



HAL
open science

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, Loic Du Parquet

► To cite this version:

Yannick L'Horty, Mathieu Bunel, Souleymane Mbaye, Pascale Petit, Loic Du Parquet. Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance : les enseignements de trois testings. 2018. halshs-01878166

HAL Id: halshs-01878166

<https://shs.hal.science/halshs-01878166v1>

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 - 08

DISCRIMINATIONS DANS L'ACCES A LA BANQUE ET A L'ASSURANCE :

LES ENSEIGNEMENTS DE TROIS TESTINGS

YANNICK L'HORTY, MATHIEU BUNEL, SOULEYMANE MBAYE,

PASCALE PETIT, LOIC DU PARQUET

www.tepp.eu

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

Discriminations dans l'accès à la banque et à l'assurance :

Les enseignements de trois testings

Yannick L'HORTY¹, Mathieu BUNEL²,
Souleymane MBAYE³, Pascale PETIT⁴, Loïc du PARQUET⁵,

Résumé

Cette recherche s'intéresse aux discriminations sur trois marchés qui ont encore été peu étudiés en France alors même que l'accès à ces marchés peut conditionner l'insertion professionnelle et sociale des personnes, en particulier des jeunes. Il s'agit de l'assurance automobile, des complémentaires-santé et du crédit à la consommation. Nous évaluons la discrimination sur ces marchés à raison de l'âge, du sexe, de l'origine et de la réputation du lieu de résidence, à l'aide d'opérations de testing. Nous avons utilisé six profils d'individus fictifs qui ont formulé des demandes de devis similaires auprès d'offres de crédits, d'assurances et de complémentaires santé.

En mars 2016, nous avons tout d'abord testé 38 établissements d'assurance non vie et mixtes en leur adressant une demande de devis pour une assurance automobile à partir d'une simulation effectuée sur leur site Internet. Puis, entre avril et mai 2016, nous avons testé les 52 établissements qui permettaient d'adresser une demande de devis pour une complémentaire santé à partir d'une simulation effectuée sur leur site Internet. Enfin, en juin 2016, nous avons testé 20 établissements financiers en adressant six demandes de devis pour un crédit à la consommation en vue d'acheter une voiture d'occasion. Ces trois campagnes de testing mettent en évidence l'existence de discrimination liée à l'âge, au sexe, au lieu de résidence et à l'origine, à la fois dans l'accès aux services et dans la tarification appliquée par les offreurs.

Mots-clés : Discrimination, banque, assurance, testing

Codes JEL : C93, J14, M53

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.

¹ Yannick 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

² Mathieu BUNEL, Université de la Nouvelle-Calédonie, LARJE (EA 3329) TEPP-CNRS (FR 3435), mathieu.bunel@univ-nc.nc

³ Souleymane 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

⁴ Pascale 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

⁵ Loïc du PARQUET, Université du Maine, GAINS et TEPP-CNRS, UFR Droit, Sciences Economiques, Gestion, Avenue Olivier Messiaen 72085 Le Mans cedex, loic.duparquet@univ-lemans.fr

Introduction

Les travaux sur les discriminations se focalisent en France sur un petit nombre de critères parmi l'ensemble de ceux qui sont prohibés par le Droit ⁶ et se concentrent sur les marchés du travail et du logement. Des testings ont montré l'existence de discriminations dans l'accès à l'emploi en raison du sexe (Duguet et Petit, 2005 ; Petit, 2007), de l'origine (Berson, 2011), de la réputation du lieu de résidence (Bunel *et al.*, 2016), de la religion supposée (Adida *et al.* 2010 ; Pierné 2013), de l'âge (Challe *et al.*, 2016) ou du croisement de plusieurs de ces critères (Duguet *et al.*, 2010 ; L'Horty *et al.*, 2011, Petit *et al.*, 2014). Sur le marché du logement, les testing se sont focalisés sur les discriminations selon l'origine (Bonnet *et al.*, 2016 ; Acolin *et al.*, 2016 ; Bunel *et al.*, 2017).

La situation est différente hors de France où des preuves expérimentales de discriminations ont été accumulées depuis longtemps sur d'autres marchés que ceux du travail et du logement. Pager et Shepherd (2008) recensent une vaste littérature sur la mesure des discriminations dans l'accès au logement, dans l'accès au crédit, et pour de nombreux biens de consommation et services aux ménages. Par exemple, des discriminations liées au sexe et à la couleur de la peau ont été mises en évidence dans le processus de négociation d'achat d'une voiture neuve aux Etats-Unis (Ayres et Siegelman, 1995) ; des discriminations raciales ont aussi été mises en évidence aux Etats-Unis dans l'accès à l'assurance (Wissoker *et al.*, 1998), au crédit immobilier (Turner et Skidmore, 1999) ou dans l'accès aux soins pour des patients cardiaques (Schulman *et al.*, 1999). En Suède, Ahmed *et al.*, (2009) ont, quant à eux, mis en exergue des discriminations liées à l'origine supposée dans la reprise de petites entreprises.

Cette étude s'intéresse aux discriminations sur trois marchés qui ont encore été peu investigués en France alors même que l'accès à ces marchés peut conditionner l'insertion professionnelle et sociale des personnes, en particulier des jeunes. Il s'agit de l'assurance automobile, des compléments-santé et du crédit à la consommation. Nous évaluons la discrimination sur ces marchés à raison de l'âge, du sexe, de l'origine et de la réputation du lieu de résidence. Nous examinons dans quelle mesure des individus formulant des demandes de devis similaires et ne se distinguant que par leur âge, leur sexe, leur origine et la réputation de leur lieu de résidence, subissent un traitement différencié de la part des organismes de crédit et d'assurance.

Sur les marchés du crédit et de l'assurance, les offreurs sont en asymétrie d'information sur la qualité réelle des demandeurs (Stiglitz et Weiss, 1981). Pour limiter cette asymétrie, ils utilisent des méthodes de *scoring* afin d'estimer le risque dans leurs transactions et ajuster leur tarification. Les banquiers et les assureurs pratiquent ainsi une segmentation de la clientèle et une évaluation des risques sur la base de données statistiques et actuarielles. Ces pratiques ne sont pas considérées comme discriminatoires, mais plutôt comme une différenciation de tarification selon l'intensité des risques, dès lors que les offreurs de crédits ou d'assurance ont recours uniquement à des critères de segmentation qui ont une

⁶ L'âge, l'apparence physique, l'appartenance ou non à une ethnie, l'appartenance ou non à une nation, l'appartenance ou non à une race, l'appartenance ou non à une religion déterminée, l'état de santé, l'identité sexuelle, l'orientation sexuelle, la grossesse, la situation de famille, le handicap, le patronyme, le sexe, les activités syndicales, les caractéristiques génétiques, les mœurs, les opinions politiques, l'origine, le lieu de résidence et la précarité sociale.

incidence avérée sur le risque. Même si un traitement différent selon l'âge est considéré comme légal, il apparaît intéressant de documenter son ampleur. Nous examinons donc si ce principe de non-discrimination est effectivement respecté par les offreurs de crédit, d'assurances et de complémentaires santé.

A cette fin, nous avons conduit des campagnes de testing simultanément sur les trois marchés. Les données expérimentales collectées permettent d'une part, d'identifier les groupes socio-démographiques discriminés selon les marchés considérés et d'autre part, d'examiner dans quelle mesure les difficultés se cumulent pour certains groupes socio-démographiques sur tous ces marchés. Les résultats apparaissent différenciés selon les marchés, et selon les individus fictifs.

1. Les marchés du crédit et de l'assurance, entre évaluation du risque et discriminations

Sur le marché du crédit comme sur celui de l'assurance, il n'est pas évident d'établir une différence entre une stratégie commerciale de segmentation de l'offre selon la qualité des demandeurs, selon les prix ou la qualité des services et un comportement discriminatoire de l'offreur.

Martha Poon (2013) relate les débats qui ont eu lieu au congrès américain sur l'usage de certains critères individuels dans la politique d'attribution de crédit par les établissements bancaires aux Etats-Unis dans les années 1970. D'un côté, le législateur souhaitait imposer que les citoyens soient considérés selon leur mérite individuel et indépendamment de leur appartenance réelle ou supposée à tel ou tel groupe socio-démographique. De l'autre côté, les agences de scoring apportaient la démonstration statistique que la prise en compte de caractéristiques démographiques, telles que le sexe ou la couleur de la peau, permettait d'améliorer la fiabilité de l'estimation du risque individuel de défaut de remboursement. Les techniques de scoring utilisées pour établir les conditions de prêt doivent néanmoins respecter le principe de non-discrimination qui est constitutionnel.

