

# Les discriminations dans l'accès au logement en France : un *testing* sur les aires urbaines métropolitaines

## *Discrimination in Access to Housing: A Test on Urban Areas in Metropolitan France*

Julie Le Gallo\*, Yannick L'Horty\*\*, Loïc du Parquet\*\*\*  
et Pascale Petit\*\*

**Résumé** – Nous mesurons l'ampleur des discriminations dans l'accès au logement locatif du parc privé à l'aide d'un *testing*, sur les 50 plus grandes aires urbaines de France métropolitaine, couvrant plusieurs motifs de discriminations : l'âge, l'origine, le lieu de résidence et leurs combinaisons. Le protocole a consisté à envoyer, entre juin et décembre 2016, cinq candidatures fictives en réponse à une sélection de 5 000 annonces de locations dans le parc privé réparties sur l'ensemble du territoire métropolitain. Nous vérifions si les discriminations dans l'accès au logement dépendent des caractéristiques des candidats, de celles de l'annonceur et de celles du contexte local. Nous ne mettons pas en évidence de discriminations en raison de l'âge du candidat à la location. Nous trouvons un effet positif du fait de signaler habiter en HLM ou dans une cité. Nous trouvons en outre d'importantes discriminations selon l'origine, pénalisant les candidats dont les noms et prénoms signalent une origine maghrébine ou une origine africaine.

**Abstract** – We measure the extent of discrimination in access to rental housing in the private sector using a test in the 50 largest urban areas in Metropolitan France, covering several grounds of discrimination: age, origin, place of residence and combinations thereof. The protocol consisted of sending, between June and December 2016, five fictitious applications in response to a selection of 5,000 advertisements for private rental housing spread throughout Metropolitan France. We check whether discrimination in access to housing depends on the characteristics of the applicants, those of the advertiser and those of the local context. We do not highlight any discrimination based on the applicant's age. We do find a positive effect of reporting living in low-rent housing or in a housing estate. We also find significant discrimination according to origin, which penalises applicants whose surnames and first names indicate a North African or African origin.

Codes JEL / JEL Classification : J14, R31

Mots-clés : discrimination, logement, *testing*, expérience contrôlée

Keywords: *discrimination, housing, testing, controlled experiment*

\* CESAER UMR1041, AgroSup Dijon, INRAE, Université de Bourgogne Franche-Comté ([julie.le-gallo@agrosupdijon.fr](mailto:julie.le-gallo@agrosupdijon.fr)) ; \*\* ERUDITE, Université Gustave Eiffel, UPEC, TEPP-CNRS ([yannick.lhorty@u-pem.fr](mailto:yannick.lhorty@u-pem.fr); [pascal.petit@u-pem.fr](mailto:pascal.petit@u-pem.fr)) ; \*\*\* Université du Mans, GAINS et TEPP-CNRS ([loic.duparquet@univ-lemans.fr](mailto:loic.duparquet@univ-lemans.fr))

Cette étude a bénéficié du soutien de l'Agence Nationale de la Recherche dans le cadre du projet « Discrimination dans l'Accès au Logement : un *testing* de couverture nationale » (projet DALTON ANR-15-CE28-0004). Nous remercions Abdel Diakité, Victor Simo et Ludovic Ebene Moussole pour leur assistance dans la construction de la base de données, ainsi que Stéphanie Abrial, Sarah Bénichou, François Bonnet, François Cochard, Quentin David et Patrick Simon pour leurs commentaires ainsi que l'ensemble des participants de la journée « Discrimination dans l'accès au logement » le 15 décembre 2017 à l'UPEM. Nous remercions enfin les rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives qui ont conduit à des améliorations substantielles de l'article.

Reçu le 13 mars 2018, accepté après révisions le 29 avril 2019.

Citation : Le Gallo, J., L'Horty, Y., du Parquet, L. & Petit, P. (2019). Discrimination in Access to Housing: A Test on Urban Areas in Metropolitan France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 513, 27–45. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.513.2004>

Un propriétaire ne peut pas refuser un locataire en raison de son origine ethnique, de son âge, de son sexe, de son orientation sexuelle ou de l'un des autres critères prohibés par le droit. C'est contraire au principe d'égalité et constitue une atteinte à la dignité des personnes. Pour cette raison, les discriminations sont punies par la loi et exposent leur auteur à trois ans d'emprisonnement et 45 000 euros d'amende aux termes de l'article 225-2 du code pénal. Malgré ce cadre juridique répressif, le logement est perçu par près d'un français sur deux comme l'un des principaux domaines susceptibles de produire des discriminations, suivant en cela l'emploi ou les contrôles de police (Défenseur des Droits, 2017). Les discriminations dans l'accès au logement impliquent en outre un coût économique pour la collectivité. Les personnes discriminées subissent des coûts de recherche élevés et elles sont limitées dans leur choix de localisation, ce qui réduit leur mobilité résidentielle. Cela peut alimenter les processus de ségrégation urbaine et générer une mauvaise allocation spatiale qui pénalise en retour l'accès à l'emploi et à la formation. Certes, la ségrégation urbaine peut être observée en l'absence de toute discrimination sur le marché du logement, mais elle peut être encore plus critique en présence de ce type de discrimination. La mise en évidence de telles situations est donc utile à la fois pour analyser les déterminants des fractures spatiales qui organisent la séparation territoriale des groupes sociaux, mais aussi pour définir les politiques publiques les plus pertinentes. Les actions classiques de lutte contre les ségrégations urbaines, qui visent à organiser la mixité sociale des quartiers ou leur désenclavement par des opérations de rénovations urbaines, ne ciblent pas explicitement la question de la discrimination dans l'accès au logement. Cette question recouvre donc à la fois des enjeux de connaissance pour la recherche et des enjeux essentiels pour la conception même des politiques publiques.

Afin de mesurer de façon objective les discriminations dans l'accès au logement, à l'emploi ou à d'autres marchés, la méthode la plus utilisée est celle du *testing* qui consiste à comparer les retours obtenus en réponse à une annonce (ici, une annonce immobilière) par deux candidats semblables en tous points sauf sur la caractéristique dont on veut tester l'effet. Cette méthode a été appliquée aux États-Unis depuis les années 1980 et a apporté de multiples preuves expérimentales de discriminations dans l'accès au logement, en particulier pour les discriminations

ethno-raciales qui sont les plus étudiées (Yinger, 1986 ; Page, 1995 ; Choi *et al.*, 2005 ; Hanson & Hawley, 2011). Elle a aussi été appliquée dans de nombreux pays d'Europe<sup>1</sup>. Avec la généralisation d'internet et des sites d'annonces immobilières, le test de correspondance, qui consiste à envoyer des courriels de demandes fictives, s'est imposé comme le moyen le plus efficace de réaliser des *testing* sur le marché du logement. Dans un survol récent de la littérature, Flage (2018) identifie 29 études scientifiques ayant appliqué cette méthode dans 15 pays différents. Il conclut que les candidats dont le nom de famille signale une origine étrangère ont deux fois moins de chance en moyenne d'être en location que les autres candidats.

Des *testings* ont été fréquemment utilisés en France dans d'autres domaines, principalement sur le marché du travail, et pour étudier divers motifs de discrimination : le sexe (Duguet & Petit, 2005 ; Petit, 2007), l'origine apparente (Berson, 2011), la réputation du lieu de résidence (Bunel *et al.*, 2016), la religion (Adida *et al.*, 2010 ; Pierné, 2013), et les effets croisés de plusieurs motifs (Duguet *et al.*, 2010 ; L'Horty *et al.*, 2011 ; Petit *et al.*, 2014). Cependant, cette méthode a encore été peu utilisée pour le marché du logement, à l'exception d'un petit nombre de travaux réalisés sur des échantillons restreints et/ou ciblés sur des territoires particuliers (Bonnet *et al.*, 2015 ; Acolin *et al.*, 2016 ; Bunel *et al.*, 2017).

Notre objectif est de mesurer et d'interpréter les discriminations dans l'accès au logement locatif du parc privé à l'aide d'un *testing* sur les grandes aires urbaines de la métropole permettant de mesurer trois motifs de discriminations : l'âge (discrimination à l'encontre des jeunes), l'origine (en distinguant Maghreb et Afrique de l'Ouest), le type de résidence (HLM ou cité) au moment de la prise de contact. Notre protocole a consisté à envoyer cinq candidatures fictives en réponse à une sélection de 5 000 annonces de locations dans le parc privé, réparties sur les 50 plus grandes aires urbaines du territoire métropolitain. Nous avons ainsi constitué une base de données expérimentales de 25 000 observations dont nous effectuons une exploitation statistique.

1. Pour la Suède : Ahmed *et al.*, 2008 et 2010 ; Bengtsson *et al.*, 2012 ; Carlsson & Eriksson, 2014. Pour l'Espagne : Bosch *et al.*, 2010. Pour l'Italie : Baldini & Federici, 2011. Pour la Belgique : Heylen *et al.*, 2015. Pour la Grèce : Drydakis, 2011.

L'article s'organise de la façon suivante. Dans la première section, nous proposons un survol rapide de la littérature sur les discriminations dans l'accès au logement. La deuxième section est consacrée à la présentation du protocole de collecte du *testing*. Les résultats obtenus sont présentés dans la section 3, par type de discriminations. Une dernière section résume les principaux résultats et discute leurs implications en termes de politique publique.

## 1. Discrimination dans l'accès au logement : un survol de la littérature

Les rares études qui ont mesuré les discriminations dans l'accès au logement en France reposent sur de petits échantillons et/ou couvrent des territoires particuliers. Ainsi, Bonnet *et al.* (2015) exploitent une campagne réalisée au printemps 2009 en réponse à 250 annonces de biens immobiliers à louer en Île-de-France, pendant laquelle des figurants ont téléphoné aux loueurs en révélant des informations personnelles selon un protocole préétabli. Acolin *et al.* (2016) ont envoyé des courriers électroniques pour six candidats dont cinq avec un nom de famille évoquant une origine étrangère, en réponse à 300 annonces publiées sur internet pendant deux mois, entre avril et mai 2014, jusqu'à atteindre un total de 1 800 réponses sur la France entière. Ces deux études concluent à l'existence de fortes discriminations dans l'accès au logement selon l'origine ethnique, sans pouvoir véritablement ni les spatialiser, ni en interpréter les causes.

