



HAL
open science

Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loic Du Parquet,
Pascale Petit

► **To cite this version:**

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loic Du Parquet, Pascale Petit. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique. 2018. halshs-01878182

HAL Id: halshs-01878182

<https://shs.hal.science/halshs-01878182>

Preprint submitted on 20 Sep 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2017 - 10

VOUS NE DORMEZ PAS CHEZ MOI !

***TESTER LA DISCRIMINATION DANS L'HEBERGEMENT
TOURISTIQUE***

MATHIEU BUNEL, YANNICK L'HORTY, SOULEYMANE MBAYE,

LOIC DU PARQUET, PASCALE PETIT

www.tepp.eu

TEPP - Travail, Emploi et Politiques Publiques - FR CNRS 3435

Vous ne dormirez pas chez moi !

Tester la discrimination dans l'hébergement touristique

Mathieu BUNEL¹, Yannick L'HORTY²,
Souleymane MBAYE³, Loïc du PARQUET⁴, Pascale PETIT⁵

Résumé

La discrimination dans l'accès aux services marchands en général et aux services touristiques en particulier fait l'objet d'une vaste littérature aux Etats-Unis depuis l'analyse pionnière de LaPiere (1934). Des études de nature essentiellement qualitative soulignent la persistance d'une discrimination formelle et informelle notamment à l'égard des noirs (Gabbidon, 2003 ; Schreer et al., 2009) et des homosexuels (Howerton et al., 2012). En France, malgré de nombreuses infractions avérées dans le secteur touristique aucune étude d'envergure n'a été réalisée pour documenter l'existence d'inégalité de traitement dans l'accès à ces services à l'exception de celle de Johnson et al. (2017), mais qui porte sur un très faible échantillon,

Cet article présente les résultats obtenus à l'aide d'un testing de grande ampleur réalisé entre avril et juin 2015 auprès de 1 433 établissements d'hébergement de loisir : campings, hôtels et chambres d'hôtes localisés dans trois grandes régions touristiques françaises : les régions PACA, Bretagne et Pays-de-la-Loire. Le protocole expérimental permet de tester la significativité et de quantifier les différentes formes de discrimination selon le genre, l'âge, l'origine ethnique suggérée par le nom et la réputation du quartier de résidence ainsi que leurs effets croisés.

Globalement, nous constatons une discrimination forte à l'égard des clients qui suggère une origine africaine par leur nom ou ceux qui résident dans des quartiers ayant mauvaise réputation. En revanche, la discrimination à l'égard des jeunes est d'ampleur nettement plus faible et se concentre principalement dans les chambres d'hôtes. Enfin le genre des clients ne semble pas impacter significativement la probabilité d'obtenir une réservation.

Mots-clés : Discrimination, hébergements de loisir, testing

Codes JEL : C93, J15, J16, L83

Cette étude a été financée par le Fonds d'Expérimentation pour la Jeunesse dans le cadre de l'appel à projets APDISCRI lancé en 2014 par le Ministère chargé de la jeunesse (projet DIAMANT : Discrimination Inter Age et selon d'autres Motifs : Analyse à partir d'une Noria de Testings). Ses résultats n'engagent que leurs auteurs, et ne sauraient en aucun cas engager le Ministère de la Ville, de la Jeunesse et des Sports.

¹Mathieu BUNEL, Université de la Nouvelle-Calédonie, LARJE (EA 3329) TEPP-CNRS (FR 3435), mathieu.bunel@univ-nc.nc

²Yannick L'HORTY, Université Paris-Est Marne la Vallée, ERUDITE (EA 437), TEPP-CNRS (FR 3435), UPEC, UPEM, F-77454 Marne-La-Vallée France, yannick.lhorty@u-pem.fr

³Souleymane MBAYE, Université Paris-Est Marne la Vallée, ERUDITE (EA 437), TEPP-CNRS (FR 3435), UPEC, UPEM, F-77454 Marne-La-Vallée France, souleymane.mbaye@u-pem.fr

⁴Loïc du PARQUET, Université du Mans, GAINS et TEPP-CNRS, UFR Droit, Sciences Economiques, Gestion, Avenue Olivier Messiaen 72085 Le Mans cedex, loic.duparquet@univ-lemans.fr

⁵Pascale PETIT, Université Paris-Est Marne la Vallée, ERUDITE (EA 437), TEPP-CNRS (FR 3435), UPEC, UPEM, F-77454 Marne-La-Vallée France. pascale.petit@u-pem.fr.

Introduction

L'article 2 alinéa 3 de la loi du 27 mai 2008 portant sur les diverses dispositions d'adaptation au droit communautaire dans le domaine de la lutte contre les discriminations stipule que « *Toute discrimination directe ou indirecte fondée sur un motif mentionné à l'article 1er est interdite en matière de protection sociale, de santé, d'avantages sociaux, d'éducation, d'accès aux biens et services ou de fourniture de biens et services* » (souligné par nous).

Ce cadre juridique impose aux entreprises de l'industrie touristique comme à l'ensemble des entreprises proposant des biens et des services de respecter le principe d'égalité d'accès des clients potentiels quels que soient leur genre, leur âge, leur origine ethnique ou encore leur lieu de résidence⁶. Ce cadre contraignant est-il respecté en France ? Les études existantes fournissent une réponse limitée, incomplète et ambiguë à cette question.

D'après une vaste étude réalisée auprès de plus de 5 000 individus par le Défenseur des Droits⁷ seuls 12% des répondants pensent qu'en France des personnes sont discriminées « souvent » ou « très souvent » sur leurs lieux de loisir et 6% d'entre eux déclarent avoir connu une telle expérience au cours des cinq dernières années. Ces proportions sont de 50% lorsqu'on les interroge sur l'existence de discrimination sur le marché du travail ou du logement et de 25% lorsqu'ils expriment leur expérience récente de discrimination dans ces domaines. D'après cette enquête reposant sur des déclarations subjectives, l'accès au loisir en général et aux services touristiques en particulier semble peu concerné par des pratiques discriminatoires.

Toutefois, des sources judiciaires indiquent que ce secteur n'est pas épargné par les condamnations dans le domaine des discriminations. Récemment le Ministère du travail, s'appuyant sur les résultats d'une campagne de testings portant sur 40 entreprises de plus de 1 000 salariés, a indiqué "*un risque élevé de discriminations*" à l'embauche pour les groupes AccorHotels et Courtepaille⁸. De même, les campagnes d'audit réalisées par SOS Racisme qui consistent à présenter des personnes de types différents (maghrébin, africain, européen, etc.) ayant le même profil dans différentes situations (entretien d'embauche, entrée dans une discothèque, réservation d'une chambre d'hôtel, location d'un appartement, etc.) montrent que les professionnels de l'industrie du tourisme ne respectent pas toujours le principe d'égalité d'accès aux services qu'ils offrent. Ces campagnes qui constituent un mode de preuve reconnu par les tribunaux ont conduit à des condamnations⁹.

En dehors de ces éléments déclaratifs et factuels, il existe très peu d'études scientifiques mobilisant des données françaises sur le sujet. L'étude récente de Johnson *et al* (2017) constitue à notre connaissance la seule exception. Elle consiste à tester 60 chambres d'hôtes localisées en France métropolitaine afin de préciser si elles discriminent formellement leurs clients en fonction de leur origine ou de leur lieu de résidence. Les résultats obtenus conduisent à rejeter cette hypothèse. Une des limites de cette étude,

⁶L'article 1^{er} de la loi du 27 mai 2008 liste les 22 critères prohibés par la loi.

⁷ Voir le 10^{ème} Le Baromètre de la perception des discriminations dans l'emploi réalisé par le Défenseur des Droits et l'Organisation internationale du travail (OIT).

⁸ Le Figaro 14/03/2017.

⁹ L'office de tourisme du Cap-d'Agde (Hérault) a été condamnée lourdement pour avoir transmis en 2006 des listes de locations saisonnières différentes selon l'origine ethnique des vacanciers (l'Humanité du 23 juillet 2017). Plus récemment, un camping localisé à Antibes a été identifié comme ayant des pratiques de discrimination avérée lors de ses réservations (l'express du 24 juillet 2017).

due à la faiblesse de l'échantillon constitué, est qu'elle ne permet pas de préciser si cette absence de discrimination s'observe pour l'ensemble des types d'hébergement fréquentés par les français : camping, hôtels et chambre d'hôtes et pour différentes zones géographiques.

L'objectif de cet article est de proposer le premier test d'envergure visant à documenter l'existence d'inégalité de traitement dans l'accès aux services d'hébergement de loisir. Entre avril et juin 2015, nous avons testé les pratiques de 1 433 établissements composés de 433 campings, 353 hôtels et 647 chambres d'hôtes localisés dans trois grandes régions touristiques françaises : les régions PACA, Bretagne et Pays-de-la-Loire.

La méthode du testing consiste ici à envoyer des réservations fictives à de véritables établissements, réservations en tous points identiques à l'exception du ou des caractères potentiellement discriminatoires que l'on souhaite tester. Afin de contrôler l'hétérogénéité inobservable susceptible d'affecter nos résultats, chaque établissement reçoit les réservations de tous nos candidats fictifs. En outre, les caractéristiques observables de ces établissements (taille, prix des prestations proposées, origine de l'annonce) ont été répertoriées afin de proposer une analyse « *toutes choses égales par ailleurs* ».

Notre protocole est original à plusieurs titres. Tout d'abord, il permet de tester la significativité et de quantifier les différentes formes de discriminations potentielles liées au genre, à l'âge, à l'origine et à la zone de résidence ainsi que leurs effets croisés. Ensuite, la taille conséquente de notre échantillon améliore considérablement la puissance des tests. Cette taille permet également de préciser s'il existe des comportements différents au sein de sous-groupes d'établissements définis par exemple par leur type ou leur standing permettant en outre de réaliser une analyse économétrique. Enfin notre testing couvre trois régions bien distinctes géographiquement et permet de tester si l'environnement sociodémographique a un impact sur d'éventuels comportements discriminatoires.