En France, les banques ne sont pas tenues de motiver leur décision en matière d'octroi de crédit (article L.311-16 du code de la consommation). La Cour de Cassation a d'ailleurs rappelé en 2006 que « le banquier est toujours libre, sans avoir à justifier sa décision, qui est discrétionnaire, de proposer ou de consentir un crédit, quelle qu'en soit la forme, de s'abstenir ou de refuser de le faire ». Pour autant, dans une décision de 2011, le Défenseur des Droits a indiqué qu'un établissement suspecté de pratiques discriminatoires doit, si le défenseur en fait la demande, « justifier que le fondement de sa décision repose sur des éléments objectifs étrangers à toute discrimination » (LCD-2011-59).

La Fédération Française des Sociétés d'Assurances définit la segmentation comme l'opération par laquelle l'assureur distingue les risques qu'il prend en charge, afin de les classer dans des catégories de risques homogènes et de leur appliquer un traitement adéquat en ce qui concerne le tarif et la garantie. En particulier, les assureurs utilisent des critères tels que l'âge ou l'état de santé pour déterminer le risque qui pèse sur un assuré et pour lui proposer une garantie et un tarif d'assurance en conséquence. Le sexe figurait encore jusqu'à récemment parmi les critères de segmentation. Ainsi, en matière d'assurance automobile, les jeunes conducteurs étant responsables d'un nombre d'accidents graves plus important que les jeunes conductrices, ils constituaient un risque plus important et payaient une cotisation d'assurance plus élevée. Il est désormais interdit de recourir au sexe de l'assuré, à la suite de l'arrêt du 1^{er} mars 2011 de la Cour de Justice de l'Union Européenne dans l'affaire Test-

Achats.⁷ Se pose actuellement la question d'une extension de cette interdiction à d'autres critères tels que l'âge ou l'état de santé.

On retrouve la même problématique dans l'accès aux assurances complémentaires en matière de santé où les pratiques des offreurs sont différenciées en matière de tarification. Certes, la sélection des risques par le biais de questionnaires de santé a pratiquement disparu de l'accès aux complémentaires santé. Par ailleurs, la directive européenne 2004/113/CE du 13 décembre 2004 a imposé le principe d'égalité de traitement entre les femmes et les hommes dans l'accès à des biens et services et a ainsi interdit toute discrimination fondée sur le sexe. Pour autant, d'autres modes de gestion du portefeuille des risques par les assureurs peuvent être utilisés. Pour calculer les primes, les organismes peuvent ainsi prendre en compte l'âge de l'individu, la taille de la famille, le lieu de résidence rural ou urbain ou encore la profession puisque ces caractéristiques constituent des marqueurs de dépenses de santé (HCAAM, 2013).

A notre connaissance, une seule campagne de testing a été réalisée en France dans le large domaine de la banque et de l'assurance. Il s'agit d'une opération conduite par un cabinet privé, ISM Corum, pour le compte de la mairie de Villeurbanne, qui a consisté en 90 tests effectués d'avril à décembre 2016 dans 63 agences lyonnaises de 12 banques. 35 agences ont été testées pour un prêt immobilier, et 28 autres pour un prêt à la création d'entreprise. Les tests se composaient d'une prise de rdv téléphoniques et d'une visite physique en agence par un testeur. Ce testing s'est concentré sur l'effet de l'origine « ethno-raciale » et conclut à l'existence de discriminations selon ce motif dans l'accès aux services bancaires.

2. Collecte des données

2.1. Protocole général

Nous utilisons la méthode du testing et utilisons six profils d'individus fictifs, 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. Les caractéristiques distinctives de ces six individus sont présentées dans le Tableau 1.

Tableau 1. Caractéristiques distinctives des 6 individus fictifs

| Individu | Age | Sexe | Consonance prénom et nom | Réputation du lieu de résidence (en Ile de France) |
|----------|-----|-------|---------------------------|---|
| A | 42 | Homme | Française | Neutre |
| B | 22 | Homme | Française | Neutre |
| C | 22 | Femme | Française | Neutre |
| D | 22 | Homme | Africaine (non musulmane) | Neutre |
| E | 22 | Homme | Française | Défavorisée (Localisation dans un « Quartier Politique de la Ville ») |
| F | 22 | Femme | Africaine (non musulmane) | Neutre |

Note : Plusieurs travaux ont montré l'existence d'une discrimination spécifique liée à la religion supposée des candidats à l'emploi (Adida et al. (2010), Pierné (2013)). Nous choisissons ici d'examiner la discrimination liée à l'origine, au sens strict.

⁷ http://europa.eu/rapid/press-release_IP-11-1581_fr.htm?locale=FR

Ces six individus fictifs sont par ailleurs parfaitement similaires. Ils sont franciliens, de nationalité française et dans une situation précaire sur le marché du travail (absence de formation initiale, alternant petits boulots et périodes de chômage). Titulaires du permis B depuis plus de 2 ans, ils cherchent à acquérir une voiture d'occasion. Pour pouvoir acheter cette voiture, ils sollicitent un crédit à la consommation auprès d'établissements financiers et font des demandes de devis d'assurance automobile auprès de compagnies d'assurances. Dans le même temps, pour améliorer leur accès aux soins, les six individus fictifs demandent des devis de complémentaires-santé.

Sur chacun de ces trois marchés, les six individus adressent des demandes similaires auprès des mêmes offreurs, sous forme d'envois de courrier électronique. La comparaison des réponses données par les mêmes offreurs à ces six individus, considérées deux à deux, permet au sein de chaque marché de mettre en évidence une discrimination possible en raison de plusieurs critères : la discrimination liée à l'âge et parmi les jeunes, la discrimination liée au sexe, à l'origine supposée et à la réputation du lieu de résidence. Les discriminations que nous sommes en mesure d'identifier sont reportées dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Mesure des discriminations

| Comparaison des taux de succès des individus considérés deux à deux, sur chacun des 7 marchés | Discrimination mise en évidence |
|--|--|
| A/B | Discrimination liée à l'âge parmi les hommes d'origine française (signalée par la consonance du prénom et du nom) |
| B/C et D/F | Discrimination liée au sexe parmi les jeunes selon leur origine (signalée par la consonance du prénom et du nom) |
| B/D et C/F | Discrimination liée à l'origine supposée (signalée par la consonance du prénom et du nom) parmi les jeunes selon leur sexe |
| B/E | Discrimination liée à la réputation du lieu de résidence parmi les jeunes hommes |

Nous complétons le Tableau 1 en précisant les identités des six individus fictifs, ainsi que le lieu de résidence qu'ils mentionnent aux offreurs, dans Paris *intramuros* (Tableau 3).

Tableau 3 : Identités des six individus fictifs et lieux de résidence dans Paris *intramuros*

| Individu | Identité | Lieu de résidence dans Paris <i>intramuros</i> |
|-----------------|------------------|---|
| A | Christophe LEROY | 14 boulevard Arago 75013 Paris |
| B | Kévin PETIT | 137 avenue de la République 75011 Paris |
| C | Laura DURAND | 66 boulevard du Montparnasse 75015 Paris |
| D | Désiré SAMBOU | 35 avenue du Maine 75014 Paris |
| E | Florian ROUX | 121 boulevard Barbès 75018 Paris. |
| F | Grâce GOUDIABY | 285 avenue Daumesnil 75012 Paris |

Note : Sambou et Goudiaby sont des patronymes 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 chrétienne. ⁸ 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.

Les individus fictifs mentionnent leur lieu de résidence dans leur court message adressé à l'offreur. Or, une certaine proximité peut être privilégiée par celui-ci. Nous avons donc localisé les individus fictifs dans le même département que l'offreur, pour chacune des annonces testées. Notre objectif est de maximiser les chances d'obtenir au moins une réponse non négative. Nous présentons dans le Tableau 4, pour chacun des départements franciliens, hors Paris *intramuros*, les lieux/communes de résidence mentionnés par les six individus fictifs dans leur message. Les cinq communes de résidence « neutre » dans chaque département sont proches du point de vue du revenu net moyen déclaré par les foyers fiscaux en 2010.

