

Épreuve orale de commentaire d'un dossier

**1/ Dossier à commenter**

**Document** : D'après Julie LE GALLO, Yannick L'HORTY, Loïc DU PARQUET, Pascale PETIT, « Les discriminations dans l'accès au logement en France : un *testing* sur les aires urbaines métropolitaines », *Économie et Statistique*, n° 513, 2019.

**2/ Mathématiques et statistiques appliquées aux Sciences Économiques et Sociales**

## 1/ Dossier à commenter

**Document** : D'après Julie LE GALLO, Yannick L'HORTY, Loïc DU PARQUET, Pascale PETIT, « Les discriminations dans l'accès au logement en France : un *testing* sur les aires urbaines métropolitaines », *Économie et Statistique*, n° 513, 2019.

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. [...]

### 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.

#### 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 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).

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.

Tous nos candidats sont des hommes. 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, 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. 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. 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.

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. [...] 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).

## **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 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*.

## 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 *Chettoub*.

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 *Bencharqui* – 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.

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.

## Résultats du *testing*

### 1. De fortes discriminations selon l'origine des candidats à la location

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 %.

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 répliques).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

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. [...] 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).

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. 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 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.

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 réplifications).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

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).

## 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 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.

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.

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. 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'aversion 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. 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. [...]

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 répliques).  
Source : *testing* DALTON – TEPP CNRS.

### 4. 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.

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 16e 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.

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.

## Conclusion

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.

## 2/ Mathématiques et statistiques appliquées aux Sciences Économiques et Sociales

### Partie A

1. On s'intéresse à la constitution des groupes de trois candidats parmi les six personnes fictives qui ne répondent pas à toutes les annonces. On assimile un tirage au sort de trois candidats à trois tirages successifs sans remise d'un candidat. On notera dans cette question :
  - $V$  l'événement « la personne a 22 ans » ;
  - et  $Q$  l'événement « la personne a 41 ans ».
  - a. À partir du tableau 1, intitulé « profils des huit candidats fictifs », dresser un arbre pondéré de probabilité représentant les différentes étapes d'un tirage au sort des trois candidats fictifs parmi le groupe de six.
  - b. Déterminer la probabilité d'avoir exactement une personne de 22 ans dans le groupe de 3 candidats tirés au sort.
2. Dans la page 5 du document, on peut lire : « 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. ». Retrouver la valeur placée en gras dans le texte.

### Partie B

M. Bernard est le président d'un groupe d'entreprises spécialisées dans les télécommunications. Au cours d'un conseil d'administration, le rachat d'une entreprise est décidé et M. Bernard a mandaté un cabinet d'audit afin de récolter différentes informations concernant les deux entreprises candidates : Alphatic ou Betatoc.

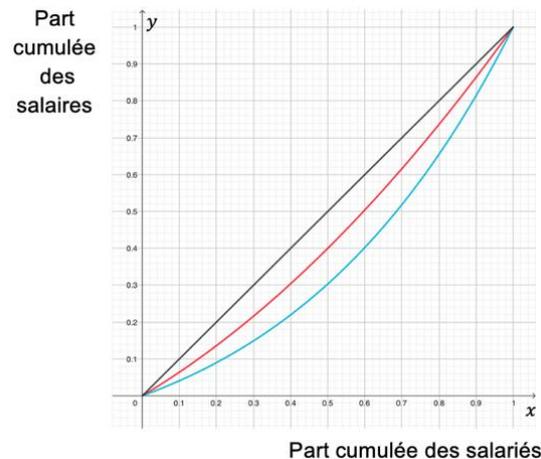
Deux critères sont étudiés afin de mener à bien cette opération : la répartition des salaires et les résultats d'un sondage sur le bien-être dans l'entreprise.

1. Le cabinet d'audit a étudié la répartition des salaires au sein d'Alphatic et de Betatoc. Pour l'étude, les salaires sont classés par ordre croissant. La répartition des salaires pour le groupe Alphatic est modélisée par une fonction  $f$  tandis que celle pour le groupe Betatoc est modélisée par une fonction  $g$ . Le nombre  $f(x)$  (respectivement  $g(x)$ ) représente la part cumulée des salaires en fonction de la part cumulée  $x$  de salariés de l'entreprise Alphatic (respectivement Betatoc).

Les fonctions  $f$  et  $g$  sont définies sur l'intervalle  $[0; 1]$  par :

$$f(x) = xe^{x-1} \text{ et } g(x) = 0,4x^2 + 0,6x.$$

Dans le repère du plan ci-dessous, on a représenté, sur l'intervalle  $[0; 1]$ , les courbes  $C_f$  et  $C_g$  respectives des fonctions  $f$  et  $g$  ainsi que la droite d'équation  $y = x$  :



- c. Déterminer la courbe  $C_f$  sur le graphique ci-dessus en justifiant la réponse.
  - d. Interpréter les coordonnées du point  $M(0,5; f(0,5))$  dans le contexte de l'exercice.
  - e. Quelle entreprise paraît avoir une répartition des salaires la plus inégalitaire ? Pourquoi ?
  - f. Calculer le coefficient de Gini pour chacune des entreprises. Conclure par rapport au contexte de la question.
2. M. Bernard souhaite que le taux de satisfaction des salariés concernant leur entreprise soit supérieur à 75% au seuil de 95%. Afin de tester cette hypothèse, on sélectionne de manière aléatoire 200 employés de l'entreprise Alphatic et 140 employés de l'entreprise Betatoc et on leur pose la question « Vous sentez-vous bien dans votre entreprise ? »
- a. Déterminer l'intervalle  $I_A$  de fluctuation asymptotique au seuil de 95% de la proportion d'employés de l'entreprise Alphatic déclarant se sentir bien dans leur entreprise. Arrondir à 0,01 les bornes de l'intervalle.
- On admet que l'intervalle de fluctuation asymptotique au seuil de 95% de la proportion d'employés de l'entreprise Betatoc déclarant se sentir bien dans leur entreprise est  $I_B = [0,68; 0,82]$ .
- b. Le sondage réalisé auprès de 200 employés de l'entreprise Alphatic a dénombré 128 employés déclarant se sentir bien dans leur entreprise. Le sondage réalisé auprès de 140 employés de l'entreprise Betatoc a dénombré 110 employés déclarant se sentir bien dans leur entreprise. Que peut-on conclure ?
3. D'après les questions précédentes, quelle entreprise M. Bernard devrait-il choisir de racheter ?