

Inégalités d'accès au logement social : peut-on parler de discrimination ?

Liliane Bonnal *, Rachid Boumahdi ** et Pascal Favard ***

Dans cet article sont étudiées les différences de durée d'attente pour accéder à un logement social entre les ménages d'origine européenne et les ménages d'origine non-européenne à partir de l'enquête *Logement* (Insee, 2006). L'idée est ici de mettre en évidence une éventuelle discrimination à l'égard des ménages non-européens : nous montrons que ceux-ci ont, toutes choses égales par ailleurs, des durées d'accès à un logement social plus longues. Des méthodes de décompositions adaptées permettent de déduire qu'une partie de cet écart (environ 40 %) n'est pas expliquée par les variables observées (en particulier le type de logement demandé, la taille du ménage ou la CSP du ménage). Plusieurs éléments, non disponibles dans la base de données utilisée, peuvent expliquer cet écart :

- Les ménages européens et non-européens ne demandent peut-être pas les mêmes types de logements, les non-européens se situant peut-être sur des segments où l'offre de logements est plus faible et par conséquent la durée d'attente plus longue.
- Les ménages européens ont peut-être un réseau social et/ou de meilleures informations leur permettant d'accéder plus rapidement à un logement social, ce qui serait une discrimination indirecte.
- Les bailleurs sociaux sont soumis, dans l'attribution, à des contraintes de mixité et d'équité qui les obligent peut-être à allonger la durée d'accès à un logement social pour les ménages non-européens. Toutefois, nos résultats semblent montrer que ces mêmes bailleurs sociaux feraient, volontairement ou non, de la discrimination statistique en considérant que les ménages non-européens sont plus à risque que les ménages européens. Ce risque pourrait être lié à des problèmes financiers (non-paiement des loyers), culturels (modes de vie différents de celui des Européens) ou d'insécurité (dégradations, violence, etc.).
- Des informations plus précises concernant les critères de mixité et les caractéristiques des logements offerts permettraient d'affiner l'analyse.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

* Université de Poitiers, Crief et TSE-Gremaq (liliane.bonnal@univ-poitiers.fr)

** Université de Toulouse 1, Capitole, TSE-Gremaq (rachid.boumahdi@univ-tlse1.fr)

*** Université François Rabelais de Tours (pascal.favard@univ-tours.fr)

Le logement n'est pas uniquement un bien de consommation. Il joue un rôle social et confère aux ménages un statut et une identité. Il permet donc à ces ménages une meilleure intégration. Le logement peut soit appartenir à l'individu soit être loué. Si l'on ne s'intéresse qu'au parc locatif, ce dernier est divisé en deux grands types de logements : les logements locatifs privés et les logements locatifs sociaux. En 2006, la France comptait 4 314 300 logements sociaux (données issues du Ministère de l'écologie, du développement et de l'aménagement durables). Ces logements sociaux constituent une part importante du parc locatif (37 %, Castéran et Ricoch, 2008) et représentent 17 % de l'ensemble des logements.

Les logements sociaux, en particulier les habitations à loyer modéré (HLM), sont un des principaux recours pour les ménages modestes ou défavorisés, c'est-à-dire pour les ménages disposant de revenus peu élevés. Les seuils de revenu, calculés en fonction du mode de financement de la construction, de sa localisation et de la composition du ménage demandeur sont disponibles sur le site de l'Anil (Agence nationale pour l'information sur le logement). En 2009, 72 % des ménages disposaient de revenus inférieurs à ces plafonds (Amzallag et Taffin, 2010). Pour les ménages en position de faiblesse du fait de l'insuffisance de leur ressources ou de leur incapacité à offrir aux bailleurs les garanties exigées, le marché locatif privé n'apporte pas de solution satisfaisante.

L'un des principaux avantages d'un logement social est son loyer d'environ 37 % inférieur à celui du marché (Minodier, 2004). Cet argument est particulièrement vrai lorsque l'on considère les éléments suivants. Les loyers sur le marché locatif privé ont augmenté à un rythme supérieur à celui des revenus, entraînant une augmentation du taux d'effort net (ce taux a augmenté de 8 points entre 1988 et 2006 pour les deux premiers déciles du niveau de vie et de 3 points pour les deux déciles supérieurs, Fack, 2009). De plus, suite à la rénovation massive du parc locatif privé, les logements de qualité moyenne, à bas loyer, se font de plus en plus rares. Ces deux éléments créent une pression de plus en plus forte sur le marché locatif social. Bien que le nombre de logements sociaux ne cesse d'augmenter (avec une augmentation d'environ 1 % par an depuis le début des années 2000), il reste insuffisant. Les demandes de logements, estimées à 1 200 000 sur l'ensemble du territoire sont plus de sept fois supérieures au nombre de logement HLM vacants. La demande de

logement social étant supérieure à l'offre locative, l'attribution d'un logement social implique une sélection des candidats (cf. encadré 1). Plusieurs raisons peuvent expliquer cette offre insuffisante. L'une des plus importantes est la faible mobilité résidentielle dans le parc locatif social qui, avec 9 %, est deux fois plus faible que pour le parc locatif privé. Cette situation est à la fois conjoncturelle et structurelle. D'une part, les ménages ont plus de difficultés à quitter le parc social à cause de l'augmentation des prix en location et en accession dans le secteur privé. D'autre part, les loyers n'étant pas indexés sur les revenus, les ménages n'ont a priori aucune incitation à déménager.

Un certain nombre d'études portent sur la description des ménages occupant des logements sociaux (Driant et Rieg, 2004 ; Jacquot, 2006, 2007 ; Minodier, 2004 ; Verdugo, 2011). Ces études montrent que de plus en plus de pauvres et d'immigrés occupent ces logements. De la même façon, toutes choses égales par ailleurs, la proportion de ménages vivant en logement social est plus élevée pour les non-Européens, les ouvriers et les non-diplômés (Fougère, Kramarz, Rathelot et Safi, 2011). L'objectif de cette étude n'est pas de repérer les caractéristiques des ménages qui occupent un logement social mais plutôt de s'intéresser au temps que mettent ces ménages pour obtenir leur logement. L'idée est d'essayer de voir s'il existe des critères implicites, utilisés par les bailleurs sociaux, pour attribuer les logements. Les résultats de l'étude devraient permettre de voir si les critères considérés par les bailleurs sociaux lors de l'attribution d'un logement sont très éloignés des critères sociaux affichés. Une attention particulière sera portée aux immigrés. Bien que cette population soit surreprésentée dans l'habitat social, il semblerait qu'elle soit victime de pratiques potentiellement discriminatoires directes ou indirectes (cf. la note d'analyse n° 230 du Centre d'analyse stratégique, juillet 2011). Bien évidemment, toute différence d'accès à un bien collectif comme le logement social n'est pas constitutive d'une discrimination. Celle-ci est avérée lorsque des critères légitimes de déni d'accès sont contournés au profit de critères illégitimes comme l'origine. Le type de logement demandé peut dépendre de la structure de la famille, du revenu, de la localisation, par exemple. Par conséquent, en fonction du type de logement demandé, des différences expliquées pourront apparaître. L'estimation d'un modèle de durée en temps discret, tenant compte du plus grand nombre de critères observables possible (tels que le revenu,

la taille de la famille et la localisation) a été réalisée. À partir des résultats de ces estimations, des indicateurs (durée moyenne d'obtention d'un logement social, probabilité d'accéder à un logement social en moins de 6 mois, par exemple) ont été calculés suivant l'origine des ménages. Des différences significatives entre ces indicateurs apparaissent. Des techniques de décomposition de type Oaxaca-Ransom ont été appliquées à ces différences afin de tester une éventuelle discrimination.

Évaluation des délais d'attente à partir de l'enquête *Logement*

Les données utilisées sont issues de l'enquête *Logement 2006* (enquête réalisée par l'Insee tous les 5 ans). C'est la seule enquête disponible en France traitant du logement des ménages. Cette enquête porte sur l'état et la structure des logements ainsi que sur les conditions d'occupation des logements en France. Elle décrit simultanément les caractéristiques

Encadré 1

L'ACCÈS À UN LOGEMENT SOCIAL

Qui peut déposer un dossier de demande de logement social ?

Pour pouvoir bénéficier d'un logement social, deux conditions doivent être vérifiées. Il faut, d'une part, que ce logement constitue la résidence principale du ménage et, d'autre part, être de nationalité française ou bien étrangère avec un titre de séjour d'une durée de validité supérieure à trois mois. Toute personne souhaitant obtenir un logement social se voit attribuer, dans un délai d'un mois après le dépôt de la demande de logement, un numéro départemental d'enregistrement unique. Ce numéro unique a pour objectif de permettre de garantir les droits du demandeur et d'assurer l'examen prioritaire des demandes non satisfaites dans les « délais prévus ». Ces délais dépendent des départements et de la zone de demande. La durée de validité de la demande de logement social est d'un an. Un mois avant l'expiration de la demande, si cette dernière n'a pas été satisfaite, le demandeur reçoit un courrier lui notifiant de renouveler sa demande. Le numéro unique est inchangé.