⁸ http://www.planete-senegal.com/senegal/noms_et_prenoms_senegal.php

Tableau 4, les lieux/communes de résidence mentionnés par les six individus fictifs pour chacun des départements franciliens, hors Paris *intramuros*

| | 5 communes de résidence « neutre » | Quartier « Politique de la ville » (QPV) |
|-----------|---|---|
| 77 | Bussy-Saint-Georges, Chessy, Mareuil-les-Meaux, Ozoir-la- Ferrière, Vaux-le-Pénil | Les-Quartiers-Nord à Melun |
| 78 | Bois d'Arcy, Houilles, Rambouillet, Vélizy Villacoublay, Mézières-sur- Seine | Le-Val-Fourré à Mantes la Jolie |
| 91 | Brunoy, Leuville-sur-Orge, Palaiseau, Saint-Pierre-du-Perray, Saulx-les-Chartreux | la Grande Borne à Grigny |
| 92 | Châtenay-Malabry, Châtillon, Montrouge, Fontenay-aux-Roses, Asnières- sur- Seine | Petit Nanterre à Nanterre |
| 93 | Coubron, Gagny, Neuilly Plaisance, Villemomble, Les Lilas | Les 4000 à la Courneuve |
| 94 | Joinville-Le-Pont, Saint Maurice, Charenton le Pont, Villecresnes, Sucy-en-Brie | Le Grand Ensemble à Choisy le Roi |
| 95 | Asnières sur Oise, Beauchamp, Eaubonne, Herblay, Soisy sous Montmorency | Les Carreaux à Villiers le Bel |

Chacun des six individus fictifs est doté d'une boîte mail et d'une ligne de téléphone portable pour collecter les retours des offreurs, auxquels aucune suite n'est donnée. Nous examinons si un même offreur a répondu à l'ensemble des six individus fictifs et le cas échéant, nous comparons le contenu de ses réponses.

Le protocole expérimental de collecte des données consiste à demander des devis pour des prestations en remplissant les champs d'une application pour chacun des six individus fictifs. Nous constatons alors dans quelle mesure les propositions reçues sont similaires pour les six individus. Nous examinerons si les prix et les prestations offertes varient pour ces individus.

Dans tous les cas, l'ordre d'envoi des demandes des six individus à un même offreur est déterminé par tirage au sort. Sur l'ensemble de l'échantillon, le message de chacun a ainsi été envoyé en premier un même nombre de fois.

2.3. Adaptations du protocole au marché de l'assurance automobile

Les sociétés d'assurance sont de deux types : les assurances-vie gèrent des contrats souscrits dans une finalité d'épargne et de protection -puisque'ils protègent l'assuré contre les aléas liés à la durée de la vie humaine-, et proposent également (assurances mixtes) une couverture des dommages corporels (incapacité, invalidité, santé) ; les assurances non-vie couvrent principalement les risques de dommage corporels et de dommages aux biens. La Banque de France fournit la liste des entreprises d'assurances non vie et mixtes.⁹ Elles sont au nombre de 252.

En mars 2016, nous avons testé les 38 établissements non vie et mixtes qui permettaient d'adresser une demande de devis à partir d'une simulation effectuée sur leur site Internet. Les six individus fictifs remplissent donc un ensemble de champs permettant à l'établissement de simuler les conditions d'une assurance automobile. Les six demandes ne se distinguent significativement que par les caractéristiques personnelles des individus fictifs. Les six individus fictifs renseignent les informations reportées dans le Tableau 5.

Tableau 5. Informations relatives aux six individus fictifs renseignés dans les demandes de devis d'assurance automobile

| | Désiré SAMBOU | Christophe LEROY | Florian ROUX | Grâce GOUDIABY | Kévin PETIT | Laura DURAND |
|--|---|------------------|---------------|-------------------|--------------------------|-----------------------|
| Date de naissance | 12/01/1994 | 06/01/1974 | 28/03/1994 | 13/02/1994 | 9/10/1993 | 17/12/1993 |
| Date d'obtention du permis | 24/01/2012 | 20/03/2012 | 15/05/2012 | 4/03/2012 | 11/12/2011 | 6/01/2012 |
| Date de 1 ^{ère} mise en circulation du véhicule à assurer | 05/06/2009 | 28/08/2009 | 15/11/2009 | 17/10/2009 | 03/07/2009 | 22/07/2009 |
| Adresse | 35 Av. du Maine | 14 Bd Arago | 121 Bd Barbès | 285 Av. Daumesnil | 137 Av. de la République | 66 Bd du Montparnasse |
| Code Postal | 75014 | 75013 | 75018 | 75012 | 75011 | 75015 |
| Commune | Paris | | | | | |
| Le véhicule concerné est... | Un premier véhicule, ou à défaut un véhicule à changer / voiture d'occasion | | | | | |
| Date d'achat | Semaine dernière | | | | | |

⁹ [http://acpr.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/acp/Agrements et autorisations/Listes assurances/201405-Liste-des-entreprises-assurance.pdf](http://acpr.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/acp/Agrements_et_autorisations/Listes_assurances/201405-Liste-des-entreprises-assurance.pdf)

| | |
|--|--|
| Caractéristiques du véhicule à assurer | Marque : Renault Modèle : Clio Energie : Essence Boite de vitesse : manuelle Puissance fiscale : 4 CV Carrosserie : Berline 5 portes Version : Campus 1.2 Campus.Com |
| Usage du véhicule | Privé/trajet domicile-travail |
| Nombre de kilomètres parcourus par an | [100.000-150.000] |
| Fréquence d'utilisation du véhicule | Quelques jours/semaine |
| Type et lieu de stationnement la nuit | Parking collectif fermé à Paris |
| Bonus (même bonus pour les 6 individus) | Aucun ou 15% ou 20% |
| Situation matrimoniale | Célibataire |
| Profession | Employé dans la vente (salarié non cadre secteur privé) |
| Type de résidence | Appartement |
| Statut de résidence | locataire |
| Début du contrat souhaité | Semaine prochaine |
| Formule souhaitée | Au tiers |
| Paiement de l'assurance | Tarif annuel |

2.4. Adaptations du protocole au marché des complémentaires-santé

La complémentaire santé peut être garantie par trois types d'organismes différents relevant de trois réglementations spécifiques : les mutuelles relevant du code de la Mutualité, les institutions de prévoyance relevant du code de la Sécurité Sociale, les sociétés d'assurance relevant du code des Assurances. Depuis 2002, les trois familles d'organismes complémentaires - mutuelles, institutions de prévoyance et sociétés d'assurance – sont soumises aux mêmes règles communautaires, même si chacune conserve son statut économique, ses règles de gouvernance et de décisions. Fin 2008, l'Autorité de Contrôle des Assurances et des Mutuelles (ACAM) comptabilisait 879 organismes assurant une couverture santé complémentaire : 735 mutuelles, 109 sociétés d'assurance et 35 institutions de prévoyance (Garnero et Zaidman, 2009).

Entre avril et mai 2016, nous avons testé les 52 établissements qui permettaient d'adresser une demande de devis à partir d'une simulation effectuée sur leur site Internet. Les six individus fictifs remplissent donc un ensemble de champs permettant à l'établissement de simuler les conditions d'octroi d'une complémentaire santé. Les six demandes ne se distinguent significativement que par les caractéristiques propres des individus fictifs. Les six individus fictifs renseignent les informations reportées dans le Tableau 6.