Même si nos résultats sont partiels, ponctuels et localisés, ils permettent de mettre en évidence plusieurs résultats robustes statistiquement. Tout d'abord, nous constatons une discrimination importante et statistiquement significative à l'égard des clients dont le nom suggère une origine africaine ou qui résident dans un quartier défavorisé (quartier politique de la ville - QPV). Ces deux profils ont une probabilité nettement plus faible que les autres de voir leur réservation retenue. En revanche, la jeunesse des clients affecte peu et de manière non systématique cette probabilité. La discrimination liée à l'âge n'est statistiquement significative que pour les chambres d'hôtes.

Ensuite, les comportements discriminatoires diffèrent dans les trois types d'établissement (hôtels, campings, chambres d'hôtes). Parmi les jeunes, la discrimination liée à la réputation du lieu de résidence s'opère dans les trois types d'établissement, mais elle tend à être près de deux fois plus importante dans les hôtels et les chambre d'hôtes. Enfin, la discrimination liée à l'origine ethnique s'exerce fortement dans les chambres d'hôtes et les campings mais elle est non significative dans les hôtels.

Les comportements discriminatoires diffèrent également selon la région. La discrimination liée à l'âge se concentre uniquement en région Pays de la Loire alors qu'elle est non significative en Bretagne et en PACA. La discrimination liée à la réputation du lieu de résidence est présente quant à elle dans les trois régions, mais près de deux fois plus forte en région PACA qu'en Bretagne.

L'organisation de l'article est la suivante. La première section expose les travaux antérieurs réalisés essentiellement aux Etats-Unis visant à identifier les pratiques discriminantes dans l'accès à des services en général et à des hébergements de loisir en particulier. La section 2 décrit le protocole expérimental nous permettant d'identifier les comportements discriminatoires. Dans la section 3, nous présentons et discutons les résultats obtenus.

1. Que nous apprennent les travaux sur les discriminations touristiques ?

L'analyse des comportements discriminatoires fait l'objet d'une vaste et ancienne littérature en économie (Becker, 1957). La plus grande partie de ces études se focalise sur le marché du travail (Bertrand et al., 2004), le marché du logement (Yinger, 1986 ; Oh et Yinger, 2015) et l'accès au crédit (Ross et Yinger 2002). Peu de travaux portent sur les inégalités d'accès à d'autres types de biens ou des services ou encore sur l'inégale qualité des prestations proposées par les vendeurs en fonction de l'âge, du genre ou encore de l'origine ethnique du client.

La question des discriminations est pratiquement absente du champ relativement récent de l'économie du tourisme¹⁰. Pourtant plusieurs travaux qui se focalisent sur le processus d'embauche dans ce secteur (voir les travaux de Neumark et al. (1996) pour les Etats-Unis, de Bunel et al. (2016) pour la France) montrent qu'il n'est pas épargné par des pratiques discriminatoires avérées.

Pour la discrimination dans l'accès aux hébergements touristiques, la littérature bien que relativement ancienne connaît un renouveau méthodologique ces dernières années, principalement aux Etats-Unis. L'étude de LaPiere (1934) constitue l'une des premières analyses réalisées visant à vérifier l'existence d'une discrimination ethnique (être d'apparence asiatique) dans les restaurants et les hôtels aux Etats-Unis. L'objectif de l'auteur était de réaliser un test expérimental *in vivo*, une version fruste de la méthode de l'audit qui se développera par la suite, afin de démontrer le biais associé à l'utilisation de déclarations issues de questionnaires pour mesurer l'ampleur des phénomènes discriminatoires. Bien que cette étude conclut à l'absence de discrimination ethnique, ces pratiques ont malheureusement subsisté dans un pays qui a attendu 1964 pour légiférer contre les discriminations raciales (Civil Rights Act)¹¹.

Après 1964, ces pratiques ont certes commencé à décliner mais ont largement perduré puisqu'il n'existait pas de dispositif fédéral visant à vérifier le respect de cette interdiction dans les différents Etats. C'est dans le domaine du logement après la promulgation en 1968 du *Fair Housing Act* et la création de l'*Office of Fair Housing and Equal Opportunity* que ces pratiques discriminatoires ont commencé à être testées et sanctionnées puis à décroître sans pour autant disparaître.

¹⁰Aucun chapitre n'aborde ces questions dans les Handbook de Dwyer et Forsyth (2006) ou de Tazim et Robinson (2009).

¹¹ Pour s'en convaincre, on peut rappeler comme l'indiquent Johnson et al. (2017), que le guide *Negro Motorist Green Book* listant les hôtels et les restaurants acceptant une clientèle noire a été édité annuellement de 1936 à 1966. On peut également citer le sit-in de plus de 6 mois organisé en 1960 par les étudiants noirs de Greensboro afin d'obtenir la possibilité d'être servi dans un restaurant.

Ce cadre réglementaire a conduit au développement de méthodes d'investigation visant à démontrer l'existence de discriminations ethno-raciales dans le domaine de l'accès au logement. Deux grandes méthodes ont alors été mobilisées : celle du testing (s'appuyant sur l'envoi de candidature fictive) et celle de l'audit (mobilisant des acolytes participants réellement au processus de location). De nombreux travaux utilisant des données américaines¹² ont alors été publiés, mobilisant l'une ou l'autre de ces méthodes afin de suivre et de quantifier l'évolution de la discrimination au cours du temps (Yinger, 1986 ; Ondrich et al., 2000 et 2003; Ahmed et al. 2008 et 2010 ; Hanson et Hawley, 2011).

L'analyse critique proposée par Heckman (1998) sur la capacité de ces méthodes expérimentales à identifier les comportements discriminatoires, indique que la méthode du testing même si elle ne fournit que des informations sur la première étape du processus de sélection, est plus rigoureuse pour identifier avec certitude ces comportements incriminés.

D'un point de vue méthodologique, si des progrès considérables ont été réalisés depuis l'article de LaPiere (1934), les travaux scientifiques se sont très peu intéressés à tester et à mesurer les comportements discriminatoires sur les marchés des biens et des services en dehors du marché de l'immobilier, de l'accès au crédit et de l'achat de voiture (Pager et Shepherd, 2008). Ceci est d'autant plus surprenant qu'il existe aux Etats-Unis de nombreuses plaintes sur des inégalités ethniques de traitement dans les hôtels, les restaurants, les stations essence, les concessionnaires automobiles ou encore les magasins alimentaires, de vêtements ou d'équipement domestique (Gabbidon, 2003).

Des investigations très récentes semblent s'intéresser à ces comportements sur ces différents marchés. Quelques études de nature qualitative mobilisant, soit la méthode de l'audit, soit celle du testing s'intéressent sur données américaines à caractériser l'ampleur de la discrimination formelle et informelle notamment à l'égard des noirs sur le fait d'accorder une faible ristourne pour un article d'environ 1 dollar (Brigham et al., 1979), sur le temps d'attente lors de la restitution d'un CD (Ainscough et al., 2000), sur le non-respect du code vestimentaire dans un restaurant (Durton, 1971) ou encore sur la suspicion pour vol lors de l'achat de lunettes de soleil (Schreer et al., 2009).

Dans le domaine de l'hébergement de loisir, les études de Jones (1996) et Howerton et al., (2012) sur données américaines et celles de Johnson et Guillard (2017) sur données françaises analysent la discrimination liée à l'orientation sexuelle pour les premiers et à l'origine ethnique et au lieu de résidence pour les seconds. Jones (1996) teste par l'envoi de courrier à 320 Hôtels et Bed&Breakfast aux Etats-Unis la probabilité d'obtenir une réservation pour des clients homosexuels. Ses résultats montrent que ces derniers reçoivent moins souvent de réponse positive que les clients hétérosexuels. Howerton et al. (2012) prolongent cette analyse en distinguant deux types de prise de contact. La première impersonnelle est réalisée par courrier électronique et la seconde plus directe est conduite par téléphone. Elles observent que la discrimination n'est significative que lors de réservation impersonnelle et disparaît lors d'interactions plus directes. Ces résultats confirment de manière plus rigoureuse l'intuition de l'étude de LaPiere (1934).

Sur données françaises, l'étude de Johnson et Guillard (2017) teste le comportement discriminatoire formel (accès au service) et informel (temps et qualité de la réponse) susceptible d'exister à l'encontre des clients se différenciant par leur origine ethnique et par leur localisation géographique. Elle porte sur

¹²Des travaux ont également été réalisés plus récemment dans d'autres pays mobilisant les mêmes méthodologie (voir Bunel et al., 2017 pour une synthèse).

un échantillon limité de 60 chambres d'hôtes et conclut à l'absence de discrimination formelle statistiquement significative mais à une discrimination de nature essentiellement informelle (la réponse est moins rapidement transmise et elle est plus concise).

La taille des échantillons constitués pour réaliser ces différentes études interroge toutefois sur la puissance des tests statistiques proposés. L'étude d'Edelman et al. (2016) sur les réservations via le site AirBnB fournit à ce titre des résultats plus robustes. Elle porte sur 6 400 offres publiées sur le site AirBnB durant l'été 2015 localisées dans cinq grandes villes américaines Baltimore, Dallas, Los Angeles, Saint Louis et Washington. Quatre profils de candidatures fictives croisant le genre et l'origine ethnique suggérée par le nom de famille sont construits. D'après cette étude, un écart de 8 points de pourcentage de taux de réponse positive entre les candidatures issues d'individus ayant des noms afro-américains relativement aux autres est identifié. Les tests de robustesse proposés montrent que ce résultat n'est altéré ni par l'homogamie des loueurs, ni par l'environnement ethnique de la location, ni par les écarts sur les caractéristiques du bien loué. En revanche, la discrimination est non significative pour les loueurs ayant déjà proposé leur bien à des afro-américains.

Sur données françaises à l'exception du travail exploratoire de Johnson et Guillard (2017) aucune étude d'envergure n'a été conduite pour mesurer l'existence de comportement discriminatoire sur le marché des hébergements touristiques. L'enjeu de ce papier est d'apporter un éclairage spécifique à ce secteur.

2. Protocole expérimental de collecte des données

La méthode du testing est aujourd'hui largement mobilisée dans de nombreux pays, y compris en France, pour examiner si certains profils d'individus pâtiennent d'un accès plus difficile que les autres à différents marchés, en raison d'un ou plusieurs critères discriminatoires (Bertrand et al., 2017). Cette méthode consiste à envoyer des candidatures fictives à de vrais établissements, candidatures en tout point identiques à l'exception de la ou des potentielles sources de discrimination que l'on souhaite tester. Cette section présente en détails les profils des candidats fictifs utilisés et les messages transmis pour signaler ces caractéristiques. Sont exposés les effets directs et croisés qui peuvent être identifiés à l'aide de ce protocole. Les établissements testés sont rapidement décrits.

