

Enquête sur la justice en France 2024 : une analyse des effets de mode

Mathieu BRUNEL, Arthur LEPAN, SSER*

Synthèse

L'enquête sur la justice en France (EJF) réalisée en 2024 est la première enquête de statistique publique menée par le ministère de la Justice. Elle a pour objectif de mieux connaître l'opinion que les personnes ont de la justice et leur niveau de confiance en l'institution, de mesurer la satisfaction des personnes ayant déjà eu affaire à la justice et, enfin, d'interroger le non-recours à la justice autour de quatre grands contentieux relevant de la justice civile. Elle a été menée par le SSER en collaboration avec l'Insee pour la collecte par internet et avec un prestataire privé pour la collecte par téléphone.

L'enquête EJF est une enquête multimode dont le mode de collecte principal est internet, associé à un mode de collecte secondaire par téléphone pour une partie des non-répondants. Ce type d'enquête peut entraîner des biais de réponse liés au mode de collecte de deux façons :

1/ Le mode de collecte peut d'abord influencer la réponse à certaines questions, conduisant au fait que des individus ayant des profils similaires peuvent apporter des réponses différentes selon le mode de passation : c'est l'effet de mesure,

2/ Le mode de collecte peut entraîner une sous-participation de certaines catégories de la population : c'est le biais de sélection.

Ces dernières années, les enquêtes multimodes ont fait l'objet de nombreux travaux concernant les biais de mesure et les biais de sélection. C'est dans ce cadre que le SSER a engagé, pour la première fois, des travaux pour mesurer et le cas échéant corriger ces éventuels biais, en collaboration avec l'Insee. Dans cette optique, la collecte de l'enquête EJF - qui porte sur 25 000 individus résidant en France métropolitaine et dans les DROM (hors Mayotte) - s'est appuyée sur deux échantillons disjoints, chacun associé à un processus de collecte distinct :

- un échantillon monomode, composé de 10 000 individus, interrogés entre septembre et octobre 2024 ;
- un échantillon multimode, composé de 15 000 individus, interrogés entre septembre et décembre 2024.

Les effets de mesure sont analysés dans ce dossier à partir de trois variables d'intérêt à l'enquête : la confiance dans la justice, la connaissance de la justice et l'expérience judiciaire. Pour les appréhender, les réponses à chacune de ces variables sont comparées, selon le mode, entre des répondants ayant des caractéristiques identiques, en particulier en termes d'âge ou encore de niveau de vie. Pour ce faire, la méthode des appariements par paires fondée sur un score de propension est utilisée. Si des écarts sont constatés, ils sont ensuite étudiés via des analyses de sensibilité, de manière à évaluer si une caractéristique non observée des répondants peut expliquer ces écarts.

Ces analyses permettent de souligner une absence d'effet de mesure marqué sur la confiance dans la justice ou l'expérience judiciaire. Par contre, l'effet de mesure se révèle significatif en ce qui concerne la connaissance de la justice : les réponses varient de manière notable selon le mode de collecte mettant ainsi en évidence des différences de réponse entre modes de collecte pour cette variable. Ainsi, même lorsque des individus ont le même profil, le mode de collecte peut à lui seul expliquer des réponses différentes.

En ce qui concerne le biais de sélection, l'analyse montre un effet sur la confiance dans la justice. Ainsi selon le profil, le mode de collecte peut influencer sur la participation ou non à l'enquête. L'effet observé n'a toutefois pas pu être mesuré, faute d'une modélisation fiable du phénomène.

* Nous remercions Loreline Court, Simon Quantin et Cissé Mady de l'Insee pour leur appui précieux à ces travaux.

Sommaire

Synthèse	1
Liste des figures	3
Introduction	4
L'enquête sur la justice en France, première grande enquête sur le rapport des Français à la justice	4
Objectifs et protocole	4
57% de répondants à l'enquête	5
Des effets de mesure marqués dans la connaissance de la justice	5
Un appariement solide	6
La confiance dans la justice : un effet de mesure peu robuste	7
La connaissance de la justice : un effet de mesure résistant à un biais non observable	8
L'expérience judiciaire : un effet de mesure apparent mais non robuste pour les défenseurs	8
Un biais de sélection possible dans l'évaluation de la confiance dans la justice ?	9
Analyse de la catégorie « sans opinion » : une catégorie de répondants bien distincte	10
Modèle logistique multinomial	10
Analyse descriptive des variables socio-démographiques	11
Modèle de Heckman	12
Conclusion et perspectives	12
Annexes	13
Annexe 1. Appariement par paires – Exemple	13
Annexe 2. Construction de la matrice des distances	14
Annexe 3. Analyse de sensibilité : qu'est ce que le facteur Gamma (γ) ?	15
Annexe 4. Modèle multinomial confiance dans la justice	16
Annexe 5. Modèle de Heckman	17

Liste des figures

Figure 1.	Protocole de l'enquête.....	5
Figure 2.	Score de propension à répondre par internet avant appariement.....	6
Figure 3.	Score de propension à répondre par internet après appariement.....	6
Figure 4.	Distribution des distances intra-paires.....	7
Figure 5.	Confiance dans la justice : répartition des paires après appariement	7
Figure 6.	Confiance dans la justice : variation des p-values en fonction de Γ	7
Figure 7.	Connaissance de la justice : répartition des paires après appariement	8
Figure 8.	Connaissance de la justice : variation des p-values en fonction de Γ	8
Figure 9.	Expérience judiciaire : répartition des paires après appariement.....	9
Figure 10.	Répartition des modalités de réponse.....	10
Figure 11.	Moyenne d'affaires Cassiopée selon la réponse à la question de confiance dans la justice.....	11
Figure 12.	Répartition des modalités de confiance selon le décile de niveau de vie	11
Figure 13.	Répartition des modalités de confiance selon les classes d'âge.....	11
Figure 14.	Résultats des trois modèles de Heckman testés	12

Introduction

L'enquête sur la justice en France (EJF) répond à une forte demande sociale, qu'elle provienne de la statistique publique, du ministère lui-même ou d'acteurs institutionnels majeurs. La Cour des comptes, dans son rapport de janvier 2022 « Améliorer le fonctionnement de la justice », souhaitait d'une part que les évolutions en matière de proximité, de transparence et de lisibilité de la justice puissent être mesurés et, d'autre part, que l'enquête « Opinion des Français sur la justice » réalisée en 2013 soit actualisée. L'enquête EJF constitue la première enquête de statistique publique conduite par le ministère de la Justice. Labellisée par le Conseil national de l'information statistique le 10 juillet 2024, elle a obtenu le caractère obligatoire de réponse pour les individus tirés au sort.

Le développement récent des dispositifs d'enquêtes multimodes a entraîné une intensification des travaux consacrés à l'analyse des effets de mode et à l'évaluation de leur impact sur la qualité des données d'enquête.

Une enquête multimode peut en effet générer deux types de biais :

- un biais de mesure, un même enquêté pouvant répondre différemment à une même question selon le mode de collecte ;
- et/ou un biais de sélection, le mode de collecte pouvant influencer sur le choix de participer à l'enquête, et donc d'y répondre, selon le profil des répondants.

Les travaux menés sur l'enquête EpiCov¹ – qui visait à mesurer l'impact de la crise liée à la Covid-19 sur les conditions de vie de la population – sont une illustration de cet intérêt pour les biais de mesure et de sélection (Castell L., Favre-Martinoz C., Paliod N., Sillard P., 2023). C'est en tous les cas la première fois que ce type d'analyse est conduit au sein du service statistique ministériel de la justice. Ce dossier en présente les principaux résultats. Après avoir rappelé le protocole de l'enquête, il propose une analyse des effets de mesure à partir de trois variables d'intérêt : la confiance dans la justice, la connaissance de la justice, et l'expérience judiciaire. Enfin, une analyse des biais de sélection permet d'examiner dans quelle mesure le choix du mode de réponse peut lui-même être lié au profil des répondants, en particulier pour la question de la confiance dans la justice.

L'enquête sur la justice en France, première grande enquête sur le rapport des Français à la justice

L'enquête sur la justice en France (EJF) a été pensée, conçue et mise en œuvre par le Service de la statistique, des études et de la recherche (SSER)², en collaboration avec l'Insee et un prestataire privé.

La collecte a été réalisée en deux phases, en s'appuyant sur les outils développés dans le cadre de la nouvelle filière d'enquêtes de l'Insee³ :

- une collecte par internet ;
- une relance par téléphone pour une partie des non-répondants à l'issue de la collecte par internet.

Objectifs et protocole

L'enquête EJF poursuit un triple objectif :

- disposer de l'information nécessaire à la construction d'indicateurs à l'échelle nationale sur les attentes des individus vis-à-vis de la justice, leur confiance et leur niveau de satisfaction dans la justice ;
- interroger les usagers (personnes venues dans un tribunal et/ou ayant eu une affaire en justice) sur leur expérience judiciaire, et leur appréciation de celle-ci selon différents critères ;
- comprendre les facteurs limitant le recours à la justice civile, à travers l'exemple de quatre grands conflits : les conflits entre voisins, les conflits liés à un achat,

les conflits entre bailleur et locataire, les conflits entre parents divorcés ou séparés à propos des enfants.

