

RAPPORT DE RECHERCHE

N° 2026-9

REDUIRE LES DISCRIMINATIONS PAR LETTRE RECOMMANDEE ? UNE EVALUATION EXPERIMENTALE DANS L'ACCES AU LOGEMENT SOCIAL

SYLVAIN CHAREYRON, YANNICK L'HORTY

www.tepp.eu

TEPP – Théorie et Evaluation des Politiques Publiques - FR CNRS 2042

Réduire les discriminations par lettre recommandée ?

une évaluation expérimentale dans l'accès au logement social

Sylvain CHAREYRON[1], Yannick L'HORTY[2]

Novembre 2026

Résumé

Nous évaluons une action publique de lutte contre les discriminations selon l'origine dans le domaine de l'accès au logement social : l'envoi par recommandé avec accusé de réception d'un courrier d'alerte du Défenseur des droits à des guichets d'enregistrement suspectés de discrimination. Une première vague de test, menée en 2022 auprès de 1 875 guichets, a mis en évidence un écart significatif de 3,1 points dans les taux de réponse à des demandes d'information au détriment d'une candidate d'origine ouest-africaine. Elle a permis d'identifier 297 guichets potentiellement discriminants, qui ont été répartis aléatoirement entre un groupe destinataire du courrier et un groupe témoin. Après l'envoi du courrier, sur l'ensemble des trois vagues de tests de suivi, la candidate d'origine ouest-africaine n'est plus pénalisée dans le groupe traité : elle obtient un taux de réponse positive légèrement supérieur à celui de la candidate d'origine française (64,4 % contre 63,7 %), et elle reçoit davantage de réponses que cette dernière à partir de 9 mois. En outre, le courrier augmente de 8,2 points la part des guichets qui répondent positivement aux deux candidates. Dans le groupe témoin, l'écart est cependant faible, si bien que l'effet du courrier sur l'écart de réponses n'est pas significatif. Trois facteurs limitent la puissance de l'évaluation : la faible prévalence de la discrimination à l'entrée du logement social, des campagnes de sensibilisation nationales ayant touché les deux groupes, et un effet minimal détectable d'environ 10 points.

Mots-clés : discrimination ; logement social ; test par correspondance ; expérimentation aléatoire ; évaluation des politiques publiques

Codes JEL : C93, H53, J15, R38

Cette étude s'inscrit dans le projet TRIALS, pour "Testing Représentatif des Inégalités d'Accès au Logement Social", qui a bénéficié d'un appui des associations du réseau REEL. Nous remercions pour leur accompagnement Manuel Domergue, Jean-François Le Néen et Edgar Aubisse (Fondation pour le Logement des Défavorisées), Sylvain Camuzat (Association Villeurbannaise pour le Droit au Logement), Violette Volson (Association Droits & Habitats) et Marion Persil (Habiter enfin!). Nous remercions également les équipes du Défenseur des droits pour leur contribution : Béatrice Robert de Massy et Marielle Chapuis. Enfin, nous remercions Denis Anne pour son aide dans la collecte des données.

[1] Univ Paris Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), F-77454, Créteil, sylvain.chareyron @u-pec.fr

[2] Univ Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042), F-77454, Marne-La-Vallée, France, yannick.lhorty@univ-eiffel.fr

1. Introduction

Plus d'un immigré d'Afrique subsaharienne sur deux en France réside en logement social, contre un peu plus d'une sur dix pour les personnes sans ascendance migratoire (Insee, 2023). L'accès au parc social est donc un enjeu central du point de vue du respect du principe d'égalité. Or un test par demandes d'information réalisé en 2022 auprès de 1 875 guichets d'enregistrement a montré qu'une demandeuse dont le nom évoque une origine ouest-africaine obtient moins souvent une réponse qu'une demandeuse au nom à consonance française : 33,2 % contre 36,3 %, soit une pénalité relative de 8,5 % (Chareyron et L'Horty, 2023). Cette différence de traitement intervient dès le premier contact avec le système, alors que la loi ALUR de 2014 impose aux guichets d'informer tout demandeur.

Les politiques publiques de lutte contre les discriminations sont globalement très peu évaluées. Dans le domaine de l'accès au logement, les rares évaluations expérimentales portent le marché locatif privé aux Etats-Unis (Fang et al., 2019 ; Murchie et al., 2021). Dans le cas de la France, il a été montré qu'un courrier d'alerte nominatif du Défenseur des droits (DDD), adressé à des agences immobilières, réduit de 80 % l'écart de réponses positives entre candidats et que cet effet se maintient pendant deux ans après l'envoi du courrier (Chareyron et al., 2023).

Cet article réplique ce protocole sur le parc social. Les 297 guichets repérés comme potentiellement discriminants lors du test de 2022 ont été répartis aléatoirement en deux groupes. Le 3 juin 2024, le DDD a adressé un courrier d'alerte aux seuls guichets du groupe traité. Tous les guichets ont ensuite été testés trois fois, à 3, 9 et 15 mois.

Dans le groupe traité, le résultat est net. Après l'envoi du courrier, la candidate d'origine ouest-africaine n'est plus pénalisée : sur l'ensemble des trois vagues de suivi, son taux de réponse positive (64,4 %) dépasse légèrement celui de la candidate d'origine française (63,7 %), et elle reçoit davantage de réponses que cette dernière à 9 et 15 mois. Le courrier augmente aussi de 8,2 points la part des guichets qui répondent positivement aux deux candidates. Parmi les guichets qui ne répondent qu'à une seule candidate, la part de ceux qui favorisent la candidate d'origine française tombe dans le groupe traité à un niveau proche de 50 %, significativement inférieur à celui du test de 2022. L'effet du courrier sur l'écart de réponses est en revanche plus difficile à établir : dans le groupe témoin, la candidate d'origine ouest-africaine n'est que faiblement pénalisée, si bien que l'effet estimé (3,6 points) n'est pas statistiquement distinct de zéro, tout en restant compatible avec l'effet mesuré dans le parc privé. Une partie du recul des différences de traitement est commune aux deux groupes.

L'article apporte trois contributions. Il fournit d'abord la première évaluation expérimentale d'une action anti-discrimination dans l'accès au logement social, un secteur où les décisions relèvent d'agents publics soumis à la fois à un impératif de neutralité et à une obligation d'information. Il montre ensuite pourquoi un protocole efficace dans le parc privé perd sa

puissance dans le parc social : lorsque la discrimination moyenne est faible, un test unique repère mal les guichets réellement discriminants, et l'écart à corriger dans le groupe témoin se réduit mécaniquement. Il illustre enfin une difficulté propre aux évaluations « en conditions réelles » : la publicité donnée aux résultats de la première vague de test a suscité des campagnes nationales de sensibilisation qui ont affecté le groupe témoin.

La section 2 présente la littérature. La section 3 décrit le contexte institutionnel, l'intervention et les chocs parallèles. La section 4 présente le protocole. La section 5 expose les résultats et la section 6 leur interprétation. La section 7 conclut.

2. Littérature : évaluer les politiques de lutte contre les discriminations

Les tests de correspondance ont largement documenté les discriminations ethno-raciales dans l'accès au logement (Yinger, 1986 ; Flage, 2018) et, en France, dans le parc locatif privé (Acolin et al., 2016 ; Le Gallo et al., 2019). Pour autant, les évaluations d'interventions destinées à les réduire restent peu nombreuses (Bertrand et Duflo, 2017). Dans le domaine de l'accès à l'emploi, plusieurs actions ont produit des effets nuls ou inattendus, comme le CV anonyme en France (Behaghel et al., 2015) ou l'interdiction de questionner les antécédents judiciaires aux États-Unis (Agan et Starr, 2018).

Concernant l'accès au logement, trois études combinent test par correspondance et assignation aléatoire d'un message. Fang et al. (2019) trouvent à New York un effet à court terme d'un message rappelant les sanctions, pour les candidats hispaniques mais pas pour les candidats noirs. Murchie et al. (2021) n'observent qu'un effet ponctuel d'un message informatif envoyé à des bailleurs américains. Dans le parc privé français, le courrier du DDD réduit l'écart de 9 points observé dans le groupe témoin d'environ 7,4 points, soit 80 %, pendant deux ans (Chareyron et al., 2023). Le courrier agit par deux canaux. Il augmente la probabilité perçue de détection et de sanction, dans la logique de Becker (1968), comme le font les lettres d'avertissement en matière fiscale (Kleven et al., 2011). Il peut aussi attirer l'attention sur des biais implicites, qui jouent davantage lorsque l'agent est inattentif ou sous charge cognitive (Bertrand et al., 2005 ; Bartoš et al., 2016).

Le parc social est géré par des agents publics et non par des agents de statut privé. Les tests par demandes d'information adressées à des administrations montrent des différences de traitement portant soit sur la réponse elle-même, soit sur sa qualité (Einstein et Glick, 2017 ; Hemker et Rink, 2017 ; Olsen et al., 2022 ; Ahmed et Bandick, 2025). Les agents publics en charge d'un guichet disposent d'une marge de discrétion dans l'aide qu'ils apportent (Lipsky, 1980). Cette marge est une source potentielle d'inégalités dans la charge administrative qui pèse sur les usagers (Moynihan et al., 2015). Pour autant, aucune étude n'a encore évalué une intervention visant à réduire ces différences.

3. Contexte institutionnel, intervention et chocs parallèles

3.1 Les guichets d'enregistrement

Depuis 2011, toute demande de logement social est enregistrée dans le Système national d'enregistrement (SNE) et reçoit un numéro unique. La demande peut être déposée en ligne ou auprès d'un des 3 000 guichets d'enregistrement : 1 972 collectivités territoriales (communes, EPCI, CCAS), 866 bailleurs sociaux, ainsi que des services de l'État. La loi ALUR (2014) a créé un droit à l'information du demandeur. Les guichets doivent lui indiquer la procédure, les pièces à fournir et le délai d'attente prévisible. À ce stade, aucune règle de priorité n'est appliquée et la règle qui prévaut est celle du traitement égalitaire des demandes.

3.2 L'intervention : un courrier d'alerte du Défenseur des droits

Le traitement est un courrier du Défenseur des droits, envoyé à chaque guichet du groupe traité le 3 juin 2024, en recommandé avec accusé de réception et en copie par lettre simple. Il est reproduit en annexe A. Le courrier présente l'institution, puis indique que le guichet a été sollicité, dans le cadre d'une opération de testing conduite par le Réseau national Égalité Logement (RéEL) et la Fondation Abbé Pierre, par deux candidates aux demandes identiques, dont les noms suggéraient l'une une origine française, l'autre une origine d'Afrique de l'Ouest. Il signale que le guichet a apporté des réponses différenciées, en défaveur de la candidate présumée d'origine africaine, et que ces éléments sont susceptibles de laisser présumer une discrimination fondée sur l'origine. Il rappelle ensuite le cadre légal : l'interdiction des discriminations dans l'accès au logement (loi du 6 juillet 1989 et loi du 27 mai 2008) et le droit à l'information du demandeur de logement social (loi ALUR de 2014 et décret du 12 mai 2015). Le courrier ne mentionne aucune sanction. Il présente ce rappel à la loi comme une invitation à faire évoluer les pratiques et renvoie, en note, à trois ressources de sensibilisation : un kit de l'IREV (2023-2024), un guide de l'IREV et de l'URH Hauts-de-France (2020) et un guide de la Fondation Abbé Pierre (2017).

Le courrier a suscité 69 retours sur 147 envois, soit près d'un destinataire sur deux. Les réactions ont été contrastées. Certains guichets, notamment de petites communes, ont demandé avec insistance le détail des situations évoquées. D'autres ont exprimé leur volonté d'améliorer leurs pratiques. D'autres encore ont adopté une attitude défensive face à une démarche perçue comme accusatoire. Ce taux de réaction élevé indique que le courrier a été lu et pris au sérieux.