2.1. Types et localisation des hébergements testés

D'avril à juin 2015 nous avons envoyé des candidatures fictives à 1 433 établissements localisés sur trois régions françaises : les régions PACA, Pays de la Loire et Bretagne auprès de trois grands types d'établissements : les campings, les chambres d'hôtes et les hôtels. Le **tableau 1** expose leur répartition respective. Plus de 45% des établissements testés sont des chambres d'hôtes, 30% des campings et 25% des hôtels. Ils sont répartis de manière à peu près identique entre les trois régions retenues. Cette répartition s'appuie en grande partie sur les informations issues du bilan du tourisme établi par la Direction Générale de la Compétitivité de l'Industrie et des Services en 2012. Ce document fournit un ensemble de statistiques qui permet de caractériser les modes d'hébergements choisis, la durée moyenne de leurs séjours ou encore les principales régions de destination des français lors de leur vacances en métropole¹³.

¹³ <https://www.entreprises.gouv.fr/etudes-et-statistiques/bilan-tourisme-2012>

Tableau 1 : Nombre d'établissement testés en fonction de leur type et de leur région de localisation

| | PACA | Pays de la Loire | Bretagne | Total |
|-------------------------|-------------|-------------------------|-----------------|--------------|
| Campings | 134 | 155 | 144 | 433 |
| Chambres d'hôtes | 209 | 224 | 214 | 647 |
| Hôtels | 145 | 109 | 99 | 353 |
| Total | 488 | 488 | 457 | 1 433 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs

D'après ce document, seuls 33% des séjours touristiques sont réalisés dans des hébergements marchands. Les principaux types d'hébergements marchands choisis sont des locations en gîte ou en chambre d'hôtes (40%), au camping (25%) et à l'hôtel (15%). Nous avons tenté de conserver à-peu-près ces proportions lors de la constitution de notre échantillon en surestimant légèrement les hôtels. En termes de destination, Rhône-Alpes est la région touristique privilégiée par les français (20,3 millions de voyages), devant PACA (16,8 millions), les Pays de la Loire (14,2 millions), l'Île-de-France (13,7 millions) et la Bretagne (13,5 millions). En termes de nombre de nuitées les régions PACA (118 millions), Rhône-Alpes (104 millions), Languedoc-Roussillon (97 millions) et Bretagne (81 millions) arrivent en haut du classement des destinations.

Dans notre testing nous avons retenu uniquement les établissements localisés en région PACA, Pays de la Loire et Bretagne car la région Rhône-Alpes concentre une large partie de séjours en station de ski, séjours qui n'étaient pas adaptés au calendrier d'envoi des réservations (au printemps). Par ailleurs l'Île-de-France, et notamment Paris, est une destination internationale bien spécifique.

La répartition géographique des établissements testés est exposée dans la **figure A1**. On constate que la région Bretagne déborde de sa délimitation administrative puisque une partie de la Normandie est associée à cette zone.

On remarque enfin que le recours à Internet pour effectuer des réservations occupe une place centrale puisqu'en 2012, 65% des français sont passés par ce canal pour réserver leurs voyages en France métropolitaine. L'envoi d'un message électronique pour réaliser une réservation est une démarche réalisée par la plupart des vrais clients de cette industrie.

Notons enfin que pour identifier et repérer les établissements testés, nous avons utilisé trois guides touristiques régionaux : le Petit Futé, le Guide Michelin, le Guide du Routard ainsi que le site des pages jaunes.

2.2. Les profils retenus

Le **tableau 2** expose les six profils d'individus fictifs retenus, se distinguant seulement par leur âge, leur sexe, leur origine signalée par la consonance de leur prénom et de leur nom et la réputation de leur lieu de résidence dans un Quartier Politique de la Ville (QPV).

Ces six individus fictifs adressent des demandes similaires auprès des mêmes offreurs, sous forme d'envois de courrier électronique. Comme l'indique le **tableau 3**, la comparaison des réponses données par les mêmes offreurs à ces six individus, considérées deux à deux, permet de mettre en évidence une

discrimination possible en raison de plusieurs critères : la discrimination liée à l'âge, au sexe, à l'origine supposée et à la réputation du lieu de résidence. Notre protocole permet d'identifier des effets directs et certains effets croisés de ces sources potentielles de discriminations.

Tableau 2 : Caractéristiques distinctives des 6 individus fictifs

| Individu | Age | Sexe | Consonance prénom et nom | Réputation du lieu de résidence (en Ile de France) |
|----------|-----------------|-------|---------------------------|---|
| A | Quarantaine | Homme | Française | Neutre |
| B | Moins de 25 ans | Homme | Française | Neutre |
| C | Moins de 25 ans | Femme | Française | Neutre |
| D | Moins de 25 ans | Homme | Africaine (non musulmane) | Neutre |
| E | Moins de 25 ans | Homme | Française | Défavorisée (Localisation dans un Quartier « Politique de la Ville »-QPV) |
| F | Moins de 25 ans | Femme | Africaine (non musulmane) | Neutre |

Tableau 3 : Mesure des discriminations

| Comparaison des taux de succès des individus considérés deux à deux | Discrimination mise en évidence |
|---|--|
| Effets directs | |
| A/B | Effet de l'âge parmi les hommes d'origine française |
| B/C et D/F | Effet du sexe parmi les jeunes selon leur origine |
| B/D et C/F | Effet de l'origine parmi les jeunes selon leur sexe |
| B/E | Effet de la réputation du lieu de résidence parmi les jeunes hommes |
| Effets croisés | |
| A/C | Effet joint de l'âge et du sexe Parmi les individus d'origine française |
| A/D | Effet joint de l'âge et de l'origine Parmi les jeunes hommes |
| B/F | Effet joint du sexe et de l'origine Parmi les jeunes |
| A/E | Effet joint de l'âge et du lieu de résidence Parmi les jeunes hommes |
| A/F | Effet joint de l'âge, du genre et de l'origine |

Remarque : Dans tous les cas, l'origine est signalée par la consonance du prénom et du nom

2.3. Envoi et contenu des messages

A chacun des 1 433 établissements testés, nous avons envoyé durant la même semaine et selon un ordre aléatoire, les six messages de nos individus fictifs, soient 8 598 messages électroniques. A chaque fois les offreurs ont reçu de courts messages de demande de compléments d'information émanant de chacun des six individus fictifs. Dans ces messages apparaissent les trois caractéristiques distinctives du candidat (âge, sexe, origine ethnique, réputation du lieu de résidence). Les messages ne comportent aucun autre élément de différenciation significatif. Une discrimination apparaîtra alors si, en moyenne, les offreurs testés ne réservent pas les mêmes suites aux demandes de tous les individus fictifs du testing. Notons que nous permutons les messages entre les candidats au cours de la campagne, de façon à ce qu'une inégalité de traitement ne puisse être imputable à la qualité différenciée des messages. Les six individus fictifs indiquent résider à Paris. A titre d'illustration, le message adressé aux hôtels par le client fictif quadragénaire, dont le nom suggère une origine française et résidant dans un quartier neutre est le suivant :

Bonjour,

Je voudrais vous réserver une chambre pour 2 personnes pour la semaine 36 (du 29 août midi au 5 septembre midi). Est-ce qu'il vous en reste de disponible, à quel prix, et comment réserver? Par ailleurs, nous sommes **quadragénaires**, quelles sont les activités proposées dans les environs ?

Nous serons en voiture, peut-on se garer facilement ?

Je vous remercie et vous laisse mes coordonnées (de préférence par email)

Christophe LEROY
Email : XXX
14 **boulevard Arago** 75013 PARIS

(Dans le message original aucun élément n'est surligné en gras)

Celui transmis pour le jeune client, dont le nom suggère une origine française résidant en QPV prend la forme suivante :

Bonjour,

Je voudrais savoir s'il serait possible de réserver une chambre pour 2 personnes du 29 août au 5 septembre 2015 ? Je vous précise que nous avons **la carte avantages jeunes**. Pouvez-vous me donner les disponibilités, le prix pour la chambre et le parking et les activités disponibles à ce moment-là (festivals, sports, sorties...) ?

Je vous remercie par avance.

Florian Roux
Email : XXX
121 **Boulevard Barbès** 75018 Paris

Utiliser un patronyme pour suggérer une origine ethnique fait l'objet de nombreuses discussions dans la littérature. Comme le soulignent Fryer et al, (2004) recourir au nom pour indiquer l'origine ethnique peut poser un problème d'identification de l'effet strict de l'origine ethnique puisque le nom de famille reflète à la fois une origine et un statut social, voire l'effet croisé de ces deux dimensions. En toute rigueur, notre protocole teste les différences réservées aux candidats se nommant Florian Roux ou Laura

Durand versus Désiré Sambou ou Grâce Goudiaby et non celles qui sont attribuées aux candidats ayant un patronyme signalant une origine africaine ¹⁴.

Notons que ces deux derniers patronymes utilisés pour suggérer une origine africaine non musulmane ont été sélectionnés car ils sont fréquemment portés dans l'ethnie Diola au Sénégal. Il s'agit d'une communauté catholique dont les membres portent par ailleurs le plus souvent des prénoms à consonance chrétienne¹⁵. Les noms des individus suggérant une origine française figurent, quant à eux, parmi les plus répandus en France ; leur prénom fait partie des dix prénoms les plus fréquemment donnés aux nouveaux nés à leur naissance.

3. Résultats obtenus

Parmi les 1 433 établissements testés¹⁶, 1 254 d'entre eux ont adressé une réponse à au moins l'un des six clients fictifs, soit un taux de réponse de 87,5%. On considère qu'une réponse est négative lorsque l'offreur ne répond pas au message du client fictif ou qu'il indique explicitement que la transaction ne pourra pas se faire. Dans les autres cas, on considère que la réponse est non négative. La répartition du nombre de réponses par annonce testée et pour chacun des 6 clients fictifs est donnée dans le **tableau 4**.

