

MESURER L'EFFET D'UN PROTOCOLE INTERNET : UNE ANALYSE QUASI-EXPÉRIMENTALE À PARTIR DE L'ENQUÊTE FAMILLES 2025

Pierre PORA ()*

() Insee – Direction des statistiques démographiques et sociales, Crest et Ined*

`pierre.pora@insee.fr`

Mots-clés (6 maximum) : Taux de réponse, relance, protocole d'enquête, évaluation des politiques publiques, enquête Internet, enquête Familles 2025.

Domaines : Collecte – protocole des enquêtes.

Résumé

Cet article étudie l'effet des délais de prise de contact et de relance sur le taux de réponse final dans le bras Internet de l'enquête Familles 2025. Ces délais constituent des paramètres centraux de la conception des protocoles d'enquête, mais leur impact sur la participation reste encore mal documenté, en particulier dans le cadre des enquêtes ménages menées par l'Insee.

L'analyse repose sur une spécificité du protocole de l'enquête, liée à son articulation avec le recensement. En pratique, le calendrier d'envoi du mail-avis et des relances par mail dépend de la date calendaire à laquelle les enquêtés ont répondu au recensement. De ce fait, des enquêtés très proches en termes de caractéristiques observables et inobservables — mais ayant répondu juste avant minuit ou juste après — se voient appliquer des délais de contact et de relance légèrement différents. Cette situation peut être assimilée à une variation quasi-aléatoire du protocole, qui permet d'identifier de manière crédible l'effet causal de ces délais sur le taux de réponse, à l'aide d'une approche par régression sur discontinuité, classique en évaluation économétrique des politiques publiques.

Les résultats mettent en évidence deux enseignements principaux. Premièrement, au-delà d'un certain seuil de quelques heures, allonger le délai de prise de contact n'a pas d'effet mesurable sur le taux de réponse. Deuxièmement, pour des variations de l'ordre d'un à trois jours, les modifications des délais de relance par mail n'affectent pas le taux de réponse final à l'enquête. Ces résultats apportent des éléments empiriques directement mobilisables pour la conception des protocoles de collecte dans les enquêtes multimodes.

Abstract

This paper examines the effect of contact and follow-up timing on the final response rate in the Internet mode of the 2025 Familles survey. Contact and reminder delays are key parameters in

survey protocol design, yet their impact on participation remains poorly documented, especially in the context of household surveys conducted by national statistical institutes.

The analysis exploits a specific feature of the survey protocol, which is closely linked to the population census. In practice, the timing of the initial email invitation and subsequent email reminders depends on the calendar date on which respondents completed the census. As a result, individuals who are very similar in terms of observable and unobservable characteristics—but who responded to the census just before midnight or just after—are exposed to slightly different contact and reminder schedules. This setting can be interpreted as a quasi-random variation in the survey protocol, allowing for a credible identification of the causal effect of contact and reminder timing using a regression discontinuity design.

The results point to two main findings. First, beyond a certain threshold, that amounts to a few hours, extending the delay before the initial contact does not affect the response rate. Second, for variations in reminder timing of about one to three days, changes in the spacing of email reminders have no measurable impact on the final survey response rate. These findings provide empirical evidence that can directly inform the design of contact strategies in multimode household surveys.

1 Introduction

Concevoir une enquête statistique exige, outre la définition d'une population d'intérêt, la construction d'un questionnaire et l'élaboration d'une stratégie d'échantillonnage, de définir un protocole d'enquête. Celui-ci consiste notamment à prendre un ensemble de décisions relatives à la prise de contact avec les unités enquêtées, ainsi qu'aux éventuelles relances, dont le nombre et la fréquence doivent être précisés à l'avance. Ces décisions ne sont vraisemblablement pas sans effet sur le comportement de réponse des enquêtés et, en définitive, sur la qualité des données collectées. C'est au regard de ces conséquences potentiellement importantes sur la qualité du produit final qu'il apparaît souhaitable de disposer d'une information fiable sur les effets des différentes décisions relatives à la prise de contact et aux relances adressées aux enquêtés.

Cette nécessité est encore renforcée par le passage au multimode, et en particulier par le recours croissant à la collecte de données par Internet. En effet, le mode Internet permet d'automatiser une large part du protocole, ce qui accroît le poids des décisions prises en amont lors de la conception de l'enquête, relativement aux décisions discrétionnaires des acteurs de terrain dans un recueil en face-à-face. Par ailleurs, l'évolution rapide des outils de collecte par Internet limite le recul collectif dont on dispose sur les effets de ces décisions.

Au regard de l'utilité d'une telle information, celle-ci semble toutefois largement manquante. Lorsqu'ils s'intéressent aux modalités de prise de contact et de relance, les ouvrages consacrés à la conception d'enquête portent davantage sur le contenu des messages que sur les délais ou le nombre de relances (Groves et al. 2001; Dillman, Smyth, and Christian 2014). De même, les travaux méthodologiques menés au sein de l'Insee sur le multimode se concentrent principalement sur la mesure d'éventuels effets de mode ou sur leur correction, plutôt que sur l'évaluation des effets des décisions liées au protocole de collecte.

Produire une information pertinente sur ces questions suppose, d'une part, l'existence d'une variabilité dans le traitement des unités enquêtées, sans laquelle aucune comparaison n'est possible, et, d'autre part, que cette variabilité autorise des comparaisons dont l'interprétation causale soit plausible. Le cas idéal est évidemment celui d'une expérience aléatoire contrôlée, dans laquelle la variabilité résulte du hasard, ce qui garantit immédiatement la validité de l'interprétation causale des comparaisons. Une telle expérience permet en outre de définir *ex ante* les quantités d'intérêt, c'est-à-dire, en pratique, les interventions dont on souhaite mesurer l'effet, et donc, moyennant un travail de conception en amont, d'apporter une réponse à une question précisément formulée.

Dans le cadre des enquêtes par Internet, de telles expérimentations ne sont pas particulièrement coûteuses et sont d'ailleurs couramment utilisées par des acteurs privés pour répondre à leurs propres besoins (voir Larsen et al. 2024, pour une revue de ces approches et de leurs usages dans ce contexte).