3.3 Des chocs parallèles qui ont touché tous les guichets

Entre le test initial (avril-mai 2022) et l'envoi du courrier (juin 2024), les résultats du premier testing ont été rendus publics et ont déclenché des actions de sensibilisation nationales (cf. annexe B) :

- **Mars 2023** : la Fondation Abbé Pierre médiatise les résultats de l'étude, qui fait état de discriminations dans l'information des demandeurs (annexe B1).

- **Décembre 2023** : l'Union sociale pour l'habitat (USH), l'Association des maires de France (AMF) et France Urbaine lancent une campagne conjointe consistant à envoyer une lettre d'information à l'ensemble des guichets (annexe B2).
- **Janvier 2024** : l'USH et le GIP-SNE diffusent une nouvelle lettre et pose des affiches dans les mairies (annexe B3).

Ces actions s'adressaient à l'ensemble des guichets, donc aux deux groupes de l'expérience. Elles constituent un traitement symétrique, antérieur au traitement asymétrique qu'est le courrier. Le protocole n'a pas été conçu pour séparer leurs effets. Leur existence modifie toutefois l'interprétation : l'expérience mesure l'effet marginal du courrier, une fois les guichets déjà sensibilisés.

4. Protocole expérimental

Le protocole suit les trois étapes de l'expérience menée dans le parc privé : repérage des guichets potentiellement discriminants, envoi du courrier à un groupe tiré au sort, puis tests répétés des deux groupes.

4.1 Étape 1 : repérage par un test par demandes d'information (2022)

En avril et mai 2022, deux candidates fictives ont adressé une demande d'information par courriel à 1 875 guichets. L'une porte un nom à consonance française (Aurélie Martin ou Émilie Thomas), l'autre un nom évoquant une origine ouest-africaine (Aminata Coulibaly ou Fatou Diallo). Les messages demandent comment déposer une demande de logement social et quelles pièces fournir. Ils ont été rédigés en coopération avec le Réseau national Égalité Logement (RéEL), dont les associations membres accompagnent au quotidien des demandeurs de logement social et connaissent les situations qu'ils rencontrent aux guichets. Les scripts et l'ordre d'envoi sont permutés aléatoirement ; les messages sont reproduits en annexe C.

La candidate d'origine française reçoit une réponse positive dans 36,3 % des cas, la candidate d'origine ouest-africaine dans 33,2 %. Au niveau des guichets, 172 répondent positivement à la seule candidate d'origine française et 114 à la seule candidate d'origine ouest-africaine. Par ailleurs, 125 guichets (6,7 %) répondent aux deux candidates mais apportent une réponse plus favorable à la candidate d'origine française : orientation différente ou accompagnement plus poussé ; l'inverse n'est jamais observé.

Le tableau 1 confirme que cet écart de 3,1 points est significatif et qu'il ne dépend pas des variables de contrôle : il reste compris entre 3,1 et 3,2 points lorsque l'on ajoute les effets fixes de département et de type de guichet, la date d'envoi, les caractéristiques socio-économiques et politiques de la commune, ou des effets fixes guichet. Cet écart moyen, faible mais précisément estimé, sert de référence pour la suite.

Tableau 1. Discrimination lors du test de repérage de 2022 (1 875 guichets)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Orig. ouest-africaine	−0,031***	−0,031***	−0,031***	−0,032***	−0,031***
	(0,009)	(0,009)	(0,009)	(0,010)	(0,009)
Script, ordre d'envoi, groupe d'envoi	X	X	X	X	X
Département, type de guichet		X	X	X	
Jour × mois d'envoi			X	X	X
Caractéristiques communales				X	
Effets fixes guichet					X
Observations	3 750	3 750	3 750	3 270	3 750
Guichets	1 875	1 875	1 875	1 635	1 875

*Note : modèles linéaires en probabilité ; variable dépendante : réponse positive. Écarts-types groupés par guichet entre parenthèses. *** p < 0,01. Caractéristiques communales : part d'étrangers, densité, part d'employés et ouvriers, part de non-diplômés, taux de chômage, revenu médian et étiquette politique du maire (disponibles pour 1 635 guichets). Taux de réponse positive : 36,3 % pour la candidate d'origine française, 33,2 % pour la candidate d'origine ouest-africaine.*

L'échantillon expérimental compte 297 guichets : les 172 guichets qui n'ont répondu qu'à la candidate d'origine française et 125 guichets ayant discriminé dans le contenu de la réponse.[3]

4.2 Étape 2 : assignation aléatoire et envoi du courrier (juin 2024)

Les 297 guichets ont été répartis aléatoirement entre un groupe traité (148 guichets) et un groupe témoin (149 guichets). Le tableau 2 compare les deux groupes. Une seule des quatorze différences est significative au seuil de 5 % : les guichets communaux sont un peu plus fréquents dans le groupe témoin, ce qui correspond à ce que le hasard peut produire avec quatorze comparaisons. Le test joint de nullité de l'ensemble des différences n'est pas rejeté (F = 1,27 ; p = 0,23). Les deux groupes sont aussi équilibrés sur la variable de sélection : l'écart de réponses positives de 2022 est quasiment identique.

[3] Cette composition explique que, dans l'échantillon sélectionné, la candidate d'origine française ait reçu une réponse positive dans 100 % des cas en 2022 et la candidate d'origine ouest-africaine dans 42 % des cas (125/297). L'écart initial de 58 points est une conséquence mécanique de la règle de sélection.

Tableau 2. Équilibre entre groupes

Caractéristique	Témoin	Traité	p-valeur
Sélection en 2022			
Réponse à la seule candidate française (part)	0,591	0,568	0,689
Localisation et type de guichet			
Paris (part)	0,007	0,000	0,318
Petite couronne francilienne (part)	0,007	0,014	0,560
Grande couronne francilienne (part)	0,195	0,155	0,375
Guichet communal (part)	0,946	0,872	0,025
Maire de droite ou du centre (part)	0,523	0,547	0,682
Commune en zone tendue (part)	0,087	0,135	0,191
Commune soumise au rattrapage SRU (part)	0,060	0,054	0,815
Caractéristiques de la commune			
Immigrés pour 100 habitants	8,03	9,28	0,153
Densité (hab./km²)	790	989	0,397
Employés et ouvriers (%)	52,0	50,4	0,308
Sans diplôme (%)	15,1	15,0	0,880
Taux de chômage des 15-64 ans (%)	12,0	12,1	0,856
Revenu médian par UC (k€)	24,8	24,0	0,313
Guichets	149	148	
Test joint (F ; p-valeur)		1,27	0,234

Note : moyennes par groupe ; p-valeurs des tests d'égalité issues de régressions sur l'indicatrice de traitement avec écarts-types robustes. Test joint : régression de l'indicatrice de traitement sur l'ensemble des caractéristiques (hors Paris, un seul guichet), 254 guichets. Caractéristiques communales issues du recensement, disponibles pour 127 guichets témoins et 132 guichets traités (revenu médian : 124 et 130).

4.3 Étape 3 : tests de suivi (septembre 2024 à septembre 2025)

Tous les guichets ont été testés trois fois après l'envoi du courrier : en septembre 2024 (3 mois), mars 2025 (9 mois) et septembre 2025 (15 mois). Pour éviter la détection, les identités des candidates et les scripts ont été modifié à chaque vague, en conservant la même intensité de signal d'urgence sociale (annexe C). Au sein de chaque vague, le contenu et l'ordre des messages sont permutés aléatoirement entre les candidates. L'échantillon post-traitement compte 1 782 observations (297 guichets × 2 candidates × 3 vagues).

4.4 Considérations éthiques

Le protocole a été conçu pour limiter la charge imposée aux guichets testés. Chaque guichet ne reçoit que deux messages par vague de test, un par candidate, soit au plus huit

messages sur l'ensemble des quatre vagues (2022-2025). Ces messages sont de simples demandes d'information, courtes, auxquelles un agent peut répondre en quelques lignes en indiquant la procédure et les pièces à fournir, ce que la loi ALUR impose de toute façon aux guichets. Aucune démarche n'est engagée au-delà de cette demande : aucun dossier n'est déposé et aucun logement n'est mobilisé, de sorte que les candidates fictives ne causent aucun préjudice aux demandeurs réels.

L'expérience a été conduite en coopération avec le Défenseur des droits, autorité administrative indépendante chargée de la lutte contre les discriminations, le Réseau national Égalité Logement (RéEL) et la Fondation pour le Logement des défavorisés. Les messages ont été rédigés en concertation avec le RéEL, dont les associations membres ont une expérience de terrain de l'accompagnement des demandeurs de logement social : ils reprennent des situations et des formulations que les agents des guichets rencontrent couramment, ce qui garantit leur vraisemblance sans exagérer l'urgence des demandes. Les guichets du groupe traité ont été informés de l'opération de testing par le courrier du Défenseur des droits.

4.5 Puissance

L'expérience a été dimensionnée sur la base du parc privé, où l'écart dans le groupe témoin atteignait 9 points. Avec l'écart-type obtenu ex post (3,7 points), l'effet minimal détectable avec une puissance de 80 % au seuil de 5 % est de 10,3 points. Un effet équivalent à la suppression complète de l'écart observé dans le groupe témoin (2,9 points) n'aurait été détecté qu'avec une probabilité de 12 %, et un effet de l'ampleur de celui mesuré dans le parc privé (7,4 points) avec une probabilité de 52 %.

5. Résultats

5.1 Taux de réponses positives par vague

La variable de résultat principale vaut 1 si la candidate reçoit une réponse positive, c'est-à-dire une réponse qui l'aide à déposer sa demande.[4] Le tableau 3 et la figure 1 décrivent l'évolution des taux de réponses positives. Trois faits ressortent.

Premièrement, après l'envoi du courrier, la candidate d'origine ouest-africaine n'est plus pénalisée dans le groupe traité, sauf lors de la première vague de suivi. À 3 mois, l'écart en sa défaveur atteint encore 8,8 points, car le taux de réponse à la candidate d'origine française est élevé. C'est le seul écart significatif observé après traitement. L'écart s'inverse ensuite : à 9 mois comme à 15 mois, la candidate d'origine ouest-africaine reçoit davantage de réponses positives que la candidate d'origine française même si l'écart n'est pas significatif. Sur l'ensemble des trois vagues, son taux de réponse dans le groupe traité (64,4 %) dépasse légèrement celui de la candidate d'origine française (63,7 %). L'écart, de 0,7 point en sa faveur, n'est cependant pas significatif, et l'intervalle de confiance à 95 % exclut un désavantage de plus de 4,3 points. Le

[4] Comme le montrent Chareyron et L'Horty (2023 la quasi-totalité des réponses sont positives.

contraste est net avec le test de 2022, où la candidate d'origine ouest-africaine subissait au niveau national une pénalité de 3,1 points, très significatif (tableau 1).

Deuxièmement, dans le groupe témoin, la candidate d'origine ouest-africaine reste pénalisée à 3 et 9 mois (4,7 et 5,4 points), et l'écart ne s'annule qu'à 15 mois (−1,3 point). Sur l'ensemble des vagues, il atteint 2,9 points, un niveau proche de l'écart national de 2022, mais il n'est significatif à aucune vague.