Bunel *et al.* (2017) ont étudié l'ampleur de la discrimination dans l'accès au logement de candidats d'origine maghrébine à Paris à l'aide d'une campagne de *testing* menée entre début avril et fin mai 2016. Les chercheurs ont envoyé quatre messages sollicitant la visite d'un logement en réponse à 504 annonces immobilières émanant de particuliers ou d'agences immobilières, soit un envoi de 2 016 réponses. Ils concluent que les discriminations à l'encontre des individus d'origine maghrébine sont fortes dans l'accès au logement parisien et qu'elles sont peu liées à la fragilité financière supposée de ces individus. L'individu de référence d'origine française a un taux de réponse de 18.7 % à ses demandes de visite de logement. Pour l'individu d'origine maghrébine, ce taux est de 12.9 %, soit un tiers de chances en moins de recevoir une réponse favorable à sa demande de visite. Si le candidat maghrébin précise qu'il est

fonctionnaire, son taux de réponse est de 15.5 %, ce qui reste inférieur au candidat d'origine française qui ne fait pas mention de sa situation. Lorsque c'est le candidat d'origine française qui envoie le même signal de stabilité, son taux de réponse atteint 42.9 %. Un signal de stabilité professionnelle et financière n'augmente fortement les chances d'accès au logement que pour les candidats d'origine française, ce qui suggère une forte discrimination à la Becker à l'encontre des candidats maghrébins. Ce résultat est vérifié, que l'annonce émane d'un particulier ou d'une agence immobilière.

Le contraste est net avec la littérature qui s'est développée dans d'autres pays, en particulier aux États-Unis où les *testings* sont appliqués à l'accès au logement depuis les années 1970 et où les preuves expérimentales de discriminations sont multiples même si les discriminations ethno-raciales sont les plus étudiées (Yinger, 1986 ; Page, 1995 ; Ondrich *et al.*, 2000 et 2003 ; Zhao, 2005 ; Zhao *et al.* 2006 ; Ahmed & Hammarstedt, 2008 ; Ahmed *et al.*, 2010 ; Bosch *et al.*, 2010 ; Hanson & Hawley, 2011). Tous ces travaux mettent en évidence que les minorités sont victimes d'un traitement différencié sur le marché de l'immobilier. Globalement, ces candidats sont moins souvent contactés et le nombre et la qualité des biens qui leur sont présentés sont plus faibles. Flage (2018) à partir d'un *survey* de près de 30 études qui utilisent la méthode des tests de correspondance, conclut à une différence du simple au double entre les candidats au profil ethnique majoritaire et ceux appartenant à la minorité.

Les études montrent de façon générale que la discrimination sur le marché du logement peut varier selon les caractéristiques du loueur, le type de bien loué, l'environnement de la localisation du bien, le signal d'intégration et/ou de stabilité économique transmis par le candidat. Aux États-Unis, les premières études prenant en compte à un niveau désagrégé l'environnement ethnique sont celles de Yinger (1986), Page (1995) et Roychoudhury & Goodman (1996). Depuis, Ondrich *et al.* (2003) puis Hanson & Santas (2014), à l'aide d'échantillons plus importants, ont précisé la relation entre la proportion de blancs dans un quartier et l'ampleur de la discrimination. Les résultats obtenus par ces travaux indiquent l'existence d'un point critique de retournement (*neighborhood tipping*) dans la répartition de la discrimination. Ondrich *et al.* (2003) montrent ainsi que la discrimination est plus faible dans les quartiers où sont sur-représentées les

minorités et Hanson & Santas (2014) montrent que la discrimination est la plus forte dans les quartiers relativement mixtes.

Afin d'identifier le rôle joué par la discrimination statistique (à la Arrow) plusieurs auteurs ont croisé le signal ethnique ou religieux avec un signal suggérant, soit un niveau social élevé (maîtrise d'un langage soutenu), soit un niveau d'intégration (maîtrise de la langue), soit encore une plus grande stabilité professionnelle (bonne situation professionnelle). Globalement, quelle que soit sa forme, un signal de qualité réduit l'ampleur de la discrimination sans la faire disparaître complètement (Massey & Lundy, 2001 ; Ahmed *et al.*, 2010 ; Bosch *et al.*, 2010 ; Baldini & Federici, 2011 ; Drydakis, 2011).

Le rôle joué par les agences immobilières est plus ambigu. Dans leur survol de la littérature, Oh & Yinger (2015) soulignent que les agents immobiliers jouent un rôle central dans le processus d'orientation (*racial and ethnic steering*) des candidats vers les quartiers où leur ethnie est la plus représentée. Selon un test réalisé en Belgique par Heylen *et al.* (2015) afin de mesurer la proportion d'agences acceptant d'écarter des candidats à la location d'origine étrangère, les agences immobilières semblent être un canal massif de transmission de discrimination par la clientèle. Les résultats antérieurs d'Ahmed & Hammarstedt (2008) confirment cette conclusion pour la Suède. Toutefois, ceux de Carpusor & Lodge (2006) pour la ville de Los Angeles indiquent que les agences ne discriminent pas plus que les propriétaires privés et ceux de Bosch *et al.* (2010) pour différentes villes espagnoles identifient même un rôle modérateur des agences.

## 2. Le protocole de collecte des données

Le protocole consiste à effectuer 100 tests dans chacune des 50 plus grandes aires urbaines, soit 5 000 tests. Dans chaque territoire, et pour chaque offre de location dans le parc privé, le test consiste à envoyer de courts messages émanant de cinq individus fictifs en réponse à des offres de logement pour demander aux offreurs des informations complémentaires en vue d'une visite et relever les suites que ces derniers leur réservent. Les 50 plus grandes aires urbaines regroupent au total 36.6 millions d'habitants, soit 57.1 % de la population française.

### 2.1. Profil des candidats

Parmi les cinq candidats fictifs, deux figurent dans tous les envois. Les trois autres sont tirés au sort pour chaque annonce testée dans un ensemble de six. Nous détaillons dans le tableau 1 les profils des individus fictifs, dont les autres caractéristiques sont par ailleurs similaires.

Les comparaisons deux à deux des réponses données à ces différents candidats permettent de mesurer des discriminations selon plusieurs critères (l'origine, le lieu de résidence au moment de la réponse à l'annonce et l'âge du candidat) et selon leur croisement. Pour mesurer l'effet de l'origine, signalée par le nom de famille du candidat, il faut neutraliser celui de la nationalité : une nationalité étrangère peut en effet être perçue par un bailleur comme un signal d'instabilité dans le logement. Pour capter l'effet de l'origine de demandeurs français, tous les messages des candidats dont le nom signale une origine étrangère font mention de

Tableau 1 – Profils des huit candidats fictifs

	Individu Prénom NOM	Âge	Consonance du prénom et du nom	Autres caractéristiques
Pour toutes les annonces	Sébastien PETIT	41	Française	Neutre
	Mohamed CHETTOUH	41	Maghrébine	Neutre
En alternance, pour une annonce sur deux	Mounir MEHDAOUI	41	Maghrébine	Fonctionnaire
	Kévin DURAND	22	Française	Neutre
	Frédéric ROUSSEAU	41	Française	Habite dans une cité ou un HLM
	Désiré SAMBOU	41	Africaine (subsaharienne)	Prénom à consonance non-musulmane
	Nordine M'BAREK	22	Maghrébine	Neutre
	Karim BENCHARGUI	41	Maghrébine	Habite dans une cité ou un HLM

Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

leur nationalité française, soit directement, soit indirectement comme dans le cas d'un candidat (Mounir Mehdaoui) qui fait état de son statut de fonctionnaire (voir encadré).

Tous nos candidats sont des hommes. Nous avons fait le choix de ne pas explorer l'effet du sexe du candidat qui est une question à part entière. Le survol extensif de littérature réalisé par Flage (2018) indique qu'il existe des pénalités à l'encontre des hommes sur le marché du logement et qu'elles sont plus marquées pour les personnes d'origine étrangère. En moyenne, dans les 14 études qui ont exploré ce phénomène, une femme a 30 % de chances de plus d'être conviée à visiter un appartement qu'un homme et cet écart est de 50 % entre candidats d'origine étrangère.

Les éventuelles différences de traitement des candidats peuvent provenir d'une discrimination statistique ou d'une discrimination par les préférences. Afin d'identifier ces deux sources de discrimination à l'instar de Massey *et al.* (2001), Ahmed *et al.* (2010), Bosch *et al.* (2010), Baldini *et al.* (2011) et Drydakis (2011), nous ajoutons un signal de qualité du candidat. Nous avons fait le choix de la mention du statut de fonctionnaire dans le message de prise de contact, comme l'avaient fait Bunel *et al.* (2017). Cette mention, qui signale la stabilité financière d'un candidat, va permettre de distinguer l'effet des deux formes de discrimination mentionnées plus haut. La comparaison deux à deux de ces profils nous permet d'identifier les effets respectifs de chaque caractéristique sur l'accès au logement.

## 2.2. Sélection des annonces

Notre expérimentation porte sur les locations de biens immobiliers dans le parc privé, à l'exclusion des locations saisonnières de vacances. Les annonces testées sont publiées soit par des particuliers, soit par des agences immobilières. Le fait de tester à la fois des annonces de particuliers et des annonces d'agences immobilières nous permet de déterminer si les éventuelles discriminations sont liées aux préférences personnelles des conseillers des agences et des loueurs et/ou aux caractéristiques des quartiers voire si les agences jouent un rôle actif dans l'orientation des candidats, ce qui constitue des hypothèses largement discutées dans la littérature (Choi *et al.*, 2005 ; Oh & Yinger, 2015).