L'attribution d'un logement HLM est, en général, soumise à des conditions de ressources. Pour déterminer les plafonds de ressources, le nombre de personnes composant le foyer, la localisation et le mode de financement de la construction sont pris en compte. Ces différents plafonds sont révisés chaque année en fonction de l'évolution du salaire minimum (JO Arrêté du 29.7.87). Ces plafonds de ressources applicables à l'entrée dans un logement HLM sont relativement élevés. En 2002, deux tiers des ménages métropolitains pouvaient prétendre à un logement social « classique » et quatre sur cinq à un logement social « intermédiaire » (ces logements sont essentiellement destinés aux classes moyennes ; cf. Jacquot, 2007). Il peut exister des exceptions à ces plafonds, soit du fait de la présence de logements libres sur certains territoires, soit encore, pour faciliter la mixité sociale. Ces dérogations dépendent essentiellement du financement dont a bénéficié l'organisme HLM (cf. Amzallag et Taffin, 2010, pour un descriptif des systèmes de financement).

Comment sont attribués les logements sociaux ?

Une commission composée de représentants de l'État (Préfecture, action sanitaire et sociale, département),

des organismes d'HLM et d'associations d'aide au logement se réunit une fois par mois. Les situations sociales économiques et financières sont théoriquement les seuls critères pris en compte lors de l'attribution des logements sociaux. Les origines ne doivent pas être considérées et l'information concernant le lieu de naissance de la personne ou celui des parents ne doit pas être demandée. Seule la nationalité du demandeur est collectée. Toute modification doit être signalée (taille du ménage, situation professionnelle, perte de revenu, etc.). Lors de l'attribution, la commission doit être attentive à la « mixité sociale ». Généralement, un logement social n'est pas accordé lorsque les ressources du ménage dépassent le plafond. Toutefois, lorsque un logement HLM est accordé à une famille dont le revenu net imposable est supérieur au plafond, cette dernière peut-être redevable d'un supplément de loyer de solidarité (communément appelé surloyer). Ce supplément est théoriquement obligatoire si les ressources dépassent d'au moins 40 % les plafonds et facultatif (à l'appréciation du bailleur) si les ressources sont supérieures de 20 à 40 % au plafond prévu. Ce surloyer ne s'applique pas dans les zones sensibles (zones urbaines avec quartiers à l'habitat dégradé et zones de revitalisation rurale). Il est calculé en fonction du nombre de mètres carrés habitables, de la qualité et de la situation géographique du logement.

Notons que des critères de priorité sont déterminés dans chaque département par le règlement départemental d'attribution qui est établi par le préfet après avis de la commission. De manière générale, sont considérés prioritaires les personnes expulsées de leur logement, les personnes handicapées (ou en charge d'une personne handicapée), les familles nombreuses, les femmes enceintes, les chefs de famille monoparentale, les jeunes à la recherche d'un premier logement et les personnes ayant une réduction brutale de leurs ressources. Lorsqu'une famille est classée prioritaire, une enquête sociale est menée et le dossier de demande de logement est proposé par le préfet du département aux organismes HLM (Pour plus de détails, voir Belkacem, Gilles et Trigano, 2006).

physiques des logements, leur environnement, les caractéristiques sociodémographiques ou économiques des ménages, les aides dont bénéficient les occupants, les ressources perçues par les différents membres du ménage ou encore les modalités juridiques d'occupation de leur résidence principale.

Nous nous sommes intéressés aux 5 208 ménages ayant, entre 2001 et 2006, fait ou renouvelé une demande de logement social. Cette demande peut, au moment de l'enquête, avoir ou ne pas avoir été satisfaite. La durée avant l'obtention du logement est observée pour tous les ménages dont la demande a abouti (la durée observée est donc complète ou non censurée, notée DNC). Pour ceux toujours en attente de logement au moment de l'enquête, l'ancienneté de la demande est connue (la durée observée est donc censurée, notée DC). La date de dépôt de la demande n'est pas connue mais l'ancienneté et la durée d'attente sont mesurées, dans l'enquête, de façon discrète à partir de sept intervalles. Cet échantillon est représentatif de la population des demandeurs et des locataires de logements HLM. Les caractéristiques des ménages dans cet échantillon sont différentes de celles observées pour les locataires de logement dans le secteur privé (cf. Bonnal *et al.*, 2011, pour plus de détails).

Nous avons choisi de scinder cet échantillon en deux groupes selon l'origine du chef de ménage. Le premier groupe inclut les ménages dont les deux membres sont d'origine française ou d'un autre pays européen. Par la suite, ce groupe sera appelé les Européens. Ce groupe compte 2 689 ménages (soit 51,6 % des demandeurs de logement HLM, cf. tableau 1). Dans le second groupe, sont considérés les ménages d'origine non européenne. Plus précisément, ont été regroupés tous les ménages dont l'un des membres adultes est né dans un pays non-européen (essentiellement en Afrique, en Asie ainsi qu'en Turquie) de nationalité étrangère

ou naturalisé français¹. Ce groupe compte 2 519 ménages (soit 48,4 % des demandeurs de logement social, cf. tableau 1). Les Européens sont essentiellement des Français dont les deux parents sont français (89 %) et les non-Européens sont essentiellement des Africains ou des Français dont au moins un des parents est né en Afrique (85 %).

Sur la période d'observation 2001-2006, plus d'un tiers des ménages de notre échantillon (38,6 %) a obtenu un logement social. La proportion de ménages ayant obtenu un logement social est significativement différente selon l'origine du chef de ménage. Elle est plus élevée pour les ménages européens (51,2 %) que pour les ménages non-européens (27,1 %).

Les répartitions des durées observées (censurées ou non) sont, elles aussi, différentes selon l'origine (cf. tableau 2). La distribution des durées est décalée vers la gauche pour les ménages européens. La durée d'accès à un logement social, pour ceux qui ont obtenu un logement (DNC dans le tableau 2), est plus courte pour les ménages européens (60 % ont obtenu leur logement au cours des six premiers mois après le dépôt de la demande contre 40 % pour les ménages non-européens). De manière équivalente, moins de 12 % des ménages européens ayant ou non obtenu un logement (ED dans le tableau 2) ont attendu plus de trois ans contre 32 % pour les ménages non-européens. La distribution des anciennetés (DC dans le tableau 2) est elle aussi décalée vers la gauche pour les ménages européens. Pour ce groupe, les anciennetés sont plutôt courtes (inférieures à un an) alors que pour les ménages non-européens, elles sont supérieures à un an.

1. Les principaux pays concernés par la migration vers la France sont les pays africains, asiatiques et la Turquie. L'estimation d'un modèle incluant les différentes origines ethniques présentées dans le tableau 1 montre la pertinence de ce regroupement. Cette estimation est disponible auprès des auteurs.

Tableau 1
Origine du chef de ménage

Origine	Européenne		Non-européenne		
	Française	Autre pays européen	Naturalisé français	Africaine	Autre pays
effectif	2 610	79	442	1 697	380
pourcentage	50,1	1,5	8,5	32,6	7,3

Lecture : 2 610 ménages d'origine européenne ont un chef de ménage de nationalité française non acquise par la naturalisation, soit 50,1 % de l'échantillon des demandeurs de logement social.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

Un certain nombre de caractéristiques vont être considérées pour expliquer la durée d'attente avant l'obtention d'un logement social. Nous nous sommes intéressés à l'environnement familial (taille de la famille : couple ou adulte seul, avec ou sans enfants), à l'environnement économique et social (diplôme et situation sur le marché du travail du chef de ménage, revenus et patrimoine du ménage) et bien sûr à l'origine du chef de ménage (européenne ou non). Ces caractéristiques sont observées à deux dates : 2002 et 2006. Ces dates ne correspondent pas forcément à la date de dépôt du dossier de demande de logement social ou à la date d'obtention du logement social (pour les ménages ayant obtenu au cours de la période un logement social). Théoriquement, tout changement de situation (professionnelle ou familiale) doit être signalé par les ménages aux bailleurs sociaux. Par conséquent, pour les ménages toujours en attente de logement, nous avons décidé de prendre les informations observées au moment de l'enquête, en 2006. Pour 86 % des ménages ayant obtenu un logement social, les situations familiale et professionnelle déclarées en 2002 et 2006 sont inchangées. Pour les autres, nous avons décidé de prendre l'information la plus proche de la date d'obtention. Il aurait sûrement été préférable d'observer les situations familiale et professionnelle au moment du dépôt et leur évolution durant la période d'attente du logement mais ces informations ne sont pas disponibles dans l'enquête que l'on utilise.

Les statistiques descriptives associées aux variables explicatives montrent des différences

selon l'origine (cf. tableaux 3A et 3B). Ces différences sont similaires à celles relevées dans la littérature (voir par exemple Aaberhardt, Fougère, Pouget et Rathelot, 2010), où sont comparées les situations sur le marché du travail de Français dont les parents sont français et de Français dont au moins un des parents est africain. Les demandeurs non-européens de notre échantillon ont des caractéristiques similaires aux populations issues de l'immigration considérées dans les différents travaux sur données françaises (Aaberhart *et al.*, 2010 ; Verdugo, 2010). En particulier, les ménages de notre échantillon vivant déjà en HLM sont relativement moins nombreux parmi les ménages non-européens. Inversement, les ménages souhaitant vivre à Paris et dans son agglomération ainsi que ceux ayant des problèmes de loyers impayés sont plus représentés dans ce dernier groupe. L'âge moyen du chef de ménages européens et non-européens est de 39 ans (cf. tableau A1, en annexe).