Tableau 6. Informations relatives aux six individus fictifs renseignés dans les demandes de devis de complémentaire santé

| | Désiré SAMBOU | Christophe LEROY | Florian ROUX | Grâce GOUDIABY | Kévin PETIT | Laura DURAND |
|---|--|-------------------------|---------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| Date de naissance | 12/01/1994 | 06/01/1974 | 28/03/1994 | 13/02/1994 | 9/10/1993 | 17/12/1993 |
| Adresse | 35 Av. du Maine | 14 Bd Arago | 121 Bd Barbès | 285 Av. Daumesnil | 137 Av. de la République | 66 Bd du Montparnasse |
| Code Postal | 75014 | 75013 | 75018 | 75012 | 75011 | 75015 |
| Commune | Paris | | | | | |
| Régime | Sécurité sociale/régime général | | | | | |
| Situation matrimoniale | Célibataire | | | | | |
| Profession | Employé dans la vente (salarié non cadre secteur privé) | | | | | |
| Début du contrat souhaité | Le 1 ^{er} du mois suivant le mois auquel la demande est faite | | | | | |
| Besoins en couverture santé (Pour chaque organisme testé, les 6 candidats demandent les mêmes niveaux) | 2 niveaux de garanties : bas ou élevé | | | | | |
| Paiement | Tarif mensuel | | | | | |

2.4. Adaptations du protocole au marché du crédit à la consommation

Au 1^{er} janvier 2012, la Banque de France comptabilisait une liste de 589 établissements de crédit agréés en France (dont 309 sont habilités à traiter toutes les opérations de banque).¹⁰ En juin 2016, nous avons testé les 20 établissements qui permettaient d'adresser une demande de devis à partir

¹⁰http://acpr.banque-france.fr/fileadmin/user_upload/acp/publications/registre-officiel/20120101-ACP-liste-des-etablissements-de-credit.pdf

d'une simulation effectuée sur leur site Internet. Les six individus fictifs remplissent donc un ensemble de champs permettant à l'établissement de simuler les conditions d'un prêt à la consommation. Les six demandes ne se différencient significativement que par les caractéristiques personnelles des individus fictifs. Les six individus fictifs renseignent les informations reportées dans le Tableau 7.

Tableau 7. Informations relatives aux six individus fictifs renseignés dans les demandes de devis de crédit à la consommation

| | Désiré SAMBOU | Christophe LEROY | Florian ROUX | Grâce GOUDIABY | Kévin PETIT | Laura DURAND |
|--|---|-------------------------|---------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| Date de naissance | 12/01/1993 | 06/01/1974 | 28/03/1994 | 13/02/1994 | 9/10/1993 | 17/07/1993 |
| Adresse | 35 Av. du Maine | 14 Bd Arago | 121 Bd Barbès | 285 Av. Daumesnil | 137 Av. de la République | 66 Bd du Montparnasse |
| Code Postal | 75014 | 75013 | 75018 | 75012 | 75011 | 75015 |
| Commune | Paris | | | | | |
| Objet du Prêt | Prêt personnel auto | | | | | |
| Montant et durée d'emprunt souhaités (identiques pour les 6 individus auprès d'un même établissement) | 3000-5500€/ 36 mois | | | | | |
| Autres crédits en cours | Non | | | | | |
| Logement | Locataire dans un appartement | | | | | |
| Montant loyer | [520€ - 600€] | | | | | |
| Revenus mensuels | [1380€ - 1400€] | | | | | |
| Type de contrat/Statut professionnel/secteur d'activité | CDI/ Employé de commerce/ secteur privé | | | | | |

3. Résultats du testing

Sur les trois marchés du crédit, de l'assurance et des complémentaires-santé, nous avons considéré qu'une réponse est négative lorsque l'établissement ne répond pas au message de l'individu fictif ou qu'il indique explicitement ne pas être en mesure de lui fournir la prestation demandée. Dans les autres cas, on considère que la réponse est non négative (accord de principe).

3.1. Résultats sur le marché de l'assurance automobile

Nous avons testé 38 établissements, en adressant à chacun les 6 demandes de devis des individus fictifs du testing, soit au total 228 demandes envoyées. 35 établissements ont répondu favorablement à au moins un individu fictif du testing (accord de principe pour une assurance automobile) et 26 établissements ont adressé un accord de principe aux six individus. Nous reportons dans le Tableau 8 la répartition des réponses obtenues.

Tableau 8. Répartition du nombre de réponses non négatives obtenues

| | Nombre de cas | % |
|---|---------------|-------|
| Aucune | 3 | 7,9% |
| 1 et plus | 35 | 92,1% |
| Nombre d'individus fictifs contactés en cas de réponse non négative à au moins 1 | | |
| 1 | 2 | 5,7% |
| 2 | 1 | 2,9% |
| 3 | 0 | 0,0% |
| 4 | 2 | 5,7% |
| 5 | 4 | 11,4% |
| 6 | 26 | 74,3% |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'assurance automobile.

Lecture : Sur les 38 établissements financiers testés, 3 n'ont donné suite à aucune des six demandes et 35 ont donné lieu à une réponse à au moins un de nos 6 individus fictifs. Parmi eux, 2 établissements ont adressé une réponse à un seul des six individus.

Nous présentons dans le Tableau 9 la ventilation des réponses obtenues par chacun des six individus, selon le nombre de réponses envoyées par l'établissement d'assurance. Sur les 38 établissements testés, les six individus fictifs ont reçu chacun entre 30 et 33 accords de principe.

Tableau 9. Ventilation des réponses non négatives obtenues par chacun des six individus (accord de principe), 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 | 32 | 84,2% | 0 | 0% | 0 | 0% | 2 | 100% | 0 | - | 4 | 100% | 32 | 91,4% |
| Femme 22 ans origine africaine | 31 | 81,6% | 0 | 0% | 0 | 0% | 1 | 50% | 0 | - | 4 | 100% | 31 | 88,6% |
| Homme 42 ans origine française | 31 | 81,6% | 2 | 100% | 0 | 0% | 1 | 50% | 0 | - | 2 | 50% | 31 | 88,6% |
| Homme 22 ans origine française | 31 | 81,6% | 0 | 0% | 1 | 50% | 2 | 100% | 0 | - | 2 | 50% | 31 | 88,6% |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 30 | 78,9% | 0 | 0% | 0 | 0% | 0 | 0% | 0 | - | 4 | 100% | 30 | 85,7% |
| Homme 22 ans origine africaine | 33 | 86,8% | 0 | 0% | 1 | 50% | 2 | 100% | 0 | - | 4 | 100% | 33 | 94,3% |
| Nombre d'établissements | 38 | | 2 | | 1 | | 2 | | 0 | | 4 | | 35 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché du crédit à la consommation.

Lecture : Sur les 38 établissements d'assurances testés, 32 ont adressé un accord de principe pour une assurance automobile à la jeune femme d'origine française (soit 84,2% des cas). Elle ne faisait jamais partie des individus recontactés lorsque seuls 1 ou 2 individus fictifs ont reçu un accord de principe. Parmi les 35 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 32 cas (ce qui représente 91,4% des cas).

Globalement, le jeune homme d'origine africaine a reçu le plus d'accords de principe (33). Pour autant, ses chances de succès sont statistiquement comparables aux autres, à l'exception du jeune résidant dans un « quartier politique de la ville » (Tableau 10). Celui-ci a significativement moins de chances d'obtenir une réponse positive de la part d'une compagnie d'assurances. Bien que cet écart entre les taux de succès du jeune d'origine africaine et du jeune résidant en PQV ne porte que sur 3 établissements, il est statistiquement significatif au seuil de 10%.

Tableau 10. Différences de taux de réponse non négative (accords de principe) émanant des mêmes établissements (discrimination)
(Référence : homme 22 ans, origine africaine)

| | Ecart de taux de réponse non négative (en pts de %) | Probabilité critique |
|---|--|-----------------------------|
| Femme 22 ans origine française | -2,63 | 0,31 |
| Femme 22 ans origine africaine | -5,20 | 0,15 |
| Homme 42 ans origine française | -5,37 | 0,41 |
| Homme 22 ans origine française | -5,28 | 0,15 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | -7,89* | 0,07 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'assurance automobile.

Lecture : Sur les 38 établissements financiers testés, la jeune femme d'origine française a reçu un accord de principe pour une assurance automobile dans 84% des cas. Ce taux de succès n'est pas significativement différent de celui du jeune homme d'origine africaine.

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%.

Nous examinons à présent si au-delà de l'accord de principe, les établissements d'assurance proposent des conditions différentes aux six individus fictifs. Nous présentons dans le Tableau 11 les tarifs annuels moyens proposés aux six individus par les établissements d'assurance ayant donné un accord de principe pour les assurer. Des différences sensibles apparaissent, avec des tarifs annuels moyens entre 586 et 681 euros selon les individus fictifs.