Nous avons choisi de nous focaliser sur un type de bien intermédiaire, les F2, car il s'agit du bien le plus demandé et le plus offert. Le fait de se limiter aux F2 ne nous empêche pas de considérer une grande variété de qualité de biens, de surfaces, de localisations et de loyers. Nous répondons à des annonces récentes, publiées depuis moins de trois jours, en visitant quotidiennement les sites internet d'annonces de locations les plus utilisés : Le Bon Coin, seloger.com, logic-immo, etc. Ces annonces sont sélectionnées au hasard chaque jour dans celles qui répondent à nos critères de recherche : annonces publiées depuis moins de trois jours, pour un appartement de type F2, dans l'une des communes de l'aire urbaine, en dehors des locations saisonnières. Nous n'avons retenu que les annonces pour lesquelles on pouvait identifier à la fois la nature de l'offreur (agences ou particulier) et la localisation du bien (nom du quartier dans la commune). Nous n'avons jamais testé deux fois le même offreur.

Les caractéristiques des annonces auxquelles nous avons répondu sont les suivantes. Les loyers médians et moyens pour ces F2 sont aux environs de 500 €. Un cinquième des annonces correspond à des meublés. Ces annonces sont issues pour plus de 70 % d'entre elles du site Le Bon Coin, qui est, selon les données de Médiamétrie, le site le plus consulté et le plus utilisé en France. Le processus de réponse ainsi que le contenu des messages envoyés en réponse aux offres de location sont décrits en encadré.

Au total, sur l'ensemble des 50 principales aires urbaines de France métropolitaine, 5 008 annonces ont été testées, ce qui correspond à l'envoi de 25 040 messages personnalisés de demande d'information pour une visite. Parmi ces annonces, près des deux tiers émanent de particuliers (3 235) et plus d'un tiers émanent d'agences (1 773). Nous avons enrichi cette base en prenant en compte des variables complémentaires qui décrivent les caractéristiques de l'annonce, sa date de parution, le montant du loyer et des charges, la durée du bail, la surface du logement, l'étage, et la localisation du bien.

## 2.3. La sélectivité du marché immobilier

Sur les 5 008 annonces testées (5 messages envoyés pour chaque annonce), 1 228 ont reçu au moins une réponse, soit un taux de réponse de 24.5 %. Les trois quarts des annonces auxquelles nous avons répondu n'ont donc fait l'objet d'aucune suite. Le taux de réponse est particulièrement faible pour les annonces publiées sur le site

Le Bon Coin, avec un taux de réponse de 11.6 %. Le site Le Bon Coin est ainsi majoritaire dans les annonces auxquelles nous avons répondu (70.5 %) mais il est minoritaire dans les annonces ayant fait l'objet d'une réponse (33.3 %). La fréquence des non-réponses est très variable selon les aires urbaines. Le nombre maximum d'annonces ayant fait l'objet d'au moins un retour est de 45 à Perpignan et le minimum est de 13 à Annecy.

Nous nous focalisons sur les réponses non négatives reçues par les candidats. Sur l'ensemble des annonces testées, 20.9 % (soit 1 140 annonces) ont obtenu au moins une réponse non négative et 79.0 % (soit 3 868 annonces) n'ont fait l'objet d'aucune réponse non négative (tableau 2). Parmi les annonces ayant débouché sur au moins une réponse non négative, les annonceurs n'ont donné des réponses non négatives

#### ENCADRÉ – Contenu des messages envoyés en réponse aux offres de location

L'ordre d'envoi des demandes des cinq candidats à une même annonce a été déterminé par tirage au sort, de façon à ce que sur l'ensemble de l'échantillon le message de chacun ait été envoyé en premier un même nombre de fois. Parallèlement, nous avons permuté les messages entre les candidats au cours de la campagne de *testing*, de façon à ce qu'une inégalité de traitement ne puisse être imputable à la qualité différenciée des messages (nous alternons deux jeux de message, notés J1 et J2, tout au long du *testing*).

Les cinq candidats fictifs envoient le même jour et à quelques heures d'intervalle de courts messages par

Bonjour  
Cette annonce correspond assez bien à ce que je recherche actuellement dans cette zone. Comment faire pour visiter cet appartement ? Quels documents sont nécessaires pour le louer ?  
En vous remerciant  
Sébastien PETIT

Madame, Monsieur,  
L'appartement que vous proposez dans cette annonce correspond à ce que je cherche. Serait-il possible de le visiter ? Je voudrais préparer le dossier de location, pouvez-vous me donner la liste des pièces demandées ?  
Merci par avance,  
Mohamed Chettouh  
Téléphone : XXX  
Mail : XXX  
Date de naissance : 13/03/1975  
Nationalité Française

Bonjour,  
Je suis fonctionnaire depuis 15 ans et je viens d'être muté. Je cherche un appartement dans ce quartier et votre annonce m'intéresse. Est-ce que je peux faire une visite ? Pouvez-vous également me dire quels seront les papiers à vous fournir ?  
Cordialement,  
Mounir MEHDAOUI

Bonjour, je suis intéressé par cet appartement à louer. Pourriez-vous me dire comment le visiter et quelles sont les formalités à remplir ? Je suis de nationalité Française et je vais avoir 41 ans.  
Je vous remercie par avance.  
Désiré SAMBOU

courriel en réponse aux annonces sélectionnées. Leurs caractéristiques distinctives apparaissent explicitement dans les champs obligatoires à remplir pour envoyer le message (nom/prénom) ou à défaut dans le contenu du message (âge, lieu de résidence actuel, statut professionnel).

Nous reportons ci-dessous les messages des candidats fictifs correspondant au jeu J1. Notons que l'identité, le numéro de téléphone et l'adresse de courrier électronique du candidat figurent dans les champs à remplir obligatoirement pour toute demande :

Bonjour, est-il encore possible de visiter cet appartement car il m'intéresse. Comme je vis en ce moment en HLM je ne sais pas quels documents vous voulez que je fournisse.  
D'avance merci,  
Frédéric Rousseau

Madame, Monsieur,  
Je cherche un logement comme celui que vous louez. Quand pourrait-on se rencontrer pour le visiter et quels sont les papiers que je dois préparer (je vous précise que je suis de nationalité Française). Par contre, je ne suis pas libre demain après-midi car je passe mon permis.  
Merci de votre réponse  
Nordine M'BAREK

Bonjour, J'ai 22 ans et je cherche un appartement pour m'installer. Celui de cette annonce m'intéresse, est-ce que je pourrai le visiter, peut-on fixer un rendez-vous ? Quels documents je dois apporter ?  
Merci  
Kévin Durand

Bonjour,  
J'habite en ce moment dans une cité et je veux déménager dans ce quartier. Est-ce que je peux visiter cet appartement ? Je vais préparer mon dossier de location, pouvez-vous me dire quelles sont les pièces administratives à prévoir ?  
Bien cordialement,  
Karim Benchargui – né le 17/02/1976 à Paris

Tableau 2 – Répartition du nombre de réponses non négatives par annonce testée

Nombre de réponses non négatives par annonce	Ensemble des annonces N = 5 008		Annonces émanant des agences immobilières N = 1 773		Annonces émanant des particuliers N = 3 235	
	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
Aucune	3 868	79.1	1 090	61.8	2 778	85.9
1 et plus	1 140	20.9	683	38.5	457	14.1
1	367	32.2	148	21.7	219	47.9
2	245	21.5	136	19.9	109	23.8
3	172	15.1	110	16.1	62	13.6
4	162	14.2	130	19.0	32	7.0
5	194	17.0	159	23.3	35	7.7

Note de lecture : Parmi l'ensemble des annonces émanant d'agences immobilières testées, 683 annonceurs ont donné au moins une réponse non négative : 148 à un seul candidat (soit 21.7 %) et 159 aux cinq (soit 23.3 %).

Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

à l'ensemble des cinq candidats que dans 17 % des cas. En d'autres termes, pour près de 83 % des 1 140 réponses non négatives de l'échantillon, les annonceurs ont été sélectifs et n'ont pas répondu à tous les candidats. Les différences de traitement entre les candidats – envoi ou pas d'une réponse – sont donc manifestes dans les données de ce *testing*.

Ces chiffres diffèrent selon que l'on considère les annonces publiées par les particuliers ou par des professionnels de l'immobilier. D'une part, les chances d'obtenir une réponse sont plus élevées lorsque l'annonceur est un professionnel : parmi l'ensemble des annonces testées, 14.1 % ont obtenu au moins une réponse non négative pour les 3 235 annonces publiées par les particuliers, contre 38.5 % pour les 1 773 annonces publiées par des agences immobilières. D'autre part, la sélectivité est marquée, mais les professionnels apparaissent moins sélectifs que les particuliers : si l'on se restreint aux annonces pour lesquelles au moins un candidat a obtenu une réponse non négative, 23.3 % des professionnels ont donné une réponse non négative aux cinq candidats contre seulement 7.7 % des offreurs particuliers.

### 3. Résultats du *testing*

#### 3.1. De fortes discriminations selon l'origine des candidats à la location, pour les annonces publiées par les agences comme pour celles des particuliers

Les premiers résultats du *testing* sont présentés dans le tableau 3. Le taux de succès de notre

candidat de référence, Sébastien Petit, est de 13.9 % (il a reçu au total 698 réponses non négatives suite à ses 5 008 prises de contact avec les annonceurs). En revanche, le taux de succès du candidat qui signale une origine maghrébine par son patronyme, Mohamed Chettouh, est de 10.1 % (507 réponses non négatives suite à ses 5 008 prises de contact). La différence est donc de 3.8 points de pourcentage, soit, en termes relatifs 27.4 % de chances en moins pour le candidat d'origine maghrébine. Le taux de succès de Désiré Sambou, dont le patronyme signale une origine africaine, est quant à lui de 9.4 %. Il n'est comparable avec celui de Sébastien Petit, le candidat « référence », que pour les 2 776 réponses aux mêmes annonces ; sur ce champ, Petit a un taux de succès de 13.6 % (non présenté dans le tableau 3), soit 4.2 points de pourcentage de plus que Sambou. Tous ces écarts sont statistiquement significatifs au seuil de 1 %.