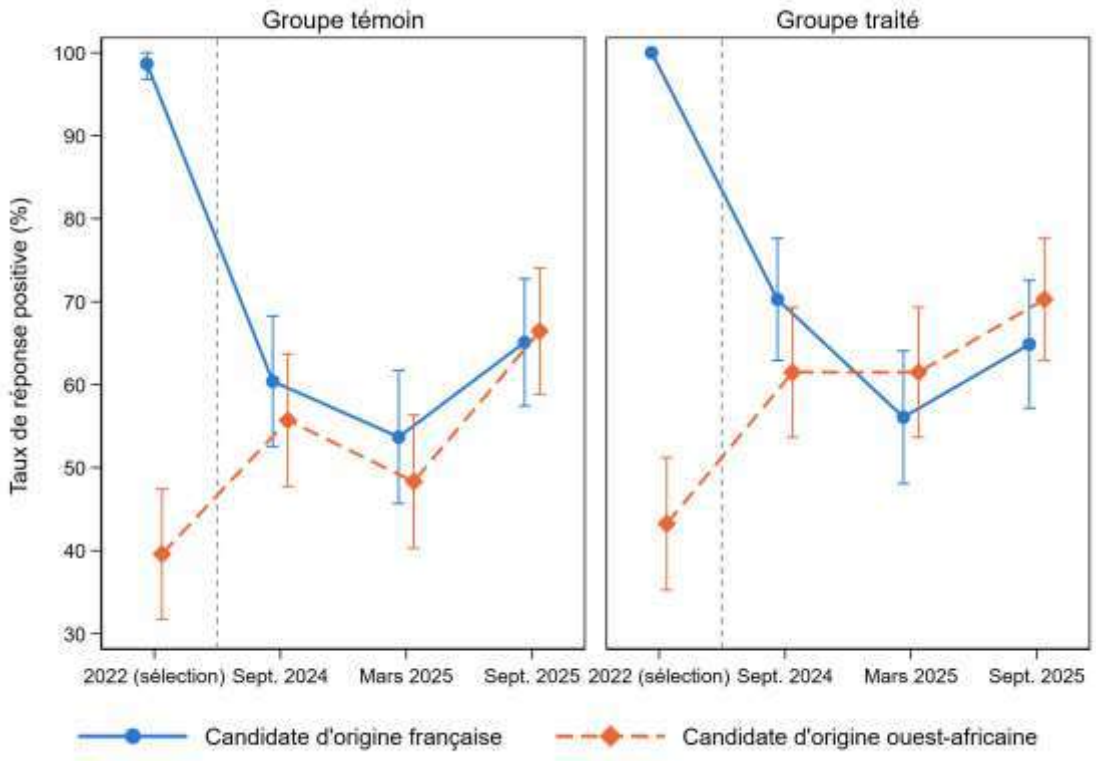
Troisièmement, une part importante de l'évolution est commune aux deux groupes. Dès la première vague de suivi, le taux de réponse à la candidate d'origine ouest-africaine augmente de 16 points dans le groupe témoin et de 18 points dans le groupe traité, tandis que celui de la candidate d'origine française recule de 38 et 30 points. Ce rapprochement est en grande partie mécanique, puisque l'échantillon a été sélectionné sur les réponses de 2022.

Tableau 3. Taux de réponses positives par vague et par groupe (%)

Vague	Groupe	Orig. française	Orig. ouest-africaine	Écart (pp)	p-valeur
0 – 2022 (sélection)	Traité	100,0	43,2	56,8	
	Témoin	98,7	39,6	59,1	
1 – sept. 2024 (3 mois)	Traité	70,3	61,5	8,8	0,03
	Témoin	60,4	55,7	4,7	0,33
2 – mars 2025 (9 mois)	Traité	56,1	61,5	−5,4	0,23
	Témoin	53,7	48,3	5,4	0,28
3 – sept. 2025 (15 mois)	Traité	64,9	70,3	−5,4	0,21
	Témoin	65,1	66,4	−1,3	0,74
Vagues 1 à 3	Traité	63,7	64,4	−0,7	0,79
	Témoin	59,7	56,8	2,9	0,28

Note : écart = taux de la candidate d'origine française moins taux de la candidate d'origine ouest-africaine ; p-valeurs issues de régressions avec écarts-types groupés par guichet. En 2022, l'échantillon est sélectionné sur la réponse : deux guichets n'ont adressé à la candidate d'origine française qu'une réponse non positive, d'où un taux de 98,7 % dans le groupe témoin. L'écart de la vague 0 n'est pas comparable aux suivants (voir section 6.2).

Figure 1. Taux de réponses positives par vague, groupe et origine de la candidate



Note : taux de réponses positives et intervalles de confiance à 95 %. La ligne pointillée sépare le test de sélection (2022) des trois vagues de suivi postérieures à l'envoi du courrier (3 juin 2024). 297 guichets, deux candidates par vague.

5.2 Effet moyen du courrier

Nous estimons le modèle linéaire en probabilité suivant sur les vagues post-traitement :

$$REP_{ilt} = \alpha + \beta\, Afr_i + \gamma\,(Afr_i \times T_l) + \tau' X_{ilt} + \varphi_l + \varepsilon_{ilt} \qquad (1)$$

REP vaut 1 si le guichet *l* donne une réponse positive à la candidate i lors de la vague t. Afr indique la candidate d'origine ouest-africaine et T le groupe traité. X contient l'ordre d'envoi, le script du message et la vague ; φ_l sont des effets fixes guichet, qui absorbent T. Les écarts-types sont groupés par guichet. Le coefficient β mesure la discrimination dans le groupe témoin et γ l'effet du courrier sur cette discrimination.

Le tableau 4 présente les estimations de l'équation (1). Dans le groupe témoin, la candidate d'origine ouest-africaine a une probabilité de réponse positive inférieure de 2,9 points et l'écart est non significatif. Le courrier réduit cet écart de 3,6 points, ce qui le fait disparaître dans le groupe traité. Après l'envoi du courrier, la discrimination n'est donc plus détectable dans le groupe traité. L'effet du courrier n'est cependant pas significatif ; son intervalle de confiance à 95 % va de −3,7 à 10,9 points. L'ajout des caractéristiques de l'envoi et des effets fixes guichet

ne modifie pas les coefficients, comme attendu sous assignation aléatoire. Les résultats sont robustes à la forme du modèle (probit), à la définition de la variable de résultat et à l'ajout des caractéristiques communales (annexe D, tableau D1).

Tableau 4. Effet du courrier sur la probabilité de réponse positive (vagues 1 à 3)

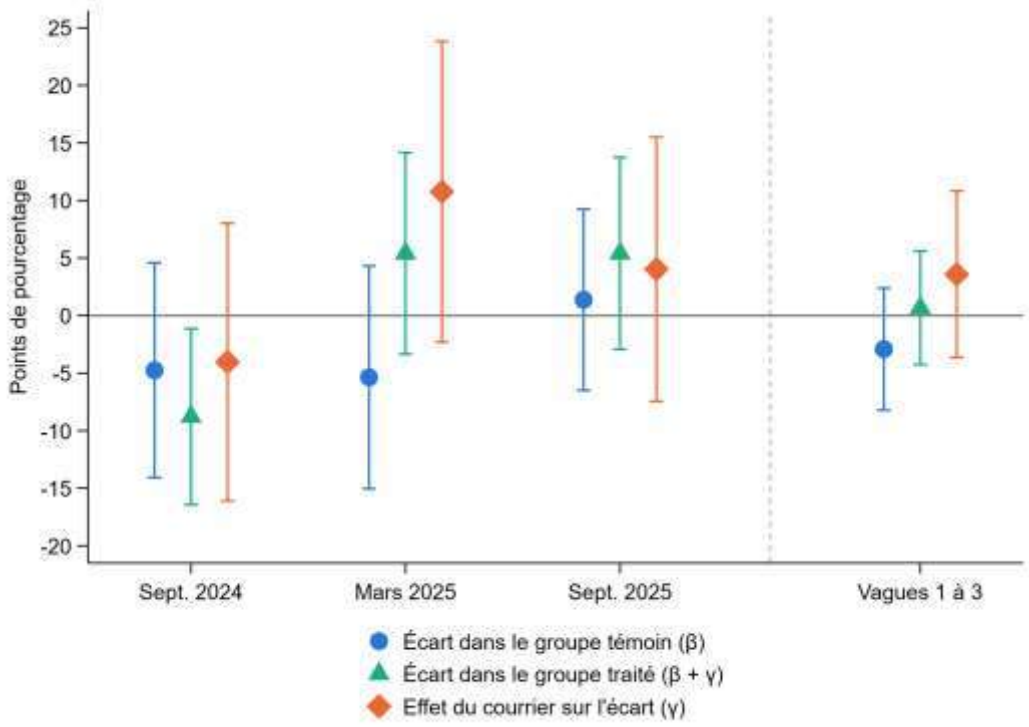
	(1)	(2)	(3)	(4)
Orig. ouest-africaine (β)	−0,029	−0,029	−0,029	−0,029
	(0,027)	(0,027)	(0,027)	(0,027)
Traité	0,040	0,040		
	(0,041)	(0,041)		
Orig. ouest-africaine × Traité (γ)	0,036	0,036	0,036	0,036
	(0,037)	(0,037)	(0,037)	(0,037)
Écart dans le groupe traité (β + γ)	0,007	0,007	0,007	0,007
	(0,025)	(0,025)	(0,025)	(0,025)
IC à 95 % de γ	[−0,037 ; 0,108]	[−0,037 ; 0,109]	[−0,037 ; 0,108]	[−0,037 ; 0,109]
p-valeur de γ (permutation)	0,361			
Caractéristiques de l'envoi		X		X
Effets fixes guichet			X	X
Taux de réponse, orig. française, témoin	0,597	0,597	0,597	0,597
Observations	1 782	1 782	1 782	1 782
Guichets	297	297	297	297

*Note : *** p ≤ 0,01 ; ** p ≤ 0,05 ; * p ≤ 0,10. Modèles linéaires en probabilité estimés par MCO. Écarts-types estimés groupés par guichet entre parenthèses ; aucun coefficient estimé n'est significatif au seuil de 10 %. Caractéristiques de l'envoi : ordre d'envoi, script, groupe d'envoi et vague.*

5.3 Dynamique de l'effet

La figure 2 présente, pour chaque vague de test, l'écart entre candidates dans le groupe témoin (β), le même écart dans le groupe traité (β + γ) et leur différence, soit l'effet du courrier (γ).

Figure 2. Écarts entre candidates et effet du courrier, par vague



Note : les trois séries sont estimées séparément pour chaque vague (modèle linéaire en probabilité avec effets fixes guichet, ordre d'envoi, script et groupe d'envoi ; écarts-types groupés par guichet) et, pour l'ensemble des vagues, reprennent le tableau 4, colonne 4. Elles sont exprimées en points de pourcentage, avec intervalles de confiance à 95 %. β : écart de réponses positives entre la candidate d'origine ouest-africaine et la candidate d'origine française dans le groupe témoin ; β + γ : même écart dans le groupe traité ; γ : différence entre les deux, soit l'effet du courrier. Un écart négatif indique un désavantage de la candidate d'origine ouest-africaine ; un γ positif, une réduction de ce désavantage dans le groupe traité.

La comparaison des seules candidates d'origine ouest-africaine à 9 mois (61,5 % dans le groupe traité contre 48,3 % dans le groupe témoin, p = 0,02) ne constitue pas un test de l'effet du courrier sur la discrimination. Elle ne tient pas compte de l'évolution parallèle des réponses à la candidate d'origine française, et elle résulte d'un choix de vague parmi trois.

5.4 Analyse au niveau des guichets

À chaque vague, un guichet peut ne répondre à aucune candidate, répondre aux deux, ou à une seule. Le tableau 5 montre que les réponses à la seule candidate d'origine française passent de 172 à 33 entre la sélection et la troisième vague, tandis que les réponses à la seule candidate d'origine ouest-africaine passent de 0 à 43.