Pour les ménages non-européens, les distributions des revenus par unité de consommation et du patrimoine² sont décalées vers la gauche : ils sont plus nombreux dans les premiers intervalles (cf. tableau 3B).

Il y a plus de chefs de ménage sans diplôme parmi les ménages non-européens. Les proportions

2. Cette information est associée à la question suivante : quelle est pour vous la valeur monétaire de l'ensemble des biens que vous possédez (bien mobiliers, automobiles, etc.) ? Cette information déclarative est donc subjective.

Tableau 2
Répartition de la durée d'attente observée selon l'origine du chef de ménage

	Européen						Non-Européen					
	ED (1)	%	DNC (1)	%	DC (1)	%	ED	%	DNC	%	DC	%
[0,1[mois	345	12,8	241	17,5	104	8,0	110	4,4	35	5,6	75	4,0
[1,3[mois	517	19,3	351	25,3	166	12,8	253	10,0	118	19,0	135	7,1
[3,6[mois	429	15,9	256	18,4	173	13,3	254	10,1	109	17,6	145	7,6
[6,12[mois	504	18,7	227	16,3	277	21,3	382	15,2	107	17,2	275	14,5
[12,36[mois	575	21,4	203	14,6	372	28,6	705	28,0	148	23,9	557	29,4
[36,60[mois	198	7,4	70	5,0	128	9,9	478	19,0	66	10,6	412	21,7
> 60 mois	121	4,5	41	2,9	80	6,1	337	13,3	38	6,1	299	15,7
Effectif	2 689	100,0	1 389	100,0	1 300	100,0	2 519	100,0	621	100,0	1 898	100,0

1. ED : ensemble des durées ; DNC : durées non censurées ; DC : durées censurées.

Lecture : 345 ménages européens ont une durée d'attente ou une ancienneté inférieure à un mois, soit 12,8 % de l'échantillon des ménages européens.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

de diplômés ayant au moins un niveau baccalauréat ou baccalauréat plus deux ans sont comparables. Les diplômés professionnels sont relativement moins communs parmi les ménages non-européens.

La situation sur le marché du travail est elle aussi différente. Les chefs de ménage non-européens sont plus fréquemment chômeurs ou employés sur des contrats à durée déterminée et occupent moins souvent des emplois de fonctionnaires que les chefs de ménages européens. Les femmes seules (avec ou sans enfants) et les couples avec des enfants (quel que soit le nombre d'enfants) sont plus nombreux parmi les ménages non-européens.

Des statistiques descriptives très détaillées sont données en annexe (cf. tableau A2). Ces statistiques montrent qu'il y a des différences entre les deux groupes, notamment suivant que

les durées d'accès sont censurées ou pas, que nous allons tenter d'expliquer dans la suite de ce travail.

Une approche par les modèles de durée

L'analyse descriptive menée met en évidence des différences entre les caractéristiques des ménages mais aussi entre les durées d'accès à un logement, selon que le chef de ménage est européen ou non-européen. En effet, ces ménages ne présentent pas les mêmes caractéristiques, notamment en termes de situation familiale et de revenus. On peut alors supposer qu'ils ne vont pas demander un logement social présentant les mêmes attributs, en termes de taille, de prestations ou de localisation, par exemple. La modélisation économétrique que nous considérerons permettra de contrôler cette hétérogénéité. On ne peut pas éliminer non plus la

Tableau 3A
Statistiques descriptives associées aux caractéristiques du logement

	Ménages		Ensemble des ménages
	européens	non européens	
Taille du logement demandé :			
Moins de 3 pièces	29,4	51,4	40,1
3 ou 4 pièces	61,7	43,3	52,8
Plus de 4 pièces	9,0	5,2	7,2
Par rapport à l'appartement actuellement occupé, celui demandé est :			
Plus petit	23,6	9,0	16,5
Plus grand	41,8	72,1	56,5
De la même taille	34,5	19,0	27,0
Vit déjà dans un logement HLM	42,8	29,6	36,4
Le ménage a déjà connu des problèmes de loyers impayés	24,7	38,7	31,5
Localisation du logement demandé :			
Zone rurale	5,8	0,5	3,2
Zone périurbaine	37,9	54,9	46,1
Zone urbaine (excepté Région parisienne)	56,3	44,6	50,6
Paris et communes limitrophes	6,5	28,7	17,3
Reste agglomération parisienne	13,1	32,4	22,5
Reste de l'Île de France et villes de plus de 100 000 habitants	50,4	31,4	41,2
Reste du territoire	29,9	7,4	19,0
Densité du parc pour 1 000 habitants par département :			
Moins de 40	9,3	4,6	7,0
Entre 40 et 60	30,5	14,6	22,8
Entre 60 et 80	25,3	14,2	19,9
Plus de 80	34,8	66,6	50,2

Lecture : 29,4 % des ménages européens ont demandé un logement social de moins de 3 pièces.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

possibilité qu'à caractéristiques égales les ménages n'aient pas les mêmes préférences en termes de logement et donc aient des loyers de réserve différents. Malheureusement notre modélisation ne permet pas de contrôler cette hétérogénéité. À l'aide de l'approche par les modèles de durée nous allons repérer si, toutes choses égales par ailleurs, les ménages

non-européens mettent en moyenne plus de temps pour obtenir un logement social que les ménages européens. Ces modèles de durée, en contrôlant un certain nombre de caractéristiques du ménage vont permettre de mesurer l'effet de l'origine. Si, à caractéristiques données, la durée d'attente moyenne des ménages non-européens est plus longue que celle des ménages européens.

Tableau 3B
Statistiques descriptives associées aux ménages demandeurs d'un logement

En %

	Ménages		Ensemble des ménages
	européens	non européens	
Présence d'une personne handicapée dans le ménage	18,6	12,9	15,8
Niveau d'éducation du chef de ménage			
Plus de deux années d'études supérieures	7,0	11,0	8,9
Baccalauréat plus deux années d'études supérieures	7,1	6,9	7,0
Baccalauréat	14,5	14,4	14,4
CAP-BEP (niveau 5)	33,2	18,9	26,3
Sans diplôme	38,3	48,7	43,3
Situation sur le marché du travail du chef de ménage			
Contrat à durée déterminée	8,7	16,4	12,4
Contrat à durée indéterminée dans le secteur privé	39,1	35,9	37,5
Fonctionnaire ou CDI dans le secteur public	16,7	6,9	11,9
Chômeur	12,9	27,0	19,7
Retraité	9,7	4,3	7,1
Autres inactivités	12,9	9,5	11,3
Taille du ménage			
Homme seul sans enfant	15,7	10,4	13,1
Femme seule sans enfant	11,8	22,6	17,4
Homme seul avec enfant(s)	3,3	2,3	2,8
Femme seule avec enfant(s)	18,6	21,8	20,2
Couple sans enfant	30,2	14,0	22,0
Couple avec un enfant	9,9	14,1	11,9
Couple avec deux enfants	6,3	7,5	6,9
Couple avec plus de deux enfants	4,2	7,1	5,6
Niveau du patrimoine du ménage (en milliers d'€)			
Moins de 5	34,3	59,0	46,2
Entre 5 et 10	20,6	19,6	20,1
Entre 10 et 15	14,7	8,3	11,6
Entre 15 et 30	12,8	6,1	9,5
Plus de 30	17,7	7,1	12,6
Revenu annuel par unité de consommation (en milliers d'€)			
Moins de 10	38,4	67,9	52,7
Entre 10 et 15	32,1	21,3	26,9
Entre 15 et 20	18,1	7,5	13,0
Plus de 20	11,3	3,3	7,5
Nombre de ménages (effectif)	2 689	2 519	5 208

Lecture : 18,6 % des ménages européens ont une personne handicapée en leur sein.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

Cet écart pourrait éventuellement être interprété en termes de discrimination.

L'échantillon retenu est composé de ménages ayant une demande de logement en cours en 2006 (durées censurées) ou de ménages occupant un logement social en 2006 depuis moins de 5 ans (durées non censurées). Cette dernière contrainte était nécessaire pour pouvoir observer la durée d'attente (non connue pour les ménages occupant un logement social depuis plus de 5 ans). Par conséquent, nos ménages ont ou ont eu tous une demande de logement en cours sur la période 2001-2006, ce qui revient à travailler avec un échantillon du stock de demandeurs sur cette période. Les informations disponibles dans l'enquête ne permettent pas de corriger un éventuel biais d'échantillonnage. En particulier, nous ne connaissons pas la date de dépôt de la demande et nous n'avons pas d'information sur les conditions d'accès des ménages occupant un

logement social avant 2001. On peut toutefois penser que la période considérée est suffisamment longue pour limiter ce problème de biais. Les statistiques descriptives des durées présentées précédemment (cf. tableau 2) montrent que la proportion d'anciennetés longues est relativement faible (moins de 9 %).