L'inférence statistique est réalisée par une procédure de type bloc-*bootstrap* dans laquelle le rééchantillonnage est effectué au sein de chaque aire urbaine, ce qui permet de prendre en compte la dimension « aire urbaine ». Nous devons corriger le problème de comparaison multiple lié au fait que nous effectuons plusieurs tests avec le même échantillon. Pour limiter le nombre de faux positifs lié aux comparaisons multiples et à l'instar de Carlsson & Eriksson (2014) dans leur étude de la discrimination ethnique sur le marché locatif en Suède, nous appliquons la procédure de correction proposée par Benjamini & Hochberg (1995). Contrairement à la correction de Bonferroni, cette procédure n'est pas trop conservatrice et elle est adaptée dans les cas où les conclusions globales ne dépendent pas

Tableau 3 – Tests de discrimination selon l'origine

	Nombre d'envois	Nombre de réponses non négatives	Taux de succès (%)	Écart (en points de pct) et test
Référence (PETIT)	5 008	698	13.9	
Candidat français d'origine maghrébine (CHETTOUH)	5 008	507	10.1	-3.8*** (<0.001) [<0.001]
Candidat français originaire d'Afrique subsaharienne (SAMBOU)	2 776	262	9.4	-4.2*** (<0.001) [<0.001]

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 % ; probabilité critique non ajustée entre parenthèses ; probabilité critique ajustée par la méthode de Benjamini & Hochberg (1995) entre crochets ; inférence statistique par bloc-*bootstrap* (10 000 réplifications).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

que d'un seul test<sup>2</sup>. En effet, dans ce cas, il est raisonnable de tolérer quelques erreurs de type I (des faux positifs) pour augmenter la puissance statistique des tests. Nous indiquons dans le tableau 3 la probabilité critique obtenue sans ajustement et celle obtenue avec ajustement. Quel que soit l'indicateur considéré et même avec ajustement, les tests concluent à l'existence d'une discrimination entre les deux candidats, avec un risque d'erreur de 1 %.

Nous avons vérifié par ailleurs que ces écarts de taux de succès n'étaient pas dus à des différences dans l'ordre des envois des candidatures. À cette fin, nous avons recalculé les taux de réponses non négatives obtenues par les candidats, selon que leur demande a été formulée en premier, en deuxième, en troisième, en quatrième ou en cinquième position dans l'ordre des cinq demandes analogues qui ont été effectuées auprès de l'annonceur. C'est aussi une manière de vérifier que la permutation aléatoire des ordres d'envoi a été convenablement réalisée. On constate effectivement que les taux de succès sont plus élevés lorsque la demande est formulée en premier, avant les autres candidats, et que le profil d'ensemble des taux de succès est décroissant avec l'ordre d'envoi. On constate également que Sébastien Petit bénéficie plus fréquemment de réponses non négatives à ses demandes que Mohamed Chettouh ou Désiré Sambou, en fixant l'ordre d'envoi.

Les données indiquent donc qu'il existe des discriminations dans l'accès au logement selon l'origine des candidats à la location.

Nous vérifions aussi si la nature et l'intensité des discriminations diffèrent selon que l'annonce émane d'un particulier ou d'une agence

immobilière. Plusieurs études ont d'ores et déjà montré qu'il existait des différences de comportement entre les propriétaires privés et les agences : Choi *et al.* (2005), Ahmed *et al.* (2008), Bosch *et al.* (2010), et Heylen *et al.* (2015) trouvent que les professionnels discriminent globalement moins que les particuliers, tandis que Carpusor *et al.* (2006) aboutissent au résultat inverse. Il s'agit de savoir si les agents immobiliers qui sont partie prenante du processus de discrimination dans l'accès au logement, agissent selon leurs propres préférences ou s'ils répondent aux demandes exprimées de façon plus ou moins explicites par leurs clients propriétaires.

Nous avons vérifié tout d'abord que les résultats étaient similaires selon différentes définitions de l'indicateur de succès considéré. Nous prenons en compte trois types d'indicateurs : (i) le taux de réponses non négatives indique le nombre de réponses non négatives reçues par un candidat, par téléphone ou par courriel, rapporté au nombre de demandes envoyées ; (ii) le taux de « Rendez-vous de principe » indique le nombre de fois où un loueur a proposé le principe d'une visite au candidat, voire une date de visite, rapporté au nombre de demandes envoyées ; et (iii) le nombre de contacts est le nombre de fois où un loueur a contacté le candidat (par téléphone avec ou sans message, ou par courrier électronique).

2. La procédure de Benjamini & Hochberg est mise en œuvre en définissant  $k = \max\{i : p_i \leq (i/m)q\}$ , où  $i$  le test  $i$ ,  $m$  est le nombre de tests effectués,  $q$  est le seuil de significativité. On rejette les hypothèses nulles  $H_{0i}$ , pour  $j = 1 \dots k$ . Cette procédure, initialement développée pour des statistiques de tests indépendantes, est également valable lorsque les statistiques de tests sont corrélées positivement, comme dans les comparaisons de traitement multiples pour une variable, comme c'est le cas ici.  $q$  doit alors être remplacé par  $q \sum (1/i)$  dans la formule précédente. Voir également Bender & Lange (2001) pour une présentation non-technique des différentes procédures de correction.

Ensuite, en ventilant les résultats selon que les annonces sont publiées par des particuliers ou des agences, nous montrons que la hiérarchie des taux de succès est globalement la même selon l'origine des candidats<sup>3</sup>. Les niveaux des taux de succès sont nettement plus élevés lorsque les annonces émanent d'agences immobilières, mais le classement des candidats est similaire. Pour le

candidat au nom d'origine maghrébine relativement au candidat de référence, les écarts de taux de succès selon l'origine sont statistiquement différents de zéro (tableau 4-A). La conclusion est donc la même si l'on considère uniquement

3. Les résultats détaillés sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Tableau 4 – Tests de discrimination selon l'origine selon trois indicateurs de succès

A – PETIT / CHETTOUH

	Écart de taux de réponses non négatives (en points de pct)	Écart de taux de rendez-vous de principe (en points de pct)	Écart de nombre de contacts (%)
Ensemble des annonces	+3.8*** (<0.001) [<0.001]	+2.2*** (<0.001) [<0.001]	+0.06*** (<0.001) [<0.001]
Agences	+4.5*** (<0.001) [0.005]	+1.9* (0.071) [0.149]	+0.07*** (<0.001) [0.001]
Particuliers	+3.4*** (<0.001) [<0.001]	+2.4*** (<0.001) [<0.001]	+0.05*** (<0.001) [<0.001]

B – PETIT / SAMBOU

	Écart de taux de réponses non négatives (en points de pct)	Écart de taux de rendez-vous de principe (en points de pct)	Écart de nombre de contacts (%)
Ensemble des annonces	+4.2*** (< 0.001) [<0.001]	+2.3*** (< 0.001) [<0.001]	+0.06*** (< 0.001) [<0.001]
Agences	+3.7** (0.047) [0.116]	+0.771 (0.603) [0.698]	+0.05** (0.035) [0.081]
Particuliers	+4.6*** (< 0.001) [<0.001]	+3.2*** (< 0.001) [<0.001]	+0.07*** (< 0.001) [<0.001]

C – CHETTOUH / SAMBOU

	Écart de taux de réponses non négatives (en points de pct)	Écart de taux de rendez-vous de principe (en points de pct)	Écart de nombre de contacts (%)
Ensemble des annonces	+1.1 (0.145) [0.269]	+0.4 (0.480) [0.588]	+0.01 (0.240) [0.387]
Agences	+0.7 (0.692) [0.775]	-0.2 (0.846) [0.883]	+0.001 (0.982) [0.984]
Particuliers	+1.3** (0.020) [0.056]	0.7 (0.126) [0.230]	+0.02** (0.011) [0.037]

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 % ; probabilité critique non ajustée entre parenthèses ; probabilité critique ajustée par la méthode de Benjamini & Hochberg (1995) entre crochets ; inférence statistique par bloc-*bootstrap* (10 000 réplications).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

les agences ou les particuliers, à l'exception de l'écart du taux de rendez-vous de principe dans le cas des agences, significatif à 10 % sans la correction et qui n'est plus significatif avec la correction. Les agences ne paraissent donc guère avoir un rôle atténuateur des discriminations lorsque l'on considère les résultats de ce test.

Dans le cas du candidat français d'origine africaine, l'écart de taux de réponses non négatives n'est plus significatif avec la correction et l'écart de fréquence des rendez-vous de principe est significatif à 10 % (tableau 4-B). Sans correction, deux tests sur trois concluent donc que les agences immobilières discriminent les candidats d'origine africaine, comme le font les particuliers. Avec la correction, seul l'écart du nombre de contacts reste significativement différent de zéro, le rôle atténuateur des agences apparaît ici plus nettement.

Le troisième test compare les deux candidats dont le patronyme évoque une origine extra-européenne (tableau 4-C). On se restreint aux 2 776 annonces pour lesquelles Désiré Sambou a envoyé un courriel. Les résultats dépendent du statut de l'annonceur et des indicateurs considérés. Les particuliers sont les seuls à discriminer entre ces deux profils, en préférant le candidat d'origine maghrébine à celui d'origine africaine, si l'on observe les écarts dans les réponses non négatives ou le nombre de contacts, tandis que l'écart entre le nombre de rendez-vous de principe n'est pas significatif. On ne trouve en

revanche aucune différence de traitement entre ces deux candidats par les professionnels de l'immobilier (ils sont l'un et l'autre discriminés vis-à-vis du candidat dont le patronyme signale une origine française)<sup>4</sup>.