Tableau 11. Tarifs moyens proposés aux 6 individus fictifs par les établissements ayant donné un accord de principe pour les assurer

| | Tarif annuel moyen proposé (en euros) | Niveau du bonus | | | Nombre de réponses non négatives |
|---|---------------------------------------|-----------------|--------------|--------------|----------------------------------|
| | | Aucun bonus | Bonus de 15% | Bonus de 20% | |
| Femme 22 ans origine française | 600,7 | 78,1% | 15,6% | 6,3% | 32 |
| Femme 22 ans origine africaine | 618,2 | 77,4% | 16,1% | 6,5% | 31 |
| Homme 42 ans origine française | 586,4 | 77,4% | 16,1% | 6,5% | 31 |
| Homme 22 ans origine française | 621,2 | 77,4% | 16,1% | 6,5% | 31 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 681,4 | 80,0% | 13,3% | 6,7% | 30 |
| Homme 22 ans origine africaine | 630,3 | 78,8% | 15,2% | 6,1% | 33 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'assurance automobile.

Lecture : Sur les 32 établissements financiers qui lui ont donné un accord de principe et qui lui ont envoyé une proposition chiffrée, le tarif annuel moyen proposé à la jeune femme d'origine française est de 600 euros. Notons que dans plus de trois quart des cas, la jeune femme avait indiqué dans sa demande ne pas avoir de bonus.

Nous comparons dans le Tableau 12 les tarifs annuels proposées par les mêmes établissements lorsqu'un accord de principe a été adressé aux six individus fictifs. Des discriminations significatives apparaissent. Elles sont liées au sexe, à l'âge et à la réputation du lieu de résidence. Trois individus bénéficient de tarifs significativement plus faibles : l'homme de 42 ans (alors même que celui-ci indique avoir obtenu son permis la même année que les cinq autres individus) et les deux femmes de 22 ans d'origine française et africaine. Pour ces trois individus, les tarifs proposés sont comparables entre eux, mais significativement inférieurs à ceux proposés aux trois hommes de 22 ans. La discrimination la plus forte s'opère à l'encontre de celui résidant dans un « quartier politique de la ville ».

Tableau 12. Différences de tarifs opérées par les mêmes établissements d'assurance (discrimination)

(Champ : les 23 établissements ayant adressé un accord de principe aux six individus fictif, Référence : homme de 42 ans)

| | Ecart (en euros) | Probabilité critique |
|---|---------------------|-------------------------|
| Femme 22 ans origine française | 14,36 | 0,56 |
| Femme 22 ans origine africaine | 32,36 | 0,18 |
| Homme 22 ans origine française | 34,63 | 0,10 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 95,22*** | 0,00 |
| Homme 22 ans origine africaine | 43,77** | 0,03 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché de l'assurance automobile.

Lecture : Sur les 26 établissements financiers testés qui ont adressé un accord de principe pour les assurer aux six individus fictifs, la jeune femme d'origine française se voit proposer un tarif annuel statistiquement comparable à celui offert à l'individu âgé de 42 ans.

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%.

Sur le marché de l'assurance automobile, nos résultats mettent en évidence l'existence de discriminations, prenant d'une part la forme d'une restriction de l'accès à l'assurance pour les jeunes résidant en quartier « politique de la ville » et d'autre part des tarifs différenciés selon le sexe, l'âge et la réputation du lieu de résidence.

3.2. Résultats sur le marché des complémentaires santé

Nous avons testé 52 établissements, en adressant à chacun les 6 demandes de devis des individus fictifs du testing, soit au total 312 demandes envoyées. Tous les établissements ont répondu favorablement à au moins un individu fictif du testing (accord de principe pour une complémentaire santé) et 41 établissements ont adressé un accord de principe aux six individus. Nous reportons dans le Tableau 13 la répartition des réponses obtenues.

Tableau 13. Répartition du nombre de réponses non négatives obtenues

| | Nombre de cas | % |
|--|---------------|-------|
| Aucune | 0 | 0% |
| 1 et plus | 52 | 100% |
| Nombre de candidats contactés en cas de réponse non négative à au moins 1 | | |
| 1 | 1 | 1,9% |
| 2 | 3 | 5,8% |
| 3 | 0 | 0,0% |
| 4 | 4 | 7,7% |
| 5 | 3 | 5,8% |
| 6 | 41 | 78,9% |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Lecture : Sur les 52 établissements financiers testés, tous ont donné lieu à une réponse à au moins un de nos 6 individus fictifs. Parmi eux, un établissement a adressé une réponse à un seul des six individus.

Nous présentons dans le Tableau 14 la ventilation des réponses obtenues par chacun des six individus, selon le nombre de réponses envoyées par l'établissement d'assurance. Sur les 38 établissements testés, les six individus fictifs ont reçu chacun entre 45 et 49 accords de principe.

Tableau 14. Ventilation des réponses non négatives obtenues par chacun des six individus (accord de principe), 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 | 46 | 88,5% | 0 | 0% | 0 | 0% | - | - | 2 | 50% | 3 | 100% | 46 | 88,5% |
| Femme 22 ans origine africaine | 45 | 86,5% | 0 | 0% | 1 | 33% | - | - | 2 | 50% | 1 | 33% | 45 | 86,5% |
| Homme 42 ans origine française | 49 | 94,2% | 0 | 0% | 1 | 33% | - | - | 4 | 100% | 3 | 100% | 49 | 94,2% |
| Homme 22 ans origine française | 48 | 92,3% | 1 | 100% | 1 | 33% | - | - | 2 | 50% | 3 | 100% | 48 | 92,3% |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 48 | 92,3% | 0 | 0% | 1 | 33% | - | - | 4 | 100% | 2 | 67% | 48 | 92,3% |
| Homme 22 ans origine africaine | 48 | 92,3% | 0 | 0% | 2 | 67% | - | - | 2 | 50% | 3 | 100% | 48 | 92,3% |
| Nombre d'établissements | 52 | | 1 | | 3 | | 0 | | 4 | | 3 | | 52 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Lecture : Sur les 52 établissements d'assurances testés, 46 ont envoyé un accord de principe pour une assurance automobile à la jeune femme d'origine française (soit 88,5% des cas). Elle ne faisait jamais partie des individus recontactés lorsque seuls 1 ou 2 individus fictifs ont reçu un accord de principe. Parmi les 52 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 46 cas (ce qui représente 88,5% des cas).

Les taux de réponse non négative (deuxième colonne du Tableau 14) excèdent 85% pour tous les candidats. Le Tableau 15 compare ces taux de succès. Nous observons que la jeune femme d'origine africaine tend à recevoir moins fréquemment un accord de principe pour une complémentaire santé.

Tableau 15. Différences de taux de réponse non négative (accords de principe) émanant des mêmes établissements (discrimination)

(Référence : Jeune homme d'origine française)

| | Ecart de taux de réponse non négative (en pts de %) | Probabilité critique |
|---|--|----------------------|
| Femme 22 ans origine française | -3,8 | 0,421 |
| Femme 22 ans origine africaine | -5,7** | 0,072 |
| Homme 42 ans origine française | 1,9 | 0,658 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 0,0 | 0,994 |
| Homme 22 ans origine africaine | 0,0 | 0,998 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Lecture : Sur les 52 établissements testés, la jeune femme d'origine française a reçu un accord de principe pour une complémentaire santé dans 88,5% des cas. Ce taux de succès n'est pas significativement différent de celui du jeune homme d'origine française.

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%.

Nous examinons si au-delà de l'accord de principe, les établissements proposent des conditions différentes aux six individus fictifs. Nous présentons dans le Tableau 16 les tarifs annuels moyens proposés aux six individus par les établissements offrant des complémentaires santé ayant donné un accord de principe. Des différences sensibles apparaissent, avec des tarifs annuels moyens entre 259 et 414 euros selon les individus fictifs pour un niveau bas de garantie et entre 600 et 953 euros pour un niveau haut de garantie.