Pour atteindre ces objectifs, 25 000 personnes majeures représentatives de la population ont été interrogées entre le 16 septembre et le 23 décembre 2024, en France métropolitaine, ainsi que dans les DOM (hors Mayotte). Elles ont été tirées au sort à partir des sources fiscales, selon des critères bien définis⁴.

La mise en place de deux échantillons a permis de mener ces travaux, avec un échantillon monomode (collecte exclusivement par internet) composé de 10 000 individus, et un échantillon multimode (collecte par internet, puis par téléphone pour les non-répondants) composé de 15 000 individus.

Le protocole d'enquête est séquentiel pour l'échantillon concerné, c'est-à-dire que la collecte débute par internet, vient ensuite une seconde phase par téléphone pour relancer les non-répondants de la phase internet. Dans un protocole séquentiel, les personnes interrogées lors de la première phase ne sont pas informées de la phase de relance sur un mode de collecte différent. Les outils de la nouvelle filière de l'Insee, utilisés par le SSER, ont pu être mis à profit pour la collecte internet (pour la conception du questionnaire, ou encore pour le suivi de la collecte)⁵. La phase téléphonique a

¹ 200 000 personnes ont été interrogées au cours de plusieurs vagues entre mai 2020 et octobre 2022. Différents acteurs dans le domaine de la santé, de la recherche et de la statistique publique ont collaboré à la mise en place de cette enquête : l'Insee, la Drees, l'Inserm, et l'Ined.

² Service statistique ministériel de la Justice.

³ Nouvelle filière ex-Métallica : il s'agit d'une nouvelle chaîne de développement et de production des enquêtes, qui vise à standardiser la conception du questionnaire, la collecte, le traitement et la diffusion.

⁴ La méthode retenue est un tirage à un degré, systématique, stratifié et trié dans l'ordre par une indicatrice de résidence en métropole, le sexe de l'individu, la tranche d'âge de l'individu, le décile du revenu de l'individu, le décile du niveau de vie du logement, le type d'aire urbaine, l'identifiant de l'individu dans Fideli.

⁵ Applications Pogues pour le questionnaire et Moog pour le suivi de la collecte.

été gérée par un prestataire, toujours en articulation avec les outils de la nouvelle filière d'enquête de l'Insee.

Entre les deux phases de collecte, la phase d'interséquence a permis d'identifier les personnes n'ayant répondu que partiellement au questionnaire, les « répondants partiels », susceptibles d'être recontactés lors de la phase téléphonique. Toutefois, pour des raisons techniques, seules les personnes ayant complété uniquement le premier module du questionnaire ont pu être relancées, soit 91 répondants partiels. En effet, l'outil de saisie utilisé pour les relances téléphoniques ne permettait pas de reprendre les réponses déjà enregistrées en ligne par les répondants partiels de la phase internet. Afin d'éviter tout biais dans les résultats, la relance téléphonique a donc été limitée aux personnes n'ayant répondu qu'à un faible nombre de questions⁶ et à celles ayant ouvert le questionnaire dans l'application dédiée sans toutefois y répondre.

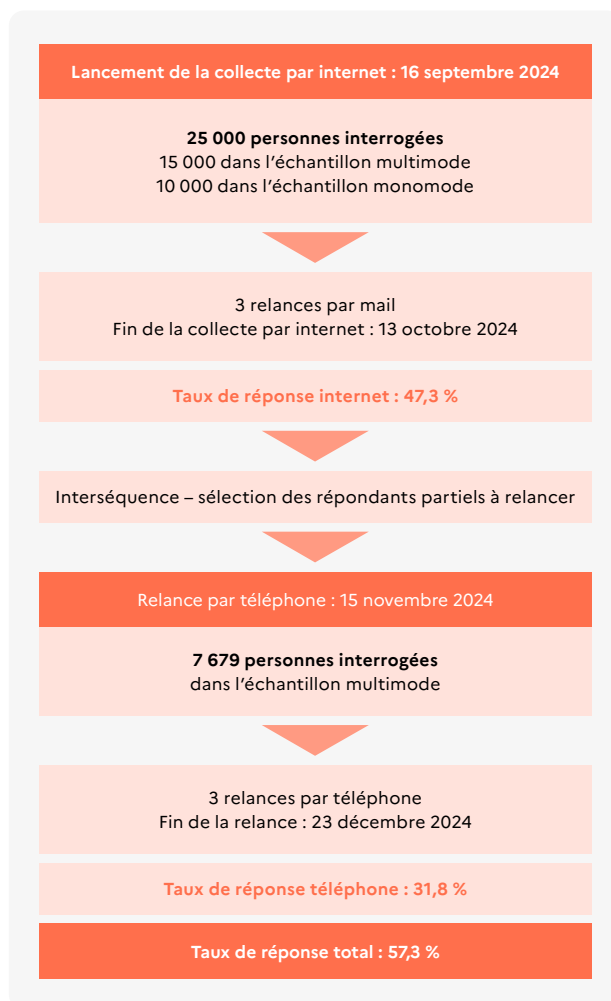
57% de répondants à l'enquête

Le taux de réponse à l'enquête s'élève à 57 % (64 % pour le seul échantillon multimode). Le caractère attribué d'intérêt public de l'enquête et son caractère obligatoire ont permis d'obtenir de très bons taux de collecte par rapport à ce qui se fait dans le domaine des enquêtes. En comparaison aux autres enquêtes de la statistique publique s'appuyant sur des modes de collecte similaires, les résultats s'avèrent également très satisfaisants.

La participation internet est similaire dans les deux échantillons : 47 % pour le monomode et 48 % pour le multimode. Cette forte participation en ligne explique ainsi la plus faible participation obtenue par téléphone (32 %).

Dans le détail, les taux sont équilibrés entre les deux échantillons, que ce soit selon le sexe, l'âge ou encore le décile du niveau de vie.

• Figure 1. Protocole de l'enquête



Des effets de mesure marqués dans la connaissance de la justice

Pour appréhender l'existence d'effets de mesure dans l'enquête EJJ, le principe est de mesurer les différences de réponse selon le mode de collecte pour des individus présentant des caractéristiques observées identiques. Les analyses présentées ici s'appuient d'abord sur une procédure d'appariement par paires fondée sur un score de propension à répondre par internet (Annexe 1), complétée par une analyse de sensibilité (Rosenbaum, Rubin, 1983). L'appariement par paires vise à constituer des couples de répondants présentant des caractéristiques similaires selon un ensemble de variables prédéfinies, à l'aide notamment de la distance de rank Mahalanobis (Encadré 1). Cet appariement permet d'isoler l'effet du mode de collecte en comparant des individus ayant des caractéristiques similaires. Chaque paire ainsi constituée regroupe un répondant ayant répondu par internet et un répondant ayant répondu par téléphone, ces deux individus étant similaires selon les caractéristiques observables retenues. Pour l'enquête EJJ, ces caractéristiques incluent l'âge, le sexe, le niveau de vie, la situation matrimoniale, la tranche d'unité urbaine, des indicatrices de perception de pension de retraite, d'allocation chômage, de minima sociaux, de prestations

familiales, de pension alimentaire ou encore de bénéfice d'un logement social.

Sachant que les comportements vis-à-vis de la justice diffèrent entre les femmes et les hommes, ces derniers étant nettement plus souvent concernés par les affaires pénales (SSER, 2024), le choix est fait de réaliser des appariements uniquement entre individus de même sexe. Une femme et un homme sont donc considérés dans ce modèle comme ne pouvant avoir des caractéristiques semblables. Le modèle estime ensuite un score de propension à répondre par internet, utilisé pour appairer les individus les plus proches.

Les paires obtenues regroupent donc des répondants comparables sur des caractéristiques observables. Toutefois, deux individus appariés peuvent différer dans leur probabilité d'être exposés au traitement - ici, répondre par internet - en raison d'une ou plusieurs variables non observées, appelée biais de composition caché (Court, Quantin, 2024).

L'analyse de sensibilité permet alors de discuter l'existence d'un effet de mesure observé par ailleurs, en supposant la présence d'un biais de composition caché.

⁶ Réponse à au moins une question du module 1, et sans réponse aux modules 2 et 3.

Encadré 1 : méthodologie de la mesure de la distance

Il existe plusieurs distances permettant de mesurer l'écart entre deux individus. Dans le cas de l'enquête EJF, c'est notamment la distance de rank Mahalanobis (Court, Quantin, 2024) qui est utilisée, combinée à la distance euclidienne. L'utilisation des rangs plutôt que des valeurs permet notamment de gommer les valeurs extrêmes et les différences d'échelles entre les variables utilisées. L'utilisation seule de la distance euclidienne est quant à elle peu valable car elle ne considère pas les corrélations entre variables et est très sensible à des différences d'unités et d'échelles. Par ailleurs, il est possible d'ajouter une condition supplémentaire sur la distance à l'aide d'un *caliper*, c'est-à-dire une limite à ne pas dépasser sur la distance entre les individus en termes de propension à répondre par internet. Usuellement, le *caliper* est considéré comme la moitié de l'écart-type, ce qui est le cas pour cette analyse.

Lors du *matching*, il est possible de spécifier une ou plusieurs variables pour lesquelles l'appariement doit être exact.

L'idée est de choisir une variable qui a du sens pour le domaine étudié.