De telles expériences ne constituent toutefois pas la pratique habituelle de la statistique publique. À défaut de pouvoir s'appuyer sur une démarche expérimentale définie *ex ante*, il est néanmoins possible, dans certains contextes, d'exploiter des formes de variabilité qui fournissent, sous des hypothèses raisonnables en pratique, des comparaisons dont l'interprétation causale reste crédible (Angrist and Pischke 2010). Ces approches sont couramment mobilisées en économie, notamment dans les travaux d'évaluation des politiques publiques (Givord 2014).

Cette contribution propose d'appliquer une telle approche au protocole du bras Internet de l'enquête Familles 2025, une enquête associée au recensement, conduite au premier semestre 2025. Cette enquête offre un cadre particulièrement propice à ce type d'analyse. D'une part, la taille de l'échantillon autorise des comparaisons relativement fines, condition souvent nécessaire à la mise en œuvre des méthodes d'évaluation économétrique. D'autre part, la mise en œuvre progressive des outils de la filière d'enquêtes a conduit à ce que les délais de prise de contact et de relance ne soient pas uniformes, mais varient selon le jour de réponse au recensement.

Le traitement automatisé des enquêtés, en fonction du jour calendaire de leur réponse au recensement, crée ainsi une discontinuité nette de traitement entre celles ayant répondu juste avant minuit et celles ayant répondu juste après. Sous des hypothèses raisonnables en pratique — selon lesquelles les enquêtés ne choisissent pas de répondre juste avant ou juste après minuit afin d'être exposés à un protocole légèrement différent — cette variabilité peut être interprétée comme un aléa quasi-expérimental. Elle permet alors de construire des comparaisons dont l'interprétation causale est crédible.

Cela revient, *in fine*, à mobiliser une approche par régression sur discontinuité pour évaluer l'effet de délais de prise de contact et de relance légèrement différents entre des enquêtés qui sont, par ailleurs, parfaitement comparables.

Les résultats montrent qu'aucune des variations de protocole considérées n'a d'effet mesurable sur le taux de réponse. En pratique, contacter les enquêtés dix heures après leur réponse au recensement plutôt qu'avec un délai allongé de vingt-quatre heures, ou encore relancer vingt-quatre heures plus tôt ou plus tard en cas de non-réponse, n'entraîne pas de différences discernables dans le comportement de réponse.

2 L'enquête Familles 2025 : particularités et intérêts

2.1 Retour sur les éditions antérieures de l'enquête

L'enquête Familles 2025 constitue la déclinaison la plus récente d'une série d'enquêtes de grande ampleur sur la fécondité et la vie familiale menées par l'Insee depuis 1954. Ces enquêtes, systématiquement adossées au recensement et auto-administrées, ont d'abord concerné exclusivement les femmes, avant d'être étendues aux hommes.

La précédente édition, réalisée en 2011, a marqué une évolution importante, puisqu'elle a été la première à être associée à une enquête annuelle de recensement (EAR), et non plus à un recensement exhaustif. Si ce changement constitue une rupture significative en matière d'échantillonnage, le passage à l'EAR ne s'est toutefois pas accompagné d'une modification substantielle du protocole de collecte. En 2011, l'EAR était encore exclusivement renseignée sur support papier, et l'enquête Famille et Logement (EFL) conservait un protocole proche de celui des éditions antérieures : l'agent

recenseur remettait aux ménages concernés des questionnaires papier supplémentaires, qu'il collectait ensuite en même temps que les questionnaires du recensement.

Ce protocole permettait alors d'atteindre des taux de réponse très élevés, de l'ordre de 84% en 2011.

2.2 La principale nouveauté de l'enquête Familles 2025 : le passage au multimode

L'édition 2025 marque ainsi une discontinuité importante avec les éditions antérieures. Compte tenu du passage de l'enquête annuelle de recensement au multimode (papier et Internet), l'ancien protocole, centré exclusivement sur le papier, n'est plus pertinent. La solution retenue repose sur un protocole multimode concurrentiel, dans lequel le mode de collecte de l'enquête Familles est strictement aligné sur celui choisi par les enquêtés pour l'EAR. Ainsi, dans les ménages ayant répondu au recensement par Internet, les personnes concernées par l'enquête Familles sont également invitées à répondre par Internet, tandis que, dans les ménages ayant opté pour une réponse papier, l'ancien protocole est conservé : les questionnaires papier de l'enquête Familles sont simplement ajoutés à ceux de l'EAR.

Pour le bras Internet de l'enquête, qui concerne environ les deux tiers de l'échantillon, ce passage au multimode s'est en outre opéré dans le contexte de l'intégration de la nouvelle filière d'enquêtes.

Pour les enquêtés concernés par la collecte par Internet, la question de la prise de contact et des relances est centrale dans la conception du protocole. En effet, la solution consistant à intervenir directement sur la plateforme de collecte du recensement — soit en y intégrant le questionnaire de l'enquête Familles, soit en fournissant, en fin de questionnaire, les identifiants et un lien permettant de basculer directement vers la plateforme de la filière — a été écartée. Ce choix visait à limiter les risques pesant sur la collecte du recensement, mais reflétait également des contraintes techniques de faisabilité.

La solution finalement retenue consiste à utiliser les adresses électroniques recueillies en fin de questionnaire du recensement pour contacter les ménages concernés par l'enquête Familles — dont le champ est défini à partir des caractéristiques collectées lors du recensement — dans les zones géographiques échantillonnées.

2.3 Calendrier de prise de contact et de relance

L'envoi continu de mails de contact, immédiatement après la réponse au recensement, aurait sans doute constitué la solution la plus proche de l'ancien protocole centré sur le papier. Cette option n'étant pas réalisable dans le cadre de la filière d'enquêtes, la solution retenue consiste à envoyer les mails de contact par paquets, avec un certain délai après la fin de la réponse des ménages au recensement. En pratique, les ménages concernés par l'enquête Familles et ayant répondu au recensement un jour donné sont recontactés le lendemain matin afin de participer à l'enquête.

Les relances sont également envoyées par paquets, mais à une fréquence plus faible. Au lieu d'un envoi quotidien de relances par mail, les ménages non répondants ne sont recontactés que les mardis et vendredis, selon un calendrier défini en amont par l'équipe de conception en fonction du jour de réponse au recensement.