Tableau 5. Types de réponse des guichets selon la vague et le groupe

Type de réponse	Vague 0	Vague 1	Vague 2	Vague 3	Témoin, vagues 1-3	Traité, vagues 1-3
Aucune réponse positive	2	70	85	61	116 (26,0 %)	100 (22,5 %)
Française seulement	172	53	49	33	77 (17,2 %)	58 (13,1 %)
Ouest-africaine seulement	0	33	49	43	64 (14,3 %)	61 (13,7 %)
Deux réponses	123	141	114	160	190 (42,5 %)	225 (50,7 %)
Total	297	297	297	297	447	444

Note : nombre de guichets (et part dans le groupe pour les vagues 1 à 3 cumulées). En 2022, deux guichets sélectionnés n'ont adressé à la candidate d'origine française qu'une réponse non positive.

Une grande partie de l'évolution entre 2022 et les vagues de suivi est mécanique : l'échantillon a été sélectionné sur la réponse de la vague 0, si bien qu'un retour vers des réponses moins asymétriques est attendu même sans changement de comportement. La comparaison pertinente porte sur la ventilation par groupe. Comme dans Chareyron et al. (2023), nous l'estimons par un logit multinomial au niveau du guichet et de la vague, dont la variable dépendante prend les quatre valeurs du tableau 5 (« deux réponses » servant de référence). Le tableau 6 rapporte les effets marginaux moyens de l'appartenance au groupe traité sur la probabilité de chaque type de réponse.

Sur l'ensemble des trois vagues (panneau A), le courrier augmente de 8,2 points la probabilité qu'un guichet réponde positivement aux deux candidates, soit une hausse d'environ 20% par rapport au groupe témoin. C'est le seul effet significatif au seuil de 5 % de l'expérience. Cette hausse provient surtout d'un recul des réponses à la seule candidate d'origine française (−4,2 points, p = 0,09) et, dans une moindre mesure, des absences de réponse (−3,5 points, p = 0,35). Les réponses à la seule candidate d'origine ouest-africaine ne varient pas (−0,6 point). Le courrier convertit donc une partie des réponses discriminantes en réponses aux deux candidates, ce qui est la signature attendue d'une réduction de la discrimination. Mais comme les réponses favorables à la seule candidate d'origine ouest-africaine ne reculent pas, l'effet sur l'écart net de taux de réponse, égal à la différence des effets marginaux sur les deux types de réponse discordante, se limite à 3,6 points. Le test joint de nullité des effets du traitement dans les trois équations n'est pas rejeté (p = 0,16) : la distribution d'ensemble des réponses ne diffère pas significativement entre les deux groupes.

Le panneau B éclaire la dynamique visible sur la figure 2. À 3 mois, le courrier augmente déjà la part des guichets qui répondent aux deux candidates (+13,1 points, p = 0,02), mais cette hausse se fait au détriment des réponses à la seule candidate d'origine ouest-africaine (−7,3 points, p = 0,04) : les guichets alertés répondent davantage à la candidate d'origine française, ce qui explique l'écart défavorable observé dans le groupe traité à cette date. À 9 mois, la hausse des réponses aux deux candidates (+11,1 points, p = 0,04) provient cette fois du recul des réponses à la seule candidate d'origine française (−8,7 points, p = 0,04), c'est-à-dire d'une baisse des comportements

discriminants. À 15 mois, les deux groupes ne se distinguent plus (test joint : p = 0,80). À 3 et 9 mois, les tests joints sont significatifs au seuil de 10 % (p = 0,08 et 0,08).

Tableau 6. Effet du courrier sur le type de réponse des guichets (logit multinomial)

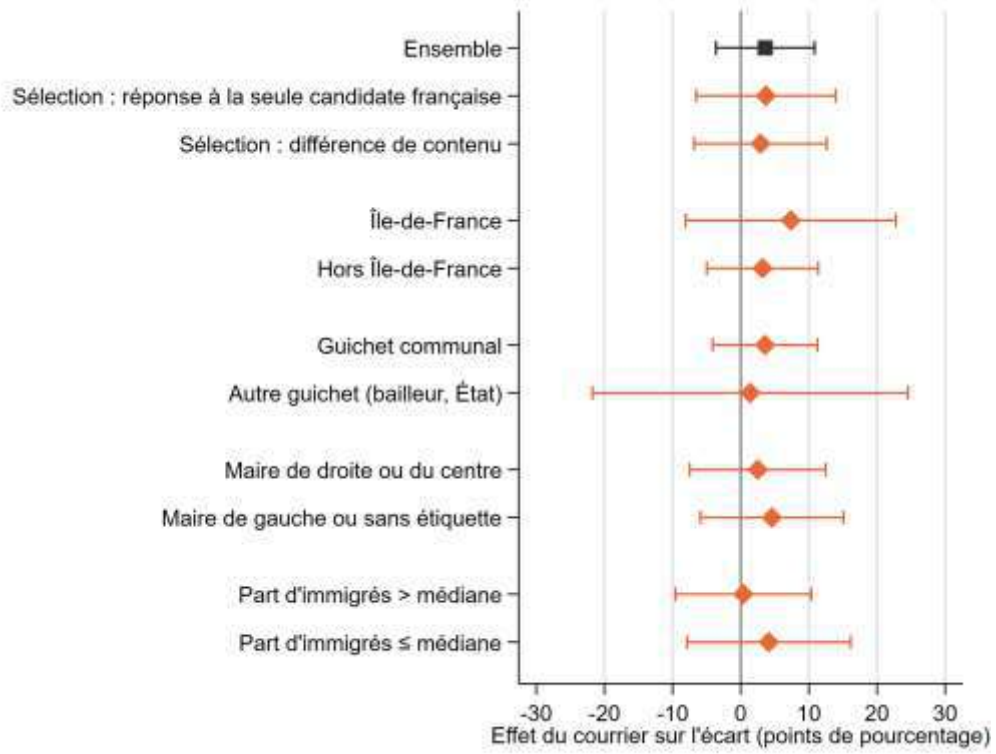
	Aucune réponse positive	Française seulement	Ouest-africaine seulement	Deux réponses	Effet sur l'écart	Test joint (p)
A. Vagues 1 à 3 (891 observations guichet × vague)						
(1) Effets fixes de	−0,034	−0,042*	−0,006	0,082**	0,036	0,164
Vague	(0,038)	(0,025)	(0,024)	(0,041)	(0,037)	
(2) + caractéristiques de	−0,035	−0,042*	−0,006	0,082**	0,036	0,155
l'envoi	(0,037)	(0,025)	(0,024)	(0,041)	(0,037)	
B. Par vague, avec caractéristiques de l'envoi (297 guichets)						
(3) Sept. 2024 (3	−0,025	−0,033	−0,073**	0,131**	−0,040	0,075
mois)	(0,049)	(0,044)	(0,036)	(0,057)	(0,061)	
(4) Mars 2025 (9	−0,046	−0,087**	0,022	0,111**	0,108*	0,081
mois)	(0,052)	(0,042)	(0,043)	(0,055)	(0,065)	
(5) Sept. 2025 (15	−0,033	−0,006	0,034	0,004	0,040	0,797
mois)	(0,046)	(0,036)	(0,041)	(0,057)	(0,058)	

*Note : effets marginaux moyens de l'appartenance au groupe traité sur la probabilité de chaque type de réponse, issus d'un logit multinomial (référence : deux réponses) ; écarts-types estimés groupés par guichet entre parenthèses. *** p ≤ 0,01 ; ** p ≤ 0,05 ; * p ≤ 0,10. Une observation par guichet et par vague. Caractéristiques de l'envoi : script et ordre d'envoi de la candidate d'origine ouest-africaine, groupe d'envoi. Test joint : test de Wald de nullité des coefficients du traitement dans les trois équations.*

5.5 Hétérogénéité

La figure 3 présente l'effet du courrier estimé séparément selon le motif de sélection du guichet, sa localisation, son type, l'étiquette politique du maire et la part d'immigrés dans la commune (détail dans le tableau D2 en annexe D). Aucune différence entre sous-groupes n'est significative. En particulier, l'effet n'est pas plus élevé parmi les 172 guichets sélectionnés pour n'avoir répondu qu'à la candidate d'origine française que parmi les 125 guichets sélectionnés sur le contenu de la réponse. Compte tenu de la puissance de l'expérience, ces résultats ne permettent pas d'exclure des différences importantes entre sous-groupes.

Figure 3. Effet du courrier selon les caractéristiques du guichet



Note : coefficient γ de l'équation (1) estimé séparément dans chaque sous-groupe (effets fixes guichet, ordre d'envoi, script, groupe d'envoi et vague), en points de pourcentage, avec intervalles de confiance à 95 % fondés sur des écarts-types groupés par guichet. La part d'immigrés est inconnue pour 38 guichets.

6. Discussion

L'absence de significativité ne signifie pas l'absence d'effet : l'expérience ne permet d'exclure ni un effet nul, ni un effet de l'ampleur de celui mesuré dans le parc privé. Trois explications sont possibles : un manque de puissance, une absence d'effet propre du courrier, ou un choc commun ayant réduit la discrimination dans les deux groupes. Cette section examine chacune de ces hypothèses.

L'intervalle de confiance à 95 % de l'effet du courrier va de −3,7 à +10,9 points. Il exclut un effet supérieur à 11 points, mais il contient à la fois zéro et l'effet de 7,4 points estimé dans le parc privé (Chareyron et al., 2023, tableau 3, col. 4). La différence entre les deux effets (n'est pas significative.

Le test unique que nous avons effectué pour repérer les guichets potentiellement discriminants les détecte avec erreur. Un guichet peut répondre à une seule candidate pour des raisons sans lien avec l'origine : message égaré, absence de l'agent, réponse tardive. Le nombre de guichets qui ne répondent qu'à la candidate d'origine ouest-africaine (114) donne un ordre de grandeur de ces réponses asymétriques aléatoires. Parmi les 172 guichets n'ayant répondu qu'à la

candidate d'origine française, environ 58 (172 − 114), soit un tiers, refléteraient donc une discrimination.

Cette différence a deux conséquences. D'abord, l'effet estimé est un effet en intention de traiter : si le courrier n'agit que sur les guichets qui discriminent réellement, son effet sur ces guichets est environ trois fois plus élevé que l'effet moyen estimé. Ensuite, l'écart attendu dans le groupe témoin est faible. L'écart observé dans le groupe témoin après traitement est d'ailleurs proche de l'écart moyen national de 2022 (3,1 points). La sélection n'a donc guère concentré la discrimination, ce qui laisse peu de place à un effet du courrier.

Comme indiqué précédemment, les campagnes de sensibilisation de 2023 et 2024 ont précédé le courrier. L'expérience mesure donc l'effet du courrier sur des guichets déjà exposés à la publicité du premier testing et aux consignes de l'USH, de l'AMF et du GIP-SNE. Si ces campagnes ont réduit la discrimination dans les deux groupes, l'écart restant à corriger dans le groupe témoin était faible, ce qui borne l'effet possible du courrier.

7. Conclusion

Quinze mois après l'envoi d'un courrier d'alerte du Défenseur des droits, la candidate d'origine ouest-africaine n'est plus pénalisée par les guichets d'enregistrement qui en ont été destinataires. Sur l'ensemble des trois vagues de suivi, elle obtient dans le groupe traité un taux de réponses positives légèrement supérieur à celui de la candidate d'origine française (64,4 % contre 63,7 %), alors qu'au niveau national, en 2022, elle subissait un écart de 3,1 points, très significatif. Dans le groupe traité, le seul écart significatif après l'envoi du courrier apparaît à 3 mois ; à 9 et 15 mois, la candidate d'origine ouest-africaine est au contraire légèrement favorisée.

Plusieurs résultats significatifs vont dans le sens d'un effet du courrier. Ce dernier augmente de 8,2 points la part des guichets qui répondent positivement aux deux candidates et réduit de 8,7 points, à 9 mois, la part de ceux qui ne répondent qu'à la candidate d'origine française.