Pour l'enquête EJF, le sexe est retenu comme variable de stratification. En effet, des comportements très différents entre les femmes et les hommes peuvent être observés au niveau judiciaire. La stratification consiste à diviser la population d'étude en sous-groupes (strates) définis par les modalités de la variable choisie, puis à réaliser l'appariement séparément au sein de chaque strate.

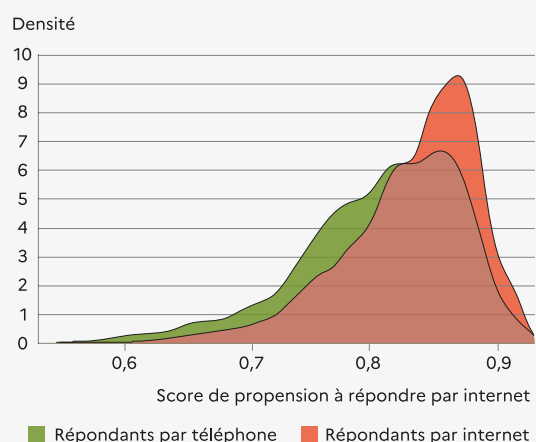
L'annexe 1 détaille, par un exemple, le processus d'appariement par paires.

Un appariement solide

Afin de valider la qualité de l'appariement réalisé, il est essentiel de procéder à certaines vérifications. Le but est de confirmer que les paires formées sont similaires en termes de score de propension à répondre par internet.

Avant appariement, les distributions de score de propension diffèrent fortement entre les répondants par internet et par téléphone. Après appariement, les distributions se superposent presque parfaitement, preuve d'un bon équilibre sur les variables observées. Aussi, la distribution des distances intra-paires, très concentrée autour de zéro, confirme que les individus appariés sont très proches en termes de score de propension (1 925 paires sur 2 447). L'ensemble de ces diagnostics atteste de la qualité de l'appariement par paires et de la réduction du biais de composition sur les covariables observées.

• Figure 2. Score de propension à répondre par internet avant appariement



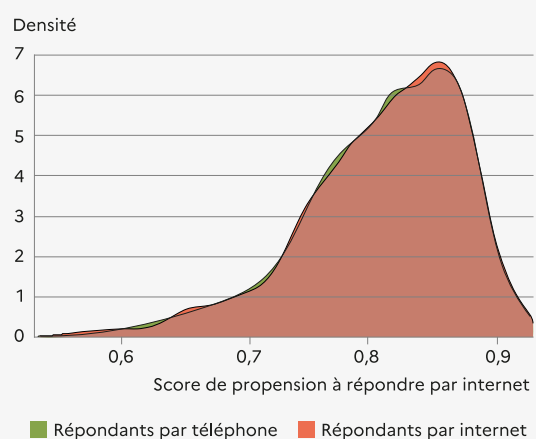
Lecture : la courbe verte correspond à la distribution du score de propension à répondre par internet chez les individus qui ont en réalité répondu par téléphone. La courbe orange correspond à la distribution de ce même score chez les individus qui ont en réalité répondu par internet.

Avant appariement, les distributions présentent un léger décalage : les répondants par internet affichent une densité décalée à droite par rapport aux répondants par téléphone. Cela justifie le recours à un appariement. La zone intermédiaire sombre correspond au chevauchement des deux distributions et ne représente pas une catégorie supplémentaire.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJF-2024.

• Figure 3. Score de propension à répondre par internet après appariement



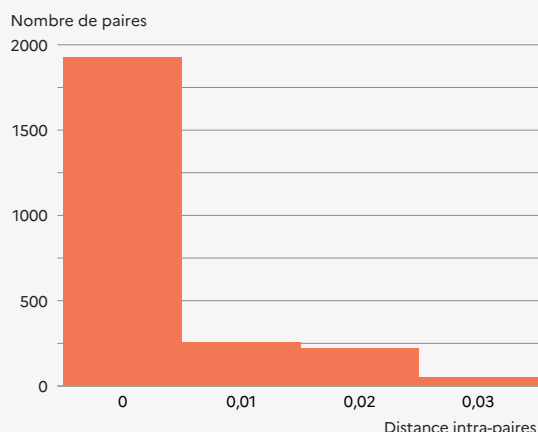
Lecture : la courbe verte correspond à la distribution du score de propension à répondre par internet chez les individus qui ont en réalité répondu par téléphone. La courbe orange correspond à la distribution de ce même score chez les individus qui ont en réalité répondu par internet.

Après appariement, les distributions se superposent quasi parfaitement. Cela indique que l'appariement a bien équilibré les profils des répondants selon le mode de collecte, permettant la comparaison entre les deux groupes.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJF-2024.

• **Figure 4. Distribution des distances intra-paires**



Lecture : 1 925 paires sont composées d'individus ayant une distance intra-paire nulle, donc considérées comme composées d'individus au profil strictement similaire

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJ-2024.

La qualité de l'appariement par paires étant validée, trois variables d'intérêt ont été retenues pour l'analyse des effets de mesure : la confiance dans la justice, la connaissance de la justice et l'expérience judiciaire.

La confiance dans la justice : un effet de mesure peu robuste

La confiance dans la justice est appréhendée à partir de la question suivante, figurant dans le questionnaire de l'enquête : *Avez-vous confiance dans la justice ?*

La question est posée comme suit dans le questionnaire :
Avez-vous confiance dans la justice ?

1. Tout à fait confiance
2. Plutôt confiance
3. Plutôt pas confiance
4. Pas du tout confiance
5. Sans opinion

Elle s'inscrit dans un bloc de questions sur la confiance en un certain nombre d'organismes.

Dans le cadre de l'analyse des effets de mesure, la confiance dans la justice regroupe les modalités 1 et 2.

• **Figure 5. Confiance dans la justice : répartition des paires après appariement**

		Collecte par téléphone	
		Pas confiance	Confiance
Collecte par internet	Pas confiance	600	706
	Confiance	522	619

Lecture : après appariement, 600 paires sont composées de répondants par internet et par téléphone déclarant ne pas avoir confiance dans la justice.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJ-2024.

Après appariement, à profil égal, 1 228 paires sont discordantes. Les paires discordantes correspondent aux situations où les deux individus appariés — l'un ayant répondu par internet, l'autre par téléphone — formulent des réponses différentes malgré des profils observables similaires. Parmi elles, 706 paires sont composées de répondants par téléphone déclarant avoir confiance dans la justice, contrairement aux jumeaux internet qui déclarent ne pas avoir confiance. Pour 522 paires, l'effet inverse est constaté. Par ailleurs, 47 % des répondants par internet déclarent avoir confiance dans la justice, contre 54 % des répondants par téléphone.

Une fois ces résultats obtenus, l'analyse de sensibilité vise à déterminer si cet écart peut s'expliquer par une caractéristique non observée. En effet, il se peut que les différences de réponse selon le mode de collecte soient liées à certaines caractéristiques des répondants qui ne sont pas appréhendées dans le cadre de l'enquête, et qui ne seraient pas liées à un effet de mesure. La mise en œuvre de l'analyse repose sur un test de robustesse de l'effet de mesure. Le principe consiste à simuler une incertitude sur la probabilité de réponse par internet au sein des paires appariées sous l'effet d'un facteur gamma (Γ) représentant l'influence d'un biais de composition caché (**Annexe 3**).

Lorsque $\Gamma=1$, les deux individus d'une paire ont exactement la même probabilité d'être exposés : il n'existe alors aucun biais de composition caché.

Lorsque $\Gamma>1$, les probabilités d'exposition peuvent différer au sein de la paire, ce qui traduit l'existence potentielle d'un facteur non observé influençant à la fois le mode de réponse et la variable d'intérêt.

L'analyse consiste alors à déterminer jusqu'à quelle valeur de Γ l'effet de mesure observé demeure statistiquement significatif.

• **Figure 6. Confiance dans la justice : variation des p-values en fonction de Γ**

Gamma (Γ)	p-value
1	<0,001
1,1	<0,001
1,2	0,02
1,3	0,26
1,4	0,74

Lecture : les p-values* restent significatives jusqu'à un niveau de biais de composition caché équivalent à $\Gamma = 1,3$. Il suffirait d'un biais de composition caché de faible ampleur, pour remettre en cause l'existence d'un effet de mesure sur la confiance dans la justice.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJ-2024.

* Dans ce contexte, la p-value est le résultat d'un test statistique qui évalue si l'effet de mesure reste statistiquement significatif lorsqu'un biais de composition caché est introduit.

En considérant un seuil de 0,05, à partir de $\Gamma \geq 1,3$, l'effet de mesure cesse d'être robuste. Autrement dit, un biais de composition caché d'ampleur faible pourrait expliquer l'écart observé entre les modes téléphone et internet.

Cela revient à conclure que la probabilité de répondre par internet pourrait différer entre deux individus pourtant appariés sur toutes les variables observées, dès lors qu'une variable non observée exerce un effet modeste.

La connaissance de la justice : un effet de mesure résistant à un biais non observable

L'indicateur de la connaissance repose sur six questions (Encadré 2). Un seuil a été fixé pour les besoins de l'analyse : les individus ayant répondu à quatre bonnes réponses ou plus sont considérés comme ayant une bonne connaissance de la justice, contrairement aux répondants qui en déclarent moins. En effet c'est à partir de ce seuil que le nombre de bonnes réponses est plus élevé pour les individus répondant par internet que ceux répondant par téléphone. Par ailleurs, près de 50 % des répondants ont déclaré entre trois et quatre bonnes réponses.