Dans la mesure où ce calendrier repose sur la date calendaire de réponse au recensement, ce choix génère une discontinuité dans le protocole auquel sont exposés les enquêtés selon qu'ils ont répondu juste avant ou juste après minuit. C'est cette discontinuité qui permet de mettre en œuvre l'évaluation quasi-expérimentale du protocole développée dans la suite de l'article.

3 Données

Les données mobilisées dans cet article sont des données de gestion des enquêtes, issues à la fois de l'enquête annuelle de recensement et de l'enquête Familles. Plus précisément, les informations relatives aux dates et heures de réponse au recensement proviennent de l'application Omer-OdiC et sont appariées, à l'aide d'un identifiant propre à chaque ménage enquêté, aux données de suivi de l'enquête Familles extraites de l'outil Moog.

Au total, ces données permettent de suivre le comportement de réponse de 304 935 ménages concernés par l'enquête Familles en 2025, c'est-à-dire des ménages :

- appartenant à l'une des zones géographiques sélectionnées lors du tirage de l'échantillon de l'enquête Familles ;
- ayant choisi de répondre par Internet à l'enquête annuelle de recensement ;
- et dont les réponses au questionnaire du recensement indiquent qu'au moins une personne appartient au champ de l'enquête Familles, c'est-à-dire :
 - que son sexe déclaré au recensement correspond au sexe enquêté dans la zone considérée ;
 - et qu'elle est majeure.

L'exploitation de la discontinuité de traitement induite par le protocole conduit ensuite à se concentrer, parmi ces ménages, sur ceux ayant répondu au recensement *autour* de minuit. Comme indiqué précédemment, l'intérêt de cette population réside dans le fait que, bien que ces ménages aient répondu à l'enquête annuelle de recensement à des moments très proches, certains — ceux ayant répondu *juste avant* minuit — sont contactés plus tôt pour participer à l'enquête Familles, typiquement en fin de matinée le lendemain, tandis que d'autres — ceux ayant répondu *juste après* minuit — ne le sont que le surlendemain. Les calendriers de relance ultérieurs sont eux aussi décalés, de manière variable selon le jour de la semaine.

En pratique, l'analyse est restreinte aux ménages ayant répondu à l'enquête annuelle de recensement entre 22 h le jour J et 2 h le jour $J + 1$. Cette fenêtre temporelle regroupe 16 418 ménages. L'échantillon ainsi constitué comprend légèrement plus de répondants tardifs au recensement et sous-représente en conséquence les ménages ayant répondu le plus tôt (Figure 1).

4 Méthode

4.1 Principe général

L'approche proposée repose sur la discontinuité dans le traitement des ménages générée par le passage d'un jour au suivant. Schématiquement, elle consiste à supposer que de petites variations autour de minuit — par exemple, entre une réponse au recensement à 23 h 59 un jour donné et une réponse à 00 h 01 le lendemain — peuvent être considérées comme purement aléatoires, et en particulier indépendantes des caractéristiques observables et inobservables des ménages qui influencent leur comportement de réponse à l'enquête Familles. Cela justifie de considérer que, localement, pour les ménages ayant répondu autour de minuit, l'assignation au protocole de collecte du jour J ou du jour $J + 1$ peut être assimilée à une expérience aléatoire contrôlée. En conséquence, la comparaison des répondants de 23 h 59 et de 00 h 01 fournit une information pertinente sur les effets causaux des différents protocoles.

Cette approche de régression sur discontinuité (*regression discontinuity design* dans la littérature anglophone) est largement utilisée en évaluation des politiques publiques. Dans le cas présent, la variable de sélection continue est l'instant de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de

recensement, qui détermine l'assignation à un traitement discret (mais non dichotomique) correspondant au protocole de contact et de relance de l'enquête Familles 2025.

L'hypothèse centrale garantissant la validité de cette approche est que les ménages ne manipulent pas la variable de sélection, c'est-à-dire le moment où ils terminent le questionnaire du recensement, dans le but de se voir assigner stratégiquement à un protocole plutôt qu'à un autre. Dans le contexte présent, cette hypothèse, bien que forte, semble plausible. En effet, le protocole exact de contact et de relance, ainsi que l'importance du passage d'un jour calendaire à l'autre, ne sont pas communiqués aux ménages par l'agent recenseur ni par la notice de l'enquête Familles, et l'intérêt pour les ménages d'être contactés ou relancés à certaines dates plutôt qu'à d'autres n'est pas évident.

Une autre manière de se rassurer sur ce point consiste à vérifier que la répartition des ménages de part et d'autre de minuit ne présente pas de discontinuité observable. Si tel était le cas, cela indiquerait la présence d'une manipulation susceptible d'affecter l'exogénéité de l'assignation à un protocole plutôt qu'à un autre (McCrary 2008). La Figure 2 présente : (i) la distribution empirique des heures de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement pour les ménages ayant répondu entre 22 h et 2 h et appartenant à l'échantillon de l'enquête Familles 2025 ; et (ii) une estimation de la densité, calculée séparément avant et après minuit, en s'appuyant sur la méthode d'estimation polynomiale locale (ici quadratique) proposée par Matias D. Cattaneo, Jansson, and Ma (2020). Cet examen ne met en évidence aucune discontinuité dans la densité autour de minuit, ce qui suggère que les ménages ne choisissent pas le moment de validation de leur questionnaire dans le but de se retrouver d'un côté ou de l'autre du seuil.

Valider son questionnaire juste avant ou juste après minuit conduit les ménages à être assignés à des protocoles de contact et de relance différents. La première différence notable concerne le moment de prise de contact pour l'enquête Familles, c'est-à-dire l'envoi du mail-avis de l'enquête, qui est décalé d'un jour pour ceux ayant répondu juste après minuit. La Figure 3 illustre le délai moyen écoulé entre la validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement et l'envoi du mail-avis de l'enquête Familles, de part et d'autre du seuil de minuit, dans des intervalles choisis pour offrir une représentation adéquate de la variabilité des données (Calonico, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik 2015).

Pour les ménages ayant répondu juste avant minuit, ce délai est en moyenne de 13 heures, le lancement de l'envoi se faisant en fin de matinée le lendemain et l'envoi de l'ensemble des mails prenant plusieurs heures. Pour ceux ayant répondu juste après minuit, le délai moyen est d'environ 35 à 36 heures, l'envoi se déroulant le surlendemain.