### 3.2. Pas de discrimination selon l'adresse et selon l'âge

Nous testons l'influence de l'âge du candidat en comparant les résultats obtenus par Sébastien Petit, qui précise dans sa prise de contact avoir 41 ans, et ceux de Kevin Durand qui indique avoir 22 ans. On se restreint alors aux 2 465 annonces pour lesquelles Kevin Durand a envoyé une réponse, dont 919 annonces publiées par une agence et 1 546 par un particulier. Le tableau 5 indique qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux candidats d'origine française lorsque l'on retient comme indicateur le taux de réponses non négatives. C'est également le cas pour les deux autres indicateurs, sauf pour les « rendez-vous de principe » dans le cas des annonces publiées par les particuliers et sans correction. Le candidat âgé d'une quarantaine d'années dispose alors d'un avantage sur le candidat plus jeune, qui est pénalisé pour accéder à la visite d'un logement en location. Cependant, ce résultat n'est plus significatif dès lors que l'on corrige des comparaisons

4. Dans la suite de l'article, nous réalisons ces tests pour chaque aire urbaine et montrons que les discriminations selon l'origine ne sont significatives que dans un petit nombre d'aires urbaines.

Tableau 5 – Tests de discrimination selon l'adresse et l'âge

Candidat	Nombre d'envois	Nombre de réponses non négatives	Taux de succès (%)	Écart (en points de pct) et test
origine française, jeune (DURAND)	2 462	365	14.8 %	+0.89 (0.361) [0.495]
origine française habitant en HLM (ROUSSEAU)	2 465	366	14.8 %	-1.3 (0.184) [0.322]
origine maghrébine, jeune (MBAREK)	2 439	262	10.7 %	-0.6 (0.290) [0.418]
origine maghrébine, habitant en HLM (BENCHARGUI)	2 424	271	11.0 %	-0.9 (0.302) [0.418]

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 % ; probabilité critique non ajustée entre parenthèses ; probabilité critique ajustée par la méthode de Benjamini & Hochberg (1995) entre crochets ; inférence statistique par bloc-*bootstrap* (10 000 répliquions).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

multiples. Après correction, l'âge n'apparaît ainsi jamais comme un facteur discriminant pour les patronymes français, quel que soit l'indicateur utilisé.

Le test des effets de l'âge peut également être effectué pour les candidats d'origine maghrébine (cf. tableau 5). On se restreint alors aux 2 439 annonces pour lesquelles le candidat Mbarek a envoyé un mail. Ces tests montrent que l'âge n'a d'effet significatif pour les trois indicateurs que pour les annonces publiées par des particuliers. Le signe de l'effet est l'inverse du précédent : le candidat le plus âgé est désavantagé par rapport au plus jeune. Pour les réponses à ces annonces des particuliers, le sens de la discrimination en raison de l'âge n'est pas le même selon l'origine : avec un patronyme signalant une origine française, le candidat jeune est parfois pénalisé par rapport au plus âgé. Mais il est toujours avantagé si son nom signale une origine maghrébine.

Nous testons également l'effet du lieu de résidence, en signalant explicitement une adresse dans une cité ou dans un logement HLM au moment de la prise de contact avec l'offreur. On se restreint alors aux 2 462 annonces pour lesquelles le candidat Rousseau a envoyé une demande. Nous ne trouvons pas ce type d'effet sauf dans le cas des particuliers pour l'écart de taux de réponse et le nombre de contacts. L'effet est négatif, ce qui signifie que Frédéric Rousseau, le candidat dont le message de prise de contact indique qu'il réside dans un HLM ou dans une cité, est avantagé relativement au candidat de référence. Une interprétation est que le fait de déclarer quitter un HLM ou une cité pour accéder à un appartement du parc locatif privé dans un quartier neutre ou favorisé est un marqueur d'ascension sociale et de hausse du niveau de vie, ce qui envoie un signal financier positif pour les bailleurs sur la capacité du futur locataire à s'acquitter de ses loyers.

Un test analogue est décliné pour les candidats qui signalent une origine maghrébine par leur patronyme. On se restreint aux 2 464 annonces pour lesquelles le candidat Benchargui a envoyé une réponse. À nouveau, nous ne trouvons pas d'effet de l'adresse, sauf s'agissant des particuliers pour le nombre de contacts dans le cas non ajusté. L'effet est négatif ce qui signifie que Benchargui, le candidat qui indique résider dans une cité ou dans un HLM dans son message de prise de contact, est avantagé lui aussi relativement au candidat de référence. Toutefois, si

l'on corrige des comparaisons multiples, cette différence n'est plus significative.

### 3.3. Les discriminations selon l'origine sont réduites en présence d'un signal de stabilité financière

À l'issue de ces tests, seule l'origine semble le motif de discrimination confirmé de façon claire et robuste. Pour aller plus loin, il est utile d'identifier la nature des discriminations en œuvre. Nous mobilisons ici les deux principaux fondements des discriminations dans la littérature économique. D'une part, la discrimination peut résulter de préférences exogènes ou d'aversions individuelles pour telle ou telle caractéristique démographique des candidats, dans la logique de Becker (1957). D'autre part, il peut s'agir d'une discrimination statistique qui met en jeu les présupposés des offreurs sur les caractéristiques du groupe démographique du candidat en lien avec leur qualité de locataire, en particulier le risque de non-paiement des loyers, dans la lignée d'Arrow (1973). Pour faire la part de ces deux formes de discrimination, les chercheurs ajoutent un signal de « qualité » du candidat à la location, à l'instar de Massey & Lundy (2001), Ahmed *et al.* (2010), Bosch *et al.* (2010), Baldini & Federici (2011), Drydakis (2011) et Bunel *et al.* (2017). Dans ces travaux, ce type de signal réduit fortement l'ampleur de la discrimination sans la faire disparaître complètement, suggérant la coexistence d'une discrimination par l'information et d'une discrimination par les préférences.

Le signal que nous avons utilisé est la mention d'un statut de fonctionnaire dans le message envoyé par le candidat Mehdaoui. On se restreint aux 2 424 annonces pour lesquelles ce candidat a envoyé un courriel, publiées par des agences (818 annonces) ou des particuliers (1 606 annonces). Les résultats donnés dans le tableau 6 indiquent que ce signal de stabilité est bien perçu par les offreurs. Cela suggère qu'une partie des discriminations est liée à l'information. Pour déterminer de façon plus précise le poids de ce type de discrimination, il aurait fallu effectuer une comparaison avec une candidature française ayant le statut de fonctionnaire, ce qui n'a pas été prévu dans notre protocole de collecte de données, afin de limiter le nombre de profils de candidats. Cependant, nous avons effectué cette comparaison sur Paris dans un test préalable qui a fait l'objet d'une étude à part entière (Bunel *et al.*, 2017). Ce test indique que le signal de stabilité est nettement mieux perçu par les

Tableau 6 – Effet d'un signal de stabilité

CHETTOUH / MEHDAOUI (fonctionnaire)	Écart de taux de réponses non négatives (en points de pct)	Écart de taux de rendez-vous de principe (en points de pct)	Écart de nombre de contacts (%)
Ensemble des annonces	-1.2** (0.031) [0.068]	-2.1*** (0.001) [0.004]	-0.03*** (0.005) [0.012]
Agences	-3.3* (0.083) [0.186]	-3.7*** (0.009) [0.032]	-0.04* (0.093) [0.196]
Particuliers	-1.1 (0.118) [0.230]	-1.3** (0.022) [0.063]	-0.03*** (0.006) [0.017]

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 % ; probabilité critique non ajustée entre parenthèses ; probabilité critique ajustée par la méthode de Benjamini & Hochberg (1995) entre crochets ; inférence statistique par bloc-*bootstrap* (10 000 réplifications).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

offreurs lorsqu'il émane d'un candidat signalant par son patronyme une origine française.

#### 4. Une confirmation économétrique

Dans cette section, nous réalisons une analyse visant à estimer, pour chaque courriel envoyé, la probabilité de recevoir une réponse non-négative ou un rendez-vous de principe. L'échantillon se compose de l'ensemble des 25 040 courriels envoyés. Les variables expliquées sont binaires : 1) recevoir une réponse non-négative et 2) recevoir une proposition de rendez-vous de principe. Les variables explicatives sont les suivantes :

- le type loueur : variable binaire prenant deux modalités : « agence » (référence) ou « particulier » ;
- la source de l'annonce : variable binaire prenant deux modalités : « Le Bon Coin » ou « autre site » (référence) ;
- le loyer exprimé en logarithme ;
- une variable binaire indiquant si le logement est meublé ou non (référence) ;
- l'origine du nom : une variable binaire indiquant si le patronyme évoque une origine étrangère (référence) ou française ;
- l'âge du candidat : une variable binaire indiquant si le candidat est âgé de 22 ans (référence) ou de 41 ans ;
- le statut de fonctionnaire : une variable binaire indiquant si le candidat est fonctionnaire ou non (référence) ;

- la localisation : une variable binaire indiquant si le candidat indique habiter dans une cité ou un HLM ou non (référence) ;

- le rang de l'envoi : une variable qualitative à cinq modalités, indiquant le rang de l'envoi, la référence étant l'ordre 1.

Pour chaque variable expliquée, nous avons estimé un modèle probit incluant, outre les variables explicatives précédentes, des effets fixes par aire urbaine et des effets fixes pour le mois de candidature. Les premiers captent l'hétérogénéité inobservable des aires urbaines, invariante dans le temps. Les seconds captent les effets de conjoncture s'appliquant à toutes les annonces. En outre, dans la mesure où notre unité d'observation est le courriel envoyé, les variables relatives au logement (type du loueur, source de l'annonce, loyer, meublé) sont répliquées pour chacun des cinq courriels envoyés à la même annonce. Puisque les annonces sont réparties dans 50 aires urbaines, cette structure particulière de l'échantillon peut générer des corrélations intra-aire urbaine et intra-annonces. Nous menons par conséquent une inférence statistique robuste par groupe (*cluster*) avec une double clusterisation des écarts-types, par aire urbaine et par annonce. Les résultats d'estimation sont reportés dans le tableau 7.