Encadré 2 : Description de l'indicateur sur la connaissance de la justice

Pour évaluer la connaissance de la Justice, un indicateur a été construit à partir de six questions posées à l'enquête. Deux d'entre elles portent sur le type de tribunal compétent pour traiter les affaires de vol et les conflits entre locataires et bailleurs avec pour réponses possibles un tribunal civil, un tribunal pénal, un tribunal administratif et le conseil des prud'hommes. Les quatre autres questions permettent de mesurer la connaissance de l'accès au droit. Elles portent sur la mission d'un conciliateur de justice en cas de conflit, la connaissance du dispositif de l'aide juridictionnelle, la possibilité de contester une décision rendue sur la justice, et enfin la connaissance de la structure appelée point justice (anciennement point d'accès au droit).

• Figure 7 - Connaissance de la justice : répartition des paires après appariement

		Collecte par téléphone	
		Pas connaissance	Connaissance
Collecte par internet	Pas connaissance	620	427
	Connaissance	815	585

Lecture : après appariement, 620 paires sont composées de répondants par téléphone et par internet déclarant moins de quatre bonnes réponses sur les questions de connaissance.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJF-2024.

Les paires discordantes sont au nombre de 1 242 dont 815 composées de répondants par internet déclarant quatre bonnes réponses ou plus. Aussi, les répondants par internet sont plus nombreux à déclarer quatre bonnes réponses ou plus par rapport aux répondants par téléphone (respectivement 57 % contre 41 %).

⁷ Y compris en tant que partie civile : une partie civile est victime d'une infraction pénale et souhaite obtenir des dommages et intérêts, ou la restitution d'objets volés.

⁸ Y compris les personnes mises en cause (témoin assisté, mis en examen, prévenu) : le mis en cause, le témoin assisté, le mis en examen, le prévenu sont soupçonnés d'avoir commis une infraction, et doivent en rendre compte devant la justice.

• Figure 8 - Connaissance de la justice : variation des p-values en fonction de Γ

Gamma (Γ)	p-value
1	<0,001
1,1	<0,001
1,2	<0,001
1,3	<0,001
1,4	<0,001
1,5	<0,001
1,6	0,0018
1,7	0,03
1,8	0,18
1,9	0,5

Lecture : les p-values restent significatives jusqu'à un niveau de biais de composition caché équivalent à $\Gamma = 1,8$. Il faut donc supposer un biais de composition caché de forte ampleur pour remettre en cause l'existence d'un effet de mesure sur la connaissance de la justice.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJF-2024.

Avec un facteur gamma de 1,8, l'effet est ici plus robuste que pour la question de la confiance qui pourrait s'expliquer par un biais de composition caché de forte ampleur. En effet, il faudrait qu'un biais de composition caché altère fortement la propension à participer par internet pour supposer l'absence d'effet de mesure sur les questions de connaissance de la justice. Une hypothèse de "triche" pour répondre aux questions de connaissance peut néanmoins être évoquée pour les répondants par internet.

L'expérience judiciaire : un effet de mesure apparent mais non robuste pour les défendeurs

La question de l'expérience judiciaire se pose autour de différentes notions : celle de demandeur et celle de défendeur. Le demandeur introduit ou engage une action en justice⁷, alors que le défendeur est visé par une action en justice⁸. D'autres modalités de réponse sont proposées dans cette question : simple témoin, autres cas.

Encadré 3 : Définitions relatives à l'expérience judiciaire

Le demandeur est défini comme étant la personne qui engage ou introduit une action en justice (par exemple pour une demande de divorce, une demande d'indemnisation en tant que victime de violences), y compris en tant que partie civile (victime d'une infraction pénale qui souhaite obtenir des dommages et intérêts ou la restitution d'objets volés).

Le défendeur est la personne visée par une action en justice, y compris celle soupçonnée d'avoir commis une infraction dont elle doit rendre compte devant la justice (mis en cause, témoin assisté, prévenu, mis en examen).

Le témoin est la personne à l'encontre de laquelle il n'existe aucune raison de croire qu'elle a participé ou tenté de participer à la commission d'une infraction, mais qui peut apporter son concours dans la manifestation de la vérité.

En 2024, 35 % des personnes interrogées déclarent avoir été confrontés au moins une fois dans leur vie à une affaire en justice.

• **Figure 9 - Expérience judiciaire : répartition des paires après appariement**

		Collecte par téléphone	
		Pas défendeur	Défendeur
Collecte par internet	Pas défendeur	2 075	229
	Défendeur	110	33
		Pas demandeur	Demandeur
Collecte par internet	Pas demandeur	1 576	352
	Demandeur	338	181

Lecture : après appariement, 2 075 paires sont composées de répondants par internet et par téléphone ne se déclarant pas comme étant défendeur.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJF-2024.

L'analyse de l'expérience judiciaire, à travers les statuts de demandeur et de défendeur, met en évidence des effets de mesure liés au mode de collecte mais dont l'intensité est variable selon le statut du répondant.

Bien que le nombre de paires discordantes soit plus élevé pour le statut de demandeur que pour celui de défendeur, cela ne permet pas de conclure à un effet de mesure. Ce volume plus important s'explique principalement par la plus forte prévalence de la situation de demandeur : plus une modalité est fréquente, plus les discordances sont nombreuses. En revanche, l'analyse des paires discordantes met en avant une quasi-symétrie (352 contre 338), ce qui indique que les modes internet et téléphone conduisent à des déclarations très proches. Les taux globaux de demandeurs sont également similaires (21,2 % par internet contre 21,8 % par téléphone), ne révélant pas d'écart systématique entre les modes. À l'inverse, la situation des défendeurs se distingue nettement de

celle des demandeurs : les discordances sont nettement asymétriques (229 contre 110) et les taux d'enquêtés se déclarant défendeur diffèrent entre les deux modes. En effet, 5,8 % des répondants par internet se déclarent défendeur, contre 10,7 % des répondants par téléphone, soit un niveau presque deux fois plus élevé en mode téléphonique. Cet écart suggère une possible sensibilité de cette variable au mode de collecte.

Toutefois, l'analyse de sensibilité indique que l'écart observé n'est pas robuste. Un biais de composition non observé très faible ($r = 1,1$) suffirait à expliquer l'écart observé. On peut penser par exemple à une meilleure compréhension de la notion de « défendeur » par téléphone grâce à l'enquêteur, ou de toute autre caractéristique non observée influençant marginalement la probabilité de se déclarer défendeur.

Dans le mode de collecte par téléphone, l'enquêteur n'est pas censé apporter d'aide à l'enquêté à la compréhension du questionnaire : il doit lire les questions et les modalités de réponse de manière standardisée, sans reformulation ni explication complémentaire. Toutefois, même dans ce cadre strict, l'interaction téléphonique peut introduire des microvariations non intentionnelles. À l'inverse, dans le mode internet, le répondant peut ne pas lire l'intégralité des consignes ou des bulles d'aide associées aux questions, ce qui peut modifier légèrement son interprétation de la notion de « défendeur ».

Dans cette partie, l'analyse met donc en évidence des effets de mesure liés au mode de collecte pour certaines variables, mais leur intensité varie fortement selon les indicateurs étudiés. La confiance dans la justice apparaît sensible à un biais de composition caché de faible ampleur, tandis que la connaissance de la justice présente un effet nettement plus robuste. Enfin, les écarts observés pour le statut de défendeur ne résistent pas à l'analyse de sensibilité, suggérant que de légères différences d'interprétation entre modes pourraient suffire à expliquer les variations constatées.

Un biais de sélection possible dans l'évaluation de la confiance dans la justice ?

Dans l'enquête, deux dispositifs de collecte coexistent : un échantillon multimode, combinant une collecte par internet suivie d'une relance téléphonique, et un échantillon monomode, reposant uniquement sur une participation en ligne. Ces deux modes ne touchent pas les mêmes profils de répondants. Les personnes qui répondent spontanément par internet sont souvent plus à l'aise avec le numérique, plus disponibles ou plus enclines à participer à une enquête. À l'inverse, les individus qui ne répondent qu'après relance téléphonique présentent des caractéristiques différentes : ils sont parfois plus âgés, moins connectés, ou plus distants vis-à-vis des institutions. Les modes mobilisent donc des profils différents, et ces différences peuvent être liées aux comportements de participation. Dans le cas où la probabilité de répondre dépend de la variable d'intérêt, les répondants ne sont plus représentatifs de l'ensemble des enquêtés. C'est ce qu'on appelle un biais de sélection.

La non-réponse devient non-ignorable, et les méthodes classiques de redressement sur les variables observées ne suffisent plus à corriger le biais. Pour ce faire, le modèle de Heckman est traditionnellement utilisé pour ce type d'enquête. Il a pour objectif d'identifier, puis de corriger la non-réponse non-ignorable. En outre, il permet de tenir compte du fait que les répondants à l'enquête, quel que soit le mode, n'ont pas le même comportement de réponse à la variable d'intérêt que les non-répondants, à caractéristiques observables égales, et de repérer un comportement de non-réponse de type MNAR⁹.