4.2 Déclinaisons

Si le délai d'envoi du mail-avis est le premier paramètre affecté par l'assignation à un lot plutôt qu'à un autre, ce n'est pas le seul. En effet, le calendrier des relances diffère également. Cela s'explique notamment par le fait que les relances ne sont pas envoyées chaque jour, mais seulement les mardis et vendredis (et uniquement les mardis pour les relances postales). Pour la première relance, deux situations sont possibles :

- Le passage d'un lot au suivant ne modifie pas le jour d'envoi de la première relance. Dans ce cas, le délai entre l'envoi du mail-avis et celui de la première relance est raccourci, puisque la relance intervient environ 24 heures plus tard. Ce scénario concerne toutes les nuits sauf celles du dimanche au lundi et du jeudi au vendredi.
- Le passage d'un lot au suivant décale également le jour d'envoi de la première relance, qui passe alors d'un mardi au vendredi suivant, ou d'un vendredi au mardi suivant. Le délai est donc rallongé : le mail-avis est envoyé 24 heures plus tard, mais la première relance intervient

72 à 96 heures après. Ce scénario concerne la nuit du dimanche au lundi et celle du jeudi au vendredi.

La Figure 4 illustre ces deux situations en présentant le délai moyen entre l'envoi du mail-avis et celui du premier mail de relance, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement. Le choix des tailles de cellule repose, comme précédemment, sur l'approche proposée par Calonico, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2015). La Figure 4a correspond au premier cas, où le délai diminue pour les ménages ayant répondu légèrement après minuit, tandis que la Figure 4b correspond au second cas, où le délai augmente en raison du report de la relance de plusieurs jours.

Le cas de la deuxième relance est plus complexe, puisqu'il faut distinguer trois situations :

- Dans le cas le plus simple, le passage d'un lot au suivant n'a pas d'effet sur la date de la première relance, ni sur celle des relances suivantes. Il s'agit du premier cas déjà décrit pour la première relance : le délai d'envoi de la première relance est raccourci, mais celui des relances ultérieures reste identique.
- Pour les répondants de la nuit de jeudi à vendredi, le passage d'un lot au suivant décale la première relance d'un mardi au vendredi suivant (- 72 h) et la deuxième relance d'un vendredi au mardi suivant (+ 96 h). Le délai entre les deux relances est donc allongé d'environ 24 heures.
- Pour les répondants de la nuit de dimanche à lundi, le passage d'un lot au suivant décale la première relance d'un vendredi au mardi suivant (- 96 h) et la deuxième relance d'un mardi au vendredi suivant (+ 72 h). Le délai entre les deux relances est donc raccourci d'environ 24 heures.

La Figure 5 permet de visualiser ces différentes situations, en représentant le délai moyen entre les deux premières relances selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement et la configuration considérée, de part et d'autre du seuil de minuit. Le choix des tailles de cellule repose, comme précédemment, sur l'approche proposée par Calonico, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2015).

Dans le premier cas, conformément à l'intuition, le graphique ne montre aucune discontinuité dans le délai (Figure 5a). Dans les deux autres cas, une discontinuité apparaît : un allongement du délai pour les nuits de jeudi à vendredi (Figure 5b) et un raccourcissement pour les nuits de dimanche à lundi (Figure 5c).

5 Résultats

Ces différences dans les délais de prise de contact et de relance ont-elles un impact sur la participation des enquêtés à l'enquête ? La Figure 6 représente le taux de réponse, mesuré par la part de ménages ayant finalement validé leur questionnaire de l'enquête Familles, en fonction de l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement. La taille des cellules est, comme précédemment, déterminée selon l'approche de Calonico, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2015). Cette figure ne montre aucune discontinuité au seuil de minuit, ce qui suggère que le décalage d'environ 24 heures dans la prise de contact n'affecte pas significativement le comportement de réponse des ménages.

La Table 1 confirme ce constat en fournissant les valeurs estimées de l'effet du passage au lot suivant, induit par la discontinuité au seuil de minuit, sur le taux de réponse à l'enquête Familles. L'estimation repose sur une approche de régression linéaire locale, avec correction du biais et intervalles de confiance robustes (Calonico, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik 2014; Calonico, Matias D. Cattaneo, and Max H. Farrell 2018; Calonico, Matias D. Cattaneo, and Max H. Farrell 2019; Calonico, Matias D. Cattaneo, and Max H. Farrell 2022).

La Figure 7 approfondit cette analyse en distinguant les ménages selon la nuit de réponse. Cela permet de séparer le cas classique, où le passage du seuil de minuit décale de 24 heures l'envoi du mail-avis sans modifier le reste du calendrier, des cas où le calendrier complet est affecté, par un allongement du délai avant la première relance, et par un changement du délai entre les deux premières relances. Là encore, aucun graphique ne révèle de discontinuité au seuil de minuit, suggérant que ces variations du calendrier n'ont pas d'effet sur le taux de réponse.

La Table 2 confirme cette observation en présentant les estimations correspondantes. Les données restent compatibles avec l'hypothèse d'un effet nul des décalages de calendrier sur le taux de réponse des ménages.

6 Discussion

Ces estimations suggèrent, au total, que pour les modifications de protocole considérées ici, avancer ou retarder l'instant de prise de contact, ainsi que les délais entre relances, n'a pas d'effet significatif sur le comportement de réponse des enquêtés. Ainsi, l'envoi d'un mail-avis 10 heures après la réponse au recensement, ou 35 heures après cette réponse, n'a pas d'effet discernable sur la participation à l'enquête Familles. De même, dans les cas particuliers où le seuil génère des délais de relance légèrement différents, une relance envoyée 24 heures plus tôt ou 24 heures plus tard n'a *in fine* aucun impact sur la validation du questionnaire.

Une interprétation rassurante de ces résultats est que, même en l'absence de preuves expérimentales directes, la conception d'enquête n'est pas nécessairement fortement pénalisée lorsqu'il s'agit de déterminer les délais de prise de contact et de relance, du moins dans le cadre de délais raisonnables. Ces décisions semblent, en pratique, avoir peu d'effet, ce qui pourrait réduire une partie de la pression pesant sur les concepteurs. Cette interprétation doit cependant être nuancée : la validité externe des résultats reste limitée, et leur extrapolation au-delà des modifications de protocole étudiées doit se faire avec prudence.