Trois modèles de durée en temps discret (cf. encadré 2) ont été estimés : pour l'ensemble des ménages de l'échantillon et pour les deux groupes, c'est-à-dire les ménages européens et non-européens. Pour tous ces modèles les mêmes variables explicatives ont été introduites dans la régression pour nous permettre de conduire notre analyse toutes choses égales par ailleurs. Trois groupes de variables sont considérés : l'environnement familial (taille de la famille, âge), l'environnement économique et social (niveau de diplôme, situation sur le marché du travail, patrimoine de la famille, revenus par unité de

Encadré 2

MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

Modèle à hasard proportionnel en temps discret

Considérons la partition du temps $[0, b_1[, [b_1, b_2[, \dots, [b_{k-1}, b_k[, [b_k, +\infty[$, avec $q = k + 1$ intervalles, dans notre modélisation nous avons sept intervalles ($q = 7$). Soit T la durée d'accès à un logement social. La probabilité qu'un ménage (l'indice i associé au ménage sera omis pour simplifier les notations) accède à un logement social au cours du j^{e} intervalle est définie par :

$$P(T \in [b_{j-1}, b_j[) = S(b_{j-1}; X) - S(b_j; X),$$

où $S(b_{j-1}; X) = P[T \geq b_{j-1}]$ est la fonction de survie au début du j^{e} intervalle et X sont les caractéristiques observables associées au ménage. Notons que ces caractéristiques pourraient, soit dépendre de la durée, soit être supposées avoir un effet différent selon les intervalles considérés. Étant donné qu'il n'est pas possible de mesurer l'évolution des variables au cours du temps, les variables explicatives ne dépendent pas du temps (de la durée). Seule la fonction de hasard de base est supposée être constante par morceaux.

Pour un ménage, la fonction de hasard associée à cette modélisation est définie par :

$$h_j(X_t) = h_j(X) = P[T \in [b_{j-1}, b_j[| T \geq b_{j-1}] = 1 - \frac{S(b_j; X)}{S(b_{j-1}; X)} \quad (1)$$

Si l'on considère un modèle à hasard proportionnel, la fonction de hasard définie en (1) peut prendre plusieurs formes (cf. Jenkins 1995, pour plus de détails). La distribution considérée ici est de type logistique :

$$h_j(X; \beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X\beta_x)}{1 + \exp(\alpha_j + X\beta_x)},$$

où β_j est le vecteur de paramètres à estimer pour l'intervalle j , $\beta_j = (\alpha_j, \beta_x)$. La fonction de hasard de base correspond à la fonction de hasard de l'individu de référence ($X = 0$).

Le logarithme de la contribution à la vraisemblance d'un ménage, dont la durée d'accès à un logement social est incluse dans l'intervalle j , est définie par :

$$\begin{aligned} \ell(\alpha, \beta_x) &= c \text{Ln}(S(b_{j-1}; X) - S(b_j; X)) + (1-c) \text{Ln}(S(b_j; X)) \\ &= c \text{Ln} \left(h_j(X; \beta_j) \prod_{s=1}^{j-1} (1 - h_s(X; \beta_s)) \right) \\ &\quad + (1-c) \text{Ln} \left(\prod_{s=1}^j (1 - h_s(X; \beta_s)) \right), \end{aligned}$$

où $\alpha = \{\alpha_j\}_{j=1, \dots, 7}$ →

consommation³ et problème de loyers impayés) et l'environnement géographique. Pour ce dernier groupe de variables, nous utilisons la typologie socio-économique des communes définie par Tabard (2002). Cette typologie repose sur les caractéristiques d'emploi des habitants des communes. Les 27 groupes de cette typologie prennent en compte les « professions-branches d'activité économique », les unités géographiques et d'autres spécificités : du point de vue local (centre ou banlieue, zone intérieure ou littorale, rurale ou urbaine, degré d'urbanisation), du point de vue du bâti (maison individuelles ou immeubles, HLM ou parc privé, taille des immeubles, date de construction) et du point de vue des résidents eux-mêmes (composition familiale, âge, nationalité, statut). Le modèle estimé pour l'ensemble

des ménages inclut en plus une indicatrice d'origine (européenne ou non-européenne).

Avant d'analyser les effets de ces variables explicatives sur la durée d'accès à un logement notons que la probabilité instantanée d'obtenir un logement social est généralement croissante par intervalle, quel que soit le groupe considéré (cf. tableau 4A).

3. L'information sur le positionnement du revenu du ménage par rapport au seuil de revenu aurait pu être utile. Ces seuils sont liés au type de logement social demandé, à la taille de la famille et à la localisation du logement. Malheureusement nous ne connaissons pas le type de logement demandé, il est donc difficile de déterminer ce positionnement, sauf à supposer que tous les ménages demandent les logements associés aux seuils de revenu les plus élevés. Notons toutefois que, pour ces types de logements plus de 70 % des ménages vivant en France peuvent déposer un dossier.

Encadré 2 (suite)

La première partie de la vraisemblance correspond à la contribution à la vraisemblance d'un ménage dont la durée n'est pas censurée (le ménage a obtenu un logement social au cours de l'intervalle j et c l'indicatrice de censure vaut 1). La seconde partie de la vraisemblance est associée à une durée censurée. Au moment de la date de fin d'observation, le ménage n'occupe toujours pas un logement (c , l'indicatrice de censure prend alors la valeur 0). La vraisemblance du modèle est le produit, pour l'ensemble des ménages, de ces contributions individuelles à la vraisemblance.

La fonction de hasard de base est définie à partir des constantes associées à chaque intervalle. Étant donnée la définition du modèle de durée, les variables à coefficient positif sont des variables dont

l'accroissement augmente les probabilités de sortie de la file d'attente et diminue donc la durée moyenne d'obtention d'un logement social et inversement. L'analyse est menée toutes choses égales par ailleurs.

D'autres modélisations avec hétérogénéité non observée ont été considérées. En particulier nous avons estimé pour chaque sous-groupe une modélisation avec une hétérogénéité non observée suivant une distribution gamma et une modélisation de type « split population ». Dans ces modèles on suppose que la probabilité de ne jamais obtenir un logement social est non nulle. Pour ces modélisations, les paramètres associés à l'hétérogénéité non observée n'étant pas significativement différents de zéro, nous avons choisi de présenter seulement les estimations du modèle dans sa forme la plus simple.

Tableau 4A
Fonction de hasard de base

	Ensemble	Non-européen	Européen
[0,1[mois	- 3,273 *** (0,24)	- 3,347 *** (0,42)	- 2,625 *** (0,25)
[1,3[mois	- 2,477 *** (0,24)	- 1,899 *** (0,40)	- 1,937 *** (0,25)
[3,6[mois	- 2,448 *** (0,24)	- 1,721 *** (0,40)	- 1,930 *** (0,25)
[6,12[mois	- 2,19 *** (0,24)	- 1,472 *** (0,40)	- 1,646 *** (0,25)
[12,36[mois	- 1,549 *** (0,24)	- 0,577 (0,40)	- 1,113 *** (0,25)
[36,60[mois	- 1,47 *** (0,26)	- 0,385 (0,41)	- 1,033 *** (0,28)
> 60 mois	- 0,795 *** (0,27)	0,162 (0,43)	- 0,222 (0,31)

Lecture : écart-type entre parenthèses. Niveau de significativité * : 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %. La fonction de hasard est supposée constante par morceaux. Ces coefficients correspondent aux constantes associées à chaque intervalle de durée.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

La durée d'accès dépend du type de logement demandé et de sa localisation

L'attribution des logements sociaux dépend de l'offre de logement qui, à court terme, est plutôt inélastique. Il y a un excédent de demande sur le marché du logement social. Le déséquilibre est d'autant plus fort que la taille du logement demandé s'écarte de la superficie moyenne des logements offerts. Rappelons, de plus, que la superficie moyenne du parc locatif privé est inférieure de 2 m² à celle du parc social (Amzallag

et Taffin, 2010). Concernant les petits appartements, le nombre de demandes ne cessent d'augmenter (voir par exemple Chardon, Daguet et Vivas, 2008). Pour une offre de logement HLM fixée, la file d'attente pour les logements de petite surface sera plus longue, ce qui devrait en moyenne allonger la durée d'accès à ce type de logements. Cette hypothèse se vérifie dans nos estimations puisque, toutes choses égales par ailleurs, la durée d'accès à un logement de moins de trois pièces est plus longue (cf. tableau 4B). Bien que la demande de grands