Dans cette partie, l'analyse de la question de la confiance dans la justice est mise en exergue. En effet, comme vu dans la partie précédente, à partir de $r \geq 1,3$, l'effet de mesure observé sur cette question cesse d'être robuste : un biais de composition caché d'ampleur modeste suffirait à expliquer l'écart entre collecte par téléphone et par internet.

⁹ Missing Not At Random.

Sur cette hypothèse d'absence d'effet de mesure, la mise en œuvre du modèle est justifiée sur la variable d'intérêt relative à la confiance dans la justice.

Le modèle repose sur deux équations : une équation de sélection, qui modélise la probabilité de répondre à l'enquête (quel que soit le mode), et une équation d'intérêt, qui modélise la réponse à la variable d'intérêt étudiée. Pour estimer correctement ces deux équations, à l'instar de l'enquête EJJ, il est nécessaire de disposer d'effectifs suffisants dans chacun des deux lots afin d'assurer la stabilité statistique du modèle. Aussi, le recours au modèle de Heckman n'est justifié que si la part de non-répondants sur la question d'intérêt est suffisamment élevée pour que le biais potentiel soit substantiel. Lorsque le taux de non-réponse est très faible, l'impact de la sélection sur les estimations est négligeable. En outre, plus la non-réponse est importante, plus la correction le sera.

Le lot multimode d'EJJ compte 15 000 individus et le lot monomode 10 000 individus. Par ailleurs, les taux de réponse diffèrent nettement entre les deux lots : 64 % dans le lot multimode contre 47 % dans le lot monomode, soit un écart de 17 points de pourcentage.

Cette analyse n'est mise en œuvre, à ce stade, que sur des variables binaires sur les modalités de réponse à l'enquête (les non-répondants figurent dans une catégorie à part). Pour répondre à cette condition, les modalités de réponse ont été agrégées : oui (tout à fait et plutôt confiance), non (plutôt pas et pas du tout confiance).

• **Figure 10 - Répartition des modalités de réponse**

Modalité de réponse à la question : Avez-vous confiance dans la justice ?	Effectif
Oui	7 144
Non	5 789
Sans opinion	1 251
Non répondant	10 771
Total	24 955*

* 86 hors champs et 9 doublons tirés dans un même logement ont été retirés de l'analyse.

Lecture : 7 144 enquêtés déclarent avoir confiance dans la justice.

Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJ-2024.

1 251 enquêtés se sont déclarés comme « sans opinion ». C'est une catégorie non-ignorable dans l'analyse de la question de confiance dans la justice.

Pour pouvoir travailler avec une variable binaire, il convient de vérifier s'il est statistiquement pertinent de rapprocher les répondants « sans opinion » d'une autre catégorie. C'est-à-dire, comparer les « sans opinion » avec les autres catégories, du point de vue des variables socio-démographiques déterminantes de la confiance dans la justice.

Analyse de la catégorie « sans opinion » : une catégorie de répondants bien distincte

Modèle logistique multinomial

Dans l'objectif de repérer les variables déterminantes de la confiance dans la justice, un modèle logistique multinomial est utilisé sur les modalités de réponse agrégées : « oui », « non », « sans opinion » et la non-réponse.

La modalité de référence pour la confiance en la justice est le « oui » (**Annexe 3**).

Encadré 4 : Variables utilisées dans le modèle logistique multinomial

Source Fideli (fichier démographique sur les logements et les individus)

- Âge : réparti en classes (Moins de 30 ans, 30 à 59 ans, 60 ans et plus)
- Sexe
- Niveau de vie (en déciles)
- Situation matrimoniale
- Tranche d'unité urbaine

Source Cassiopée (logiciel national de gestion des procédures judiciaires utilisé par les tribunaux judiciaires français) :

- Nombre d'affaires pour lesquelles la personne est mise en cause dans Cassiopée (variable issue d'un appariement via CSNS entre la base de données de sources pénales Cassiopée et l'enquête EJJ)

Dans le cadre de la modélisation de la confiance en la justice, les principales variables socio-démographiques de l'enquête ont été introduites dans le modèle (encadré 4). Elle s'appuie par ailleurs sur une variable supplémentaire récupérée grâce à l'enrichissement du fichier des données individuelles de l'enquête avec la source Cassiopée, logiciel de suivi des affaires pénales du ministère de la Justice. Cette opération d'appariement permet en effet de disposer du nombre d'affaires pénales dans lesquelles la personne enquêtée a été mise en cause ces dix dernières années. L'étude de ce modèle permet de repérer les principaux déterminants de la confiance dans la justice que sont l'âge, le niveau de vie et le nombre d'affaires pour lesquelles la personne est mise en cause dans Cassiopée.

Analyse descriptive des variables socio-démographiques

Le modèle logistique multinomial met en évidence les variables déterminantes de la confiance dans la justice parmi les variables à disposition. Il est alors possible de comparer les différents groupes d'enquêtés selon leur réponse à la question de la confiance dans la justice, selon ces variables.

• Figure 11 - Moyenne d'affaires Cassiopée selon la réponse à la question de confiance dans la justice

Confiance	Moyenne d'affaires pour lesquelles la personne est mise en cause dans Cassiopée
Oui	0,29
Non	0,43
Sans opinion	0,40
Non répondant	0,70

Lecture : les enquêtés se déclarant confiant sont mis en cause en moyenne dans 0,29 affaires dans Cassiopée.
Source : ministère de la Justice, SSER, fichier statistique Cassiopée.

• Figure 12 - Répartition des modalités de confiance selon le décile de niveau de vie

Niveau de vie (déciles)	Oui (en %)	Non (en %)	Sans opinion (en %)	Non répondant (en %)
1	6,91	5,60	9,59	12,69
2	7,81	7,57	9,75	14,72
3	7,50	7,91	11,91	10,99
4	8,12	9,83	11,03	10,98
5	9,22	9,88	10,23	9,32
6	10,64	11,57	11,43	10,38
7	11,27	12,92	10,79	9,92
8	13,40	12,59	9,35	8,46
9	12,85	11,90	8,39	6,75
10	12,28	10,23	7,51	5,78

Lecture : 6,91 % des enquêtés déclarant avoir confiance dans la justice appartiennent au 1er décile de niveau de vie.
Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.
Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJF-2024.

• Figure 13 - Répartition des modalités de confiance selon les classes d'âge

Âge	Oui (en %)	Non (en %)	Sans opinion (en %)	Non répondant (en %)
30 à 60 ans	52,49	53,31	45,96	42,37
60 ans et plus	36,17	29,69	37,33	38,80
Moins de 30 ans	11,34	17,00	16,71	18,83

Lecture : 52,49 % des enquêtés déclarant avoir confiance dans la justice sont âgés entre 30 et 60 ans.
Champ : personnes vivant en logement ordinaire âgées de 18 ans et plus, France.
Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJJF-2024.

Les résultats présentés montrent que l'âge, le niveau de vie et le nombre d'affaires pour lesquelles la personne est mise en cause dans Cassiopée ne sont pas indépendants de la manière de répondre à l'enquête. L'analyse descriptive ne permet pas de fusionner les « sans opinion » à une autre modalité (oui, non, ou non répondant). En effet, malgré une proximité avec les enquêtés déclarant ne pas avoir confiance dans la justice sur le nombre d'affaires Cassiopée (0,40 contre 0,43), les autres variables invalident cette association (par exemple, les 60 ans et plus représentent 37,33 % des « sans opinion » contre seulement 29,69 % des enquêtés se déclarant non confiant dans la justice. Les « sans opinion » se distinguent en effet des autres répondants du point de vue de l'âge et du niveau de vie. Il devient alors non pertinent d'associer formellement les « sans opinion » à une autre catégorie afin d'obtenir une variable binaire permettant d'appliquer la méthode de Heckman.

Dans ce cadre, afin de poursuivre l'étude de la confiance dans la justice et pour respecter le cadre du modèle de Heckman, il est possible de faire un choix sur le regroupement des variables, selon l'analyse à privilégier :

- **Cas 1** : les « sans opinion » sont considérés comme non-répondants : la modalité est considérée comme un refus déguisé de réponse ;
- **Cas 2** : les « sans opinion » sont considérés comme ayant confiance dans la justice (Oui) : priorité portée sur la prévalence du « Non » dans la population ;
- **Cas 3** : les « sans opinion » sont considérés comme n'ayant pas confiance dans la justice (Non) : priorité portée sur la prévalence du « Oui » dans la population.

L'objectif devient alors d'examiner dans quelle mesure les conclusions du modèle de Heckman dépendent de l'affectation des « sans opinion ».

Modèle de Heckman

Le modèle de Heckman repose sur deux équations : l'équation de sélection et l'équation d'intérêt (**Annexe 4**). Les trois équations de sélection confirment la puissance de la variable instrument qui est l'indicatrice d'appartenance au lot multimode et qui ressort largement significative.

La statistique θ est une mesure de la corrélation entre les erreurs non observées de l'équation de sélection et l'équation d'intérêt. Elle est bornée entre -1 et 1 et permet de conclure sur la présence, l'intensité et le sens d'un éventuel biais de sélection.