Tableau 4 : Répartition du nombre de réponses par annonce testée

| | En % | | | | | | |
|--|-------|--------|------------------|----------|------|------------------|----------|
| | Tous | Hôtels | Chambres d'hôtes | Campings | PACA | Pays de la Loire | Bretagne |
| Taux global de réponse non négative | | | | | | | |
| Réponse non négative à 1 client fictif ou plus | 87,5 | 94,6 | 80,8 | 91,7 | 91,6 | 83,8 | 87,1 |
| Aucune réponse non négative | 12,5 | 5,4 | 19,2 | 8,3 | 8,4 | 16,2 | 12,9 |
| Taux par candidat de réponse non négative | | | | | | | |
| Jeune Femme origine française | 54,2 | 58,3 | 44,5 | 65,3 | 55,3 | 52,9 | 54,5 |
| Jeune Femme origine africaine | 47,8 | 56,4 | 37,3 | 56,6 | 54,3 | 44,9 | 44,0 |
| Homme quadragénaire origine française | 63,0 | 63,7 | 57,3 | 70,9 | 71,9 | 59,5 | 57,3 |
| Jeune Homme origine française | 56,8 | 63,7 | 47,1 | 65,6 | 68,3 | 49,0 | 52,9 |
| Jeune Homme résidant en QPV origine française | 46,3 | 50,7 | 34,8 | 60,0 | 51,5 | 39,3 | 48,4 |
| Jeune Homme origine africaine | 49,3 | 61,2 | 37,4 | 57,3 | 58,0 | 38,3 | 51,7 |
| Nombre d'offres testées | 1 433 | 353 | 647 | 433 | 488 | 488 | 457 |

Lecture : Sur les 1 433 établissements testés, 179 (12,5%) n'ont adressé aucune réponse non négative et 1 254(87,5%) ont donné une réponse non négative à au moins un de nos 6 individus fictifs. Les clientes jeunes et suggérant une origine française ont reçu une réponse non négative dans 54,2% des cas.

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

¹⁴ Afin de tenir compte uniquement de la couleur de la peau, Doleac et Stein (2013), Ayres, et al. (2015) et Franco et al. (2016), proposent une méthodologie alternative reposant sur l'utilisation de photos lors de l'envoi de message. Cette méthode peut difficilement être mobilisée ici.

¹⁵http://www.planete-senegal.com/senegal/noms_et_prenoms_senegal.php

¹⁶ Notons que nous avons retiré 50 établissements qui ont fait part de leur étonnement quant à la similarité des demandes de plusieurs de nos individus fictifs. Nous les avons retirés de l'échantillon initial constitué de 1 483 établissements.

Globalement, le taux de réponse non négative est plus important pour les hôtels (95%) que pour les campings (92%). Les chambres d'hôtes apparaissent comme nettement plus sélectives puisqu'elles ne répondent à au moins un candidat que dans 81% des cas.

Il existe également des différences notables selon la localisation géographique des établissements. Le taux de réponse est plus favorable en région PACA (92%) qu'en région Pays-de-la-Loire (84%) et dans une moindre mesure qu'en région Bretagne (87%).

Si le taux de réponse non négative est globalement très élevé pour les établissements testés, en revanche ces derniers répondent nettement plus rarement positivement à l'ensemble des clients fictifs (voir **tableau A1**). Dans un cas sur cinq, ils ont répondu de façon non négative aux six clients et dans près d'un cas sur trois ils répondent de manière non négative à seulement un ou deux candidats. Les chambre d'hôtes et les établissements localisés en Pays-de-la-Loire semblent ceux qui sélectionnent le plus leur clients.

Ce processus de sélection tient certainement au nombre important de réservations reçues par les loueurs. Si, face à une multitude de demandes, il est normal que l'établissement ne soit pas en capacité de répondre positivement à toutes les sollicitations. En absence de discrimination ce processus devrait être aléatoire. Or, les chances d'obtenir une réponse non négative diffèrent sensiblement selon les caractéristiques des clients fictifs (**Tableau 4 et tableau A2**). Ainsi, lorsque l'établissement choisit d'adresser une réponse non négative à un seul de nos six individus fictifs, il s'agit dans 34% des cas de l'individu quadragénaire et dans seulement 6% des cas du jeune suggérant une origine française mentionnant résider dans un QPV. C'est pourquoi un client quadragénaire dont le nom suggère une origine française et qui réside dans un quartier neutre reçoit en moyenne 63% de réponse non négative contre 46% pour un jeune client qui réside dans un QPV et suggérant également une origine française.

3.1. Effets directs et effets croisés

A partir des écarts de taux de réponses non négatives adressées aux six clients fictifs, il est possible d'identifier l'ampleur des différentes sources de discrimination directes et croisées listées dans le **tableau 3**. Un test de significativité de ces effets est réalisé à chaque fois en recourant à la méthode du bootstrap. Les résultats obtenus présentés dans le **tableau 5** identifient clairement l'existence de discriminations statistiquement significatives liées à l'âge, à l'origine suggérée par le nom et à la réputation du lieu de résidence. Le genre n'est significatif que pour les clients d'origine française il est dans ce cas de très faible ampleur. Pour les clients d'origine africaine cette dimension n'est plus statistiquement significative.

Si être jeune et suggérer une origine africaine via son nom semblent avoir des effets négatifs d'ampleur similaire dans la recherche d'un hébergement de loisir (entre 6 et 7 points de pourcentage), résider dans un quartier défavorisé ou ayant une mauvaise réputation (QPV) pénalise davantage nos clients fictifs (en moyenne de 10,5 points de pourcentage).

Le **tableau 5** permet également d'appréhender l'ampleur des effets croisés de ces différentes sources de discrimination. Les pénalités liées à l'âge et à l'origine se cumulent de manière additive sur la probabilité de recevoir une réponse non négative. Ainsi un client fictif jeune et suggérant une origine africaine a près de 14 points de pourcentage de chance en moins de recevoir une réponse non négative qu'un client quadragénaire suggérant une origine française.

Tableau 5 : Différences de taux de réponse non négative sur les mêmes annonces

| | Ecart de taux de réponse (en pts de %) | P-value |
|--|---|----------------|
| Effets directs | | |
| Effet de l'âge (être jeune versus quadragénaire) pour les hommes d'origine française | -6,20*** | 0,00 |
| Effet du genre (être une femme versus un homme) | -2,03** | 0,05 |
| Effet du genre (être une femme versus un homme) pour ceux d'origine française | -2,58* | 0,09 |
| Effet du genre (être une femme versus un homme) pour ceux d'origine africaine | -1,47 | 0,30 |
| Effet de l'origine (être d'origine africaine versus française) | -6,95*** | 0,00 |
| Effet de l'origine (être d'origine africaine versus française) pour les jeunes hommes | -7,54*** | 0,00 |
| Effet de l'origine (être d'origine africaine versus française) pour les jeunes femmes | -6,43*** | 0,00 |
| Résidant en QPV relativement aux autres quartiers (4) pour les hommes jeunes d'origine française | -10,47*** | 0,00 |
| Effets croisés | | |
| Effet joint de l'âge et du sexe (être une jeune femme) pour ceux d'origine française | -8,80*** | 0,00 |
| Effet joint de l'âge et de l'origine (être un jeune d'origine africaine) pour les hommes | -13,78*** | 0,00 |
| Effet joint du sexe et de l'origine (être une femme d'origine africaine) pour les jeunes | -9,02*** | 0,00 |
| Effet joint de l'âge, du sexe et de l'origine | -15,20*** | 0,00 |
| Effet joint de l'âge et du lieu de résidence pour les hommes d'origine française | -16,69*** | 0,00 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Lecture : Sur les 1433 établissements testés, le jeune homme d'origine française mentionnant un lieu de résidence neutre a reçu une réponse non négative dans 56,8% des cas voir **tableau A2**. Ses chances de succès sont significativement inférieures à celles d'un homme quadragénaire d'origine française (63,0%). L'écart 6,2 points est significatif au seuil de critique de 1% .

Les statistiques de Student, les intervalles de confiance et les p-value ont été calculés par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages.

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, *significatif au seuil de 10%.

Cet écart atteint même 16,5 points pour les jeunes résidant en QPV. Ainsi, pour obtenir 10 réponses non négatives à ses réservations, un jeune résidant dans un quartier ayant une mauvaise réputation doit envoyer 6 messages de plus (22 contre 16) à des établissements d'hébergements de loisir qu'un quadragénaire résidant dans un quartier neutre, soit près de 40% de candidatures en plus.

La méthode du testing offre l'avantage de contrôler parfaitement les caractéristiques des clients souhaitant effectuer une location dans un hébergement de loisir puisqu'il s'agit d'individus fictifs. En revanche, cette méthode ne contrôle pas les différences observables susceptibles d'exister entre les établissements testés. Afin d'en tenir compte il est nécessaire de raisonner "*toutes choses égales par ailleurs*" à l'aide d'une analyse économétrique.

3.2. Effets en tenant compte des caractéristiques observables

Nous avons souhaité interroger trois types d'établissements des campings, des hôtels et des chambres d'hôtes localisés dans trois régions distinctes la Bretagne, PACA et le Pays-de-la-Loire. En dehors de ces caractéristiques contrôlées, les établissements interrogés se différencient par plusieurs dimensions observables : leur taille, l'origine de l'offre, les prix proposés pour une location, le nombre d'étoiles attribué à l'établissement par les guides ou encore le genre du loueur. Précisons que le regroupement par prix des établissements que nous avons réalisé est calculé de manière indépendante pour les campings, les hôtels et les chambres d'hôtes car les prix pratiqués par ces établissements sont difficilement comparables.

Pour identifier le genre des propriétaires nous avons procédé comme suit : si pour chacune des réponses non négatives envoyées à nos clients le genre identifié dans le message est identique on attribue celui-ci au loueur. Lorsque celui-ci est non renseigné ou varie d'une réponse à l'autre nous le classons dans une catégorie "mixte".

En outre, même si l'ordre d'envoi des réservations fictives des 6 clients fictifs a été permuté de manière aléatoire au cours de la campagne de testing, il est probable que cet ordre ait eu un impact sur les réponses des loueurs. Pour contrôler cet effet potentiel, on introduit également cette dimension dans les variables de contrôle.