Par exemple, en se limitant au délai de prise de contact, il n'est pas difficile, sous quelques hypothèses raisonnables, de déduire du fait qu'un passage d'un délai de 10 heures à un délai 24 heures plus long n'a pas d'effet, que tout délai compris entre 10 et 34 heures aurait probablement les mêmes conséquences en termes de taux de réponse. En revanche, extrapoler en dehors de ces limites reste problématique : il n'est pas possible de conclure que réduire le délai à zéro, ou intégrer directement le questionnaire de l'enquête Familles sur la plateforme du recensement, n'aurait pas permis d'augmenter le taux de réponse.

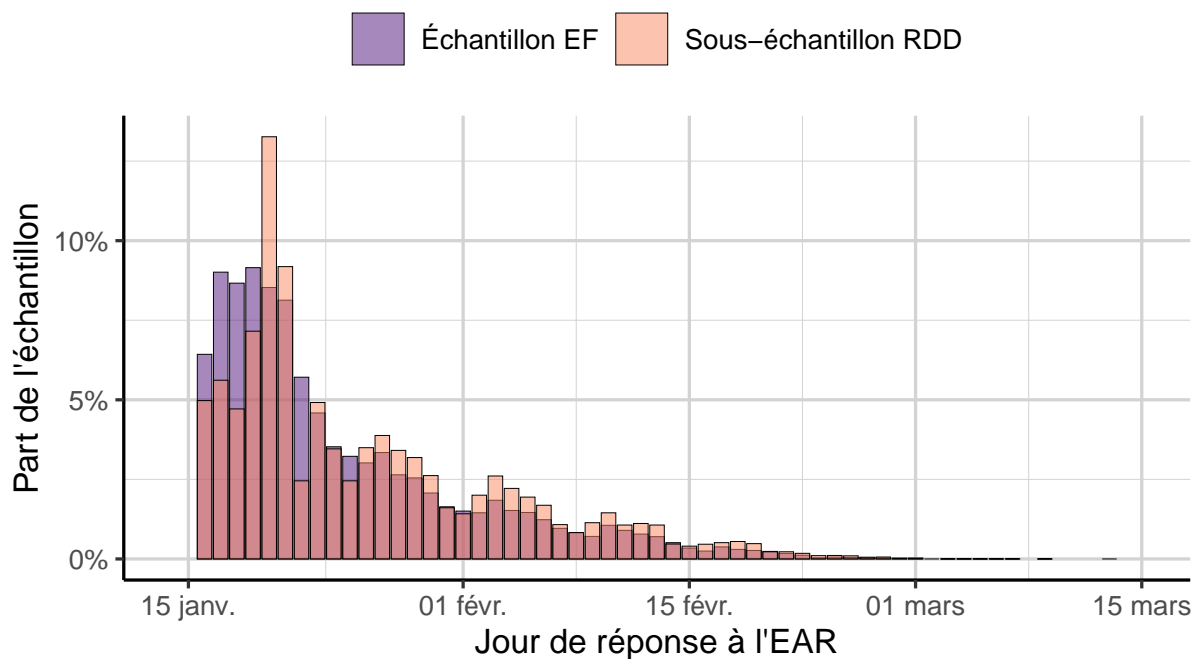
À cet égard, l'intérêt d'une démarche véritablement expérimentale apparaît clairement par rapport à l'approche quasi-expérimentale reposant sur des variations naturelles dans le protocole. Une expérience planifiée permet de définir à l'avance les quantités d'intérêt et de s'assurer que la question posée correspond exactement à celle que l'on souhaite étudier, tandis que l'approche quasi-expérimentale conduit souvent à répondre uniquement aux questions pour lesquelles des variations existent, qui ne sont pas toujours les plus pertinentes pour le concepteur.

Références

Angrist, Joshua D. and Jörn-Steffen Pischke (June 2010). "The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design Is Taking the Con out of Econometrics". In: *Journal of Economic Perspectives* 24.2, pp. 3–30. DOI: 10.1257/jep.24.2.3.