Dans les trois cas étudiés, θ est négatif, différent de zéro : les déterminants non observés qui augmentent la probabilité de répondre tendent à faire diminuer la variable d'intérêt. C'est-à-dire que les enquêtés qui répondent à la question de la confiance dans la justice sont plus susceptibles d'indiquer ne pas avoir confiance.

Peu importe l'affectation des « sans opinion », la conclusion des modèles est similaire : en considérant uniquement les répondants, l'analyse mène à sous-estimer la confiance dans la justice. Cependant, la p-value du cas 3 n'est pas significative au seuil de 0,05. Cela ne permet pas d'affirmer avec certitude la présence d'un effet de sélection sur cette question de confiance dans la justice.

De plus, ce document de travail présente des travaux méthodologiques qui testent des cas limites du modèle de Heckman. Il a été nécessaire de « forcer » les modalités de confiance en la justice pour se ramener à une variable binaire.

Ces limites ne permettent pas de corriger ce biais, la pondération MAR issue du traitement de la non-réponse paraît plus fiable. Cependant, il est envisageable de supposer la présence d'un biais de sélection qui tend à sous-estimer la confiance dans la justice, sans toutefois pouvoir le mesurer.

Une méthode basée sur un modèle multinomial pourrait permettre de pousser plus loin l'étude des biais de sélection concernant la confiance dans la justice.

• Figure 14 - Résultats des trois modèles de Heckman testés

Modèle	Theta (θ)	p-value
Cas 1	-0,306	1,40x10 ⁻³
Cas 2	-0,314	1,00x10 ⁻⁴
Cas 3	-0,159	5,10x10 ⁻²

Lecture : pour le premier modèle, theta vaut -0,306 et la significativité du modèle est de 1,40x10⁻³

Source : ministère de la Justice, SSER, Enquête sur la Justice en France, EJF-2024.

Conclusion et perspectives

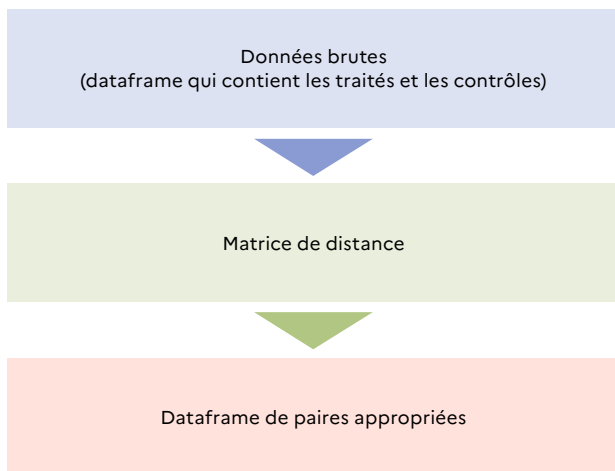
La qualité du protocole séquentiel de l'enquête, qui a permis d'obtenir un taux de réponse très satisfaisant et d'explorer les effets de mesure ainsi que les biais de sélection, mérite d'être soulignée. Cette dimension séquentielle a permis d'identifier une variabilité des effets de mode selon les variables d'intérêt. La confiance dans la justice, sensible à un biais de composition caché de faible ampleur, a fait l'objet d'une analyse de biais de sélection. Toutefois, cette analyse a révélé ses limites dans le cadre de cette enquête. Ce constat invite les concepteurs

des prochaines éditions de l'enquête à bien penser au design d'enquête (notamment concernant les choix des modalités, l'ordre des questions) pour répondre à leur objectif et pouvoir ainsi corriger d'éventuels biais. Dans le cas de l'enquête EJF, veut-on mettre l'accent sur le fait de permettre aux enquêtés de fournir une réponse neutre (sans opinion) ou privilégie-t-on le caractère binaire des modalités pour envisager des corrections de biais de sélection éventuels ?

Annexes

Annexe 1. Appariement par paires – Exemple

Principe général



Exemple d'un jeu de données fictif

Identifiant	Traitement	Âge	Sexe	Situation matrimoniale
D100	1	26	1	Célibataire
D101	0	38	1	Marié
D102	0	75	1	Veuf
D103	1	56	2	Marié
D104	0	31	2	Célibataire

On souhaite appairer des individus traités (1) avec des individus non traités (0). Dans le cas d'une enquête, le traitement est le fait de répondre par internet ou par téléphone.

On calcule une hypothétique matrice de distance. Puis on lance l'appariement par paires 1-1.

Identifiant	Traitement	Âge	Sexe	Situation matrimoniale	Paire
D100	1	26	1	Célibataire	1.1
D101	0	38	1	Marié	NA
D102	0	75	2	Veuf	1.2
D103	1	56	2	Marié	1.2
D104	0	31	2	Célibataire	1.1

Le résultat donne 2 paires 1.1 et 1.2, qui associent donc un individu traité avec un individu non traité.

Cas d'une variable de stratification

Dans le cas de l'enquête EJF, la contrainte imposée est le fait que le sexe doit être identique au sein d'une même paire. En reprenant le présent exemple, le résultat obtenu serait le suivant :

Identifiant	Traitement	Âge	Sexe	Situation matrimoniale	Paire
D100	1	26	1	Célibataire	1.1
D101	0	38	1	Marié	1.1
D102	0	75	2	Veuf	1.2
D103	1	56	2	Marié	1.2
D104	0	31	2	Célibataire	NA

L'individu D100 est appairé à l'individu D101 au lieu du D104. Malgré la relative proximité en âge en situation matrimoniale, c'est la variable Sexe qui prend le dessus et l'optimisation privilégie cette nouvelle paire.

Format du jeu de données usuellement utilisé pour l'analyse de sensibilité

Le jeu de données des paires est transformé pour créer une ligne par paire.

Num -paire	Identifiant-treat	Age - treat	Sexe - treat	Situation matrimoniale - treat	Identifiant - control	Age - control	Sexe _control	Situation matrimoniale - control
11	D100	26	1	Célibataire	D101	38	1	Marié
12	D103	56	2	Marié	D102	75	2	Veuf

On obtient donc 2 lignes : une ligne par paire. Les individus non appariés sont supprimés du jeu de données.

Annexe 2. Construction de la matrice des distances

Pour l'enquête EJF, la méthode retenue est celle de la méthode de rank_pscal. C'est une méthode qui associe la distance rank Mahalanobis avec la distance euclidienne. Préalablement, un score de propension à répondre par un mode (internet) plutôt que l'autre (téléphone) est calculé. On utilise ce score de propension pour calculer la distance euclidienne entre chaque individu.

Exemple

	u1	u2	u3	u4
u1	0	0,29	0,12	0,07
u2	0.29	0	0.20	0.10
u3	0.12	0.20	0	0.04
u4	0.07	0.10	0.04	0

Introduction du caliper

Le caliper est un filtre qui empêche les individus d'être appariés lorsqu'il existe un écart jugé trop important sur le score de propension. Le caliper retenu pour cette analyse est la moitié de l'écart-type.

Supposons un caliper de 0,15. La matrice deviendrait alors :

	u1	u2	u3	u4
u1	0	Inf	0,12	0,07
u2	Inf	0	Inf	0,10
u3	0,12	Inf	0	0,04
u4	0,07	0,10	0,04	0

Une distance infinie est imposée entre les individus ne respectant pas le caliper.

Distance de rank Mahalanobis

L'intérêt du rank est notamment de neutraliser les valeurs extrêmes et de donner un poids équivalent aux variables peu importe leur échelle.

Supposons le jeu de données suivant de lanceurs de javelots :

Nom	Age	Taille (m)	Distance (m)
Bob	22	1,92	68
Alice	28	1,78	72
Martin	31	1,85	83
Chloé	46	1,69	56

Ici, Chloé apparaît comme une valeur extrême avec un âge de 46 ans. En considérant la valeur de la variable âge, Chloé obtiendra une distance éloignée des autres participants.

De même, pour la taille, les écarts entre participants sont faibles, alors que leurs performances de lancer varient sur plusieurs mètres.

Pour éviter que ces effets ne prennent l'ascendant dans la construction de la matrice de distance, il est préférable d'utiliser les rangs de chaque variable.

Nom	Age	Taille (m)	Distance (m)
Bob	1	4	2
Alice	2	2	3
Martin	3	3	4
Chloé	4	1	1

Les écarts entre rangs sont donc uniformisés et chaque variable a la même importance.

L'idée générale de cette méthode est que « parmi les individus qui se ressemblent sur le score de propension (caliper), il est souhaitable d'identifier les paires qui maximisent la similarité multivariée (rank Mahalanobis) ».

Annexe 3. Analyse de sensibilité : qu'est ce que le facteur Gamma (r) ?

Hypothèse de départ (absence de biais caché) : si deux individus ont exactement le même profil observé, alors, en l'absence de biais de composition non mesuré, rien ne devrait les distinguer quant à la probabilité d'avoir répondu par internet plutôt que par un autre mode. Cette probabilité est donc de $p = 0,5$.

Le biais de composition caché est similaire à un biais de sélection. C'est le fait que les individus appariés diffèrent dans leurs caractéristiques sur des variables qui ne sont pas disponibles.

Exemple : appétence ou sensibilité pour le domaine judiciaire suite à une expérience personnelle

L'idée générale de l'analyse de sensibilité est qu'on va faire varier la probabilité d'avoir répondu par internet d'un facteur Gamma (r).