Tableau 4B
Estimations du modèle de durée

	Ensemble	Non-européen	Européen
Taille du logement demandé :			
Moins de 3 pièces	- 0,645 *** (0,12)	- 1,407 *** (0,22)	- 0,200 (0,15)
3 ou 4 pièces	0,210 ** (0,10)	- 0,046 (0,18)	0,329 *** (0,12)
Plus de 5 pièces	réf **	réf	réf ***
Par rapport à l'appartement actuellement occupé, celui demandé est :			
Plus petit	0,666 *** (0,07)	0,586 *** (0,14)	0,686 *** (0,08)
Plus grand	- 0,460 *** (0,06)	- 0,550 *** (0,11)	- 0,346 *** (0,08)
De la même taille	réf	réf	réf
Âge de la personne de référence			
Âge centré	- 0,036 *** (0,003)	- 0,039 *** (0,008)	- 0,030 *** (0,00)
Âge centré au carré	0,0008 *** (0,000)	0,0008 *** (0,000)	0,0007 *** (0,000)
Vit déjà en HLM	- 0,221 *** (0,06)	- 0,159 * (0,09)	- 0,309 *** (0,07)
Le ménage a déjà connu des problèmes de loyers impayés	- 0,200 *** (0,06)	- 0,156 * (0,09)	- 0,230 *** (0,08)
Le ménage vit avec une personne handicapée	- 0,109 (0,08)	- 0,155 (0,16)	- 0,091 (0,09)
Ménage européen	0,431 *** (0,06)		
Niveau d'éducation du chef de ménage :			
Plus de deux années après le baccalauréat	0,201 * (0,10)	- 0,016 (0,16)	0,293 ** (0,14)
Baccalauréat plus deux années	0,206 * (0,11)	0,403 ** (0,18)	0,135 (0,13)
Baccalauréat	0,173 ** (0,08)	0,121 (0,15)	0,190 * (0,10)
CAP-BEP	0,081 (0,07)	0,099 (0,12)	0,083 (0,08)
Sans diplôme	réf	réf	réf →

appartements n'évolue pas, il est, pour d'autres raisons (e.g. problèmes de mobilité), tout aussi difficile d'accéder à ces appartements, comme le confirme notre étude. Ces difficultés sont

liées à des coûts de mobilité relativement élevés (aussi bien monétaires que d'opportunité, Gobillon et Le Blanc (2008), Bonnet, Gobillon et Laferrère (2010)). Les ménages occupant de

Tableau 4B (suite)

	Ensemble	Non-européen	Européen
Situation sur le marché du travail du chef de ménage :			
CDI dans le privé	0,151 * (0,08)	0,292 ** (0,13)	0,128 (0,11)
CDI dans le public, fonctionnaire	0,413 *** (0,10)	0,380 ** (0,19)	0,367 *** (0,12)
<i>CDD</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
Chômeur	- 0,100 (0,10)	- 0,152 (0,15)	- 0,015 (0,13)
Retraité	0,059 (0,16)	- 0,079 (0,33)	0,115 (0,18)
Autres inactivités	0,235 ** (0,10)	0,152 (0,18)	0,317 ** (0,13)
Taille du ménage :			
Homme seul sans enfant	0,316 *** (0,10)	0,299 (0,20)	0,194 * (0,11)
Femme seule sans enfant	- 0,031 (0,10)	- 0,009 (0,20)	- 0,122 (0,11)
Homme seul avec enfant(s)	- 0,208 (0,19)	- 0,207 (0,37)	0,171 (0,22)
Femme seule avec enfant(s)	- 0,707 *** (0,10)	- 1,170 *** (0,18)	- 0,507 *** (0,12)
<i>Couple sans enfant</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
Couple avec un enfant	- 0,476 *** (0,10)	- 1,041 *** (0,17)	- 0,207 * (0,12)
Couple avec deux enfants	- 0,491 *** (0,11)	- 1,098 *** (0,19)	- 0,201 (0,13)
Couple avec plus de deux enfants	- 0,234 ** (0,11)	- 0,747 *** (0,20)	- 0,083 (0,16)
Niveau de patrimoine du ménage (en milliers €) :			
Moins de 5	0,146 * (0,09)	0,196 (0,19)	0,197 ** (0,10)
Entre 5 et 10	0,269 *** (0,09)	0,395 ** (0,19)	0,226 ** (0,10)
Entre 10 et 15	0,280 *** (0,10)	0,580 *** (0,21)	0,195 * (0,11)
Entre 15 et 30	0,216 *** (0,10)	0,473 ** (0,22)	0,146 (0,11)
<i>Plus de 30</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
Revenu annuel par unité de consommation (en milliers €) :			
Moins de 10	- 0,361 *** (0,11)	- 0,547 ** (0,23)	- 0,377 *** (0,13)
Entre 10 et 15	- 0,265 *** (0,10)	- 0,648 ** (0,24)	- 0,198 * (0,11)
Entre 15 et 20	- 0,171 * (0,11)	- 0,577 * (0,25)	- 0,108 (0,12)
<i>Plus de 20</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>

Lecture : écart-type entre parenthèses. Niveau de significativité * : 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %.

Un coefficient estimé négatif (resp. positif) significatif est associé à une probabilité instantanée d'obtenir un logement social plus faible (resp. forte) et donc une durée d'attente avant l'obtention du logement plus longue (resp. courte).

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

grands logements sociaux ont tendance à ne pas déménager. De plus, la répartition des logements sociaux est géographiquement inégale. Pour en tenir compte, des variables de contrôle ont été introduites dans la modélisation, en particulier la typologie socio-économique des communes définie par Tabard (2002) et présentée dans le paragraphe précédent. Nos résultats sont conformes à la littérature (voir par exemple Simon et Kirszbaum, 2001) : la durée d'accès à un logement social est globalement plus longue dans la région Île de France. La durée d'accès à un logement social est plus courte dans les zones industrielles, ce résultat est particulièrement vrai pour les ménages non-européens (cf. tableau A3). La désindustrialisation de notre pays est une explication possible, le nombre de logements sociaux dans ces zones ayant été planifié pour des bassins d'emplois beaucoup plus importants. La politique du 1 % patronal venant conforter cette explication puisqu'elle a permis, dans ces zones, un développement du parc locatif social aux belles heures de notre industrie.

Elle dépend aussi des caractéristiques socio-économiques du demandeur...

En règle générale, plus le niveau d'études du chef de ménage est élevé, moins la famille mettra du temps à obtenir un logement social. Notons que le formulaire de demande de logement social (Cerfa 14069) ne demande pas le diplôme mais la profession, ce qui permet aux bailleurs sociaux d'inférer le niveau d'études.

De la même manière, plus le niveau de revenu annuel par unité de consommation est élevé, moins le ménage mettra du temps à obtenir un logement social. Ce résultat est particulièrement vrai pour les ménages non-européens.

De plus, toutes choses égales par ailleurs, la durée d'obtention d'un logement social est plus longue pour les ménages déclarant un niveau de patrimoine supérieur à 30 000 €. Pour les ménages non-européens, en plus de ce résultat général il faut préciser qu'avoir un patrimoine inférieur à 5 000 € conduit au même résultat. On pourrait penser qu'avoir peu de patrimoine crée une suspicion de non solvabilité pour ces ménages mais, en avoir beaucoup les rend du coup moins prioritaire.

Si le chef de ménage a signé un contrat de travail pour une durée indéterminée, son temps d'attente pour que sa famille obtienne un logement social sera plus faible. Ce résultat est renforcé pour les ménages non-européens. Les ménages européens inactifs non retraités ont, quant à eux, des

durées d'accès plus courtes. Ces inactifs sont essentiellement des étudiants, des personnes au foyer ou encore des personnes percevant une pension comme par exemple des personnes handicapées ou en incapacité de travailler.

La durée d'obtention d'un logement social est rallongée par le fait d'avoir connu des problèmes de loyers impayés.

Ces résultats valident l'idée selon laquelle les bailleurs sociaux, peu enclins à prendre des risques financiers et/ou d'une autre nature (e.g. intégration dans la collectivité locative), semblent avoir des préférences pour la stabilité, sans doute pour se garantir le plus possible contre le non-paiement des loyers. Cela les conduit à sélectionner en priorité des ménages ayant des revenus relativement élevés par unité de consommation, une situation professionnelle sûre (contrats à durée indéterminée) et plutôt diplômés. Cette exigence tacite de stabilité est plus défavorable aux ménages non-européens puisque, en moyenne, ils ont une situation sur le marché de l'emploi plus précaire, des revenus par unité de consommation plus modestes et leur chef de ménage à un niveau de diplôme plus faible.

... et de la structure de son ménage

De façon générale, les femmes seules avec des enfants ont les durées moyennes d'accès à un logement social les plus longues. Cet effet est encore plus important pour les femmes chefs de ménage non-européennes. Les couples ont des durées moyennes d'accès plus longues à un logement social lorsqu'ils ont des enfants, ceci est d'autant plus vrai pour les ménages non-européens. Ces résultats sont contre-intuitifs puisque généralement les chefs de famille monoparentale, les femmes enceintes et les familles nombreuses sont prioritaires en ce qui concerne l'accession à un logement social. En ce qui concerne les ménages avec enfants, l'offre limitée de grands logements et la faible mobilité des familles occupant ce type de logement est l'explication la plus plausible. Pour les femmes seules, on peut de nouveau invoquer la préférence pour la stabilité des bailleurs sociaux. On peut aussi penser que ces ménages ont des exigences sur le type de logement demandé plus difficiles à satisfaire (e.g. proximité d'un établissement scolaire, résidences sécurisantes).

L'âge du chef de ménage n'a pas un effet linéaire sur la durée d'obtention d'un logement social. Les plus jeunes et les plus âgés, au-delà de 57 ans, ont des durées plus courtes. L'effet de l'âge est le

même quelque soit l'origine du chef de ménage (cf. tableau 4B). Ce résultat est peu surprenant car, en France, le chômage des jeunes et des plus de 55 ans est élevé. De plus, les jeunes à la recherche d'un premier logement et les personnes connaissant une réduction brutale de leurs ressources sont généralement considérées comme prioritaire pour accéder à un logement social.