Pour chaque variable expliquée, la première colonne donne les résultats de l'estimation lorsque les variables caractérisant les logements sont incluses, la seconde colonne donne les résultats lorsque les variables caractérisant les candidats sont introduites et la 3<sup>e</sup> colonne inclut des interactions entre la variable origine et les

variables binaires, type de loueur et source de l'annonce.

Les résultats indiquent que certaines caractéristiques des annonces ont un effet significatif sur les chances des cinq individus fictifs de recevoir une réponse non négative ou un rendez-vous de principe de l'offreur, toutes choses égales par ailleurs. Ainsi, quel que soit le profil, utiliser le site internet Le Bon Coin réduit fortement les chances de succès, relativement aux autres sites, sans doute parce que la concurrence entre les demandeurs est forte sur ce site populaire. Il apparaît également que les candidats à la

location reçoivent moins souvent une réponse non négative de la part des annonceurs particuliers. En revanche, il n'y a pas de différence entre particuliers et annonceurs professionnels pour un rendez-vous de principe. Les autres caractéristiques du logement (montant du loyer, logement meublé ou non) n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité de recevoir une réponse non négative ou un rendez-vous de principe.

Concernant les caractéristiques des candidats à la location, la discrimination selon l'origine supposée à partir du patronyme apparaît clairement, avec un effet positif de la variable origine pour le taux

Tableau 7 – Taux de réponses non négatives, modèle probit

	Réponse non négative			Rendez-vous de principe		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Particulier	-0.143*** (0.055)	-0.150*** (0.055)	-0.284*** (0.060)	0.024 (0.062)	0.021 (0.062)	-0.122* (0.062)
Le Bon Coin	-1.324*** (0.068)	-1.330*** (0.069)	-1.269*** (0.074)	-1.125*** (0.086)	-1.126*** (0.087)	-1.056*** (0.089)
Log(Loyer)	0.094 (0.123)	0.100 (0.124)	0.100 (0.125)	0.117 (0.140)	0.121 (0.141)	0.119 (0.141)
Meublé	0.047 (0.040)	0.048 (0.040)	0.049 (0.040)	0.055 (0.043)	0.054 (0.042)	0.054 (0.043)
Jeu B	0.149*** (0.045)	0.158*** (0.046)	0.157*** (0.046)	0.086 (0.058)	0.093 (0.058)	0.091 (0.059)
Origine française		0.261*** (0.021)	0.188*** (0.035)		0.186*** (0.027)	0.103*** (0.034)
41 ans		-0.056 (0.051)	-0.056 (0.051)		-0.046 (0.053)	-0.046 (0.053)
Fonctionnaire		0.064* (0.034)	0.069** (0.034)		0.114*** (0.036)	0.121*** (0.037)
Cité ou HLM		0.114* (0.062)	0.113* (0.063)		0.049 (0.058)	0.049 (0.059)
Rang d'envoi 2		-0.062* (0.033)	-0.060* (0.033)		-0.057* (0.033)	-0.056* (0.033)
Rang d'envoi 3		-0.073*** (0.027)	-0.070** (0.028)		-0.096*** (0.040)	-0.090** (0.040)
Rang d'envoi 4		-0.104*** (0.027)	-0.099*** (0.028)		-0.128*** (0.042)	-0.123*** (0.041)
Rang d'envoi 5		-0.076*** (0.029)	-0.075*** (0.029)		-0.130*** (0.032)	-0.126*** (0.032)
Origine française*Particulier			0.304*** (0.052)			0.328*** (0.058)
Origine française*Le Bon Coin			-0.146*** (0.053)			-0.164*** (0.066)
Nombre d'observations	24 885	24 885	24 885	24 885	24 885	24 885
Log-vraisemblance	-6698	-6631	-6618	-4509	-4483	-4473

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %. Les écarts-types figurent entre parenthèses.  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

de réponses non négatives et pour l'obtention d'un rendez-vous de principe (colonnes 3 et 6). Les discriminations par les particuliers sont plus fréquentes comme le montre le signe positif de l'interaction entre la modalité « origine française » et la modalité « particulier ». Le statut de fonctionnaire a également un effet « facilitant » dans les deux cas alors que l'âge ne semble pas avoir d'impact. Le fait d'habiter en HLM augmente les chances de recevoir une réponse non négative. Enfin, le rang d'envoi de la candidature n'est pas neutre : par rapport à une candidature reçue en premier, les candidatures reçues en deuxième, troisième, quatrième et cinquième position ont moins de chances d'aboutir positivement. Les résultats économétriques confirment donc globalement les résultats obtenus par les tests bilatéraux.

Afin de faire la synthèse de ces différents résultats, nous avons calculé la probabilité de recevoir une réponse non-négative (resp. rendez-vous de principe) pour un homme de 41 ans non fonctionnaire habitant à Paris en zone neutre au mois de juillet, pour une annonce émanant du site Le Bon Coin avec un loyer médian, le rang d'envoi étant fixé à 1. Nous confirmons le résultat selon lequel la discrimination est moins importante pour des annonces émanant des agences, sans pour autant être complètement neutralisée.

#### **4.1. Prise en compte des non réponses au travers d'un deuxième type de test de discrimination**

Nos résultats sont établis sur la base d'envoi de courriels en réaction à des annonces immobilières pour lesquels nous avons obtenu une proportion importante de non réponses. Dans le tableau 2 (*supra*), nous avons constaté que près de 80 % de nos envois de courriels n'ont obtenu aucune réponse. Cette proportion élevée nous amène à considérer un deuxième type d'indice de discrimination. Dans un test de correspondance, la discrimination est mesurée par la différence des taux de succès entre le candidat de référence et le candidat potentiellement discriminé. Deux modes de calcul du taux de succès (*call back rate*) sont envisageables : le taux calculé sur l'ensemble des envois et celui calculé sur l'ensemble des offres ayant fait l'objet d'au moins une réponse. Les deux calculs diffèrent uniquement par leur dénominateur. Ils sont évoqués l'un et l'autre dans le survol de littérature sur les discriminations sur le marché du travail réalisé par Neumark (2018). Le calcul sur le nombre des envois est le plus usuel dans la littérature internationale (voir par exemple Bertrand & Mullainathan,

2004, tableau 1, p. 997). On se place du point de vue du demandeur qui est intéressé par le volume de démarches nécessaires pour obtenir un rendez-vous pour une location d'appartement. Le deuxième ratio ne prend pas en compte les offres pour lesquelles aucune réponse n'a été donnée. Cette approche est utilisée par Riach & Rich (2002) et elle est préconisée par le Bureau International du Travail (Bovenkerk, 1992). La mesure de la discrimination, donnée par la différence des taux de succès, est alors appelée « taux net de discrimination ».

La distinction entre les deux modes de calcul est pertinente dans le cadre de ce *testing* parce que les taux de réponse sont faibles. Le traitement réservé aux offres pour lesquelles aucune réponse n'a été donnée est donc un point important. Si les deux calculs sont équivalents en l'absence de non réponse, ils diffèrent sensiblement lorsque les non réponses sont nombreuses. Comme les taux de succès sont plus élevés avec le calcul préconisé par le BIT, il va être statistiquement plus facile de détecter une discrimination. Le calcul du taux de réponse sur l'ensemble des envois est quant à lui plus conventionnel. Dans son survol, Neumark (2018) indique que la pratique standard est d'estimer des effets marginaux issus de modèles de probabilité linéaire ou probit sur la base de l'ensemble des observations, ce qui revient à privilégier la première approche.

La différence entre les deux approches réside dans l'interprétation qui est retenue pour les offres sans aucune réponse. Dans le calcul des indices de discriminations sur l'ensemble des envois, les non réponses sont assimilées à des réponses négatives. Dans celui effectué sur l'ensemble des réponses exprimées, les non réponses sont assimilées à des non envois. Notre point de vue est que les deux hypothèses sont extrêmes et c'est pourquoi nous retenons les deux modes de calcul. Il est vraisemblable qu'une partie des demandes par courrier électronique n'a pas été reçue par le destinataire, mais une partie seulement. Comme il est impossible de déterminer quelle proportion précise, nous encadrons la mesure des discriminations en combinant les deux mesures.

Cette nouvelle approche ne modifie pas nos résultats qui demeurent qualitativement inchangés<sup>5</sup>. Nous constatons un écart significatif dans les chances de succès des démarches effectuées par

5. Les tableaux détaillés de résultats sont disponibles auprès des auteurs.

le candidat d'origine française, d'une part, et par les candidats français d'origine maghrébine (Chettouh) ou africaine (Sambou). Cet écart significatif est confirmé pour nos trois indicateurs (taux de réponses non négatives, taux de rendez-vous de principe, nombre de contacts), que les annonces émanent de particuliers ou d'agences. De même, nous ne sommes pas en mesure de mettre en évidence des discriminations robustes liées à l'âge du demandeur ou à sa localisation dans un quartier défavorisé.

Nos résultats apparaissent globalement robustes à une grande variété d'indicateurs et de méthodes de calculs des indices de discrimination. Pour autant, plusieurs limites de ces tests doivent être soulignées. Tout d'abord, dans tous les calculs de nos différents indices de discrimination, on ne considère pas la non réponse comme un comportement de discrimination spécifique. On fait l'hypothèse implicite que le sous-échantillon des répondants est représentatif de l'ensemble des offreurs de logement, ce qui peut être discuté. En outre, en dehors des messages que nous avons envoyés, nous ne sommes pas en mesure d'observer les autres réponses aux annonces immobilières. Nous ne connaissons ni la nature ni le volume de ces autres candidatures que nous supposons uniformément réparties sur l'ensemble des annonces. Cependant, en matière de discriminations dans l'accès au logement, le nombre

et la qualité des candidats exercent une influence déterminante sur les réponses des offreurs. De surcroît, les annonceurs peuvent privilégier d'autres canaux de recherche au-delà de la réponse aux offres par voie de courrier électronique, ce qui peut limiter notre capacité à détecter les discriminations effectives sur l'ensemble du marché. Certes, ces limites existent pour tous les tests de discrimination, mais elles s'appliquent pleinement ici et méritent d'être rappelées.