On admet qu'il pourrait exister une variable cachée qui déséquilibre $p = 0,5$ au sein de chaque paire. r borne l'ampleur possible de ce déséquilibre :

$$\frac{1}{1+r} \leq p \leq \frac{r}{1+r}.$$

L'analyse de sensibilité consiste à évaluer si la conclusion (présence d'un effet de mode) résiste à l'introduction de ce biais.

Exemples :

$r = 1$: $0,5 \leq p \leq 0,5$ -> la probabilité est identique.

$r = 1,4$: $0,42 \leq p \leq 0,58$ -> on crée une incertitude plus importante sur la probabilité de répondre sur internet.

Annexe 4. Modèle multinomial confiance dans la justice

Modalité de référence = OUI

variable	modalité	coef	pvalue	OR
(Intercept)	NON	-0,58	0,00	0,56
(Intercept)	sans_opinion	-1,67	0,00	0,19
(Intercept)	non_repondant	0,61	0,00	1,83
60 ans et plus	NON	-0,10	0,02	0,90
60 ans et plus	sans_opinion	0,24	0,00	1,28
60 ans et plus	non_repondant	0,31	0,00	1,37
Moins de 30 ans	NON	0,31	0,00	1,36
Moins de 30 ans	sans_opinion	0,49	0,00	1,63
Moins de 30 ans	non_repondant	0,62	0,00	1,85
sexe2	NON	0,05	0,14	1,06
sexe2	sans_opinion	0,10	0,12	1,11
sexe2	non_repondant	0,05	0,13	1,05
nivvie_deciles2	NON	0,18	0,07	1,19
nivvie_deciles2	sans_opinion	-0,13	0,37	0,88
nivvie_deciles2	non_repondant	-0,01	0,90	0,99
nivvie_deciles3	NON	0,30	0,00	1,35
nivvie_deciles3	sans_opinion	0,13	0,35	1,14
nivvie_deciles3	non_repondant	-0,23	0,00	0,80
nivvie_deciles4	NON	0,41	0,00	1,50
nivvie_deciles4	sans_opinion	-0,04	0,77	0,96
nivvie_deciles4	non_repondant	-0,28	0,00	0,75
nivvie_deciles5	NON	0,30	0,00	1,36
nivvie_deciles5	sans_opinion	-0,24	0,09	0,79
nivvie_deciles5	non_repondant	-0,57	0,00	0,56
nivvie_deciles6	NON	0,34	0,00	1,40
nivvie_deciles6	sans_opinion	-0,24	0,08	0,79
nivvie_deciles6	non_repondant	-0,56	0,00	0,57
nivvie_deciles7	NON	0,37	0,00	1,45
nivvie_deciles7	sans_opinion	-0,39	0,01	0,68
nivvie_deciles7	non_repondant	-0,70	0,00	0,50
nivvie_deciles8	NON	0,23	0,01	1,25
nivvie_deciles8	sans_opinion	-0,63	0,00	0,53
nivvie_deciles8	non_repondant	-0,95	0,00	0,39
nivvie_deciles9	NON	0,22	0,01	1,25
nivvie_deciles9	sans_opinion	-0,69	0,00	0,50
nivvie_deciles9	non_repondant	-1,12	0,00	0,33
nivvie_deciles10	NON	0,17	0,06	1,19
nivvie_deciles10	sans_opinion	-0,74	0,00	0,48
nivvie_deciles10	non_repondant	-1,22	0,00	0,29
situf_fin_fidC	NON	0,31	0,00	1,37
situf_fin_fidC	sans_opinion	0,28	0,00	1,33
situf_fin_fidC	non_repondant	0,27	0,00	1,31
situf_fin_fidD	NON	0,17	0,00	1,19
situf_fin_fidD	sans_opinion	0,04	0,74	1,04
situf_fin_fidD	non_repondant	0,25	0,00	1,28
situf_fin_fidA	NON	0,21	0,04	1,23
situf_fin_fidA	sans_opinion	-0,14	0,42	0,87
situf_fin_fidA	non_repondant	0,12	0,20	1,13
situf_fin_fidO	NON	0,37	0,00	1,44
situf_fin_fidO	sans_opinion	0,10	0,45	1,11
situf_fin_fidO	non_repondant	-0,15	0,04	0,86
situf_fin_fidV	NON	0,09	0,40	1,09
situf_fin_fidV	sans_opinion	0,18	0,23	1,20
situf_fin_fidV	non_repondant	0,85	0,00	2,34
TUU_margestu_1	NON	-0,02	0,76	0,98
TUU_margestu_1	sans_opinion	0,03	0,75	1,03
TUU_margestu_1	non_repondant	-0,05	0,32	0,95
TUU_margestu_4	NON	-0,18	0,00	0,84
TUU_margestu_4	sans_opinion	-0,11	0,30	0,90
TUU_margestu_4	non_repondant	-0,20	0,00	0,82
TUU_margestu_6	NON	-0,15	0,00	0,86
TUU_margestu_6	sans_opinion	-0,19	0,03	0,83
TUU_margestu_6	non_repondant	-0,19	0,00	0,82
TUU_margestu_8	NON	-0,27	0,00	0,77
TUU_margestu_8	sans_opinion	-0,11	0,29	0,89
TUU_margestu_8	non_repondant	-0,01	0,84	0,99
nb_match_cassiop	NON	0,11	0,00	1,11
nb_match_cassiop	sans_opinion	0,09	0,00	1,09
nb_match_cassiop	non_repondant	0,18	0,00	1,19

Lecture : Les individus de moins de 30 ans ont 1,36 fois plus de chances de répondre NON plutôt que OUI par rapport aux individus de 30 à 60 ans (référence de la variable âge), toutes choses égales par ailleurs.

Annexe 5. Modèle de Heckman

Cas 1 : « sans opinion » affectés aux non-répondants

ÉQUATION 1

Formule : respvar ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges + lot.multi

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.47481	0.03791	-12.523	0.00 ***
classe_age_360 ans et +	-0.19257	0.01993	-9.661	0.00 ***
classe_age_3Moins de 30	-0.25336	0.03034	-8.350	0.00 ***
sexe_co2	0.01844	0.01659	1.112	0.27
situf_fin_fidA	-0.01395	0.04553	-0.306	0.76
situf_fin_fidC	-0.11283	0.02239	-5.040	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.11145	0.02775	-4.016	0.00 ***
situf_fin_fidO	0.18612	0.03721	5.002	0.00 ***
situf_fin_fidV	-0.48679	0.03854	-12.632	0.00 ***
nivvie_deciles2	0.05451	0.03686	1.479	0.14
nivvie_deciles3	0.19957	0.03806	5.244	0.00 ***
nivvie_deciles4	0.29652	0.03747	7.914	0.00 ***
nivvie_deciles5	0.43493	0.03791	11.473	0.00 ***
nivvie_deciles6	0.44300	0.03679	12.043	0.00 ***
nivvie_deciles7	0.54800	0.03675	14.911	0.00 ***
nivvie_deciles8	0.66236	0.03695	17.928	0.00 ***
nivvie_deciles10	0.81474	0.03961	20.567	0.00 ***
TUU_margestu_1	0.01808	0.02684	0.674	0.50
TUU_margestu_4	0.06543	0.02834	2.308	0.02 *
TUU_margestu_6	0.07240	0.02376	3.047	0.00 **
TUU_margestu_8	-0.05933	0.02810	-2.112	0.03 *
lot.multiTRUE	0.40067	0.01665	24.061	0.00 ***

ÉQUATION 2

Formule : var ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.589951	0.095298	6.191	0.00 ***
classe_age_360 ans et +	0.111040	0.027891	3.981	0.00 ***
classe_age_3Moins de 30	-0.138266	0.046937	-2.946	0.00 **
sexe_co2	0.003966	0.022098	0.179	0.86
situf_fin_fidA	-0.125114	0.064765	-1.932	0.05 .
situf_fin_fidC	-0.190655	0.031325	-6.086	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.109637	0.038884	-2.820	0.00 **
situf_fin_fidO	-0.254550	0.043267	-5.883	0.00 ***
situf_fin_fidV	0.026076	0.067153	0.388	0.70
nivvie_deciles2	-0.111960	0.058678	-1.908	0.06 .
nivvie_deciles3	-0.212481	0.059496	-3.571	0.00 ***
nivvie_deciles4	-0.291042	0.058558	-4.970	0.00 ***
nivvie_deciles5	-0.262572	0.060528	-4.338	0.00 ***
nivvie_deciles6	-0.285244	0.059046	-4.831	0.00 ***
nivvie_deciles7	-0.322366	0.060445	-5.333	0.00 ***
nivvie_deciles8	-0.246759	0.063261	-3.901	0.00 ***
nivvie_deciles9	-0.264186	0.066412	-3.978	0.00 ***
nivvie_deciles10	-0.247431	0.068976	-3.587	0.00 ***
TUU_margestu_1	0.002305	0.035934	0.064	0.95
TUU_margestu_4	0.099118	0.038239	2.592	0.01 **
TUU_margestu_6	0.079643	0.032163	2.476	0.01 *
TUU_margestu_8	0.181532	0.038205	4.751	0.00 ***

Theta = -0.306 [-0.462 , -0.149] (p.value = 0,001)