L'estimation réalisée sur l'ensemble des ménages met en évidence, toutes choses égales par ailleurs, que la durée moyenne d'accès à un logement social est plus faible pour les ménages européens (cf. tableau 4B). Malgré les variables de contrôle introduites dans la régression dont on vient d'exposer les effets, il existe une différence significative entre les durées moyennes d'accès à un logement des Européens et des non-Européens.

Peut-on parler de discrimination ?

Pour essayer de répondre à cette question et tenter d'expliquer ces différences nous allons calculer, à partir des estimations réalisées, deux types d'indicateurs. La durée moyenne d'accès à un logement et des probabilités d'accès en fonction de la durée d'attente sont estimées pour les Européens et les non-Européens. Pour chaque indicateur, nous calculons la différence entre les deux groupes et appliquons des décompositions de type Oaxaca et Ramson (1994) et Fairlie (1999). L'objectif de ces décompositions est de mesurer la part de la différence expliquée par le modèle, c'est-à-dire par les variables explicatives incluses dans la régression, et la part de la différence non expliquée par les caractéristiques (cf. encadré 3). Pour chaque indicateur, deux

Encadré 3

DISTRIBUTION DE LA DURÉE ET DÉCOMPOSITION

Distribution de la durée d'accès à un logement social

Les fonctions de densité, de survie et de répartition de la durée sont respectivement définies par les équations (2), (3) et (4).

$$f_j(X; \gamma_j) = \begin{cases} h_1(X; \beta_1) & \text{si } j = 1 \\ \left[\prod_{s=1}^{j-1} (1 - h_s(X; \beta_s)) \right] [h_j(X; \beta_j)] & \text{si } j = 2, \dots, k \\ \left[\prod_{s=1}^{k+1} (1 - h_j(X; \beta_j)) \right] & \text{si } j = k + 1 \end{cases} \quad (2)$$

$$S_j(X; \gamma_j) = P(T > b_{j-1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } j = 1 \\ \left[\prod_{s=1}^{j-1} (1 - h_s(X; \beta_s)) \right] & \text{si } j > 1 \end{cases} \quad (3)$$

$$F_j(X; \gamma_j) = 1 - S_j(X; \gamma_j) \quad (4)$$

Durée moyenne

Sans information sur la durée exacte, nous avons supposé que les durées étaient uniformément réparties sur chaque intervalle. La durée moyenne d'accès à un logement social est donnée par :

$$E(T) = \sum_{j=1}^{k+1} c_j f_j(X; \gamma_j) \quad (5)$$

où $f_j = (X; \gamma_j)$ est définie par la relation (2) et $c_j = b_{j-1} + (b_j - b_{j-1}) / 2$ pour $j = 1$ à $k + 1$, est le centre

de l'intervalle j . Par convention, les amplitudes entre les deux derniers intervalles (k et $k + 1$) sont égales.

Décomposition

Considérons deux échantillons indicés par e et ne de taille N_e et N_{ne} . Soit X_e et δ_e (resp. X_{ne} et δ_{ne}) les ensembles de variables explicatives et les vecteurs de paramètres associés aux échantillons e et ne .

La décomposition d'une fonction non linéaire $G(X, \delta)$ où X est un ensemble de variables explicatives et δ un vecteur de paramètres est définie par (cf. Fairlie, 1999) :

$$\begin{aligned} \overline{G(X^e; \delta_j^e)} - \overline{G(X^{ne}; \delta_j^{ne})} &= \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^e) - \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^{ne}) \\ &= \left\{ \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^e) - \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^e) \right\} + \\ &\quad \left\{ \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^e) - \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^{ne}) \right\} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \overline{G(X^e; \delta_j^e)} - \overline{G(X^{ne}; \delta_j^{ne})} &= \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^e) - \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^{ne}) \\ &= \left\{ \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^e) - \frac{1}{N_{ne}} \sum_{i=1}^{N_{ne}} G(X_i^{ne}; \delta_j^{ne}) \right\} + \\ &\quad \left\{ \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^e) - \frac{1}{N_e} \sum_{i=1}^{N_e} G(X_i^e; \delta_j^{ne}) \right\} \end{aligned} \quad (7)$$

La relation (6) utilise la structure des paramètres associée à l'échantillon e et la relation (7) utilise celle de l'échantillon ne . Selon la fonction que l'on veut décomposer, G peut être remplacée par $F_j(X; \gamma_j)$, $S_j(X; \gamma_j)$ ou par la moyenne E . Pour ces deux relations, la première différence correspond à la partie expliquée par les caractéristiques des ménages et la seconde à la partie non expliquée.

décompositions, définies par les relations (6) et (7), ont été calculées. La relation (6) est associée à la structure des paramètres des ménages européens ; la relation (7) est associée à la structure des paramètres des ménages non-européens.

L'écart entre les deux moyennes estimées d'accès à un logement social (cf. tableau 5) est proche de deux ans en faveur des ménages européens. La durée moyenne estimée d'accès à un logement social est de moins de trois ans pour les Européens et de plus de cinq ans pour les non-Européens. Ces moyennes ayant été calculées à partir de classes de durées, elles sont moins précises que ce que nous aurions pu obtenir à partir d'une information continue. Néanmoins, ces résultats semblent cohérents. En effet, la durée moyenne d'attente est de moins de 6 mois dans les villes de petites tailles (moins de 1 000 habitants), d'environ 2 ans dans les villes de grandes tailles (plus de 100 000 habitants). Cette durée varie entre 4 et 5 ans à Paris. La durée moyenne des non-Européens est plus longue (Simon et Kirszbaum, 2001). De plus, on peut noter que les délais « anormalement » (au sens du ministère du Logement) longs sont compris, pour la plupart des départements de France, entre 12 et 15 mois. Pour l'Île de France, ce délai est de 36 mois, excepté pour Paris où les délais varient entre 6 et 10 ans selon la taille du logement demandé.

La probabilité estimée d'avoir obtenu un logement est plus faible pour les non-Européens quelle que soit la durée considérée (cf. tableau 5). La probabilité estimée d'obtenir un logement au cours du premier mois est d'environ 10 % pour les Européens et de 1,5 % pour les non-Européens. Au bout d'un an, les Européens ont près de 50 % de chance que leur demande de logement ait été satisfaite, pour les non-Européens cette probabilité n'est que de 15 %. Enfin, alors que pour les non-Européens la probabilité d'attendre plus de 5 ans est proche de 70 %,

celle des Européens est inférieure à 35 %. Par conséquent, on peut noter une légère augmentation de l'écart entre les probabilités d'accès à un logement social des Européens et des non-Européens avec la durée d'attente. Examinons à présent la part de ces écarts expliquée par le modèle (cf. tableau 6).

Les parts expliquées et non expliquées diffèrent selon la structure des paramètres considérée. La part non expliquée de la différence est stable au cours du temps et de l'ordre de 40 % lorsque la structure choisie est celle des Européens. Avec la structure des non-Européens, la part non expliquée est décroissante au cours du temps et varie de 65 % à 15 %. Ces évolutions différentes s'expliquent par des coefficients différents pour les deux groupes en particulier pour la localisation, la taille de la famille et les termes constants. Quoiqu'il en soit, la partie non expliquée n'est pas négligeable. Ceci est particulièrement vrai pour une durée inférieure à un an (plus de 30 % de la différence n'est pas expliquée). Il est possible que les Européens aient un réseau social et/ou un meilleur ensemble d'informations permettant d'accélérer l'accession à un logement. Ce qui pourrait être assimilé à de la discrimination. Plusieurs explications peuvent être avancées si on ne se limite pas seulement à des durées courtes. Une première est liée aux caractéristiques du logement demandé. Il se peut que les Européens et les non-Européens ne demandent pas le même type de logement, pour des questions de préférence ou de loyer. De fait, ils ne se situeraient pas sur les mêmes segments de marché du logement social. Si les non-Européens se positionnent sur des segments où l'offre est plus faible, leur durée d'attente sera plus longue. On peut tout de même se demander pourquoi, n'accédant pas à un logement social, ils ne modifieraient pas leur demande. Des informations complémentaires sur le type de logement demandé ou sur les offres de logements vacants

Tableau 5
Quelques indicateurs d'écart apparent

Pour les ménages d'origine	Probabilité estimée que la durée d'accès à un logement social soit						Durée moyenne estimée (en mois)
	< 1 mois	< 3 mois	< 6 mois	> 1 an	> 3 ans	> 5 ans	
Européenne	0,089 (0,005)	0,225 (0,008)	0,331 (0,009)	0,560 (0,010)	0,433 (0,010)	0,337 (0,012)	33,701 (0,632)
Non-européenne	0,014 (0,003)	0,062 (0,005)	0,110 (0,006)	0,841 (0,007)	0,754 (0,008)	0,677 (0,011)	55,289 (0,482)
Écart entre les deux types de ménage	0,075 (0,006)	0,163 (0,009)	0,221 (0,011)	- 0,280 (0,012)	- 0,321 (0,013)	- 0,340 (0,017)	- 21,588 (0,828)

Lecture : la probabilité que, pour un ménage d'origine européenne, la durée d'attente soit inférieure à un mois est de 9 %. Ces indicateurs et leur écart-type ont été calculés à partir de 200 estimations réalisées par bootstrap.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

permettraient d'affiner cette analyse. La seconde explication concerne l'état du stock de logement social. Les bailleurs sociaux sont soumis à des contraintes de mixité et d'équité dans l'attribution. Le logement social loge de plus en plus de ménages modestes et de plus en plus d'immigrés. Par conséquent, lors de l'attribution d'un logement vacant, il se peut que les bailleurs sociaux soient contraints de ne pas satisfaire la demande d'un ménage non-européen pour des problèmes de mixité. Une information précise sur ces critères de mixité serait utile pour compléter l'étude.