#### 4.2. Des différences locales assez marquées selon les aires urbaines

Pour étudier les différences locales dans l'exposition aux discriminations, nous nous concentrons sur le critère de l'origine, qui est le seul à produire des résultats significatifs, et nous considérons l'écart relatif de taux de réponse non négatives entre Sébastien Petit, notre candidat de référence, et Mohamed Chettouh. Cet écart est calculé de deux façons, sur l'ensemble des annonces d'une part, et uniquement sur les annonces pour lesquelles nous avons obtenu au moins une réponse d'autre part. Le résultat figure dans le tableau 8. On constate que les deux indicateurs sont très dispersés selon les aires urbaines, ce qui suggère une forte composante locale dans les déterminants des discriminations.

Tableau 8 – Proportion de fois où PETIT a reçu une réponse non négative et pas CHETTOUH

Aire urbaine	Différence de taux de réponses non négatives (en points de pct) calculée sur le nombre total d'annonces	Rang (du moins au plus discriminant)	Différence de taux de réponses non négatives (en points de pct) calculée sur les annonces avec au moins une réponse	Rang (du moins au plus discriminant)
Amiens	11.8**	45	30.8***	39
Angers	1.0	16	5.9	21
Angoulême	1.0	15	7.7	17
Annecy	2.9	24	27.3	33
Annemasse	2.9	23	14.3	23.5
Avignon	12.0*	47	31.6***	50
Bayonne	2.9	24	12.5	14
Besançon	2.0	19	13.3	16
Béthune	11.7**	44	33.3***	40
Bordeaux	0.0	7	0.0	18
Brest	3.0	26	15.8	31.5
Caen	6.9	41	20.0*	41
Chambéry	3.0	26	18.8	22
Clermont-Ferrand	6.0	39	25.0*	44
Dijon	2.0	20	13.3	15
Douai - Lens	3.0	29	14.3	46
Dunkerque	1.0	13	4.8	5

→

Tableau 8 (suite)

Aire urbaine	Différence de taux de réponses non négatives (en points de pct) calculée sur le nombre total d'annonces	Rang (du moins au plus discriminant)	Différence de taux de réponses non négatives (en points de pct) calculée sur les annonces avec au moins une réponse	Rang (du moins au plus discriminant)
Grenoble	1.9	17	7.7	11
La Rochelle	1.0	11	5.9	5
Le Havre	11.0*	43	27.5***	37
Le Mans	3.0	28	15.8	31.5
Lille	2.0	18	11.8	35
Limoges	12.0*	48	29.3***	43
Lorient	0.0	7	0.0	5
Lyon	3.9	33	19.1	23.5
Marseille - Aix-en-Provence	5.8	37	27.3*	47
Metz	4.9	36	13.9	36
Montpellier	0.9	10	7.1	9
Mulhouse	4.0	34	17.4	20
Nancy	11.9**	46	30.8***	34
Nantes	1.0	13	5.0	12
Nice	-4.8	1	-17.2	2
Nîmes	0.0	7	6.3	8
Orléans	7.8	42	24.2**	38
Paris	-2.9	2	-17.7	1
Pau	0.0	7	0.0	13
Perpignan	14.8***	50	34.9***	45
Poitiers	-2.0	3	-13.3	3
Reims	0.0	7	0.0	26
Rennes	4.0	35	28.6	42
Rouen	-1.1	4	-5.9	7
Saint-Étienne	2.0	21	10.0	27
Saint-Nazaire	3.1	31	17.7	28.5
Strasbourg	1.0	12	4.8	30
Toulon	6.4	40	26.1*	48
Toulouse	3.9	32	15.4	25
Tours	5.9	38	17.1	19
Troyes	3.0	30	21.4	10
Valence	2.0	22	11.8	28.5
Valenciennes	12.0**	48	30.8***	49

Note : \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

Parmi les 50 aires urbaines, 8 affichent des écarts de taux de succès statistiquement significatifs au niveau de l'aire urbaine avec le premier indicateur et 11 avec le deuxième. Les discriminations paraissent très concentrées dans un petit nombre d'aires urbaines. Avignon, Valenciennes et Perpignan apparaissent comme les villes où les discriminations dans l'accès au logement sont les plus fortes. Nancy, Limoges, Le Havre, Amiens et Béthune sont également des villes caractérisées par des discriminations significatives pour les deux indicateurs.

Il apparaît qu'aucune de ces aires urbaines ne correspond à une grande capitale régionale. En outre, ces aires urbaines les plus discriminantes ne sont pas les plus grandes. La plus grande de ces aires urbaines est celle d'Avignon, qui figure à la 16<sup>e</sup> place du classement des aires urbaines par leur taille. Les aires les plus discriminantes ne sont pas non plus les plus petites. Aucune des 15 plus petites aires urbaines, au sein des 50 plus grandes, ne figure dans la liste des aires les plus discriminantes. La plus petite est Limoges. Les dix aires urbaines les plus

discriminantes sont des préfectures ou des sous-préfectures. Leur taille moyenne est proche de la médiane. Elle est de 365 000 habitants pour l'aire urbaine, de 266 000 habitants pour le pôle urbain et de près de 100 000 habitants pour la couronne urbaine.

\* \*  
\*

Dans cette étude, notre objectif était de mesurer les discriminations dans l'accès au logement du parc privé à l'aide d'un *testing* sur les grandes aires urbaines de la France métropolitaine, et en couvrant plusieurs motifs de discriminations : l'âge (discrimination à l'encontre des jeunes), l'origine (en distinguant Maghreb et Afrique subsaharienne), le lieu de résidence au moment de la réponse à une annonce (habiter un quartier inscrit dans la géographie prioritaire de la politique de la ville). Les tests ont été réalisés entre juin et décembre 2016 sur les 50 plus grandes aires urbaines de France métropolitaine. Nous avons répondu à 5 008 annonces au nom de cinq candidats à la location, soit 25 040 réponses à des annonces immobilières. Nous vérifions si les discriminations dans l'accès au logement dépendent des caractéristiques du candidat (en ajoutant à son profil un signal de stabilité financière avec un statut de fonctionnaire), de celles de l'annonceur (un particulier ou une agence), et de celles du contexte local. Nous tenons compte de plusieurs indicateurs complémentaires que nous calculons selon que l'annonce est publiée par un particulier ou un professionnel de l'immobilier, afin de prendre la mesure du rôle éventuellement atténuateur des agences immobilières dans les discriminations au logement.

La première exploitation de cette base de données conduit à plusieurs conclusions intéressantes. Nous ne mettons pas en évidence de discriminations en raison de l'âge du candidat. Nous trouvons un effet positif du fait de déclarer résider dans un HLM ou une cité lors de la recherche d'un appartement dans le parc locatif privé, qui signale une augmentation de niveau de vie et une capacité du futur locataire à s'acquitter de ses loyers. Nous trouvons en outre d'importantes discriminations selon l'origine qui pénalisent les candidats dont le nom ou prénom signale une origine maghrébine ou une origine africaine. Relativement au candidat de référence d'origine présumée française, Sébastien Petit, le candidat d'origine maghrébine Mohamed

Chettouh a 26.7 % de chances en moins de voir ses démarches d'accès au logement aboutir. Ces discriminations sont très marquées pour les offres qui émanent de particuliers et elles le sont aussi pour les offres diffusées par les agences immobilières. Elles ne sont que faiblement atténuées lorsque le candidat à la location ajoute un signal de qualité en précisant qu'il est fonctionnaire.

Nous trouvons que ces discriminations sont très différentes selon les territoires. Elles sont patentes dans un petit nombre d'aires urbaines dont nous établissons la liste. Perpignan, Limoges, Avignon et Nancy sont en tête des classements établis à partir d'indicateurs différents. Les dix aires urbaines où l'intensité des discriminations est la plus forte ne sont ni les plus grandes, ni les plus petites. Aucune n'est une capitale régionale. Toutes sont des préfectures ou des sous-préfectures. Leur taille est proche de la médiane des grandes aires urbaines et elles sont dispersées dans l'espace métropolitain, au centre (Limoges), au nord (Amiens, Béthune, Le Havre, Valenciennes,) au sud (Avignon, Perpignan) et à l'est (Nancy).