Cas 2 : « sans opinion » affectés aux OUI

ÉQUATION 1

Formula: respvar ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges + lot.multi

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.38581	0.03780	-10.206	0.00 ***
classe_age_360 ans et +	-0.17789	0.02012	-8.840	0.00 ***
classe_age_3Moins de 30	-0.23990	0.03034	-7.906	0.00 ***
sexe_co2	0.02952	0.01674	1.764	0.08 .
situf_fin_fidA	-0.04649	0.04559	-1.020	0.31
situf_fin_fidC	-0.10642	0.02258	-4.713	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.13005	0.02791	-4.660	0.00 ***
situf_fin_fidO	0.20677	0.03829	5.399	0.00 ***
situf_fin_fidV	-0.52238	0.03816	-13.689	0.00 ***
nivvie_deciles2	0.03319	0.03644	0.911	0.36
nivvie_deciles3	0.22348	0.03775	5.920	0.00 ***
nivvie_deciles4	0.29817	0.03724	8.006	0.00 ***
nivvie_deciles5	0.43359	0.03782	11.465	0.00 ***
nivvie_deciles6	0.44015	0.03670	11.993	0.00 ***
nivvie_deciles7	0.53618	0.03670	14.608	0.00 ***
nivvie_deciles8	0.64237	0.03701	17.354	0.00 ***
nivvie_deciles9	0.73940	0.03850	19.204	0.00 ***
nivvie_deciles10	0.80656	0.03996	20.186	0.00 ***
TUU_margestu_1	0.02734	0.02706	1.010	0.31
TUU_margestu_4	0.07129	0.02858	2.494	0.01 *
TUU_margestu_6	0.06501	0.02396	2.714	0.01 **
TUU_margestu_8	-0.06626	0.02828	-2.343	0.02 *
lot.multiTRUE	0.47522	0.01672	28.417	0.00 ***

ÉQUATION 2

Formula: var ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.686289	0.078227	8.773	0.00 ***
classe_age_360 ans et +	0.126563	0.026248	4.822	0.00 ***
classe_age_3Moins de 30	-0.086989	0.042948	-2.025	0.04 *
sexe_co2	0.003293	0.021260	0.155	0.88
situf_fin_fidA	-0.146506	0.061673	-2.376	0.02 *
situf_fin_fidC	-0.164723	0.029591	-5.567	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.103385	0.037350	-2.768	0.01 **
situf_fin_fidO	-0.247237	0.041815	-5.913	0.00 ***
situf_fin_fidV	0.050304	0.062929	0.799	0.42
nivvie_deciles2	-0.121393	0.055725	-2.178	0.03 *
nivvie_deciles3	-0.200738	0.056265	-3.568	0.00 ***
nivvie_deciles4	-0.295586	0.055137	-5.361	0.00 ***
nivvie_deciles5	-0.287080	0.056363	-5.093	0.00 ***
nivvie_deciles6	-0.308709	0.054933	-5.620	0.00 ***
nivvie_deciles7	-0.357004	0.055537	-6.428	0.00 ***
nivvie_deciles8	-0.298701	0.057154	-5.226	0.00 ***
nivvie_deciles9	-0.318510	0.059550	-5.349	0.00 ***
nivvie_deciles10	-0.306049	0.061753	-4.956	0.00 ***
TUU_margestu_1	0.004969	0.034419	0.144	0.89
TUU_margestu_4	0.089493	0.036608	2.445	0.01 *
TUU_margestu_6	0.063764	0.030689	2.078	0.04 *
TUU_margestu_8	0.170596	0.036728	4.645	0.00 ***

Theta = -0.314 [-0.447 , -0.182] (p.value = 0,0001)

Cas 3 : « sans opinion » affectés aux NON

ÉQUATION 1

Formula: respvar ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges + lot.multi

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.38554	0.03781	-10.196	0.00 ***
classe_age_360 ans et +	-0.17810	0.02014	-8.844	0.00 ***
classe_age_3Moins de 30	-0.23959	0.03035	-7.895	0.00 ***
sexe_co2	0.03027	0.01674	1.809	0.07 .
situf_fin_fidA	-0.04701	0.04560	-1.031	0.30
situf_fin_fidC	-0.10695	0.02259	-4.735	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.13070	0.02791	-4.683	0.00 ***
situf_fin_fidO	0.20681	0.03831	5.398	0.00 ***
situf_fin_fidV	-0.52293	0.03816	-13.703	0.00 ***
nivvie_deciles2	0.03332	0.03645	0.914	0.36
nivvie_deciles3	0.22322	0.03775	5.913	0.00 ***
nivvie_deciles4	0.29810	0.03725	8.003	0.00 ***
nivvie_deciles5	0.43262	0.03782	11.439	0.00 ***
nivvie_deciles6	0.43955	0.03670	11.976	0.00 ***
nivvie_deciles7	0.53582	0.03671	14.596	0.00 ***
nivvie_deciles8	0.64315	0.03702	17.372	0.00 ***
nivvie_deciles9	0.73938	0.03851	19.201	0.00 ***
nivvie_deciles10	0.80679	0.03996	20.189	0.00 ***
TUU_margestu_1	0.02693	0.02706	0.995	0.32
TUU_margestu_4	0.07114	0.02859	2.489	0.01 *
TUU_margestu_6	0.06517	0.02396	2.719	0.01 **
TUU_margestu_8	-0.06661	0.02829	-2.355	0.02 *
lot.multiTRUE	0.47506	0.01673	28.397	0.00 ***

ÉQUATION 2

Formula: var ~ classe_age_3 + sexe_co + situf_fin_fid + nivvie_deciles + TUU_marges

Parametric coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.266057	0.084864	3.135	0.00 **
classe_age_360 ans et +	0.052450	0.026553	1.975	0.05 *
classe_age_3Moins de 30	-0.185666	0.044024	-4.217	0.00 ***
sexe_co2	-0.007896	0.021348	-0.370	0.71
situf_fin_fidA	-0.086468	0.062878	-1.375	0.17
situf_fin_fidC	-0.200165	0.029526	-6.779	0.00 ***
situf_fin_fidD	-0.100823	0.037300	-2.703	0.01 **
situf_fin_fidO	-0.224001	0.042360	-5.288	0.00 ***
situf_fin_fidV	-0.029586	0.063402	-0.467	0.64
nivvie_deciles2	-0.062611	0.055565	-1.127	0.26
nivvie_deciles3	-0.175956	0.056464	-3.116	0.00 **
nivvie_deciles4	-0.206270	0.055858	-3.693	0.00 ***
nivvie_deciles5	-0.150214	0.057452	-2.615	0.01 **
nivvie_deciles6	-0.167703	0.056087	-2.990	0.00 **
nivvie_deciles7	-0.177025	0.057214	-3.094	0.00 **
nivvie_deciles8	-0.080580	0.059047	-1.365	0.17
nivvie_deciles9	-0.082955	0.061831	-1.342	0.18
nivvie_deciles10	-0.062945	0.064104	-0.982	0.33
TUU_margestu_1	-0.002575	0.034704	-0.074	0.94
TUU_margestu_4	0.094888	0.036721	2.584	0.01 **
TUU_margestu_6	0.090357	0.030876	2.926	0.00 **
TUU_margestu_8	0.160668	0.036856	4.359	0.00 ***

Theta = -0.159 [-0.300, 0.009] (p.value = 5.10e-02)

Pour en savoir plus

- L. Castell, C. Favre-Martinoz, N. Paliod et P. Sillard, 2023, « Redressements de la première vague de l'enquête EpiCov : un exemple de correction des effets de sélection dans les enquêtes multimodes » Documents de travail M2023-02, Insee, Avril.
- Rosenbaum, P. R., and Rubin, D. B., « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. » *Biometrika* 70, 1, 41–55.
- SSER, [Références Statistiques Justice 2024](#) Ministère de la Justice, 2024, 110 – 111.
- Court, L., et Quantin, S., 2024, « Discuter l'existence d'un effet de sélection dans un cadre multimode grâce à une analyse de sensibilité : application aux enquêtes annuelles de recensement. » Document de travail, M2024-03, Insee.
- Court, L., et Quantin, S., 1983, « Peut-on estimer un effet de mesure sur une enquête à partir d'un essai croisé AB/BA : la question de la non-réponse non ignorable dans l'enquête test Emploi du temps. » HAL, 2025.
- Heckman, James J., 1979, « Sample Selection bias as a Specification Error », *Econometrica*, 47(1).
- L. Castell et P. Sillard, 2021, « Le traitement du biais de sélection endogène dans les enquêtes auprès des ménages par modèle de Heckman » Documents de travail M2021-02, Insee, Mars.
- Belmokhtar, Z., et Caceres, G., 2025 « La justice en France en 2024 : Perception, connaissances et expériences judiciaires. », *Infostat Justice* n°204, octobre.

Découvrez nos collections

- Infos Rapides Justice
- Infostat Justice
- Dossier Méthode
- Chiffres clés de la Justice
- Références Statistiques Justice
- Rapport d'études

[Site Internet du SSER](#)



Les données des tableaux, cartes et graphiques associés à cette étude, ainsi que des données sont disponibles sur Intersats, le site internet du SSMSI : www.justice.gouv.fr/documentation/etudes-statistiques