Ces résultats ne suffisent pas à établir un effet du courrier sur l'écart de réponses. Dans le groupe témoin, la candidate d'origine ouest-africaine n'est que faiblement pénalisée, si bien que l'effet estimé du courrier (3,6 points) n'est pas statistiquement distinct de zéro. Cette estimation est toutefois compatible avec l'efficacité des courriers d'alerte établie dans le parc privé. Son imprécision tient aux limites d'un protocole ciblé lorsque la discrimination moyenne est faible : un test unique repère mal les guichets qui discriminent réellement, et l'écart à corriger dans le groupe témoin devient trop faible pour être mesuré avec quelques centaines de guichets.

Références

Acolin, A., Bostic, R. et Painter, G. (2016). A field study of rental market discrimination across origins in France. *Journal of Urban Economics*, 95, 49-63.

Agan, A. et Starr, S. (2018). Ban the box, criminal records, and racial discrimination: A field experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 133(1), 191-235.

Ahmed, A. et Bandick, R. (2025). A field experiment on ethnic bias in public housing practices in Sweden. *Housing Studies*, 40(8), 1800-1820.

Bartoš, V., Bauer, M., Chytilová, J. et Matějka, F. (2016). Attention discrimination: Theory and field experiments with monitoring information acquisition. *American Economic Review*, 106(6), 1437-1475.

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169-217.

Behaghel, L., Crépon, B. et Le Barbanchon, T. (2015). Unintended effects of anonymous résumés. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(3), 1-27.

Bertrand, M., Chugh, D. et Mullainathan, S. (2005). Implicit discrimination. *American Economic Review*, 95(2), 94-98.

Bertrand, M. et Duflo, E. (2017). Field experiments on discrimination. In *Handbook of Economic Field Experiments*, vol. 1, 309-393. Amsterdam : North-Holland.

Chareyron, S. et L'Horty, Y. (2023). Discriminations ethno-raciales dans l'accès au logement social : un test des guichets d'enregistrement. Rapport de recherche TEPP, n° 2023-03.

Chareyron, S., L'Horty, Y., Mbaye, S. et Petit, P. (2023). Reducing ethnic discrimination through formal warning: Evidence from two combined field experiments. *Regional Science and Urban Economics*, 98, 103850.

Einstein, K. L. et Glick, D. M. (2017). Does race affect access to government services? An experiment exploring street-level bureaucrats and access to public housing. *American Journal of Political Science*, 61(1), 100-116.

Fang, A. H., Guess, A. M. et Humphreys, M. (2019). Can the government deter discrimination? Evidence from a randomized intervention in New York City. *Journal of Politics*, 81(1), 127-141.

Flage, A. (2018). Ethnic and gender discrimination in the rental housing market: Evidence from a meta-analysis of correspondence tests, 2006-2017. *Journal of Housing Economics*, 41, 251-273.

Hemker, J. et Rink, A. (2017). Multiple dimensions of bureaucratic discrimination: Evidence from German welfare offices. *American Journal of Political Science*, 61(4), 786-803.

Insee (2023). *Immigrés et descendants d'immigrés*. Insee Références. Paris : Insee.

Kleven, H. J., Knudsen, M. B., Kreiner, C. T., Pedersen, S. et Saez, E. (2011). Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica*, 79(3), 651-692.

Kline, P., Rose, E. K. et Walters, C. R. (2022). Systemic discrimination among large U.S. employers. *Quarterly Journal of Economics*, 137(4), 1963-2036.

Le Gallo, J., L'Horty, Y., du Parquet, L., Petit P., (2019). « Discrimination in Access to Housing: A Test on Urban Areas in Metropolitan France ». *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2019, 513, pp 27–45

Lipsky, M. (1980). *Street-Level Bureaucracy: Dilemmas of the Individual in Public Services*. New York : Russell Sage Foundation.

Moynihan, D., Herd, P. et Harvey, H. (2015). Administrative burden: Learning, psychological, and compliance costs in citizen-state interactions. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 25(1), 43-69.

Murchie, J., Pang, J. et Schwegman, D. J. (2021). Can information help Lakisha and Jamal find housing? Evidence from a low-cost online experiment of landlords. *Regional Science and Urban Economics*, 90, 103712.

Olsen, A. L., Kyhse-Andersen, J. H. et Moynihan, D. (2022). The unequal distribution of opportunity: A national audit study of bureaucratic discrimination in primary school access. *American Journal of Political Science*, 66(3), 587-603.

Yinger, J. (1986). Measuring racial discrimination with fair housing audits: Caught in the act. *American Economic Review*, 76(5), 881-893.

Annexe A. Courrier d'alerte du Défenseur des droits

Le courrier a été envoyé le 3 juin 2024, en recommandé avec accusé de réception et en copie par lettre simple, aux 148 guichets du groupe traité. Il est reproduit ci-dessous ; seules les coordonnées de l'interlocutrice au Défenseur des droits ont été masquées.

Document A1. Courrier du Défenseur des droits du 3 juin 2024



Défenseurdesdroits
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE

La Défenseure

Paris, le 3 juin 2024

Lettre recommandée avec accusé de réception (et copie en lettre simple)

Madame, Monsieur,

Le Défenseur des droits est une autorité administrative indépendante inscrite dans la Constitution et régie par la loi organique n° 2011-333 du 29 mars 2011. Il est chargé notamment de lutter contre les discriminations prohibées par la loi ou par un engagement international de la France et de promouvoir l'égalité.

Dans le cadre d'une opération de *testing* conduite par le Réseau national Égalité Logement (RéEL[1]) et la Fondation Abbé Pierre, votre guichet d'enregistrement a été sollicité par courrier par deux candidates qui indiquaient vouloir déposer un dossier de demande de logement social et sollicitaient des informations sur les démarches à suivre. Les noms et prénoms des demandeuses suggéraient pour l'une, une origine présumée française, et pour l'autre, une origine présumée d'Afrique de l'Ouest. Aucune autre information ne distinguait les deux candidates.

À ces demandes identiques, vous avez pourtant apporté des réponses différenciées, en défaveur de la candidate présumée d'origine africaine.

Ces éléments étant susceptibles de permettre de présumer l'existence d'une discrimination fondée sur l'origine, je me permets de vous rappeler que les différences de traitement sont interdites dans l'accès à un bien ou un service tel que le logement, lorsqu'elles sont fondées sur un critère prohibé (origine, situation de famille, sexe, âge, état de santé, handicap, orientation sexuelle…).

[1] Le Réseau national Égalité Logement (RéEL) regroupe des associations engagées dans la lutte contre les discriminations dans le domaine du logement. Il est constitué des associations suivantes : Association Villeurbannaise pour le Droit au Logement (AVDL, Villeurbanne, 69) ; Association Habiter Enfin ! (Montpellier, 34) ; Fondation Abbé Pierre via son Agence Île-de-France (Paris, 75) ; Association Droits et Habitats (Paris, 75).

Défenseur des droits - 3, place de Fontenoy - 75334 Paris Cedex 07 +33 (0)1 53 29 22 00 www.defenseurdesdroits.fr

)

De telles pratiques sont expressément interdites par l'article 1er de la loi du 6 juillet 1989 relative aux rapports locatifs qui fixe le cadre applicable pour les baux d'habitation principale.

La discrimination dans l'accès au logement social est également prohibée par l'article 2-1 de la Loi n° 2008-496 du 27 mai 2008 portant diverses dispositions d'adaptation au droit communautaire dans le domaine de la lutte contre les discriminations.

Ces pratiques méconnaissent également le droit à l'information reconnu au demandeur de logement social depuis la loi n° 2014-366 du 24 mars 2014 pour l'accès au logement et un urbanisme rénové (ALUR). Les informations minimales devant lui être délivrées, précisées par le décret n° 2015-523 du 12 mai 2015 relatif au dispositif de gestion partagée de la demande de logement social et à l'information du demandeur visent, grâce à une plus grande transparence, à lever des incompréhensions et permettre au demandeur de mieux orienter sa demande.

Je me permets d'attirer votre attention sur le fait que ce courrier de rappel à la loi a pour objectif de faire évoluer les pratiques conformément à vos obligations légales et à la défense du principe d'égalité.

À cet égard, plusieurs ressources ont été élaborées pour lutter contre les discriminations dans l'accès au logement social[2], parfois en partenariat avec des acteurs du logement social et de la politique de la ville. Je vous invite vivement à en prendre connaissance afin de veiller à la légalité de vos pratiques.

Souhaitant que ces éléments vous soient utiles, je vous prie d'agréer, Madame, Monsieur, l'expression de mes salutations distinguées.

Claire HÉDON

[2] *Favoriser l'égalité d'accès au logement social. Kit de sensibilisation, IREV 2023-2024 ; Prévenir les risques de discriminations dans l'accès au logement - Comprendre pour mieux agir – IREV – URH Hauts de France, décembre 2020 ; Lutter contre les discriminations dans l'accès au logement - Fondation Abbé Pierre, 2017.*

Annexe B. Campagnes de sensibilisation

B1. Mars 2023 : Médiatisation de l'étude TEPP par la Fondation Abbé Pierre



LA FONDATION ABBÉ PIERRE NOS ACTIONS NOUS SOUTENIR NOS PUBLICATIONS E-BOUTIQUE FAIRE UN DON

Vous êtes ici : Accueil > Actualités > Guichets d'enregistrement de la demande de logement social : la Fondation alerte

Guichets d'enregistrement de la demande de logement social : la Fondation alerte

Un droit à l'information peu respecté et des discriminations ethno-raciales repérées

20/03/2023 | © Yann Levy

A+ A–

Constatant des dysfonctionnements récurrents au niveau des guichets d'enregistrement de la demande de logement social, la Fondation Abbé Pierre, membre du réseau RéEL (Réseau national Égalité et Logement), a confié à un groupe de chercheurs une mission de test par correspondance (dit testing) sur l'ensemble des guichets recensés au niveau national.

Son objet était d'évaluer les potentielles discriminations à l'œuvre dans l'information délivrée à la personne qui souhaite enregistrer une demande de logement social.

Cette étude inédite au niveau national révèle en premier lieu un dysfonctionnement majeur dans l'accès à l'information des demandeurs de logement social.

Par ailleurs, elle démontre des pratiques discriminatoires en fonction de l'origine, certes plus faibles que celles observées dans l'accès au parc locatif privé, mais qui ne peuvent qu'interroger l'ensemble des acteurs du service public censés garantir un droit à l'information consacré par la législation.

L'étude teste les discriminations dans l'accès à l'information des demandeurs de logement social sur la base d'un échantillon composé de 1875 guichets d'enregistrement, soit près des deux tiers des guichets officiels en France entière.

Entre avril et mai 2022, deux candidates ont envoyé à chacun de ces guichets des courriels indiquant qu'elles souhaitaient déposer un dossier de demande de logement social et sollicitant des informations sur les démarches à suivre. Les noms et prénoms des demandeuses suggèrent pour l'une une origine présumée française et pour l'autre une origine présumée d'Afrique de l'Ouest. Aucune autre information ne distingue les deux candidates.

Cette étude montre d'une part que près de la moitié des guichets n'apporte aucune réponse aux demandes d'information des deux candidates, ce qui interroge sur la qualité du service public et sur l'un des objectifs principaux de la loi ALUR (2014) qui instaure un droit à l'information et une équité de traitement du demandeur.

D'autre part, parmi les guichets apportant au moins une réponse, plus d'un tiers ne répond qu'à une seule des deux candidates, le plus fréquemment à celle présumée d'origine française.

Au total, seulement 24,2 % des guichets répondent positivement et de manière similaire aux demandes d'information des deux candidates.