Le **tableau A4** expose des statistiques descriptives sur ces éléments et indique le taux de réponse non négative moyen. Le **tableau 6** expose l'impact des caractéristiques des clients fictifs et des variables de contrôle sur la probabilité d'obtenir une réponse non négative lors de la réservation. Pour ce faire, un modèle probabiliste linéaire est mobilisé. Afin de tenir compte du caractère non indépendant des candidatures, puisqu'elles ont été envoyées à chaque fois par groupe de 6 à une même annonce, les écarts-types sont clustérisés.

Deux modèles sont successivement proposés dans le **tableau 6**. Le **modèle 1** expose les résultats lorsque l'on introduit uniquement les caractéristiques des clients fictifs comme variable explicative alors que le **modèle 2** introduit en sus les variables de contrôle dans l'estimation. Les coefficients estimés s'interprètent directement comme des effets marginaux sur la probabilité d'obtenir une réponse non négative. De manière attendue, les coefficients obtenus à l'aide du **modèle 1** correspondent à ceux du **tableau 5**. Par exemple, un jeune suggérant une origine africaine par son nom a 13,7 points de pourcentage de chance en moins (-0,062 + - 0,075) d'obtenir une réponse non négative de la part d'un loueur.

Lorsque l'on tient compte des caractéristiques observables, ces écarts varient sensiblement (**modèle 2**). Notons tout d'abord que l'effet genre du candidat n'est plus statistiquement significatif lorsque l'on raisonne « toutes choses égales par ailleurs ». Ainsi, être une jeune femme ne pénalise plus nos candidats. On remarque également dans cette spécification que la pénalité associée au fait d'être jeune est diminuée de près de moitié passant de 6,2 points à 3,3 points de pourcentage.

Tableau 6 : Impact des caractéristiques des candidats et des établissements sur la probabilité d'obtenir une réponse non négative

| | Modèle 1 | | Modèle 2 | |
|---|-----------|-------|-----------|-------|
| | Coef. | Sd. | Coef. | Sd. |
| Caractéristiques des clients | | | | |
| Jeune (Je) | -0,062*** | 0,015 | -0,033** | 0,014 |
| Origine africaine (Oa) × Je | -0,075*** | 0,016 | -0,059*** | 0,015 |
| Femme (Fe) × Je | -0,026* | 0,015 | -0,006 | 0,014 |
| QPV × Je | -0,105*** | 0,015 | -0,102*** | 0,015 |
| Oa × Je × Fe | 0,011 | 0,022 | 0,002 | 0,020 |
| Genre de l'hôte (ref : Mixte ou inconnu) | | | | |
| Hommes | | | 0,209*** | 0,027 |
| Femmes | | | 0,180*** | 0,019 |
| Localisation de l'offre (ref : Bretagne) | | | | |
| PACA | | | 0,053** | 0,024 |
| Pays-Loire | | | -0,034 | 0,022 |
| Type d'hébergement (ref : Camping) | | | | |
| Chambre d'hôtes | | | -0,207*** | 0,020 |
| Hôtel | | | -0,068*** | 0,023 |
| Standing de l'établissement | | | | |
| 4 étoiles et plus | | | 0,027 | 0,023 |
| Prix proposés parmi les 25% plus cher | | | 0,039* | 0,021 |
| Ordre d'envoi (ref : rang 1) | | | | |
| Rang 2 | | | -0,020 | 0,014 |
| Rang 3 | | | -0,114*** | 0,015 |
| Rang 4 | | | -0,214*** | 0,015 |
| Rang 5 | | | -0,262*** | 0,016 |
| Rang 6 | | | -0,321*** | 0,015 |
| Origine de l'offre (ref : Futé) | | | | |
| Michelin | | | 0,086*** | 0,031 |
| Pages jaunes | | | 0,055 | 0,036 |
| Routard | | | -0,011 | 0,022 |
| Constante | 0,630*** | 0,013 | 0,825*** | 0,033 |
| Statistique de F | 31,65*** | | 61,26*** | |
| Critère Akaike | 12 347 | | 11 124 | |
| R ² | 0,0134 | | 0,1477 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

En revanche, la pénalité que doit supporter le jeune candidat issu d'un quartier défavorisé ou ayant mauvaise réputation reste globalement de même ampleur. De même, celle subie par le candidat suggérant une origine africaine par son nom ne baisse que faiblement (elle passe de 7,5 points à 5,9 points). La suite du **tableau 6** présente l'influence des caractéristiques observables des offres sur la variable dépendante.

Les établissements dont l'annonce est issue du guide Michelin ou ceux proposant les prix les plus élevés ont une probabilité statistiquement plus élevée de répondre favorablement aux candidats fictifs. Pour la localisation et le type d'hébergement, on retrouve la tendance identifiée dans le **tableau 4**, c'est à dire les établissements localisés en région PACA ainsi que les campings ont une probabilité plus élevée de répondre favorablement aux clients. Enfin, l'ordre d'envoi affecte significativement et très fortement les probabilités de réponse. Un candidat arrivant en 6ème position est pénalisé de l'ordre de 34 points dans sa probabilité de recevoir une réponse positive.

Ainsi les résultats obtenus indiquent que la discrimination observée à l'égard des clients des établissements d'hébergement de loisir se concentre essentiellement sur les jeunes suggérant une origine africaine et ce quel que soit leur genre, ainsi que sur les jeunes hommes issus de quartier défavorisé (QPV). Notre testing ne permet malheureusement pas d'identifier si les jeunes femmes issues de ces quartiers sont pénalisées dans les mêmes proportions.

Notons enfin qu'il ne semble pas exister de différences selon le genre des loueurs. En outre, bien que ce résultat n'apparaisse pas dans le **tableau 4**, nous avons testé si le genre du loueur croisé avec le genre des clients fictifs affectait la probabilité de recevoir une réponse non négative. Les coefficients estimés sont dans ce cas tous non significatifs. Ce résultat nous conduit à rejeter l'hypothèse d'homogamie sur ce marché. Ces variables croisées non significative n'ont pas été retenues dans le **modèle 4**.

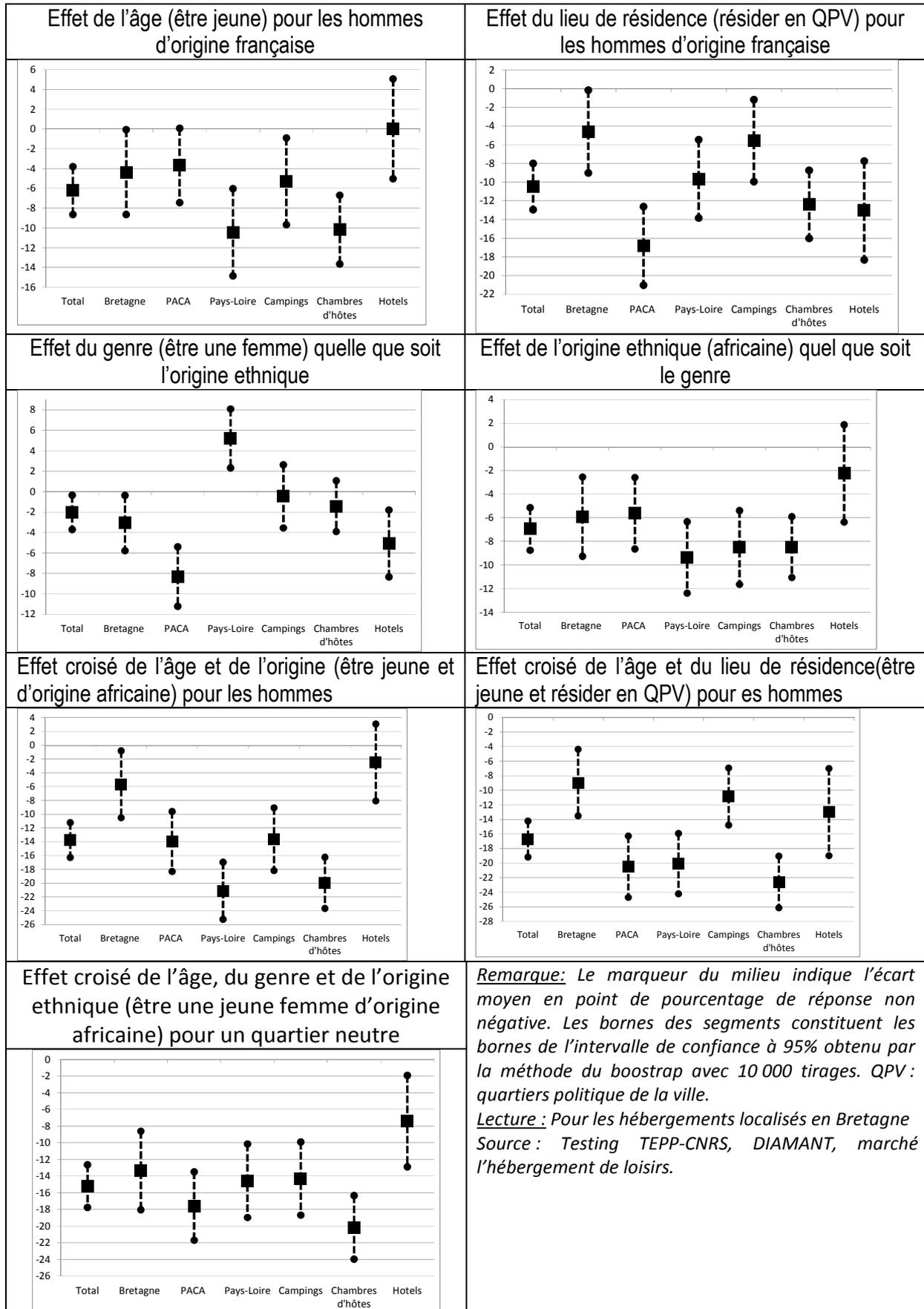
3.3. Effets selon la localisation géographique et le type d'établissement loueur

Afin de contrôler la stabilité des résultats obtenus dans le point précédant, on examine à présent si les discriminations identifiées varient selon le type d'établissement (hôtels, chambres d'hôtes, campings) et selon leur localisation géographique (PACA, Bretagne et Pays-de-la-Loire).