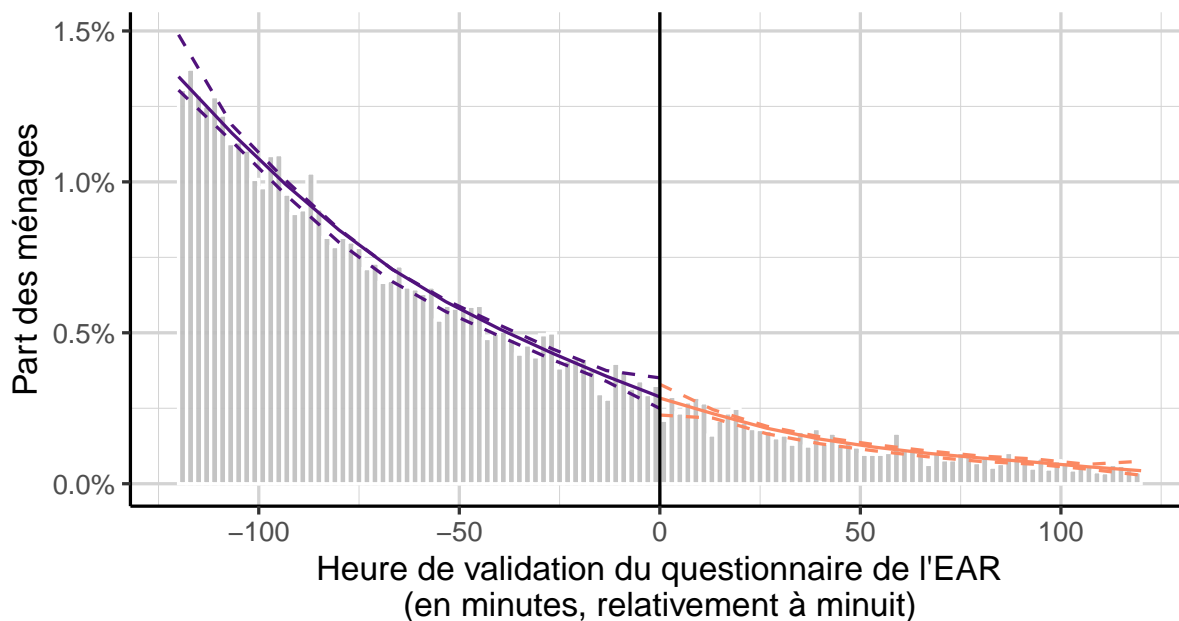
- Calonico, Sebastian, Matias D Cattaneo, and Max H Farrell (Nov. 2019). “Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs”. In: *The Econometrics Journal* 23.2, pp. 192–210. ISSN: 1368-4221. DOI: 10.1093/ectj/utz022.
- (2018). “On the Effect of Bias Estimation on Coverage Accuracy in Nonparametric Inference”. In: *Journal of the American Statistical Association* 113.522, pp. 767–779. DOI: 10.1080/01621459.2017.1285776.
- (2022). “Coverage error optimal confidence intervals for local polynomial regression”. In: *Bernoulli* 28.4, pp. 2998–3022. DOI: 10.3150/21-BEJ1445.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2015). “Optimal Data-Driven Regression Discontinuity Plots”. In: *Journal of the American Statistical Association* 110.512, pp. 1753–1769. DOI: 10.1080/01621459.2015.1017578.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, and Rocío Titiunik (2014). “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”. In: *Econometrica* 82.6, pp. 2295–2326. DOI: <https://doi.org/10.3982/ECTA11757>.
- Cattaneo, Matias D., Michael Jansson, and Xinwei Ma (2020). “Simple Local Polynomial Density Estimators”. In: *Journal of the American Statistical Association* 115.531, pp. 1449–1455. DOI: 10.1080/01621459.2019.1635480.
- Dillman, Don A., Jolene D. Smyth, and Leah Melani Christian (2014). *Internet, Phone, Mail, and Mixed-Mode Surveys: The Tailored Design Method*. First published: 18 August 2014. John Wiley & Sons, Inc. ISBN: 9781394260645. DOI: 10.1002/9781394260645.
- Givord, Pauline (2014). “Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques”. In: *Économie & prévision* 204-205.1, pp. 1–28. DOI: 10.3917/ecop.204.0002.
- Groves, Robert M. et al., eds. (2001). *Survey Nonresponse*. Wiley, p. 520. ISBN: 9780471396277.
- Larsen, Nicholas et al. (2024). “Statistical Challenges in Online Controlled Experiments: A Review of A/B Testing Methodology”. In: *The American Statistician* 78.2, pp. 135–149. DOI: 10.1080/00031305.2023.2257237.
- McCrary, Justin (2008). “Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test”. In: *Journal of Econometrics* 142.2. The regression discontinuity design: Theory and applications, pp. 698–714. ISSN: 0304-4076. DOI: 10.1016/j.jeconom.2007.05.005.

Figures



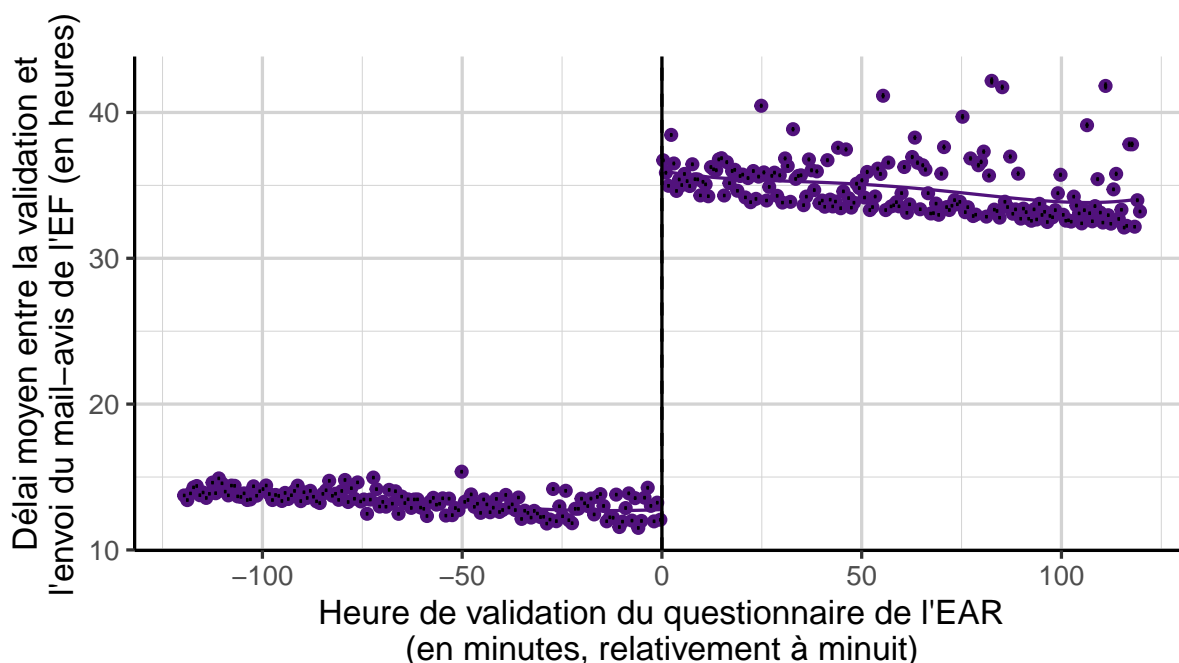
Champ : ménages répondants par Internet et inclus dans l'échantillon de l'enquête Familles.
Source : Données de suivi de l'EAR et de l'enquête Familles 2025.

FIG. 1 – Répartition des ménages enquêtés selon le jour de réponse à l'enquête annuelle de recensement.



Champ : ménages répondants par Internet et inclus dans l'échantillon de l'enquête Familles.
 Source : Données de suivi de l'EAR et de l'enquête Familles 2025.

FIG. 2 – Répartition des ménages enquêtés selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement, autour de minuit.



Champ : ménages répondants par Internet et inclus dans l'échantillon de l'enquête Familles.
 Source : Données de suivi de l'EAR et de l'enquête Familles 2025.

FIG. 3 – Délai d'envoi du mail-avis de l'enquête Familles, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement.