DOCUMENTS À TÉLÉCHARGER

194.26 KB	Synthèse étude
1.69 MB	Discriminations Logement Social

B2. Décembre 2023 : Campagne conjointe de l'USH, de l'AMF et de France Urbaine

Paris, le 21 décembre 2023

Objet : Discriminations ethno raciales dans l'accès au logement social

Pièces Jointes : affiches

Madame, Monsieur,

La Fondation Abbé Pierre a fait réaliser, entre avril et mai 2022, une enquête par correspondance auprès des deux tiers de l'ensemble des guichets enregistreurs recensés au niveau national (1875 guichets), en vue de mesurer les potentielles discriminations ethno-raciales dans l'accès à l'information des demandeurs de logement social.

Le rapport produit par la Fondation Abbé Pierre « Discriminations ethno raciales dans l'accès au logement social : un test des guichets d'enregistrement », publié en mars 2023 et disponible en ligne https://www.fondation-abbe-pierre.fr/sites/default/files/2023-03/discriminationslogementsocial_0.pdf, indique que cette enquête a révélé l'existence de pratiques discriminantes dans un certain nombre de guichets enregistreurs de la demande de logement social.

En effet, cette étude a révélé que :

- Dans près de 50% des cas, les guichets enregistreurs n'ont apporté aucune réponse à la demande d'information formulée par deux demandeuses fictives (l'une considérée d'origine française et la seconde d'origine africaine) ;
- Parmi les autres :
  - Plus d'1/3 n'ont répondu qu'à une seule candidate, le plus souvent, celle présumée d'origine française ;
  - Les autres ont répondu aux deux candidates mais 22.6 % de ces guichets enregistreurs formulent des réponses différenciées à des demandes équivalentes (sont notamment délivrées, à la candidate présumée d'origine africaine, des informations démotivantes ou en défaveur de celle-ci).

Au total, seuls 25.5 % de l'ensemble des guichets testés ont satisfait à leur obligation d'information dans le respect des règles d'égalité de traitement.

Au regard des constats dressés par l'étude menée par la Fondation Abbé Pierre, le ministère chargé du logement, l'USH et les associations d'élus ont décidé conjointement de conduire des actions visant à sensibiliser les guichets enregistreurs à la nécessité d'accueillir et d'informer les demandeurs de logement social de manière équitable et sans distinction.

Vous trouverez ci-joint les deux affiches (format A3 recto et A4 recto-verso) élaborées dans le cadre du plan d'action. Ces documents, qui ne sont pas une communication grand public, ont vocation à être portés à la connaissance des professionnels des guichets enregistreurs (affichage dans les lieux réservés aux professionnels, diffusion sur l'intranet, etc). Ces documents peuvent également être relayés auprès des services d'information et d'accueil des demandeurs ou maisons de l'habitat mis en place à l'échelle intercommunale.

Nous vous remercions vivement pour votre participation active à la lutte contre les discriminations au sein de nos organisations en charge de l'enregistrement et du traitement des demandes de logement social.

Bien cordialement.

B3. Janvier 2024 : Campagne de l'USH et production d'affiches à destination des mairies

L'UNION SOCIALE POUR L'HABITAT

Circulaire n° 05/24
Note d'information

22 janvier 2024
Destinataires :
Tous les organismes Hlm
N/Réf. : ML/TA/MG/ej

La Directrice générale

Campagne de lutte contre les discriminations dans l'accès au logement

Madame la Présidente, Monsieur le Président,
Madame la Directrice générale, Monsieur le Directeur général,

En mars 2023, la Fondation Abbé Pierre a publié une étude sur les informations délivrées aux demandeurs de logement social par les guichets d'enregistrement. Cette étude a révélé qu'une demande d'information sur deux adressée à un guichet par courrier électronique ne reçoit pas de réponse. L'étude a également démontré l'existence de pratiques discriminatoires en fonction de l'origine supposée du demandeur au sein de certains guichets d'enregistrement. Ces constats interpellent nécessairement l'ensemble des acteurs engagés dans l'accueil et l'information des demandeurs de logement.

Dans ce contexte, l'Union sociale pour l'habitat, le ministère chargé du Logement et les associations d'élus ont décidé d'organiser en lien avec le GIP-SNE un plan d'actions commun visant à sensibiliser les acteurs professionnels à la nécessaire égalité de traitement des demandeurs.

A cet effet, deux affiches élaborées dans le cadre du plan d'action sont mises à votre disposition sur le centre de ressources de l'USH. Ces communications ont vocation à être portées à la connaissance des professionnels des guichets enregistreurs.

Nous vous remercions vivement pour votre participation active à cette campagne de lutte contre les discriminations.

Je vous prie d'agréer, Madame la Présidente, Monsieur le Président, Madame la Directrice générale, Monsieur le Directeur général, l'expression de ma considération distinguée.

Marianne Louis

Contact :
Mehdi GHEZALI, Responsable du département gestion de la demande et attribution
Direction des politiques urbaines et sociales
mehdi.ghezali@union-habitat.org

Documents disponibles sur le Centre de ressources :
Campagne de lutte contre les discriminations dans l'accès au logement | L'Union sociale pour l'habitat (union-habitat.org)
Guichets d'enregistrement de la demande de logement social : la Fondation alerte | Fondation Abbé Pierre (fondation-abbe-pierre.fr)

UNION NATIONALE DES FÉDÉRATIONS D'ORGANISMES HLM
14, rue Lord-Byron • 75384 Paris Cedex 08 • Tél. : 01 40 75 78 00 • Fax : 01 40 75 79 83 • www.union-habitat.org
Association Loi 1901 • Siret 775 697 907 00068 • NAF 9499Z

LOGEMENT SOCIAL

Notre mission commence par l'accueil et l'information de toutes et tous

Le droit au logement est un droit fondamental.
Toutes les demandeuses et demandeurs doivent **être accueillis et informés sans discrimination.**



MINISTÈRE CHARGÉ DU LOGEMENT

L'UNION SOCIALE POUR L'HABITAT

AMF
ASSOCIATION DES MAIRES DE FRANCE ET DES PRÉSIDENTS D'INTERCOMMUNALITÉ

INTERCOMMUNALITÉS DE FRANCE

FRANCE URBAINE
MÉTROPOLES, AGGLOS ET GRANDES VILLES

Annexe C. Messages de demande d'information

Chaque vague de test mobilise une candidate dont le nom est à consonance française et une candidate dont le nom évoque une origine ouest-africaine (tableau C1). Les deux candidates adressent successivement, par courriel, une demande d'information à chaque guichet. Chaque vague comporte deux scripts exprimant le même degré d'urgence, rédigés en coopération avec le RéEL à partir de situations rencontrées par ses associations membres ; dans chaque guichet, l'attribution des scripts aux deux candidates et l'ordre d'envoi sont tirés au sort, de sorte que chaque candidate envoie chaque script et occupe chaque position aussi souvent que l'autre. Les identités et les scripts changent à chaque vague pour éviter la détection. Les messages sont reproduits tels qu'envoyés ; le nom de la commune du guichet remplace [commune] et la candidate signe de son prénom et de son nom.

Tableau C1. Identités des candidates et dates d'envoi

Vague	Envois	Candidate d'origine française	Candidate d'origine ouest-africaine
0 – repérage (2022)	avril-mai 2022	Aurélie Martin, Émilie Thomas	Aminata Coulibaly, Fatou Diallo
1 – septembre 2024	12 et 19 septembre 2024	Marion Fabre	Aminata Coulibaly
2 – mars 2025	12 et 24 mars 2025	Valérie Leroy	Fatoumata Diop
3 – septembre 2025	23 septembre et 1er octobre 2025	Chloé Martin	Aminata Mbaye

Note : en 2022, chaque guichet est sollicité par l'une des deux candidates d'origine française et l'une des deux candidates d'origine ouest-africaine.

Vague 0 – test de repérage (avril-mai 2022)

Script X – objet : « Demande de logement »	Script Y – objet : « Renseignement logement social »
Bonjour *Je vous écris parce que je suis dans une situation critique et j'ai besoin d'un logement social à [commune]. Je suis actuellement dans un logement trop petit et trop cher. Pourriez-vous m'indiquer comment déposer un dossier de demande et quelles sont les pièces à vous transmettre ?* *Merci par avance pour votre aide et vos conseils.* *Cordialement* *[Prénom Nom de la candidate]*	*Bonjour,* *Je vous contacte car je suis dans une situation très difficile et j'ai besoin d'habiter à [commune] car je cherche à me rapprocher de mon travail. Je souhaite donc déposer une demande de logement social. Pouvez-vous me dire, s'il vous plait, quelle est la marche à suivre et quels sont les documents à fournir ? En vous remerciant d'avance.* *Bien cordialement* *[Prénom Nom de la candidate]*

Vague 1 – septembre 2024 (3 mois après le courrier)

Script 1 – objet : « Logement social »	Script 2 – objet : « Recherche logement »
Bonjour, *Je vous écris car je rencontre actuellement de graves difficultés. J'ai en effet changé d'emploi et mon domicile actuel se trouve très loin de mon nouveau travail. J'aurais besoin d'habiter à [commune], ce qui me rapprocherait, et réduirait mes dépenses en transport. Je souhaiterais accéder à un logement social, ce qui m'aiderait beaucoup. Pourriez-vous m'indiquer la procédure à suivre et les documents que je devrais joindre ?* *Très cordialement,* *[Prénom Nom de la candidate]*	*Madame, monsieur,* *Je vous contacte car je suis en très grande difficulté actuellement et j'aurais besoin de votre aide pour savoir comment obtenir un logement social à [commune].* *Pourriez-vous m'expliquer comment déposer un dossier de demande, et m'indiquer les pièces à joindre au dossier ? Vous me rendriez ainsi un grand service. Je me permets de vous adresser cette demande car mon logement est trop petit et le loyer est au-delà de mes moyens.* *Je vous en remercie d'avance,* *Respectueusement,* *[Prénom Nom de la candidate]*

Vague 2 – mars 2025 (9 mois)

Script 1 – objet : « Besoin logement social »	Script 2 – objet : « Problème logement »
Madame, monsieur, *Je me permets vous contacter car j'aimerais accéder à un logement social. En effet, je viens d'être licenciée et je souhaiterais me rapprocher de [commune], ce qui me permettrait à mon avis de retrouver plus facilement du travail, d'autant plus que je dois passer dans la région plusieurs entretiens d'embauche ce mois-ci.* *Je traverse une période assez difficile, j'espère donc que vous pourrez m'aider en m'expliquant la procédure à suivre.* *Dans l'attente de votre réponse, je vous prie d'agréer mes sentiments les plus respectueux,* *[Prénom Nom de la candidate]*	*Madame, monsieur,* *Je vous contacte car je suis en très grande difficulté financière actuellement et j'aurais besoin d'obtenir un logement social à [commune].* *Pourriez-vous m'expliquer comment déposer un dossier de demande, et m'indiquer les pièces à joindre au dossier ? Vous me rendriez ainsi un grand service.* *Je me permets de vous adresser cette demande car mon conjoint doit pouvoir recevoir son enfant et notre logement actuel ne le permet pas. De plus, son loyer impacte beaucoup trop notre budget.* *Très cordialement,* *[Prénom Nom de la candidate]*

Vague 3 – septembre 2025 (15 mois)

Script 1 – objet : « Logement social »	Script 2 – objet : « Recherche logement »
Madame, monsieur, *Je me permets de vous contacter car je suis dans une situation compliquée. Je suis seule avec un enfant et je reprends mes études en alternance. J'ai besoin de me rapprocher de mon lieu de formation pour mener à bien ma vie professionnelle et familiale. Je suis donc à la recherche d'un logement social à [commune].* *Auriez-vous l'amabilité de m'expliquer la procédure à suivre pour faire une demande en bonne et due forme, afin de mettre toutes les chances de mon côté ?* *Je vous en remercie d'avance et je vous prie d'agréer, madame, monsieur, l'expression de mes salutations distinguées.* *[Prénom Nom de la candidate]*	*Madame, monsieur,* *Je vous contacte car j'aurais besoin d'accéder à un logement social à [commune], pour me rapprocher de ma mère pour qui je suis proche aidante et chez qui je me rends chaque jour.* *Pourriez-vous m'indiquer comment faire une demande de logement social, et me dire quelles pièces justificatives je devrais présenter.* *Je vous en serais très reconnaissante.* *Je vous prie d'agréer mes sentiments les plus respectueux.* *[Prénom Nom de la candidate]*

Annexe D. Résultats complémentaires

Le tableau A1 vérifie la robustesse de l'effet du courrier. La colonne 2 retient toute réponse non automatique, y compris négative ; la colonne 3 ne retient que les réponses les plus complètes (information précise, dossier ou contact, code 6 de la grille de codage), qui représentent les trois quarts des réponses positives. L'effet du courrier sur cette dimension qualitative est proche de zéro (1,1 point). La colonne 4 rapporte les effets marginaux d'un probit, la colonne 5 ajoute des effets fixes de département et de type de guichet et les caractéristiques communales, les colonnes 6 et 7 distinguent les deux motifs de sélection. Le coefficient d'interaction reste compris entre 1,1 et 3,7 point et n'est jamais significatif. Avant traitement, la différence d'écart entre groupes est de 2,3 points (p = 0,69).