Cette étude montre que la durée moyenne d'accès à un logement social est plus longue pour les ménages d'origine non-européenne que pour les ménages d'origine européenne. Une partie relativement importante de l'écart entre ces deux durées n'est pas expliquée par les caractéristiques observables telles que le type de logement demandé, la taille de la famille ou encore la catégorie socio-professionnelle du ménage. Les résultats obtenus peuvent donc laisser penser qu'il existe une certaine forme de discrimination à l'égard des non-Européens. L'attribution des logements sociaux ne se ferait pas que sur des critères sociaux objectifs. Les bailleurs sociaux semblent faire de la discrimination statistique en pensant (à tort ou à

raison) que les non-Européens sont des ménages à risque. Ce risque pouvant être lié à un problème financier (non paiement des loyers), un problème culturel (modes de vie différents de celui des Européens) ou des problèmes d'insécurité (dégradations, violence, etc.). Les bailleurs auraient donc tendance à attribuer moins rapidement un logement social aux non-Européens parce qu'ils leur associeraient un risque moyen plus élevé que pour les ménages européens. Outre une discrimination statistique potentielle, on peut aussi envisager d'autres types de discriminations. L'utilisation des réseaux sociaux pourrait permettre d'obtenir un logement plus rapidement. En partant du principe que les ménages d'origine non-européenne bénéficient de réseaux sociaux moins efficaces, on pourrait être amené à parler d'une discrimination plutôt indirecte (Ringelheim 2010).

Des informations plus détaillées, sur la durée, réelle et non pas seulement par intervalles, sur les caractéristiques des ménages au moment du dépôt du dossier de demande d'un logement social mais aussi sur l'évolution de certaines informations comme les situations professionnelle et familiale, nous permettraient de compléter l'analyse réalisée. Compte tenu de la taille de l'échantillon, il n'a pas été possible

Tableau 6
Décomposition de l'écart apparent

	Écart brut	Partie expliquée	Partie non expliquée		
			Valeur	%	
À partir des coefficients estimés pour les ménages d'origine européenne					
Probabilité d'accéder à un logement social en...	moins d'1 mois	0,075 (0,006)	0,043 (0,003)	0,032 (0,004)	42,7
	moins de 3 mois	0,163 (0,009)	0,101 (0,006)	0,062 (0,009)	38,0
	moins de 6 mois	0,221 (0,011)	0,140 (0,007)	0,081 (0,011)	36,7
	plus d'1 an	- 0,280 (0,012)	- 0,173 (0,009)	- 0,107 (0,014)	38,2
	plus de 3 ans	- 0,321 (0,013)	- 0,200 (0,011)	- 0,121 (0,017)	37,7
	plus de 5 ans	- 0,340 (0,017)	- 0,210 (0,013)	- 0,130 (0,022)	38,2
Durée moyenne d'attente (en mois)	- 21,588 (0,828)	- 13,384 (0,762)	- 8,204 (1,113)	38,0	
À partir des coefficients estimés pour les ménages d'origine non européenne					
Probabilité d'accéder à un logement social en...	moins d'1 mois	0,075 (0,006)	0,026 (0,005)	0,049 (0,009)	65,3
	moins de 3 mois	0,163 (0,009)	0,095 (0,008)	0,068 (0,014)	41,7
	moins de 6 mois	0,221 (0,011)	0,150 (0,011)	0,071 (0,018)	32,1
	plus d'1 an	- 0,280 (0,012)	- 0,196 (0,012)	- 0,085 (0,020)	30,4
	plus de 3 ans	- 0,321 (0,013)	- 0,253 (0,014)	- 0,068 (0,021)	21,2
	plus de 5 ans	- 0,340 (0,017)	- 0,287 (0,015)	- 0,053 (0,025)	15,6
Durée moyenne d'attente (en mois)	- 21,588 (0,828)	- 16,862 (0,914)	- 4,725 (1,380)	21,9	

Lecture : l'écart entre les probabilités d'avoir une durée d'attente inférieure à 1 mois pour les ménages d'origine européenne et non européenne est de 0,075 (soit 7,5 %) en faveur des ménages européens. La partie expliquée par les caractéristiques est de 0,043 lorsqu'on s'appuie sur les effets estimés sur la population européenne. L'écart résiduel est alors de 0,032 soit 42,7 % de l'écart total.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

Ces différents éléments et leur écart-type (donné entre parenthèses) ont été calculés à partir de 200 estimations réalisées par bootstrap.

de travailler avec une segmentation plus fine. On peut toutefois penser qu'une analyse en fonction des origines et du lieu de résidence (Île de France, grandes villes et reste de la France) aurait pu être pertinente. Pour mieux

appréhender les problèmes d'offre, des données détaillées sur les caractéristiques des logements offerts seraient très utiles. En ce qui concerne la discrimination, des études qualitatives pourraient permettre d'affiner l'analyse. □

BIBLIOGRAPHIE

Aeberhardt R., Fougère D., Pouget J. et Rathelot R. (2010), « Wages and employment of French workers with African origin », *Journal of Population Economics*, vol. 23 n° 3, pp. 881-905.

Amzallag M. et Taffin C. (2010), *Le Logement social*, 2^e édition, L.G.D.J. Lextenso éditions.

Belkacim C. Gilles C. et Trigano L. (2006), « Vacances et mobilité dans le parc locatif social », *Sesp en Bref* n° 11 ; Ministère de l'Écologie, du développement durable, des transports et du logement.

Bonnal L., Boumahdi R. et Favard P. (2011), « Les déterminants de la durée d'accès à un logement social », *Document de travail Crief*, T2011-03.

Bonnet C., Gobillon L. et Laferrère A. (2010), « The effect of Widowhood on Housing and Location Choices », *Journal of Housing Economics*, n° 19, pp. 106-120.

Castéran B. et L. Ricroch (2008), « Les logements en 2006 : le confort s'améliore, mais pas pour tous », *Insee Première*, n° 1202.

Chardon O., Daguet F. et Vivas E. (2008), « Les familles monoparentales, des difficultés à travailler et à se loger », *Insee première*, n° 1195.

Driant J.-C. et Rieg C. (2004), « Les ménages à bas revenus et le logement social », *Insee Première*, n° 962.

Fairlie R.W. (1999), « The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 2, pp. 80-108.

Fack G. (2009), « L'évolution des inégalités entre ménages face aux dépenses de logement (1988-2006) », *les Informations sociales*, n° 155.

Fougère D., Kramarz F., Rathelot R. and Safi M. (2011), « Social housing and location choices of immigrants in France », *IZA Discussion Paper* N° 5557, Bonn.

Gobillon L. et Le Blanc D. (2008), « Economic Effects of Upfront Subsidies to Ownership: the case of the Prêt à Taux Zéro in France », *Journal of Housing Economics*, vol. 17, n° 1, pp. 1-33.

Jacquot A. (2006), « Cinquante ans d'évolution des conditions de logement des ménages. Données sociales », *La Société française*, pp. 467-473.

Jacquot A. (2007), « L'occupation du parc HLM : éclairage à partir des enquêtes logement de l'Insee », *document de travail DSDS* n° F0708, Insee.

Jenkins. S. P. (1995), « Easy estimation methods for discrete-time duration models », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 57, n° 1, pp. 12-138.

Minodier C. (2004), « Le parc locatif récent : davantage de maisons et de petits immeubles », *Insee première*, n° 957.

Oaxaca R. and Ransom M. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, pp. 5-21.

Ringelheim J. (2010), « La statistique : un outil au service de la lutte contre la discrimination », *Mouvements*, vol. 62, n° 2, pp. 125-135.

Simon P. et Kirszbaum T. (2001), « Les discriminations raciales et ethniques dans l'accès au logement », *Note Geld*, n° 3.

Tabard N. (2002), « Représentation socio-économique du territoire, typologie des quartiers et communes de France selon la profession et l'activité socio-économique de leurs habitants. France métropolitaine, recensement de 1999 », *Document de travail* n° F0208, Insee.

Verdugo G. (2010), « Public Housing and Residential Segregation of Immigrants in France, 1968-1999 », *IZA Discussion Paper*, n° 5456.

Verdugo G. (2011), « Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France », *Économie et Statistique*, n° 446, pp. 3-24.