Tableau 16. Tarifs moyens proposés à chacun des 6 individus fictifs par les établissements ayant donné un accord de principe pour l'assurer

| | Tarif annuel moyen (en euros) | | Type d'établissement (en %) | | | | Nombre de réponses non négatives avec propositions chiffrées |
|---|----------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|--------|----------|----------|--|
| | Bas niveau de garantie | Haut niveau de garantie | Assureur | Banque | Courtier | Mutuelle | |
| Femme 22 ans origine française | 292,3 | 676,1 | 32,6 | 8,7 | 8,7 | 50,0 | 44 |
| Femme 22 ans origine africaine | 290,3 | 672,8 | 31,1 | 11,1 | 11,1 | 46,7 | 42 |
| Homme 42 ans origine française | 460,0 | 1070,7 | 32,7 | 10,2 | 10,2 | 46,9 | 43 |
| Homme 22 ans origine française | 289,9 | 682,2 | | | | | 47 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 289,2 | 670,6 | 33,3 | 8,3 | 8,3 | 50,0 | 43 |
| Homme 22 ans origine africaine | 289,5 | 670,7 | 33,3 | 10,4 | 10,4 | 45,8 | 44 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Lecture : Sur les 44 établissements testés qui lui ont donné un accord de principe et qui lui ont envoyé une proposition chiffrée pour une complémentaire santé, la jeune femme d'origine française s'est vu offrir une tarification annuelle moyenne de 292 euros pour un niveau bas de garantie, et de 676 euros pour un niveau haut de garantie. Les 46 établissements qui lui ont donné un accord de principe sont composés à 32% d'assureurs, à 9% de banques, à 9% de courtiers et à 50% de mutuelles.

Nous examinons les écarts éventuels de tarification des mêmes établissements, parmi ceux qui ont fait une proposition aux six individus fictifs (Tableau 17).

Tableau 17. Différences de tarif annuel opérées par les mêmes établissements offrant des complémentaires santé (discrimination)

| | Tarif annuel moyen proposé (en euros) | Ecart (en euros) | Probabilité critique |
|--|---------------------------------------|------------------|----------------------|
| Bas niveau de garanties | | | |
| <i>Reference : homme de 42 ans origine française</i> | 466,9 | | |
| Femme 22 ans origine française | 294,5 | -172,4*** | 0,0 |
| Femme 22 ans origine africaine | 291,1 | -175,8*** | 0,0 |
| Homme 22 ans origine française | 295,6 | -171,2*** | 0,0 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 291,2 | -175,7*** | 0,0 |
| Homme 22 ans origine africaine | 291,4 | -175,5*** | 0,0 |
| Haut niveau de garanties | | | |
| <i>Reference : homme de 42 ans origine française</i> | 1063,8 | | |
| Femme 22 ans origine française | 681,3 | -382,2 | 0,000 |
| Femme 22 ans origine africaine | 675,7 | -387,8 | 0,000 |
| Homme 22 ans origine française | 685,1 | -378,5 | 0,000 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 676,5 | -387,3 | 0,000 |
| Homme 22 ans origine africaine | 675,7 | -388,5 | 0,000 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Champ : les 38 établissements ayant adressé un accord de principe aux six individus fictifs et leur ayant envoyé à chacun deux propositions (pour un niveau haut et un niveau bas de garantie)

Lecture : Sur les 38 établissements testés, qui ont adressé un accord de principe aux six individus fictifs et leur ont envoyé à chacun deux propositions (pour un niveau haut et un niveau bas de garantie), la jeune femme d'origine française se voit proposer une tarification annuel moyenne de 294 euros pour un niveau bas de garantie, soit 172 euros de moins que l'individu de 42 ans. Cet écart est statistiquement significatif au seuil de 1%.

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%.

Nos résultats mettent en évidence une forte discrimination liée à l'âge en matière de tarification des complémentaires santé. L'individu de 42 ans se voit proposer un tarif de l'ordre de 50% plus élevé que les individus de 22 ans, à niveau de garantie comparable.

Les différences entre les individus fictifs de 22 ans sont elles aussi statistiquement significatives, mais d'une ampleur modérée (en moyenne, moins de 10 euros par an). Le Tableau 18 montre que parmi les individus de 22 ans, la dispersion des tarifs proposés est faible. Pour ces individus, il n'est toutefois pas possible de différencier les écarts d'âge et leurs autres caractéristiques individuelles distinctives. Pour autant, il est fort probable que les écarts observés dans les tarifications proposées soient liés aux dates de naissance saisies dans les formulaires qui varient selon les individus. Le jeune homme d'origine française est plus âgé de quelques mois (entre 5,5 mois et 2 mois) que les autres individus ayant également 22 ans. Nos résultats suggèrent que les établissements mobilisent des algorithmes qui prennent en compte l'âge au mois près.

Tableau 18. Ampleur de l'écart de tarification proposée aux 6 individus fictifs (tarif maximum moins tarif minimum) et entre les seuls individus de 22 ans

| Ampleur de l'écart Max-Min | Tous | | Hors individu de 42 ans | |
|----------------------------|-------------------------|------|-------------------------|-----|
| | Nombre d'établissements | % | Nombre d'établissements | % |
| Aucun | 0 | 0,0 | 15 | 39 |
| moins 40 | 0 | 0,0 | 23 | 61 |
| 40 à 99 | 4 | 10,5 | 0 | 0 |
| 100 à 149 | 12 | 31,6 | 0 | 0 |
| 150 à 199 | 12 | 31,6 | 0 | 0 |
| 200 et plus | 10 | 26,3 | 0 | 0 |
| Total | 38 | 100 | 38 | 100 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché des complémentaires santé.

Champ : Ces statistiques ne portent que sur les établissements qui ont donné un accord de principe aux six individus fictifs et leur ont adressé un tarif.

Lecture : Lorsque l'on considère les tarifs proposés aux six individus fictifs, aucun établissement n'a envoyé la même tarification pour les six. En revanche, quand on exclut le candidat de l'analyse, 15 établissements ont proposé le même tarif aux 5 individus de 22 ans.

Sur le marché des complémentaires santé, nos résultats mettent ainsi en évidence l'existence d'une forte discrimination liée à l'âge qui prend la forme de tarifs offerts fortement croissants avec l'âge.

3.3. Résultats sur le marché du crédit à la consommation

En juin 2016, nous avons testé 20 établissements financiers en adressant six demandes de devis pour un crédit à la consommation en vue d'acheter une voiture d'occasion. Nous avons donc effectué 120 demandes de simulation. 13 établissements ont adressé une réponse non négative à au moins un des six candidats fictifs, c'est-à-dire un accord de principe pour un crédit à la consommation. Le Tableau 19 présente la répartition du nombre de réponses obtenues.

Tableau 19. Répartition du nombre de réponses non négatives obtenues

| | Nombre de cas | % |
|---|---------------|-------|
| Aucune | 7 | 35% |
| 1 et plus | 13 | 65% |
| Nombre d'individus fictifs contactés en cas de réponse non négative à au moins 1 | | |
| 1 | 5 | 38,5% |
| 2 | 0 | 0% |
| 3 | 0 | 0% |
| 4 | 1 | 7,7% |
| 5 | 2 | 15,3% |
| 6 | 5 | 38,5% |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché du crédit à la consommation.

Lecture : Sur les 20 établissements financiers testés, 7 n'ont donné suite à aucune des six demandes et 13 ont donné lieu à une réponse à au moins un de nos 6 individus fictifs. Parmi eux, 5 établissements ont adressé une réponse à un seul des six individus.

Nous présentons dans le Tableau 20 la ventilation des réponses obtenues par chacun des six individus, selon le nombre de réponses envoyées par l'établissement. L'individu fictif de 42 ans se détache : il a reçu une réponse non négative de la part des 13 établissements qui ont répondu favorablement à au moins un des six individus fictifs. Et lorsqu'un seul individu fictif a reçu une réponse non négative (5 cas), c'est toujours cet individu plus âgé qui était le destinataire.

Tableau 20. Ventilation des réponses non négatives obtenues par chacun des six individus (accord de principe), 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 | 8 | 40,0% | 0 | 0% | 0 | - | 0 | - | 1 | 100% | 2 | 100% | 8 | 61,5% |
| Femme 22 ans origine africaine | 6 | 30,0% | 0 | 0% | 0 | - | 0 | - | 0 | 0% | 1 | 50% | 6 | 46,2% |
| Homme 42 ans origine française | 13 | 65,0% | 5 | 100% | 0 | - | 0 | - | 1 | 100% | 2 | 100% | 13 | 100,0% |
| Homme 22 ans origine française | 7 | 35,0% | 0 | 0% | 0 | - | 0 | - | 1 | 100% | 1 | 50% | 7 | 53,8% |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 7 | 35,0% | 0 | 0% | 0 | - | 0 | - | 0 | 0% | 2 | 100% | 7 | 53,8% |
| Homme 22 ans origine africaine | 8 | 40,0% | 0 | 0% | 0 | - | 0 | - | 1 | 100% | 2 | 100% | 8 | 61,5% |
| Nombre d'établissements | 20 | | 5 | | 0 | | 0 | | 1 | | 2 | | 13 | |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché du crédit à la consommation.