Tableau D1. Robustesse de l'effet du courrier (vagues 1 à 3)

	(1) Référence	(2) Toute réponse	(3) Réponse complète	(4) Probit	(5) Contrôles commune	(6) Sélection : réponse	(7) Sélection : contenu
Orig. ouest-Africaine	−0,029	−0,022	−0,022	−0,029	−0,023	−0,061	0,019
	(0,027)	(0,027)	(0,026)	(0,026)	(0,030)	(0,039)	(0,034)
Orig. ouest-africaine × Traité	0,036	0,029	0,011	0,035	0,023	0,037	0,029
	(0,037)	(0,037)	(0,035)	(0,037)	(0,041)	(0,052)	(0,050)
Taux, orig. française, témoin	0,597	0,606	0,452				
Observations	1 782	1 782	1 782	1 782	1 524	1 032	750

*Note : *** p ≤ 0,01 ; ** p ≤ 0,05 ; * p ≤ 0,10. Variable dépendante : réponse positive (codes 3 à 6), sauf colonne 2 (toute réponse non automatique, codes 2 à 6) et colonne 3 (information, dossier ou contact, code 6). Colonnes 1, 2, 3, 6 et 7 : effets fixes guichet, ordre d'envoi, script, groupe d'envoi et vague. Colonne 4 : effets marginaux moyens d'un probit avec les mêmes contrôles, sans effets fixes guichet. Colonne 5 : MCO avec effets fixes de département et de type de guichet, part d'immigrés, densité, part d'employés et ouvriers, part de non-diplômés, taux de chômage et revenu médian (guichets dont la commune est renseignée). Écarts-types estimés groupés par guichet entre parenthèses.*

Tableau D2. Hétérogénéité de l'effet du courrier

Sous-groupe	Guichets	Écart témoin (β)	Effet du courrier (γ)	p (différence)
Sélection : réponse à la seule candidate française	172	−0,061 (0,039)	0,037 (0,052)	0,91
Sélection : différence de contenu	125	0,019 (0,034)	0,029 (0,050)	
Île-de-France	56	0,034 (0,050)	0,073 (0,079)	0,63
Hors Île-de-France	241	−0,046 (0,031)	0,032 (0,042)	
Guichet communal	270	−0,031 (0,028)	0,036 (0,039)	0,91
Autre guichet (bailleur, État)	27	0,003 (0,102)	0,014 (0,118)	
Maire de droite ou du centre	159	−0,001 (0,037)	0,025 (0,051)	0,78
Maire de gauche ou sans étiquette	138	−0,060 (0,039)	0,046 (0,054)	
Part d'immigrés > médiane (6,9 %)	129	0,006 (0,037)	0,004 (0,051)	0,62
Part d'immigrés ≤ médiane	130	−0,059 (0,043)	0,041 (0,061)	

Note : estimations séparées par sous-groupe, avec effets fixes guichet, ordre d'envoi, script, groupe d'envoi et vague ; écarts-types groupés par guichet entre parenthèses. p (différence) : p-valeur du terme d'interaction triple dans un modèle empilé. La médiane de la part d'immigrés est calculée sur les 259 guichets dont la commune est renseignée.

TEPP Rapports de Recherche 2026

26-8. Soutenir l'innovation collective. Préférences individuelles et conception des instruments de politique publique d'innovation ouverte dans l'horticulture ornementale françaises
Ngoc-Thao Noet, Isabelle Leroux

26-7. L'impact du Pass'sport sur la pratique sportive des jeunes : une évaluation en doubles différences continues
Florian Moussi-Beylie

26-6. Allongement de la vie professionnelle, prévention et santé des salariés séniors
Mohamed Ali Ben Halima, Poppée Mongruel, Ali Skalli

26-5. L'impact économique de six universités dans leur territoires d'implantation
Laetitia Challe, Yannick L'Horty

26-4. Une évaluation monétaire du coût des situations de handicap en France par l'approche du bien-être subjectif
Naomie Mahmoudi, Philippe Tessier, François-Charles Wolff

26-3. Effets d'éviction et recomposition de la demande pendant les Jeux Olympiques de Paris 2024 : le cas d'un restaurateur parisien
Yannick L'Horty, Florian Moussi-Beylie

26-2. Préférence régionale en matière de recrutement ? Un test multicritère dans l'Eurométropole de Strasbourg
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

26-1. Evaluer les impacts des vagues de chaleur sur la précarité énergétique : perspectives issues du contexte de la France hexagonale
Fanny Alivon, Geoffrey Johnen, Manitra Rakotomena

TEPP Rapports de Recherche 2025

25-10. Le degré de souveraineté politique a-t-il une influence sur les écarts de développement pour les petites économies insulaires ?
Jean-François Hoarau, Nicolas Lucic

25-9. Inflation, droits connexes et aides sociales locales
Denis Anne, Yannick L'Horty

25-8. Héritage olympique et pratique sportive : une évaluation du label "Terre de Jeux" de Paris 2024
Yannick L'Horty, Florian Moussi-Beylie, Pierre-Olaf Schut

25-7. Discriminations à l'embauche, âge et origine : une évaluation à l'aide d'un test multi-critères
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

25-6. Mesurer l'hétérogénéité territoriale de l'accessibilité aux soins: Aller au-delà de l'APL
Arnaud Chéron, Franck Maunoury, Anthony Terriau

25-5. Des difficultés de recrutement dans la restauration ? Un test de discrimination dans l'accès à l'apprentissage à Paris
Denis Anne, Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Ngoc-Thao Noet

25-4. Évaluation des facteurs de risque du passage de l'arrêt maladie à l'invalidité en France
Mohamed Ali Ben Halima, Narimene Louati, Karim Aït Bouziad, Marie-Anne Cousin-Renié, William Dab

25-3. Accès en master et origine ethnique : l'inégalité des chances
Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

25-2. Les discriminations persistent en France et la fonction publique n'est toujours pas abritée, dans aucun de ses versants
Laetitia Challe, Yannick L'Horty

25-1. A la recherche d'effets de territoire dans l'insertion des jeunes ultra-marins. Le cas des sortants du Service Militaire Adaptée
Denis Anne, Guillaume Labbé, Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2024

24-13. Prévenir les discriminations par une action de formation : une évaluation
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

24-12. Discrimination à l'embauche des femmes voilées en France : un test sur l'accès à l'apprentissage
Denis Anne, Amynata Bagayoko, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-11. Les discriminations ne prennent pas de vacances : Un état des lieux dans l'hébergement de loisir
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-10. Peut-on parler de discriminations dans l'accès à l'école?
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-9. Discriminations, une exception culturelle?
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

24-8. L'apport de données localisées pour évaluer l'empreinte économique d'une université : Une application à l'université Gustave Eiffel
Laetitia Challe, Yannick L'Horty

24-7. Les discriminations à l'embauche dans l'enseignement supérieur et la recherche
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

24-6. La mobilité professionnelle des personnes en situation de handicap : une étude de cas sur l'établissement public de la Caisse des Dépôts
Yannick L'Horty, François Maheu

24-5. Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ?
François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault, Nicolas Rollo

24-4. Télétravailler : du choc de la pandémie à son adoption durable
Serge Blondel, Loïc Corven, François Langot, Jonathan Sicsic

24-3. Sélection à l'entrée en master : les effets de l'origine et de la religion
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

24-2. Discriminations dans l'accès aux associations sportives : les effets du genre, de l'origine et du revenu
Denis Anne, Florian Moussi-Beylie

24-1. L'indice de diversité patronymique : enjeux, principes et applications
Moussa Kheddache, Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2023

23-13. La taxation du capital : pourquoi ? Comment ?
Etienne Lehmann

23-12. Pénalités périphériques et accès à l'emploi
Yannick L'Horty

23-11. Un modèle d'équilibre général calculable pour analyser les effets de la transition énergétique à La Réunion
Avotra Narindrajanahary, Olivia Ricci

23-10. Les inégalités économiques et sociales dans les Outre-Mer français : un héritage de l'histoire et des institution coloniales
Jean-François Hoarau

23-9. Programme "Passeport Commpétences / Badges numériques" Régions Bourgogne-Franche-Comté et Normandie
Equipe porteuse : Crem Caen, Tepp

23-8. Inégalités de niveau de vie en Nouvelle-Calédonie, l'impact du nickel : mesure et décomposition
Fréderic Chantreuil, Isabelle Lebon, Heloïse Rozier

23-7. Analyse de l'Impact économique Local des établissements caennais d'Enseignement Supérieur et de Recherche
Frédéric Chantreuil, Isabelle Lebon, Samuel Lerestif

23-6. Décomposition des inégalités liées au genre au sein de la fonction publique
Mathieu Bunel, Fréderic Chantreuil, Fréderic Gavrel, Jean-Pascal Guironnet, Isabelle Lebon

23-5. Qu'avons-nous appris en évaluant les accélérateurs de BPI France ?
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

23-4. Sélection à l'entrée en master : les effets du genre et de l'origine
Sylvain Chareyron, Berlanda Desuza Fils-Aimé, Yannick L'Horty

23-3. Discriminations ethno-raciales dans l'accès au logement social : un test des guichets d'enregistrement
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

23-2. Le recrutement à l'épreuve de la distance et des crises
Laetitia Challe

23-1. Quels facteurs expliquent la faible coopération en horticulture?
Serge Blondel, Ngoc-Thao Noet

TEPP Rapports de Recherche 2022

22-8. Discrimination à l'embauche, grossesse et parentalité : une première évaluation expérimentale
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

22-7. Origine ou couleur de peau? Anatomie des discriminations à l'embauche dans le secteur du prêt-à-porter
Dianké Tchabo

22-6. Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

22-5. Handicap et discriminations dans l'accès au logement : un test multicritères sur les malvoyants
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

22-4. Discrimination dans l'accès aux masters : une évaluation expérimentale
Sylvain Chareyron, Louis-Alexandre Erb, Yannick L'Horty

22-3. Dynamique des conglomérats et politique antitrust
Armel Jacques

22-2. Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux
Denis Anne, Yannick L'Horty

22-1. Etat des lieux, menaces et perspectives futures pour le tourisme à La Réunion : un regard macroéconomique à travers la détection de ruptures structurelles
Jean-François Hoarau