Les graphiques proposés dans la **figure 1** présentent les écarts moyens calculés ainsi que les bornes des intervalles de confiance à 95% obtenues par la méthode du bootstrap pour les différents effets directs et croisés sans introduire de variables de contrôle.

La discrimination liée à l'âge apparaît comme non significative dans les hôtels. En revanche, elle est la plus forte dans les chambres d'hôtes et dans les établissements localisés en Pays-de-la-Loire. Parmi les jeunes, la discrimination liée à la réputation du lieu de résidence s'opère dans les trois types d'établissement, mais elle tend à être moins importante dans les campings. Elle est plus élevée dans les établissements localisés en PACA et elle est faiblement significative pour ceux localisés en Bretagne.

Figure 1 : Effets directs et croisés en fonction de la localisation de l'offre et du type d'établissement



Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Enfin, la discrimination liée à l'origine africaine suggérée par le nom n'est pas significative dans les hôtels, mais elle s'exerce fortement dans les chambres d'hôtes et les campings et dans les établissements localisés en Pays-de-la-Loire.

Les effets croisés couplant l'origine ethnique et l'âge, ou bien la réputation du quartier résidence et l'âge, sont plus forts pour les chambres d'hôtes et pour les établissements localisés en région PACA voire en Pays-de-la-Loire.

Tableau 7 : Impact de la nature des établissements sur l'effet des caractéristiques des candidats sur la probabilité d'obtenir une réponse non négative

| | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | |
|---|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | Coef | Sd | Coef | Sd | Coef | Sd |
| Caractéristiques du candidat | | | | | | |
| Jeune (Je) | -0,033** | 0,014 | -0,019 | 0,023 | -0,015 | 0,023 |
| Origine africaine (Oa) × Je | -0,059*** | 0,015 | -0,059*** | 0,015 | -0,068 | 0,015 |
| Femme (Fe) × Je | -0,006 | 0,014 | -0,005 | 0,014 | -0,005 | 0,014 |
| QPV × Je | -0,102*** | 0,015 | -0,068*** | 0,023 | -0,072*** | 0,023 |
| Oa × Je × Fe | 0,002 | 0,020 | 0,001 | 0,020 | 0,001 | 0,020 |
| Variables croisées | | | | | | |
| CH × Je | | | -0,066** | 0,027 | -0,066*** | 0,027 |
| H × Je | | | 0,059* | 0,032 | 0,040 | 0,035 |
| CH × QPV × Je | | | -0,042 | 0,027 | -0,041 | 0,026 |
| H × QPV × Je | | | -0,059* | 0,032 | -0,040 | 0,035 |
| H × Oa × Je | | | | | 0,035 | 0,026 |
| Type d'hébergement (ref : camping) | | | | | | |
| Chambre d'hôtes (CH) | -0,207*** | 0,020 | -0,149*** | 0,028 | -0,149*** | 0,028 |
| Hôtel (H) | -0,068*** | 0,023 | -0,109*** | 0,033 | -0,109*** | 0,033 |
| Variables de contrôle | OUI | | OUI | | OUI | |
| Statistique de F | 61,26*** | | 53,45*** | | 49,74*** | |
| Critère Akaike | 11 124 | | 11 115 | | 11 117 | |
| R ² | 0,1477 | | 0,1494 | | 0,1474 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Les **tableaux 7 et 8** visent à vérifier si ces résultats bruts sont robustes à un contrôle sur les caractéristiques observables des établissements. D'après le **modèle 3** et le **modèle 5** la pénalité subie par les jeunes clients ne s'observe ni pour l'ensemble des établissements d'hébergement ni pour l'ensemble des régions. Cette pénalité n'est statistiquement significative que pour les chambres d'hôtes ou pour les établissements localisés en Pays-de-la-Loire. En revanche, dans les campings et dans les hôtels, être un jeune client ne réduit pas significativement sa probabilité d'obtenir une réponse non négative lors d'une réservation.

Autre résultat notable, alors qu'il ne semble pas exister de discrimination à l'égard des jeunes femmes, il existe une prime pour ces clientes dans les établissements localisés en Pays-de-la-Loire. Pour le dire

autrement, les jeunes hommes quelle que soit leur origine ethnique suggérée par leur nom, reçoivent plus rarement des réponses non négatives pour des locations implantées dans cette région.

La pénalité associée à la réputation du quartier est près de deux fois plus importante en région PACA que dans les autres localisations. Les hôtels semblent également discriminer davantage cette population alors qu'ils ont tendance à moins discriminer les clients suggérant une origine africaine. D'après le **modèle 4** ces deux derniers résultats restent statistiquement plus fragiles.

Tableau 8 : Impact de la localisation des établissements sur l'effet des caractéristiques des candidats sur la probabilité d'obtenir une réponse non négative

| | Modèle 2 | | Modèle 5 | |
|-------------------------------------|-----------|----------|-----------|-------|
| | Coef | Sd | Coef | Sd |
| Caractéristiques du candidat | | | | |
| Jeune (Je) | -0,033** | 0,014 | 0,000 | 0,023 |
| Origine africaine (Oa) × Je | -0,059*** | 0,015 | -0,059*** | 0,015 |
| Femme (Fe) × Je | -0,006 | 0,014 | -0,034* | 0,019 |
| QPV × Je | -0,102*** | 0,015 | -0,076*** | 0,024 |
| Oa × Je × Fe | 0,002 | 0,020 | 0,001 | 0,020 |
| Variables croisées | | | | |
| PACA × Je | | | -0,027 | 0,030 |
| PL × Je | | | -0,073*** | 0,031 |
| PACA × QPV × Je | | | -0,069*** | 0,032 |
| PL × QPV × Je | | | -0,005 | 0,030 |
| PACA × Fe × Je | | | 0,002 | 0,024 |
| PL × Fe × Je | | | 0,080*** | 0,024 |
| Localisation | | | | |
| Bretagne | Ref | | | |
| PACA | 0,053** | 0,024 | 0,001 | 0,033 |
| Pays-de-la-Loire (PL) | -0,034 | 0,022 | -0,072** | 0,032 |
| Variables de contrôle | | OUI | OUI | |
| Statistique de F | | 61,26*** | 49,14*** | |
| Critère Akaike | | 11 124 | 11 119 | |
| R ² | | 0,1477 | 0,1493 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

3.4. Effets selon le standing de l'établissement

Pour finir, nous examinons s'il existe des comportements discriminatoires différents selon le niveau de standing des établissements. D'après Neumark et al. (1996), il est possible d'utiliser les prix pratiqués comme une indication (une proxy) de leur *standing*. Le **Tableau A3** compare les taux de réponse non négative des six candidats fictifs dans les établissements du premier et du troisième quartile de notre échantillon. Nous comparons tout d'abord les pratiques discriminatoires des campings, selon les tarifs qu'ils pratiquent. Les 25% les moins coûteux ne pratiquent aucune discrimination significative, alors que de fortes discriminations selon tous les motifs s'opèrent dans les 25% les plus coûteux. Les hôtels,

quant à eux, pratiquent une discrimination liée au lieu de résidence quelle que soit la tarification. Ceux dans lesquels les tarifs sont les plus élevés pratiquent également une discrimination liée à l'origine. Enfin, les chambres d'hôtes discriminent les jeunes et la jeune femme issue de l'immigration, quels que soient les prix pratiqués. En revanche, seuls ceux dans lesquels les prix sont les plus faibles discriminent également en raison du lieu de résidence.

Toutefois, lorsque l'on teste la robustesse de ces résultats en contrôlant par les caractéristiques observables, aucun de ces effets n'est statistiquement significatifs. Ce résultat peut s'expliquer par un déficit de puissance de nos tests dû à la taille de notre échantillon lorsque l'on raisonne à un niveau aussi fin. Notons enfin que la prise en compte du nombre d'étoiles des établissements testés n'affecte pas nos résultats.

Conclusion

Cet article propose la première étude d'envergure analysant l'ampleur de la discrimination dans le domaine de l'hébergement de loisir sur données françaises. La richesse de la base de données constituée permet de mesurer la discrimination en raison de l'âge, et parmi les jeunes, en raison du sexe, de l'origine supposée et de la réputation du lieu de résidence et de préciser si ces résultats sont stables selon le type d'hébergement (campings, hôtels et chambres d'hôtes) et selon trois régions touristiques (PACA, Bretagne et Pays-de-la-Loire).

Nos résultats bien que partiels, ponctuels et localisés comme pour toutes analyses mobilisant la méthode du testing, font ressortir plusieurs résultats statistiquement robustes.

Il existe une discrimination forte quels que soient le type et la localisation des hébergements due à l'origine ethnique suggérée et à la réputation des quartiers où résident les clients. Rappelons que l'origine ethnique étant signalée via le nom des candidats, il n'est pas possible de distinguer si les écarts observés sont liés à l'origine ou au statut socio-économique suggéré par ce nom, voire simultanément liées aux deux effets.

La discrimination liée au genre ou à l'âge des clients est soit non significative soit de faible ampleur, à l'exception des chambres d'hôtes qui ont tendance à écarter plus régulièrement les candidats jeunes.

Comme l'indique Edelman et al. (2016) dans leur étude sur les pratiques discriminatoires dans les locations AirBnB, il serait utile de favoriser le développement d'un guide déontologique dans le secteur de l'hébergement de loisir afin que les professionnels de ce secteur prennent conscience de leur comportement discriminatoire parfois inconscient, afin qu'ils mettent en place des procédures pour remédier à ces pratiques condamnables juridiquement.

Notons enfin que cette étude teste uniquement la discrimination formelle du marché de l'hébergement touristique. Il serait pertinent de reproduire ce type d'opération avec un large échantillon afin d'analyser la dimension informelle de la discrimination dans ce secteur voire en l'étendant à celui de la restauration.