Lecture : Sur les 20 établissements financiers testés, 8 ont adressé un accord de principe pour un crédit à la consommation à la jeune femme d'origine française (soit 40% des cas). Elle ne faisait jamais partie des individus recontactés lorsque seuls 1, 2 ou 3 individus fictifs ont reçu un accord de principe. Parmi les 13 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 8 cas (ce qui représente 61,5% des cas).

Globalement, les taux de succès des cinq individus fictifs sont statistiquement comparables, et significativement inférieurs à celui de l'individu âgé de 42 ans (Tableau 15). Une discrimination liée à l'âge semble donc opérer en défaveur des jeunes sur ce marché. On constate également parmi les jeunes, une tendance à la pénalité à l'encontre du jeune homme et de la jeune femme issus de l'immigration. Toutefois, les probabilités critiques de 13% excèdent les seuils de significativité conventionnels. L'effet de l'âge n'explique pas ce résultat. En effet, la date de naissance que ces deux individus d'origine africaine mentionnent aux établissements financiers est antérieure de quelques mois à celles d'autres individus fictifs qui ont malgré cela des chances de succès un peu plus élevées (Tableau 21).

Tableau 21. Différences de taux de réponse non négative émanant des mêmes établissements (discrimination)

(Référence : Jeune femme d'origine française)

| | Ecart de taux de réponse non négative (en pts de %) | Probabilité critique |
|---|--|----------------------|
| Femme 22 ans origine africaine | -10,1 | 0,138 |
| Homme 42 ans origine française | 25,1*** | 0,009 |
| Homme 22 ans origine française | -5,0 | 0,305 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | -5,1 | 0,304 |
| Homme 22 ans origine africaine | -10,1 | 0,138 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché du crédit à la consommation.

Lecture : Sur les 20 établissements, la jeune femme d'origine africaine a reçu une réponse non négative dans 30% des cas. Ses chances de succès sont de 10 points de pourcentage plus faibles que celles du jeune homme d'origine française mentionnant un lieu de résidence neutre. Cet écart n'est toutefois pas significatif aux seuils conventionnels. 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%.

Au-delà de l'accord de principe pour un crédit à la consommation, nous examinons à présent les conditions proposées par l'établissement (Tableau 22). On constate que si l'individu de 42 ans reçoit plus fréquemment un accord de principe pour un crédit à la consommation, c'est en moyenne à un coût un peu plus élevé que pour les individus fictifs plus jeunes.

Tableau 22. Caractéristiques moyennes des propositions de crédit pour lesquelles les individus fictifs ont reçu un accord de principe

| | TAEG moyen proposé (en %) | Rapport coût de l'emprunt sur montant emprunté | Nombre de réponses non négatives |
|---|------------------------------|---|----------------------------------|
| Femme 22 ans origine française | 7,25 | 1,11 | 8 |
| Femme 22 ans origine africaine | 7,83 | 1,12 | 6 |
| Homme 42 ans origine française | 8,73 | 1,13 | 13 |
| Homme 22 ans origine française | 7,19 | 1,11 | 7 |
| Homme 22 ans origine française, résidant en QPV | 7,58 | 1,12 | 7 |
| Homme 22 ans origine africaine | 7,25 | 1,11 | 8 |

Source : Testing TEPP-CNRS, DIAMANT, marché du crédit à la consommation.

Lecture : Les 8 établissements qui ont adressé un accord de principe pour un crédit à la consommation à la jeune femme d'origine française, lui ont proposé en moyenne un Taux Annuel Effectif Global de 7,25%.

Cette campagne de testing, bien que réalisée sur peu d'établissements, met donc en lumière l'existence d'une discrimination liée à l'âge dans l'attribution des accords de principe pour un crédit à la consommation et ne peut conclure à l'absence d'une discrimination liée à l'origine. Pour autant, si l'individu fictif le plus âgé reçoit plus souvent un accord de principe, c'est en moyenne à des conditions un peu moins avantageuses.

Conclusions

Cette étude est originale à plus d'un titre. Tout d'abord, alors que les travaux existants sur la mesure des discriminations portent essentiellement sur les marchés du travail et du logement, elle mesure des discriminations dans l'accès à des services qui n'ont encore jamais été évalués en France, à l'aide d'un ensemble coordonné de trois campagnes de testing. Dans ces différents marchés, l'étude porte à la fois sur les discriminations dans l'accès à ces services et sur des discriminations par les prix ou la qualité de ces services, ainsi qu'aux relations entre ces deux formes de discriminations. Ensuite, elle couvre plusieurs motifs de discrimination, le sexe, l'origine ethno-raciale, mais aussi le lieu de résidence et l'âge, qui sont des entrées beaucoup moins explorées dans la littérature. Elle porte également sur le croisement des motifs sexe et origine.

Pour remplir tous ces objectifs, nous avons construit six profils-type de candidats fictifs qui ont tenté d'accéder à sept marchés de biens et services en répondant à des annonces ou en exprimant des candidatures spontanées auprès des offreurs. Les candidatures ont été envoyées sur ces trois marchés entre mars 2016 et juin 2016. Le tableau 23 ci-après résume les principaux résultats de cette étude en présentant les taux de réponses non négatives de chacun des six profils de candidats sur les trois marchés, ainsi que les éléments complémentaires sur les prix des transactions et la qualité des services offerts.

Un premier constat correspond à la lecture de ce tableau en colonnes : nous mettons en évidence la présence de discriminations sur chacun des trois marchés couverts par cette étude. Certes, les motifs ou l'ampleur des discriminations diffèrent d'un marché à l'autre. Sur le marché du crédit à la consommation, nous n'avons trouvé qu'une discrimination à raison de l'âge, alors que dans l'accès à une assurance automobile, toutes les formes de discriminations sont présentes à la fois. Dans tous les cas, on trouve au moins une source de discrimination dans chacun des marchés explorés. Ce constat suggère que les études qui ne considèrent qu'un seul marché, comme le marché du travail par exemple qui est le plus observé dans les travaux de recherche en France, sous-estiment considérablement l'ampleur des phénomènes discriminatoires dont sont victimes les groupes socio-démographiques les plus vulnérables.

Un deuxième constat est suggéré par la lecture du tableau ligne après ligne. En comparant chaque profil de candidat au candidat de référence, Kevin Petit, qui est un jeune homme signalant une origine française par son patronyme, on trouve des configurations de résultats spécifiques pour chacun des motifs. L'effet de l'âge n'est pas le même que celui du sexe, qui diffère lui-même de celui de l'origine ou du lieu de résidence. On constate en particulier que les situations où le jeune qui habite dans un quartier défavorisé est discriminé ne sont pas celles où le jeune d'origine africaine est discriminé. Florian Rioux, qui habite un quartier relevant de la politique de la ville, a un accès plus difficile à une

assurance automobile, alors que Désiré Sambou n'est pas discriminé sur ce marché. Grâce Goudiaby est la seule à être pénalisée dans l'accès à une complémentaire santé. Ce type de résultat indique que les ressorts des discriminations selon l'origine ethno- raciale diffèrent de ceux des discriminations selon le lieu de résidence, alors que les deux motifs ne sont pas toujours considérés comme indépendants l'un de l'autre par les spécialistes du racisme. Il y a bien une spécificité intrinsèque à chaque motif de discrimination qui relève de mécanismes particuliers. Il en résulte que les jeunes sont effectivement confrontés à une multiplicité d'obstacles dans leur insertion professionnelle et sociale, à raison de leur âge, mais aussi à raison de leur sexe, de leur origine et de leur lieu de résidence.



