, directe et indirecte, la réglementation en matière de construction, jusqu'à la construction de logement social (20), en passant par les aides. Ceci dépasse largement le cadre de cet article. □

19. L'encadré 1 donne une mesure du ciblage des allocations logement en fonction du revenu.

20. Il n'existe pas à notre connaissance d'étude française sur le coût total de la construction et de l'utilisation d'un HLM comparé au même logement du secteur privé.

BIBLIOGRAPHIE

ANIL (2000), Bailleurs et risques locatifs, *Habitat Actualités*, juillet.

Arnott R. (1989), « Housing Vacancies, Thin Markets and Idiosyncratic Tastes », *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2, pp. 5-30.

Atkinson A. et Stiglitz J. (1976), « The Design of the Tax Structure: Direct versus Indirect Taxation », *Journal of Public Economics*, 6, pp. 55-75.

Barro R.J. (1989), « The Ricardian Approach to Budget Deficits », *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 37-54.

le Blanc D., Laferrère A. et Pigois R. (1999), « Les effets de l'existence du parc HLM sur le profil de consommation des ménages », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 37-60.

le Blanc D., Neiss M. et Omalek L. (2000), « Confort de l'habitat et cycle de vie », *Insee Première*, n° 727.

Börsch-Supan A. (1986), « Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts », *Journal of Public Economics*, 30, pp. 145-164.

Caisse nationale des allocations familiales (1996), Annuaire statistique, Prestations de logement, années 1995/1996.

Clanché F. et Laferrère A. (1999), « Les propriétaires bailleurs personnes physiques », in Comptes du logement 1999, *Synthèses*, n° 31, Insee, pp. 107-115, www.equipement.gouv.fr/logement/publi/etudes/csl99/sommaire.htm.

Clanché F. et le Blanc D. (1998), « Le logement des ménages pauvres », in *Données Sociales*, Insee, chapitre 10, pp. 453-461.

Deaton A. et Muellbauer J. (1980), *Economics and Consumption Behaviour*, Cambridge University Press.

Durif P. et Bernard S. (1971), « De quelques inégalités entre locataires », *Économie et Statistique*, n° 25, pp. 3-22.

Fallis G. et Smith L.B. (1984), « Uncontrolled Prices in a Controlled Market: the Case of Rent Controls », *American Economic Review*, 74,1, pp. 193-200.

Fallis G. et Smith L.B. (1985), « Price Effects of Rent Control on Controlled and Uncontrolled Rental Housing in Toronto: a Hedonic Index

- Approach », *Canadian Journal of Economics*, 18, 3, pp. 652-659.
- Goodman A.C. et Masahiro K. (1984)**, « Estimation and Policy Implications of Rental Housing Demand », *Journal of Urban Economics*, 16, pp. 76-90.
- Gyourko J. et Linneman P. (1989)**, « Equity and Efficiency Aspect of Rent Control: an Empirical Study of New York City », *Journal of Urban Economics*, 26, pp. 54-74.
- Hanushek E.A. et Quigley J.M. (1980)**, « What is the Price Elasticity of Housing Demand ? », *Review of Economics and Statistics*, 62(3), pp. 449-454.
- Heckman J., Hichimura H., Smith J. et Todd P.E. (1998)**, « Characterizing Selection Bias Using Experimental Data », *Econometrica*, 66, 5, september, pp. 1017-1098.
- Heckman J., Hichimura H. et Todd P.E. (1997)**, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program », *Review of Economic Studies*, 64, pp. 605-654.
- Igarashi M. et Arnott R. (2000)**, « Rent Control, Mismatch Costs and Search Efficiency », *Regional Science and Urban Economics*, 30, 3, pp. 249-288.
- Laferrère A. (1997)**, « Les ménages et leur logement », *Insee Première*, n° 562.
- Laferrère A. (1998)**, « L'occupation des logements depuis 1945 », in *Données sociales*, chapitre 7, pp. 333-340, Insee.
- Louvot-Ruvanot C. (2001)**, « Le logement dans l'Union européenne : la propriété prend le pas sur la location », *Économie et Statistique*, n° 343, pp. 29-50.
- Marchand O. et Skhiri É. (1995)**, « Prix hédoniques et estimation d'un modèle structurel d'offre et de demande de caractéristiques », *Économie et Prévision*, n° 121, pp. 127-139.
- Massot A. (2000)**, « Les particuliers propriétaires de logements locatifs », IAURIF, document interne, octobre.
- Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement (2000)**, « Les bénéficiaires des aides personnelles au logement en 1996 », Direction générale de l'urbanisme, de l'habitat et de la construction.
- Murray M.P. (1999)**, « Subsidized and Unsubsidized Housing Stocks 1935 to 1987: Crowding out and Cointegration », *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18, 1, pp. 107-124.
- Olsen E. (2000)**, « Housing Programs for Low Income Households », *mimeo*, University of Virginia.
- Rapport Badet (1982)**, « Rapport sur la réforme des aides personnelles au logement », Ministère de l'Urbanisme et du Logement, 169 p., juin.
- Rosen H.S. (1985a)**, « Housing Subsidies. Effects on Housing Decisions, Efficiency, and Equity », in *Handbook of Public Economics*, vol.1, A.J. Auerbach et M. Feldstein, édés., chap. 7, pp. 375-420.
- Rosen H.S. (1985b)**, « Housing Behavior and the Experimental Housing Allowance Program: What Have we Learnt ? », in *Social Experimentation*, pp. 55-75, NBER Conference report, University of Chicago Press.
- Rosen S. (1974)**, « Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition », *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-55.
- Rosenbaum P.R. et Rubin D.B. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, 70, pp. 41-55.
- Salanié B. (2002)**, *Théorie Économique de la Fiscalité*, Collection Économie et Statistiques avancées ? Économica, 213 p.
- Susin S. (2001)**, « Rent Vouchers and the Price of Low-Income Housing », *Journal of Public Economics*, 83, pp. 109-152.