Références

- 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.
- Ainscough, T. L., & Motley, C. M. (2000). Will you help me please? The effects of race, gender, and manner of dress on retail service. *Marketing Letters*, 11, 129–136.
- Arrow, K. J. (1973). The Theory of Discrimination. In O. Ashenfelter and A. Rees (Eds.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 3-42
- Ayres, I., Banaji, M. and Jolls, C. (2015), Race effects on eBay. *The RAND Journal of Economics*, 46: 891–917.
- Becker, G. (1957). *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago Press.
- Bertrand, M., & Mullainathan, S. (2004). Are Emily and Greg More Employable Than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination. *American Economic Review*, 94(4): 991–1013.
- Bertrand, M., and E. Duflo. (2017). Field Experiments on Discrimination., in A. B. Banerjee and E. Duflo (Eds), *Handbook of Economic Field Experiments*, Vol.1, Chapter 8, North – Holland, 309-393.
- Brigham, J. C., & Richardson, C. B. (1979). Race, sex, and helping in the marketplace. *Journal of Applied Social Psychology*, 9: 314–322.
- Bunel M., Petit P., L'Horty Y. (2016). Discrimination based on place of residence and access to employment. *Urban studies*, 53(2): 267-286.
- Bunel M., Gorohouna S., Petit P., Ris, C., L'HortyY. (2017). Ethnic discrimination in the Rental Housing Market : An experiment in New Calédonia. *International Regional Science Review (forthcoming)*.
- Doleac, J.L., Stein, L.C.D. (2013), The Visible Hand: Race and Online Market Outcomes. *Economic Journal*, 123: F469–F492.
- Dutton, D. G. (1971). Reactions of restaurateurs to blacks and whites violating restaurant dress requirements. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 3(3): 298-302
- Dwyer, L., Forsyth P. (2006) *International Handbook on the Economics of Tourism*, Edward Elgar Publishing Ltd..
- Edelman, B. G., Luca, M. Svirsky. D. (2016). Racial discrimination in the sharing economy: Evidence from a field experiment. *American Economic Journal: Applied Economic (Forthcoming)*.
- Franco J., Kakar V., Voelz J. Wu J., (2016). Effects of Host Race Information on Airbnb Listing Prices in San Francisco, *MPRA Paper # 69974*.
- Fryer, R.G. and Levitt, S.D. (2004). The Causes and Consequences of Distinctively Black Names. *Quarterly Journal of Economics*, 119: 767–805.
- Gabbidon, S. L. (2003). Racial profiling by store clerks and security personnel in retail establishments: An exploration of shopping while Black. *Journal of Contemporary Criminal Justice*, 19: 345–364.
- Johnson G., Guillard V. (2017) Discriminations dans les services marchands : le cas des chambres d'hôtes en France, in DRM (eds.) *L'état des entreprises 2017*, Repères, La découverte.
- Jones, D. A. (1996). Discrimination against same-sex couples in hotel reservation policies. *Journal of Homosexuality*, 31, 153–159.

- Hanson, A. and Z. Hawley (2011). Do landlords discriminate in the rental housing market? Evidence from an internet Field experiment in US cities. *Journal of Urban Economics*, 70 (2): 99-114.
- Heckman, J. J., (1998). Detecting Discrimination. *Journal of Economic Perspectives*, 12 (2): 101-116.
- LaPiere, R. T. (1934). Attitudes versus action. *Social Forces*, 13, 230–237.
- Neumark, D., Bank R.J. and Van Nort K. D. (1996). Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study. *Quarterly Journal of Economics*, 111(3): 915-941
- Oh, S. J., J. Yinger. (2015). What Have We Learned from Paired Testing in Housing Markets?, *Cityscape: a Journal of Policy Development and Research*, 17 (3): 15-59.
- Ondrich J., Ross S.L. and Yinger J., (2000). How common is housing discrimination? Improving on traditional measures. *Journal of Urban Economics*, 47(3): 470–500.
- Pager D. and H. Shepherd (2008). The Sociology of Discrimination Racial Discrimination in Employment, Housing, Credit, and Consumer Market. *Annual Review of Sociology*, 34: 181-209.
- Ross S, Yinger J. (2002). *The Color of Credit: Mortgage Discrimination, Research Methodology, and Fair-Lending Enforcement*. Cambridge, MA: MIT Press
- Tazim J., Robinson M. (2009) *The SAGE Handbook of Tourism Studies*

Annexes : Informations complémentaires sur la base

Tableau A1 : Taux de réponse non négative des 6 individus fictifs selon le type d'établissements et la région de localisation

| | Tous | Hôtels | Chambres d'hôtes | Campings | PACA | Pays de la Loire | Bretagne |
|---|----------|----------|------------------|----------|----------|------------------|----------|
| Probabilité conditionnelle (en %) | | | | | | | |
| 1 | 12,8 | 10,5 | 16,3 | 10,1 | 9,4 | 16,6 | 12,6 |
| 2 | 18,3 | 17,7 | 25,2 | 9,6 | 15,7 | 21,3 | 18,1 |
| 3 | 16,7 | 15,0 | 18,5 | 15,6 | 15,4 | 14,7 | 20,1 |
| 4 | 16,9 | 18,9 | 15,7 | 16,9 | 16,8 | 17,4 | 16,6 |
| 5 | 16,6 | 20,1 | 11,1 | 20,9 | 18,3 | 14,4 | 16,8 |
| 6 | 18,8 | 18,0 | 13,2 | 27,0 | 24,4 | 15,6 | 15,8 |
| Au moins 1 | 87,5 | 94,6 | 80,8 | 91,7 | 91,6 | 83,8 | 87,1 |
| Taux de réponse non négative par candidat (en %) | | | | | | | |
| Jeune Femme origine française | 54,2 | 58,3 | 44,5 | 65,3 | 55,3 | 52,9 | 54,5 |
| Jeune Femme origine africaine | 47,8 | 56,4 | 37,3 | 56,6 | 54,3 | 44,9 | 44,0 |
| Homme quadragénaire origine française | 63,0 | 63,7 | 57,3 | 70,9 | 71,9 | 59,5 | 57,3 |
| Jeune Homme origine française | 56,8 | 63,7 | 47,1 | 65,6 | 68,3 | 49,0 | 52,9 |
| Jeune Homme résidant en QPV origine française | 46,3 | 50,7 | 34,8 | 60,0 | 51,5 | 39,3 | 48,4 |
| Jeune Homme origine africaine | 49,3 | 61,2 | 37,4 | 57,3 | 58,0 | 38,3 | 51,7 |
| Ecart par rapport à l'homme 22 ans origine française | | | | | | | |
| Jeune Femme origine française | -2,6* | -5,4* | -2,6 | -0,3 | -12,9*** | 4,0 | 1,5 |
| Jeune Femme origine africaine | -9,0*** | -7,4** | -9,8*** | -9,02*** | -14,0*** | -4,1 | -9,0*** |
| Homme quadragénaire origine française | +6,2*** | +0,01 | +10,2*** | +5,34** | +3,7 | +10,5*** | +4,4* |
| Jeune Homme résidant en QPV origine française | -10,5*** | -13,1*** | -12,4*** | -5,55** | -16,8*** | -9,6*** | -4,6* |
| Jeune Homme origine africaine | -7,5*** | -2,6 | -9,75*** | -8,30*** | -10,3*** | -10,7*** | -1,3 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Lecture : Sur l'ensemble des établissements testés en région PACA, la jeune femme d'origine française a reçu une réponse non négative dans 55,3% des cas. Ses chances de succès sont significativement inférieures de 13 points de pourcentage à celles du jeune homme d'origine française mentionnant un lieu de résidence neutre.

Les statistiques de Student et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages.

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, *significatif au seuil de 10%.

Tableau A2 : Ventilation des réponses non négatives obtenues par chacun des six individus, selon le nombre de réponses non négatives envoyées par l'établissement

| | Taux de réponse non négative | | Taux de réponse non négative conditionnel au nombre total de réponses non négatives | | | | | | | | | | | |
|--|------------------------------|-------|---|-------|-----|-------|-----|-------|-----|-------|-----|-------|------------|-------|
| | | | 1 | | 2 | | 3 | | 4 | | 5 | | Au moins 1 | |
| | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % | N | % |
| Femme 22 ans origine française | 777 | 54,2% | 27 | 16,9% | 74 | 32,3% | 107 | 51,2% | 147 | 69,3% | 186 | 89,4% | 777 | 62,0% |
| Femme 22 ans origine africaine | 685 | 47,8% | 12 | 7,5% | 59 | 25,8% | 75 | 35,9% | 141 | 66,5% | 162 | 77,9% | 685 | 54,6% |
| Homme 42 ans origine française | 903 | 63,0% | 54 | 33,8% | 121 | 52,8% | 145 | 69,4% | 160 | 75,5% | 187 | 89,9% | 903 | 72,0% |
| Homme 22 ans origine française | 814 | 56,8% | 31 | 19,4% | 86 | 37,6% | 130 | 62,2% | 146 | 68,9% | 185 | 88,9% | 814 | 64,9% |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 664 | 46,3% | 10 | 6,3% | 58 | 25,3% | 81 | 38,8% | 122 | 57,5% | 157 | 75,5% | 664 | 53,0% |
| Homme 22 ans origine africaine | 706 | 49,3% | 26 | 16,3% | 60 | 26,2% | 89 | 42,6% | 132 | 62,3% | 163 | 78,4% | 706 | 56,3% |
| Nombre d'établissements | 1 433 | | 160 | | 229 | | 209 | | 212 | | 208 | | 1 254 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Lecture : Sur les 1433 établissements testés, 54,2% ont adressé une réponse non négative à la jeune femme d'origine française (soit 777 cas). Dans 16,9% des 160 cas où seulement un des six individus fictifs a reçu une réponse non négative, elle a été la destinataire de cette réponse (soit 27 cas). Parmi les 1 254 cas où l'offreur a adressé une réponse non négative à au moins l'un des 6 individus fictifs, la jeune femme d'origine française figure parmi les individus fictifs contactés dans 777 cas (ce qui représente 62% des cas).