TEPP Rapports de Recherche 2021

21-13. Retarder l'âge d'ouverture des droits à la retraite provoque-t-il un déversement de l'assurance-retraite vers l'assurance-maladie ? L'effet de la réforme des retraites de 2010 sur l'absence-maladie
Mohamed Ali Ben Halima, Camille Ciriez, Malik Koubi, Ali Skalli

21-12. Discriminations en outre-mer : premiers résultats d'un testing
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Rebecca Peyrière

21-11. Evaluation de la mise en place du prélèvement forfaitaire unique
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Sicsic, Eddy Zanoutene

21-10. Confinement et discrimination à l'embauche : enseignements expérimentaux
Laetitia Challe, Yannnick L'Horty, Pascale Petit François-Charles Wolff

21-9. Endettement stratégique dans un duopole mixte
Armel Jacques

21-8. Recours et non-recours à la prime d'activité : une évaluation en termes de bien-être
Cyrine Hannafi, Rémi Le Gall, François Legendre

21-7. Mixité et performances des entreprises
Laetitia Challe, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-6. Les écarts de rémunération au recrutement des femmes et des hommes : une investigation en entreprise
Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty

21-5. Discriminations dans l'accès à l'emploi : une exploration localisée en pays Avesnois
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Mathilde Leborgne, Yannick L'Horty, Pascale Petit

21-4. Droits et devoirs du RSA : l'impact des contrôles sur la participation des bénéficiaires
Sylvain Chareyron, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty

21-3. Accélérer les entreprises ! Une évaluation ex post
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

21-2. Préférences et décisions face à la COVID-19 en France : télétravail, vaccination et confiance dans la gestion de la crise par les autorités
Serge Blondel, Sandra Chyderiotis, François Langot, Judith Mueller, Jonathan Sicsic

21-1. Confinement et chômage en France
Malak Kandoussi, François Langot

TEPP Rapports de Recherche 2020

20-5. Discriminations dans le recrutement des personnes en situation de handicap : un test multi-critère
Yannick L'Horty, Naomie Mahmoudi, Pascale Petit, François-Charles Wolff

20-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michaël Sicsic, Eddy Zanoutene

20-3. Les effets du CICE sur l'emploi, la masse salariale et l'activité : approfondissements et extensions pour la période 2013-2016
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

20-2. Discrimination en raison du handicap moteur dans l'accès à l'emploi : une expérimentation en Ile-de-France
Naomie Mahmoudi

20-1. Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises: une approche multicanal
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty et Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2019

19-7. Les effets des emplois francs sur les discriminations dans le recrutement : une évaluation par testing répétés
Laetitia Challe, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-6. Les refus de soins discriminatoires: tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit

19-5. Mesurer l'impact d'un courrier d'alerte sur les discriminations liées à l'origine
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Souleymane Mbaye

19-4. Evaluation de la mise au barème des revenus du capital: Premiers résultats
Marie-Noëlle Lefebvre, Etienne Lehmann, Michael Sicsic

19-3. Parent isolé recherche appartement : discriminations dans l'accès au logement et configuration familiale à Paris
Laetitia Challe, Julie Le Gallo, Yannick L'horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

19-2. Les effets du Service Militaire Volontaire sur l'insertion des jeunes : un bilan complet après deux années d'expérimentation
Denis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'horty

19-1. Discriminations à l'embauche: Ce que nous apprennent deux décennies de testings en France
Loïc Du Parquet, Pascale Petit

TEPP Rapports de Recherche 2018

18-7. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: nouveaux approfondissements et extensions pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi

18-6. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et l'activité des entreprises: approfondissements et extensions pour la période 2013-2015
Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

18-5. Les discriminations dans l'accès à l'emploi privé et public: les effets de l'origine, de l'adresse, du sexe et de l'orientation sexuelle
Laetitia Challe, Yannick L'Horty, Pascale Petit, François-Charles Wolff

18-4. Handicap et discriminations dans l'accès à l'emploi : un testing dans les établissements culturels
Louise Philomène Mbaye

18-3. Investissement et embauche avec coûts d'ajustement fixes et asymétriques
Xavier Fairise, Jérôme Glachant

18-2. Faciliter la mobilité quotidienne des jeunes éloignés de l'emploi: une évaluation expérimentale
Denis Anne, Julie Le Gallo, Yannick L'Horty

18-1. Les territoires ultramarins face à la transition énergétique: les apports d'un MEGC pour La Réunion
Sabine Garabedian, Olivia Ricci

TEPP Rapports de Recherche 2017

17-12. Le travail à temps partiel en France: Une étude des évolutions récentes basée sur les flux
Idriss Fontaine, Etienne Lalé, Alexis Parmentier

17-11. Les discriminations dans l'accès au logement en France: Un testing de couverture nationale
Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-10. Vous ne dormirez pas chez moi! Tester la discrimination dans l'hébergement touristique
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Souleymane Mbaye, Loïc du Parquet, Pascale Petit

17-9. Reprendre une entreprise : Une alternative pour contourner les discriminations sur le marché du travail
Souleymane Mbaye

17-8. 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

17-7. 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

17-6. 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

17-5. Evaluer une action intensive pour l'insertion des jeunes: le cas du Service Militaire Volontaire
Dennis Anne, Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty

17-4. 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

17-3. La faiblesse du taux d'emploi des séniors: Quels déterminants?
Laetitia Challe

17-2. 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

17-1. 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

TEPP Rapports de Recherche 2013

13-10. La discrimination à l'entrée des établissements scolaires privés : les résultats d'une expérience contrôlée
Loïc du Parquet, Thomas Brodaty, Pascale Petit

13-9. Simuler les politiques locales favorisant l'accessibilité à l'emploi
Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

13-8. Le paradoxe des nouvelles politiques d'insertion
Jekaterina Dmitrijeva, Florent Fremigacci, Yannick L'Horty

13-7. L'emploi des seniors : un réexamen des écarts de taux d'emploi européens
Laetitia Challe

13-6. Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi
Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty

13-5. Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants ? Les enseignements d'une expérience contrôlée
Jekaterina Dmitrijeva, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-4. Evaluer l'efficacité d'une campagne de valorisation du bénévolat : les enseignements de deux expériences contrôlées sur le marchédu travail
Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-3. Les différents parcours offerts par l'Education Nationale procurent-t-ils les mêmes chances d'accéder à l'emploi?
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

13-2. Faut-il subventionner le permis de conduire des jeunes en difficulté d'insertion ?
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Bénédicte Rouland, Yiyi Tao

13-1. Anatomie d'une politique régionale de lutte contre les discriminations
Yannick L'Horty

TEPP Rapports de Recherche 2012

12-9. Emploi et territoire : réparer les fractures
Yannick L'Horty

12-8. Inadéquation des qualifications et fracture spatiale
Frédéric Gavrel, Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Isabelle Lebon

12-7. Comment réduire la fracture spatiale ? Une application en Île-de-France
Nathalie Georges, Yannick L'Horty, Florent Sari

12-6. L'accès à l'emploi après un CAP ou un baccalauréat professionnel : une évaluation expérimentale
Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet, Pascale Petit

12-5. Discriminations à l'embauche des jeunes en Île-de-France : un diplôme plus élevé compense-t-il une origine maghrébine ?
Emilia Ene Jones

12-4. Evaluer les réformes des exonérations générales de cotisations sociales
Mathieu Bunel, Céline Emond, Yannick L'Horty

12-3. Evaluer un dispositif sectoriel d'aide à l'emploi : l'exemple des hôtels cafés restaurants de 2004 à 2009
Mathieu Bunel

12-2. L'intermédiation financière dans l'analyse macroéconomique : le défi de la crise
Eleni Iliopulos, Thepthida Sopraseuth

12-1. Etre Meilleur Apprenti de France : quels effets sur l'accès à l'emploi ? Les enseignements de deux expériences contrôlées sur des jeunes d'Ile-de-France
Pascale Petit, Florent Fremigacci, Loïc Du Parquet, Guillaume Pierne

TEPP Rapports de Recherche 2011

11-14. Quelles politiques publiques pour protéger la biodiversité ? Une analyse spatiale
Jean De Beir, Céline Emond, Yannick L'Horty, Laetitia Tuffery

11-13. Le grand Paris de l'emploi
Yannick L'Horty, Florent Sari

11-12. Le WIKI IO : réduire les risques de décrochage et d'abandon à la sortie du collège
Solène Coursaget, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Emmanuel Quenson

11-11. Pourquoi tant de chômeurs à Paris ?
Yannick L'Horty, Florent Sari

11-10. Les effets des aides publiques aux hôtels cafés restaurants et leurs interactions : une évaluation sur micro-données d'entreprises
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty

11-9. Evaluer l'impact d'un micro-programme social : une étude de cas expérimentale
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit

11-8. Discrimination résidentielle et origine ethnique : une étude expérimentale en Île-de-France
Pascale Petit, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty

11-7. "10 000 permis pour réussir". Evaluation quantitative
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Sophie Kaltenmark, Pascale Petit

11-6. Les effets du bénévolat sur l'accès à l'emploi. Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés d'Ile-de-France
Jonathan Bougard, Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

11-5. Discrimination à l'embauche des jeunes franciliens et intersectionalité du sexe et de l'origine : les résultats d'un testing
Pascale Petit, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Florent Sari

11-4. Ce que font les villes pour les ménages pauvres. Résultat d'une enquête auprès des villes de plus de 20 000 habitants
Denis Anne, Céline Emond, Yannick L'Horty

11-3. Être mobile pour trouver un emploi? Les enseignements d'une expérimentation en région parisienne
Loïc Du Parquet, Emmanuel Duguet, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Florent Sari

11-2. Comment développer les emplois favorables à la biodiversité en Île-de-France ?
Jean de Beir, Céline Emond, Yannick L'Horty, Laëtitia Tuffery

11-1. Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Île-de-France
Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Loïc du Parquet, Pascale Petit, Florent Sari

La Fédération TEPP

La fédération de recherche « Théorie et Evaluation des Politiques publiques » (FR 2042 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 à l'Université Paris-Est Créteil et à l'Université Gustave Eiffel ;
- 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-Paris Saclay ;
- 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 Paris-Saclay ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, **GAINS**, équipe d'accueil n°2167 rattachée à Le Mans Université ;
- Le **Groupe de Recherche ANgevin en Économie et Management**, **GRANEM**, unité mixte de recherche 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 Nantes Université ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt - Paris-Est**, **LIPHA-PE**, équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'Université Paris-Est Créteil et à l'Université Gustave Eiffel ;
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, **CEMOI**, équipe d'accueil n°13, rattachée à l'Université de la Réunion ;
- Le **Laboratoire d'économie de Poitiers**, **LéP**, équipe d'accueil n°2249, rattachée à l'Université de Poitiers ;
- L'UMR **Structures et marchés agricoles, ressources et territoires**, **SMART**, unité mixte de recherche n°1302, rattachée à l'INRAE et à l'Institut Agro Rennes-Angers ;
- Le **Centre de recherche en économie et en droit sur le développement insulaire**, **CREDDI**, équipe d'accueil n°2438, rattachée à l'Université des Antilles.
- L'**Institut de Recherche en Gestion et en Economie**, **IREGE**, équipe d'accueil n°2426, rattachée à l'Université Savoie Mont Blanc

TEPP rassemble 300 enseignants-chercheurs et 100 doctorants. Elle est à la fois l'un des principaux opérateurs académiques d'évaluation de politiques publiques en France, et la plus grande fédération pluridisciplinaire de recherche sur le travail et l'emploi. Elle répond à la demande d'évaluation d'impact de programmes sociaux à l'aide de technologies avancées combinant modélisations théoriques et économétriques, techniques de recherche qualitatives et expériences contrôlées.