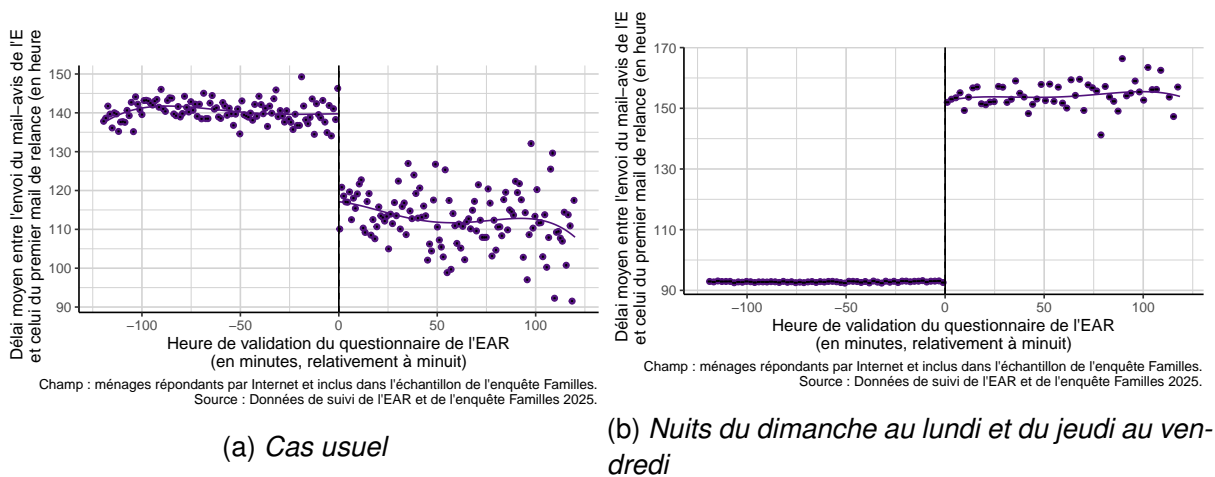


FIG. 4 – Délai d'envoi du premier mail de relance de l'enquête Familles, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement.

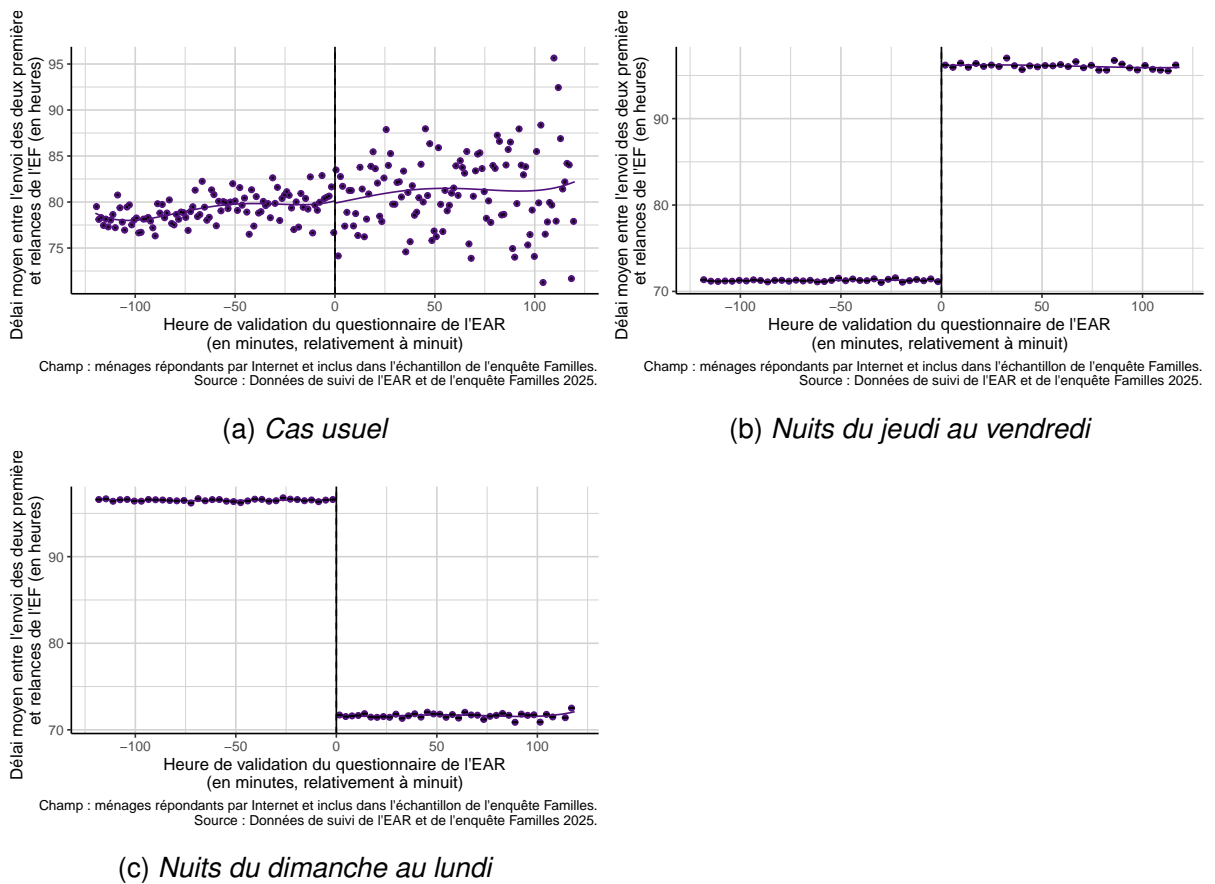
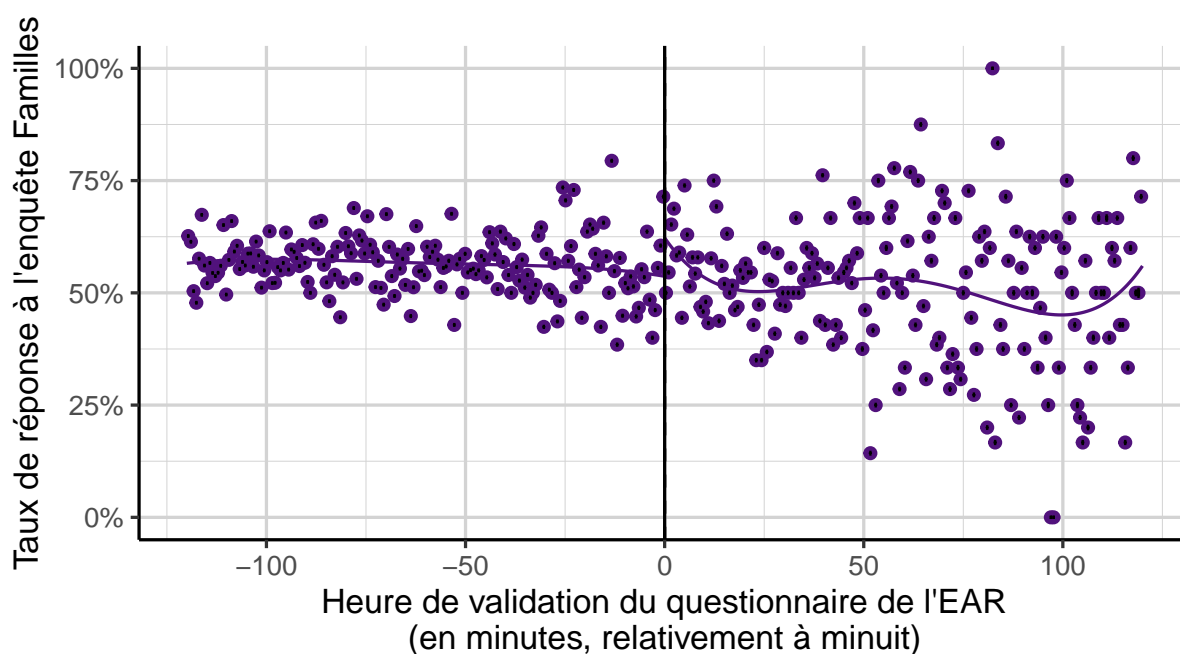
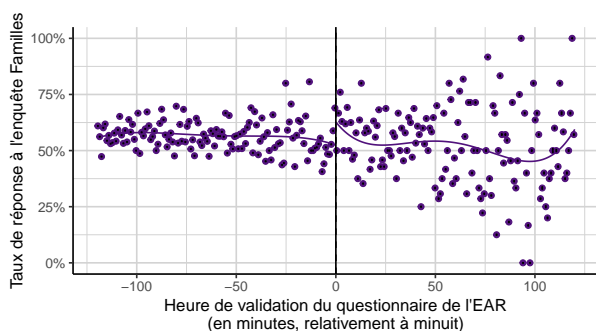