Soulignons qu'une limite de cette étude est de ne tester que la première marche de l'accès au logement : la prise de rendez-vous avec un loueur. En outre, nous nous sommes focalisés sur le logement locatif dans le parc privé en nous concentrant sur des biens immobiliers intermédiaires, les F2, qui sont les biens les plus demandés et les plus offerts. Il serait intéressant de prolonger l'étude en examinant d'autres types de biens. Néanmoins, malgré ces limites, nos résultats nous paraissent suffisamment robustes pour appeler des réactions de politique publique. Alors que la mixité sociale des quartiers est un objectif affiché de l'action publique en France et que les discriminations selon l'origine sont rigoureusement prohibées, le fait de constater de fortes discriminations dans l'accès au logement selon ce critère recouvre des enjeux de politique publique importants. Les résultats de cette étude invitent à une réflexion approfondie sur la régulation du marché immobilier et sur les différents outils qui peuvent être déployés pour lutter contre les discriminations dans l'accès au logement. Ces outils de politique publique vont du rappel de la règle de droit à des mesures concrètes visant à rendre le droit plus effectif. Parmi ces mesures, des actions de lutte contre la précarité sociale, qu'il s'agisse de l'accès au logement social ou de mécanismes de garanties financières permettant de sécuriser les loueurs du parc privé, ont sans doute une place importante à occuper. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Acolin, A., Bostic, R. & Painter, G. (2016).** A field study of rental market discrimination across origins in France. *Journal of Urban Economics*, 95, 49–63. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2016.07.003>
- Adida, C. L., Laitin, D. D. & Valfort, M.-A. (2010).** Identifying barriers to Muslim integration in France. *PNAS, Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 107(52), 384–390. <https://doi.org/10.1073/pnas.1015550107>
- Ahmed, A. M., Andersson, L. & Hammarstedt, M. (2010).** Can Discrimination in the Housing Market be Reduced by Increasing the Information about the Applicants? *Land Economics*, 86(1), 79–90. <https://www.jstor.org/stable/27759719>
- Ahmed, A. M. & Hammarstedt, M. (2008).** Discrimination in the rental housing market: A field experiment on the Internet. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 362–72. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2008.02.004>
- Arrow, K. (1973).** The Theory of Discrimination. In: Ashenfelter, O. A. & Rees, A. (Eds.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- Baldini, M. & Federici, M. (2011).** Ethnic discrimination in the Italian rental housing market. *Journal of Housing Economics*, 20(1), 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2011.02.003>
- Becker, G. S. (1957).** *The Economics of Discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Bender, L. & Lange, S. (2001).** Adjusting for multiple testing – when and how? *Journal of Clinical Epidemiology*, 54, 343–349. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(00\)00314-0](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(00)00314-0)
- Bengtsson, R., Iverman, E. & Hinnerich, B. T. (2012).** Gender and ethnic discrimination in the rental housing market. *Applied Economics Letters*, 19(1), 1–5. <https://doi.org/10.1080/13504851.2011.564125>
- Benjamini, Y. & Hochberg, Y. (1995).** Controlling the False Discovery Rate: A Practical and Powerful Approach to Multiple Testing. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 57, 289–300. <https://www.jstor.org/stable/2346101>
- Benjamini, Y. & Yekutieli, D. (2001).** The Control of the False Discovery Rate in Multiple Testing Under Dependency. *The Annals of Statistics*, 29(4), 1165–1188. <https://www.jstor.org/stable/2674075>
- Berson, C. (2011).** Testing sur les jeunes français issus de l’immigration en fonction du degré de concurrence. *Rapport final d’évaluation*, AP2 091. [http://www.experimentation.jeunes.gouv.fr/IMG/pdf/Rapport\\_Final\\_EVA\\_AP2\\_091-Testing.pdf](http://www.experimentation.jeunes.gouv.fr/IMG/pdf/Rapport_Final_EVA_AP2_091-Testing.pdf)
- Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2004).** Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A Field Experiment on Labor Market Discrimination. *The American Economic Review*, 94(4), 991–1013. <https://doi.org/10.1257/0002828042002561>
- Bonnet, F., Lalé, E., Safi, M. & Wasmer, E. (2015).** Better residential than ethnic discrimination! Reconciling audit and interview findings in the Parisian housing market. *Urban Studies*, 53(13), 2815–2833. <https://doi.org/10.1177%2F0042098015596107>
- Bosch, M., Carnero, A. & Farre, L. (2010).** Information and discrimination in the rental housing market: Evidence from a field experiment. *Regional Science and Urban Economics*, 40(1), 11–19. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2009.11.001>
- Bovenkerk, F. (1992).** *Testing discrimination in natural experiments: A Manual for International Comparative Research on Discrimination on the Grounds of Race and Ethnic Origin*. Geneva: International Labour Office.
- Bunel, M., L’Horty, Y. & Petit, P. (2016).** Discrimination based on place of residence and access to employment. *Urban Studies*, 53(2), 267–286. <https://doi.org/10.1177%2F0042098014563470>
- Bunel, M., L’Horty, Y. & Petit, P. (2017).** Les discriminations dans l’accès au logement à Paris : une expérience contrôlée. *Rapport de recherche de TEPP N° 17-01*. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01521995>
- Carlsson, M. & Eriksson, S. (2014).** Discrimination in the rental market for apartments. *Journal of Housing Economics*, 23, 41–54. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:jhouse:v:23:y:2014:i:c:p:41-54>

- Carpusor, A. & Loges, W. (2006).** Rental discrimination and ethnicity in names. *Journal of Applied Social Psychology*, 36(4), 934–952. <https://doi.org/10.1111/j.0021-9029.2006.00050.x>
- Choi, S. J., Ondrich, J. & Yinger, J. (2005).** Do rental agents discriminate against minority customers? Evidence from the 2000 Housing Discrimination Study. *Journal of Housing Economics*, 14, 1–26. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2005.02.001>
- Défenseur des Droits (2017).** Les discriminations dans l'accès au logement. *Enquête sur l'accès aux droits* N° 5. [https://juridique.defenseurdesdroits.fr/doc\\_num.php?explnum\\_id=16974](https://juridique.defenseurdesdroits.fr/doc_num.php?explnum_id=16974)
- Drydakis, N. (2011).** Ethnic discrimination in the Greek housing market. *Journal of Population Economics*, 24(4), 1235–1255. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:spr:jopoe:v:24:y:2011:i:4:p:1235-1255>
- Duguet, E. & Petit, P. (2005).** Hiring discrimination in the French financial sector: an econometric analysis on field experiment data. *Annals of Economics and Statistics*, 78, 79–102. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:adr:anecst:y:2005:i:78:p:79-102>
- Duguet, E., Leandri, N., L'Horty, Y. & Petit, P. (2010).** Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? A controlled Experiment in the Paris area. *Annals of Economics and Statistics*, 99-100, 187–215. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:adr:anecst:y:2010:i:99-100:p:187-215>
- Flage, A. (2018).** Ethnic and Gender Discrimination in the Rental Housing Market: Evidence from a Meta-Analysis of Correspondence Tests, 2006-2017. *Journal of Housing Economics*, 41, 251–273. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2018.07.003>
- Gobillon, L., Selod, H. & Zenou, Y. (2007).** The Mechanisms of Spatial Mismatch. *Urban Studies*, 44(12), 2401–2427. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00826212>
- Hanson, A. & Hawley, Z. (2011).** Do landlords discriminate in the rental housing market? Evidence from an internet field experiment in US cities. *Journal of Urban Economics*, 70(2-3), 99–114. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:juecon:v:70:y:2011:i:2-3:p:99-114>
- Hanson, A. & Santas, M. (2014).** Field experiment tests for discrimination against hispanics in the U.S. rental housing market. *Southern Economic Journal*, 81(1), 135–167. <https://doi.org/10.4284/0038-4038-2012.231>
- Heylen, K. & Van den Broeck, K. (2015).** Differential Treatment of Rental Home Seekers According to their Sociodemographic and Economic Status by Real Estate Agencies in Belgium. *European Journal of Homelessness*, 9(2), 39–62. [https://limo.libis.be/primo-explore/fulldisplay?docid=LIRIAS1898823&context=L&vid=Lirias&search\\_scope=Lirias&tab=default\\_tab&lang=en\\_US&fromSitemap=1](https://limo.libis.be/primo-explore/fulldisplay?docid=LIRIAS1898823&context=L&vid=Lirias&search_scope=Lirias&tab=default_tab&lang=en_US&fromSitemap=1)
- L'Horty, Y., Duguet, E., du Parquet, L., Petit, P. & Sari, F. (2011).** Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés. *Économie et Statistique*, 447, 71–95. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377348?sommaire=1377352>
- Massey, D. S. & Lundy, G. (2001).** Use of Black English and racial discrimination in urban housing markets: new methods and findings. *Urban Affairs Review*, 36(4), 452–469. <https://doi.org/10.1177%2F10780870122184957>
- Neumark, D. (2018).** Experimental Research on Labor Market Discrimination. *Journal of Economic Literature*, 56(3), 799–866. <https://doi.org/10.1257/jel.20161309>
- Oh, S. J. & Yinger, J. (2015).** What have we learned from paired testing in housing markets? In: Yinger, J. (Ed.), *Why Housing Agents Discriminate: The Measurement, Causes, and Consequences of Housing Discrimination*. E-book.
- Ondrich, J., Ross, S. L. & Yinger, J. (2000).** How common is housing discrimination? Improving on traditional measures. *Journal of Urban Economics*, 47(3), 470–500. <https://doi.org/10.1006/juec.1999.2148>
- Ondrich, J., Ross, S. L. & Yinger, J. (2003).** Now You See It, Now You Don't: Why Do Real Estate Agents Withhold Available Houses from Black Customers? *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 854–73. <https://www.jstor.org/stable/3211810>
- Page, M. (1995).** Racial and Ethnic Discrimination in Urban Housing Markets: Evidence from a Recent Audit Study. *Journal of Urban Economics*, 38(2), 183–206. <https://doi.org/10.1006/juec.1995.1028>

- Petit, P. (2007).** The effects of age and family constraints on gender hiring discrimination: A field experiment in the French financial sector. *Labour Economics*, 14(3), 371–392. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.01.006>
- Petit, P., Duguet, E., L'Horty, Y., du Parquet, L. & Sari, F. (2014).** Discriminations à l'embauche des jeunes franciliens et effets croisés du sexe et de l'origine : les résultats d'un testing. *Économie et Statistique*, 464-465-466, 141–153. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1378021?sommaire=1378033>
- Pierné, G. (2013).** Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: results from a field experiment in the Paris area. *IZA Journal of Labor Economics*, 2(4). <https://doi.org/10.1186/2193-8997-2-4>
- Riach, P. A., & Rich. J. (2002).** Field Experiments of Discrimination in the Market Place. *Economic Journal*, 112 (483), 480–518. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00080>
- Roychoudhury, C. & Goodman, A. C. (1996).** Evidence of racial discrimination in different dimension of owner-occupied housing search. *Real estate Economics*, 24(2), 161–178. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00685>
- Yinger, J. (1986).** Measuring racial discrimination with fair housing audits: caught in the act. *American Economic Review*, 76(5), 881–893. <https://www.jstor.org/stable/1816458>
- Zhao, B. (2005).** Does the number of houses a broker shows depend on a homeseeker's race? *Journal of Urban Economics*, 57(1), 128–47. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.10.001>
- Zhao, B., Ondric, J. & Yinger, J. (2006).** Why do real estate brokers continue to discriminate? Evidence from the 2000 Housing Discrimination Study. *Journal of Urban Economics*, 59(3), 394–419. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2005.12.001>
-