Un troisième constat de portée générale a trait aux relations qui existent entre la discrimination par les quantités, dans l'accès au marché, et la discrimination par les prix ou par la qualité du service offert. Intuitivement, on pourrait s'attendre à une logique de compensation entre les deux formes de discriminations : on devrait alors constater beaucoup de discrimination par les prix lorsqu'il y a peu de discrimination par les quantités. On constate que ce n'est pas toujours le cas. En fait, on relève trois configurations différentes. Sur le marché du crédit à la consommation, tout d'abord, cette logique de compensation prévaut. Le candidat âgé de plus de 40 ans a un accès privilégié à la transaction mais il va payer le service plus cher. Mais sur le marché de l'assurance automobile, le candidat issu des quartiers est doublement pénalisé, à la fois par un accès réduit à l'assurance et par un coût plus élevé. Enfin, on relève également une troisième configuration où la discrimination se produit uniquement par les quantités (pour l'accès à une complémentaire santé par la jeune femme d'origine africaine, ou encore pour l'accès à l'assurance automobile des femmes avec une discrimination positive), ou uniquement par les prix (favorable pour l'accès à l'assurance automobile du candidat âgé de 42 ans ou pénalisante pour ce même candidat dans le cas d'une complémentaire santé). Cette variété de résultats illustre la complexité des déterminants en œuvre et les singularités des positions des offreurs et des demandeurs dans chaque marché.

A ces résultats généraux s'ajoutent aussi un grand nombre de résultats spécifiques à tel ou tel marché ou bien à tel ou tel motif de discrimination. Ce type de résultat spécifique appelle des analyses plus détaillées, marché par marché et motif par motif, qui prennent en compte les particularités du contexte des transactions dans chaque marché.

Malgré la variété et le volume de ces résultats, il importe de redire que les enseignements d'un test de discrimination demeurent partiels, ponctuels et localisés. Nous avons testé uniquement la partie active de chaque marché au moment de la collecte des données, de façon partielle et dans un périmètre géographique défini. Il serait pertinent de reproduire ce type d'opération plus tard et ailleurs afin de confirmer chacun de ces enseignements.

Tableau 23. Profils des candidats et conditions d'accès aux trois marchés

| Identité | Age | Sexe | Consonance prénom et nom | Réputation du lieu de résidence | Accès Crédit conso | Coût du crédit (taux d'intérêt) | Accès à l'assurance auto | Coût de l'assurance (en €) | Accès à une complémentaire santé | Coût de la complémentaire santé (en €) |
|-------------------------|-----|-------|--------------------------|---------------------------------|--------------------|---------------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------------|--|
| Christophe LEROY | 42 | Homme | Française | Neutre | 65,00% | 8,73 | 81,60% | 586,4 | 94,20% | 460 |
| Kévin PETIT (référence) | 22 | Homme | Française | Neutre | 35,00% | 7,19 | 81,60% | 621,2 | 92,30% | 289,9 |
| Laura DURAND | 22 | Femme | Française | Neutre | 40,00% | 7,25 | 84,20% | 600,7 | 88,50% | 292,3 |
| Grâce GOUDIABY | 22 | Femme | Africaine non musulmane | Neutre | 30,00% | 7,25 | 86,80% | 618,2 | 86,50% | 290,3 |
| Désiré SAMBOU | 22 | Homme | Africaine non musulmane | Neutre | 40,00% | 7,83 | 81,60% | 630,3 | 92,30% | 289,5 |
| Florian ROUX | 22 | Homme | Française | Défavorisée (QPV) | 35,00% | 7,58 | 78,90% | 681,4 | 92,30% | 289,2 |

 Discrimination négative (écart négatif et significatif au candidat de référence)
 Discrimination positive (écart positif et significatif au candidat de référence)

Références

- Acolin A., Bostic R. & Painter G. (2016). A field study of rental market discrimination across origins in France, *Journal of Urban Economics*, vol 95, pp 49-63.
- Adida, C. L., D. D. Laitin et M.-A. Valfort. 2010. "Identifying barriers to Muslim integration in France. *PNAS (Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America)* 107(52): 384-390.
- Ahmed, A. M., L. Andersson et M. Hammarstedt, 2009. "Ethnic Discrimination in the Market Place of Small Business Transfers," *Economics Bulletin, AccessEcon*, vol. 29(4), pages 3050-3058.
- Ayres, I. et P. Siegelman, 1995," Race and Gender Discrimination in Bargaining for a New Car", *American Economic Review*, 85 (3), pp 304-321.
- Berson, C. (2011). "Concurrence imparfaite et discrimination sur le marché du travail". *Revue économique*, vol. 62,(3), 409-417.
- Bonnet F., Lalé E., Safi M. & Wasmer E. (2015). Better residential than ethnic discrimination! Reconciling audit and interview findings in the Parisian housing market, *Urban Studies*, 53(13), pp 2815-2833.
- Booth A. (1991). "Job-related formal training: Who receives it and what is it worth ?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 53, Issue 3, pp 281–294.
- Brodaty, T., L. du Parquet, et P. Petit. (2014). « Discrimination à l'entrée des établissements scolaires privés », *Revue Française d'Economie*, 2014.
- Bunel, M., Y. L'Horty et P. Petit (2016) "Discrimination based on place of residence and access to employment". *Urban Studies*, 53(2), 2016, pp. 267-286.
- Bunel, M., Y. L'Horty, S. Goronouha, P. Petit, C. Ris (2017). « Ethnic Discrimination in the Rental Housing Market: An Experiment in New Caledonia », *International Regional Science Review*, 2017, forthcoming.
- Challe L., F. Fremigacci, F. Langot, Y. L'Horty, L. Du Parquet et P. Petit, (2016) ; « Accès à l'emploi selon l'âge et le genre : les résultats d'une expérience contrôlée », Rapport de recherche TEPP n°16-2.
- Duguet E. et P. Petit. « Hiring discrimination in the French financial sector : an econometric analysis on field experiment data », *Annals of Economics and Statistics*, 2005, 78, pp. 79-102.
- Duguet E., N. Leandri, Y. L'Horty, P. Petit. « Are Young French Jobseekers of Ethnic Immigrant Origin Discriminated Against? A Controlled Experiment in the Paris Area », *Annals of Economics and Statistics*, 2010, (99-100), pp. 187-215.
- Fremigacci F., Y. L'Horty, L. du Parquet, P. Petit, « L'accès à l'emploi après un CAP ou un baccalauréat professionnel : une évaluation expérimentale dans deux secteurs d'activité », *Revue d'Economie Politique*, n°123-3, pp 353-375.
- Garnero M. et C. Zaidman (2009), *Rapport sur la situation financière des organismes complémentaires assurant une couverture santé*, DREES, octobre.
- Goux D. et É. Maurin (1997). « Les entreprises, les salariés et la formation continue ». *Economie et statistique*, Volume 306 Numéro 1 pp. 41-55
- Green, F. (1993). "The determinants of training of male and female employees in Britain". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 55, 1, pp 103-122.
- ISM Corum (2017). « Testing (tests de discrimination) sur l'accès au prêt immobilier et au prêt à la création d'entreprise réalisé par la ville de Villeurbanne ». Rapport final, miméo.

- L'Horty Y., E. Duguët, L. du Parquet, P. Petit et F. Sari. « Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Ile-de-France », *Economie et Statistique*, 2011, (447), pp. 71-95.
- 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.
- Petit, P. (2007). « The Effects of Age and Family Constraints on Gender Hiring Discrimination: A Field Experiment in the French Financial Sector », *Labour Economics*, 14 (3), pp. 371-392.
- Petit P., E. Duguët, Y. L'Horty, Loïc du Parquet et Florent Sari. (2014). « Discriminations à l'embauche : les effets du genre et de l'origine se cumulent-ils systématiquement ? », *Economie et Statistique*, avril, (464).
- Pierné, G. (2013), "Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: results from a field experiment in the Paris area", *IZA Journal of Labor Economics*, 2 (4).
- Poon, M. (2013), « Statistically Discriminating Without Discrimination », communication présentée au colloque "Discriminations : état de la recherche" de l'ARDIS le 13 décembre 2013.
- Schulman K.A., Berlin J.A., Harless W., Kerner J.F., Sistrunk S. et al. (1999). « The effect of race and sex on physicians' recommendations for cardiac catheterization". *New England Journal of Medicine*, 340(8): pp618-626.
- Stiglitz, J. E., Weiss A. (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *American Economic Review*, Volume 71, Issue 3.
- Turner M.A. Skidmore F. eds (1999). *Mortgage Lending Discrimination: A Review of Existing Evidence*. Washington, DC. Urban Institute Press.
- Wissoker D. Zimmerman, W. and Galster G. (1998). *Testing for Discrimination in Home Insurance*, Washington, DC. Urban Institute Press.

TEPP Rapports de Recherche 2017

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.