FIG. 5 – Délai entre les deux premières relances de l'enquête Familles, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement.

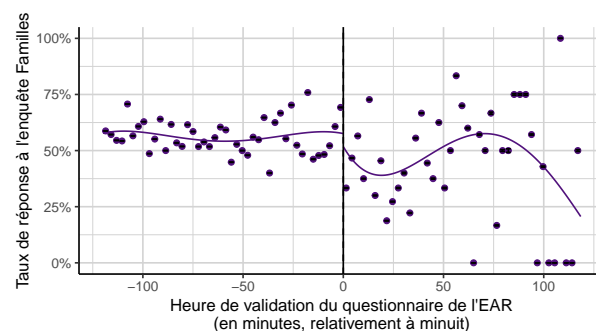


Champ : ménages répondants par Internet et inclus dans l'échantillon de l'enquête Familles.
 Source : Données de suivi de l'EAR et de l'enquête Familles 2025.

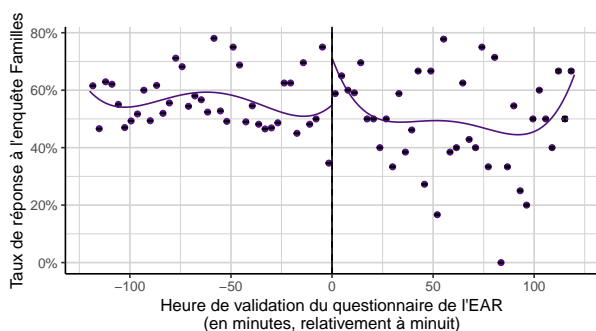
FIG. 6 – Part de questionnaires validés à l'enquête Familles, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement.



(a) *Cas usuel*



(b) *Nuits du jeudi au vendredi*



(c) *Nuits du dimanche au lundi*

FIG. 7 – *Part de questionnaires finalement validés à l'enquête Familles, selon l'heure de validation du questionnaire de l'enquête annuelle de recensement.*

Tables

TAB. 1 – Effet de l'assignation au lot suivant sur le taux de réponse: effet agrégé

Estimation	Effet estimé	Ecart-type	p-valeur	Intervalle de confiance à 95%
Estimation conventionnelle	0.064	0.044	0.146	[-0.022, 0.15]
Biais corrigé	0.077	0.044	0.080	[-0.009, 0.163]
Robuste	0.077	0.051	0.133	[-0.023, 0.177]

TAB. 2 – Effet de l'assignation au lot suivant sur le taux de réponse, selon l'effet sur le décalage du calendrier de relance

(a) Cas usuel

Estimation	Effet estimé	Ecart-type	p-valeur	Intervalle de confiance à 95%
Estimation conventionnelle	0.091	0.053	0.084	[-0.012, 0.194]
Biais corrigé	0.107	0.053	0.042	[0.004, 0.211]
Robuste	0.107	0.061	0.080	[-0.013, 0.228]

(b) Nuits du jeudi au vendredi

Estimation	Effet estimé	Ecart-type	p-valeur	Intervalle de confiance à 95%
Estimation conventionnelle	-0.096	0.098	0.325	[-0.288, 0.095]
Biais corrigé	-0.070	0.098	0.475	[-0.261, 0.122]
Robuste	-0.070	0.112	0.534	[-0.29, 0.15]

(c) Nuits du dimanche au lundi

Estimation	Effet estimé	Ecart-type	p-valeur	Intervalle de confiance à 95%
Estimation conventionnelle	0.140	0.089	0.114	[-0.034, 0.315]
Biais corrigé	0.157	0.089	0.078	[-0.018, 0.331]
Robuste	0.157	0.106	0.138	[-0.05, 0.363]