Tableau A1
Statistiques descriptives associées à l'âge

	moyenne	écart-type	minimum	maximum
Échantillon total	39,6	12,5	18	95
Européens	39,6	14	18	95
Non-Européens	39,6	10,5	18	90
Ménages vivant en HLM en 2006, quelle que soit la date d'entrée	49,3	16,3	18	98

Lecture : l'âge moyen des ménages de notre échantillon est de 39,6 ans.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

Tableau A2
Statistiques descriptives en fonction des durées censurées (CD) et non censurées (DNC)

En %

	Ech Europ.		Ech Non-europ		Ech total		HLM
	DC	DNC	DC	DNC	DC	DNC	
Taille du logement demandé							
Moins de 3 pièces	31,4	27,5	60,7	31,4	48,8	26,2	20,6
3 ou 4 pièces	57,6	65,4	35,0	57,6	44,2	66,5	68,6
Plus de 4 pièces	11,0	7,1	4,3	11,0	7,0	7,4	10,8
Par rapport à l'appartement actuellement occupé celui demandé est :							
Plus petit	12,1	34,4	3,7	25,0	7,1	31,5	
Plus grand	51,8	32,5	81,1	44,4	69,2	36,2	
De la même taille	36,2	33,0	15,2	30,6	23,7	32,3	
Vit déjà dans un logement HLM	51,1	35,0	27,9	34,6	37,3	34,9	
Le ménage a déjà connu des problèmes de loyers impayés	28,5	21,2	41,1	31,2	36,0	24,3	22,3
Européens					40,7	69,1	69,0
Localisation du logement demandé							
Zone rurale	4,6	7,0	0,4	0,6	2,1	5,0	3,3
Zone périurbaine	57,3	55,4	42,3	51,5	48,4	54,2	53,3
Zone urbaine (excepté Région parisienne)	38,1	37,7	57,3	47,8	49,5	40,8	43,4
Paris et communes limitrophes	8,9	4,3	34,2	11,9	23,9	6,7	7,4
Reste agglomération parisienne	13,9	12,4	34,4	26,4	26,1	16,7	20,2
Reste de l'île de France et villes de plus de 100000 habitants	49,5	51,3	26,1	47,7	35,6	50,2	50,3
Reste du territoire	27,7	32,0	5,3	14,0	14,4	26,4	22,1
Présence d'une personne handicapée dans le ménage	19,5	17,7	13,1	12,4	15,7	16,1	23,0
Niveau d'éducation du chef de ménage							
Plus de deux années d'études supérieures	6,8	7,1	10,6	12,1	9,1	8,7	5,2
Baccalauréat plus deux années d'études supérieures	6,4	7,7	6,5	8,4	6,4	7,9	5,5
Baccalauréat	12,8	16,1	14,9	13,0	14,0	15,1	10,4
CAP-BEP (niveau 5)	32,8	33,6	17,9	21,9	24,0	30,0	28,3
Sans diplôme	41,2	35,5	50,1	44,6	46,5	38,3	50,6

→

Tableau A2 (suite)

	Ech Europ.		Ech Non-Europ		Ech total		En %
	DC	DNC	DC	DNC	DC	DNC	HLM
Situation sur le marché du travail du chef de ménage							
Contrat à durée déterminée	10,0	7,6	17,2	14,0	14,3	9,6	7,1
Contrat à durée indéterminée dans le secteur privé	37,4	40,7	34,2	40,9	35,5	40,7	38,4
Fonctionnaire ou CDI dans le secteur public	14,5	18,6	5,7	10,6	9,3	16,2	14,3
Chômeur	15,9	10,2	30,3	17,1	24,4	12,3	8,6
Retraité	9,6	9,7	3,6	6,3	6,1	8,6	19,4
Autres inactivités	12,6	13,2	9,0	11,1	10,4	12,6	11,6
Taille du ménage							
Homme seul sans enfant	10,4	13,5	4,4	10,0	6,8	12,4	12,8
Femme seule sans enfant	16,9	20,0	3,4	8,9	8,9	16,6	22,1
Homme seul avec enfant(s)	2,4	2,1	1,8	1,8	2,0	2,0	1,6
Femme seule avec enfant(s)	26,1	16,8	31,1	15,6	29,1	16,4	18,4
Couple sans enfant	13,2	19,5	5,4	17,9	8,6	19,0	14,7
Couple avec un enfant	13,1	12,2	23,9	18,4	19,5	14,1	9,9
Couple avec deux enfants	10,5	9,6	18,7	13,0	15,3	10,7	10,7
Couple avec plus de deux enfants	7,5	6,3	11,4	14,5	9,8	8,8	9,8
Niveau du patrimoine du ménage (en milliers d'€)							
Moins de 5	37,4	31,5	64,0	43,5	53,2	35,2	35,5
Entre 5 et 10	19,5	21,5	17,8	25,1	18,5	22,6	22,1
Entre 10 et 15	13,4	15,8	6,7	12,9	9,4	14,9	14,2
Entre 15 et 30	11,5	14,0	4,6	10,6	7,4	12,9	11,7
Plus de 30	18,2	17,2	6,8	7,9	11,5	14,3	16,5
Revenu annuel par unité de consommation (en milliers d'€)							
Moins de 10	43,0	34,1	70,8	59,3	59,5	41,9	39,2
Entre 10 et 15	30,4	33,7	20,1	24,8	24,3	30,9	31,9
Entre 15 et 20	16,3	19,9	6,6	10,1	10,5	16,9	17,1
Plus de 20	10,3	12,3	2,5	5,8	5,7	10,3	11,8

Lecture : DC : durée censurée ; DNC : durée non censurée ; HLM : ensemble des ménages vivant en HLM, quelle que soit la date d'entrée dans le logement.

Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.

Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

Tableau A3
Résultats des estimations liés à la localisation (Typologie Tabard)

	Ensemble	Non-Européen	Européen
<i>Catégories moyennes administratives d'entreprises publiques ou privées /</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
<i>Banlieue parisienne</i>			
Classe moyenne de fonction publique / Littoral	0,408 *** (0,11)	0,827 *** (0,18)	0,062 (0,14)
Administration, café restaurant / Paca, Littoral	0,014 (0,14)	0,108 (0,22)	-0,205 (0,18)
Agriculture, bois, commerce alimentaire	0,518 *** (0,17)	0,550 (0,52)	0,275 * (0,18)
Manutention, tri / Haute-Normandie, ZUS	0,276 * (0,17)	0,845 *** (0,28)	-0,096 (0,21)
Tertiaire administratif et commercial peu qualifié, chômage / Littoral, ZUS	0,453 *** (0,13)	0,590 ** (0,22)	0,202 (0,18)
Petits métiers urbains, chômage / Île de France, ZUS	-0,397 *** (0,13)	-0,203 (0,18)	-0,573 *** (0,19)
Chômage, services des villes / ZUS, grands centres, PACA Nord pas de Calais	-0,604 (0,61)	-1,060 (1,07)	-0,326 (0,77)
Activités artistiques ou à clientèle aisée / Paris est	-0,749 *** (0,17)	-0,471 ** (0,24)	-0,838 *** (0,27)
Patronat, établissements financiers, services aux entreprises / Quartiers très aisés de Paris et de l'ouest de l'Île de France	-0,817 *** (0,26)	-0,147 (0,38)	-1,263 *** (0,36)
Cadres de la santé et de l'enseignement / quartiers des grands centres de province	-0,078 (0,23)	0,311 (0,46)	-0,354 (0,27)
Haute technologie / Ouest francilien	-0,143 (0,16)	-0,029 (0,26)	-0,271 (0,20)
Industrie textile cuirs, papier-carton, matériaux de constructions / Espace rural industriel	-0,041 (0,30)	0,267 (0,64)	-0,376 (0,34)
Métallurgie, industrie qualifiée / Périphérie industrielle du quart nord-est du quart nord-est	0,749 *** (0,27)	1,093 ** (0,47)	0,364 (0,34)
Mécanique, chimie, plastiques, faible qualification industrielle / Moitié est	0,803 *** (0,26)	2,042 *** (0,46)	0,2999 (0,31)
Chômage industriel / banlieues des grandes UU de province / Nord-pas-de-Calais	0,504 *** (0,15)	1,027 *** (0,29)	0,176 (0,18)
Transports ferroviaires	0,359 *** (0,12)	0,863 *** (0,19)	-0,051 (0,15)
Salariés qualifiés de l'industrie / Communes et cantons péri-urbains	0,345 (0,23)	1,654 *** (0,58)	-0,028 (0,26)
Encadrement de la production	0,326 * (0,17)	0,278 (0,51)	0,076 (0,19)
Métiers divers peu qualifiés / Petits centres provinciaux	0,742 *** (0,15)	1,148 *** (0,33)	0,446 ** (0,19)
Hotellerie, restauration / Littoral, bassin méditerranéen	-0,261 (0,19)	-0,014 (0,34)	-0,553 (0,24)
Activités semi-agricoles / Communes petits pôles	0,191 (0,18)	-0,179 (0,65)	-0,006 (0,20)
Aéronautique, ordinateurs	-0,066 (0,17)	0,649 ** (0,32)	-0,425 ** (0,20)

*Lecture : écart-type entre parenthèses. Niveau de significativité * : 10 % ; ** : 5 % ; *** : 1 %.*
Ces estimations complètent les résultats donnés dans les tableaux 4. La typologie Tabard en 27 postes a été retenue ici. Pour des raisons de trop faible effectif, les éléments liés à l'activité agriculture ont été regroupés.
Champ : ménages ayant déposé une demande de logement social sur la période 2001-2006.
Source : enquête Logement 2006, Insee. Nombre d'observations : 5 208 ménages. Calculs des auteurs.