Tableau A3 : Taux de réponse non négative des 6 individus fictifs selon le type d'établissements et la catégorie de prix

| | Prix faibles | | | | Prix élevés | | | |
|---|----------------|---------------|------------------|----------|----------------|----------------|------------------|------------------|
| | Tous | Hôtels | Chambres d'hôtes | Campings | Tous | Hôtels | Chambres d'hôtes | Campings |
| Taux de réponse non négative | | | | | | | | |
| Jeune Femme origine française | 53,2 | 50,6 | 44,9 | 67,8 | 56,7 | 66,6 | 43,5 | 67,0 |
| Jeune Femme origine africaine | 45,0 | 49,5 | 33,2 | 59,3 | 53,8 | 64,2 | 41,3 | 62,8 |
| Homme quadragénaire origine française | 58,5 | 57,8 | 51,7 | 69,5 | 69,9 | 77,3 | 64,5 | 71,2 |
| Jeune Homme origine française | 50,9 | 54,6 | 40,5 | 63,5 | 65,8 | 73,8 | 51,4 | 79,8 |
| Jeune Homme résidant en QPV origine française | 40,5 | 43,4 | 26,9 | 58,5 | 53,8 | 58,3 | 45,5 | 61,7 |
| Jeune Homme origine africaine | 47,3 | 55,6 | 36,6 | 56,7 | 56,0 | 61,9 | 47,2 | 63,9 |
| Ecart par rapport à l'homme 22 ans origine française | | | | | | | | |
| Jeune Femme origine française | +2,3 | -4,2 | +4,5 | +4,2 | -9,2* | -7,2 | -8,00 | -12,77** |
| Jeune Femme origine africaine | -5,9 | -5,3 | -7,3* | -4,2 | -12,0 | -9,6 | -10,06** | -17,07*** |
| Homme quadragénaire origine française | +7,6 | 3,2 | 11,2*** | 5,9 | 4,1 | 3,5 | 13,05*** | -8,44* |
| Jeune Homme résidant en QPV origine française | -10,4** | -11,5* | -13,5*** | -5,0 | -12,0** | -15,5** | -5,79 | -18,16*** |
| Jeune Homme origine africaine | -3,6 | 1,1 | -3,9 | -6,8 | -9,8** | -11,9* | -4,24 | -15,98*** |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Lecture : Sur l'ensemble des établissements testés en région PACA, la jeune femme d'origine française a reçu une réponse non négative dans 55,3% des cas. Ses chances de succès sont significativement inférieures de 13 points de pourcentage à celles du jeune homme d'origine française mentionnant un lieu de résidence neutre.

Les statistiques de Student et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du bootstrap réalisée sur 10 000 tirages.

*** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, *significatif au seuil de 10%.

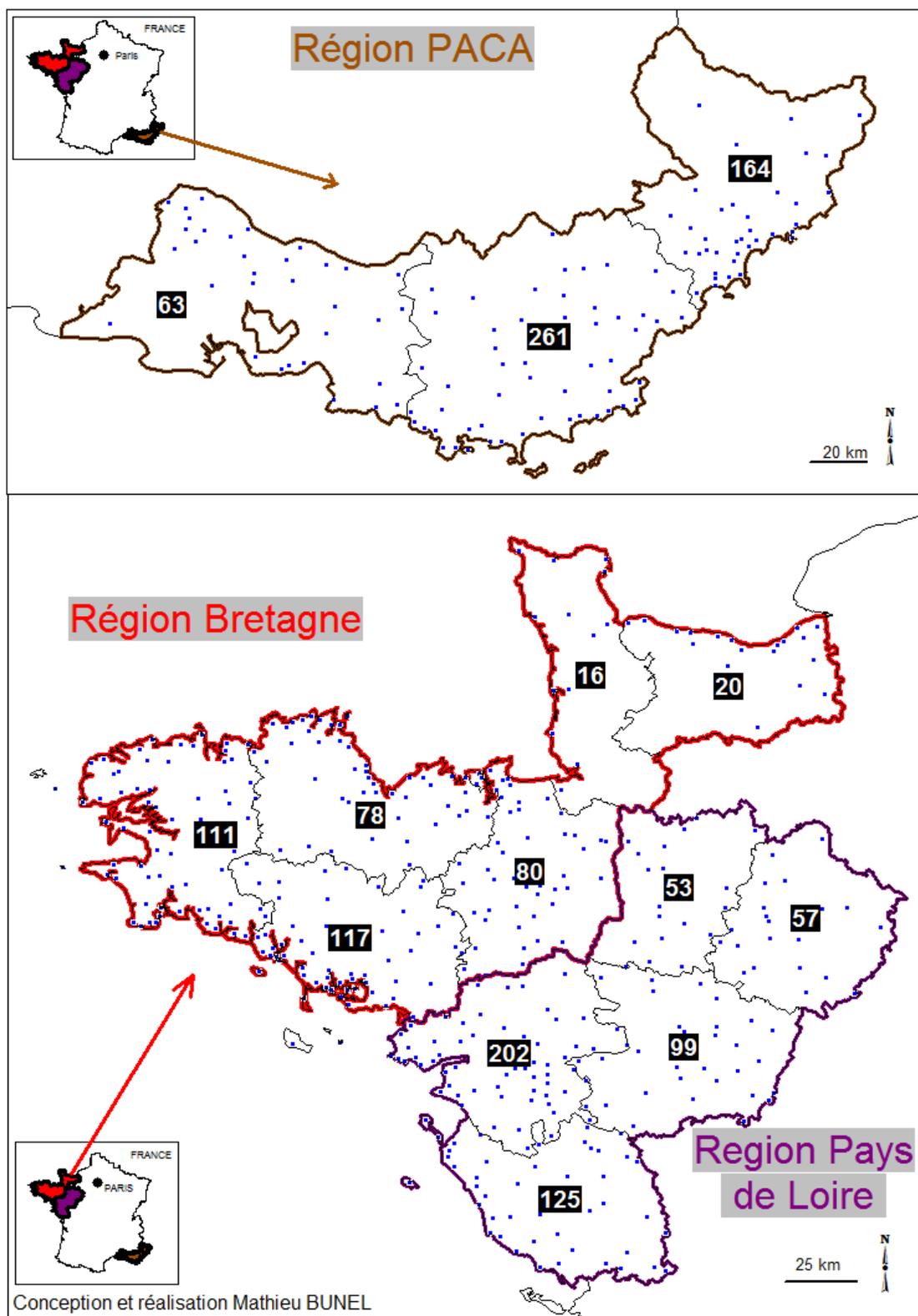
Tableau A4: Caractéristiques de l'offre

| | Taux de réponse non nulle | Offres testées | |
|---|---------------------------|----------------|---------------|
| | | Nombre | % |
| Caractéristiques de l'offre | | | |
| Etoiles-label | | | |
| Aucun | 77,5 | 302 | 21,1 |
| Label | 76,6 | 443 | 9,8 |
| 1 à 3 étoiles | 91,8 | 1221 | 54,3 |
| 4 à 5 étoiles | 93,4 | 1433 | 14,8 |
| Services disponibles (restauration sur place, parking, Wifi, piscine, accueil) | | | |
| Nuls ou faibles | 81,6 | 337 | 23,5 |
| Intermédiaires | 88,1 | 427 | 29,8 |
| Élevés | 89,1 | 494 | 34,5 |
| Très élevés | 93,1 | 175 | 12,2 |
| Localisation | | | |
| Proche de la mer ou du centre-ville (inf 10km) | 92,8 | 363 | 25,3 |
| Prix proposés* | | | |
| Non-renseigné | 100,0 | 10 | 0,7 |
| Prix faibles (<Q1) | 84,3 | 383 | 26,7 |
| Prix moyens (Q1-Q2) | 85,1 | 388 | 27,1 |
| Prix élevés (Q2-Q3) | 89,9 | 336 | 23,5 |
| Prix plus élevés (>Q3) | 91,5 | 316 | 22,1 |
| Caractéristiques de l'offreur | | | |
| Genre | | | |
| Femmes | 92,9 | 687 | 47,9 |
| Hommes | 95,1 | 101 | 7,1 |
| Inconnue | 80,6 | 645 | 45,0 |
| Origine de l'offre | | | |
| Futé | 88,4% | 320 | 22,3% |
| Michelin | 93,9% | 163 | 11,4% |
| Pages jaunes / hors guide | 89,4% | 132 | 9,2% |
| Routard | 85,6% | 818 | 57,1% |
| Total | 87,5% | 1 433 | 100,0% |

* pour le prix et la taille, ils sont calculés de manière spécifique pour les campings, les hôtels et les chambres d'hôtes.

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'hébergement de loisirs.

Figure A1 : Localisation des établissements testés



Lecture : Les chiffres mentionnés indiquent le nombre d'établissements testés par département. Chaque point correspond à la localisation de ces établissements

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-09. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail

Souleymane Mbaye

17-08. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : Les enseignements de trois testings

Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-07. Discriminations dans l'accès à un moyen de transport individuel : Un testing sur le marché des voitures d'occasion

Souleymane Mbaye, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Loïc Du Parquet

17-06. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à la formation professionnelle ? Une réponse par testing

Loïc Du Parquet, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Pascale Petit

17-05. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire

Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-04. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: une nouvelle évaluation ex post pour la période 2013-2015

Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-03. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?

Laetitia Challe

17-02. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post: Résultats complémentaires

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

17-01. Les discriminations dans l'accès au logement à Paris: Une expérience contrôlée

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2016

16-10. Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines

Emilie Arnoult

16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post

Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie

Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine

Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours

Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée

Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques

Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France

Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée

Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?

Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

TEPP Rapports de Recherche 2015

15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu

Etienne Lehmann

15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire

Emilia Ene Jones, Florent Sari

15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise

Emilie Arnoult, Florent Sari

15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

TEPP Rapports de Recherche 2014

14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

14-5. La persistance du chômage ultra-marin

Yannick L'Horty

14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français

Jérémy Tanguy

14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Travail, Emploi et Politiques publiques » (FR 3435 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, « ERUDITE », équipe d'accueil n°437 rattachée aux Universités Paris-Est Créteil et l'UPEMLV ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, « CREM », unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, « CPN », équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, « CRED », équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, « EPEE », équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, « GAINS », équipe d'accueil n°2167 rattachée à l'Université du Maine ;
- Le **Groupe de Recherche Angevin en Économie et Management**, « GRANEM », unité mixte de recherche UMR UMR-MA n°49 rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, « LEMNA », équipe d'accueil n°4272, rattachée à l'Université de Nantes ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt** – Paris Est, « LIPHA-PE », équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'UPEM. »
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, « CEMOI », équipe d'accueil n°EA13, rattachée à l'Université de la Réunion

La Fédération TEPP rassemble 200 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.