

Techniques d'enquête

Rythme quotidien de la qualité des données : résultats d'une enquête menée auprès des chômeurs au New Jersey

par Jorge González Chapela

Date de diffusion : le 20 décembre 2024



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros suivants :

- | | |
|---|----------------|
| • Service de renseignements statistiques | 1-800-263-1136 |
| • Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants | 1-800-363-7629 |
| • Télécopieur | 1-514-283-9350 |

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « Contactez-nous » > « [Normes de service à la clientèle](#) ».

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Sa Majesté le Roi du chef du Canada, représenté par le ministre de l'Industrie, 2024

L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'[entente de licence ouverte](#) de Statistique Canada.

Une [version HTML](#) est aussi disponible.

This publication is also available in English.

Rythme quotidien de la qualité des données : résultats d'une enquête menée auprès des chômeurs au New Jersey

Jorge González Chapela¹

Résumé

Le présent article porte sur la possibilité que la qualité des données d'enquête fluctue au fil de la journée. Après avoir exposé l'argument sur le plan théorique, les données recueillies au moyen d'un panel du *Survey of Unemployed Workers in New Jersey* (enquête sur les chômeurs au New Jersey) sont analysées. Plusieurs indicateurs indirects de l'erreur de réponse sont examinés, notamment la non-réponse partielle, la durée des interviews, l'arrondissement et les mesures de la qualité des données du journal sur l'emploi du temps. Les données probantes que nous avons rassemblées pour l'effet de l'heure de la journée sur les interviews sont fiables ou inexistantes. La non-réponse partielle et la probabilité que la durée des interviews fasse partie des 5 % des durées les plus courtes semblent augmenter en soirée, mais une évaluation plus détaillée demande de recourir à des variables instrumentales.

Mots-clés : Données recueillies au moyen d'un panel; heure de la journée; qualité des données d'enquête; Survey of Unemployed Workers in New Jersey.

1. Introduction

Le fait que les enquêtes constituent un outil essentiel à la recherche empirique semble aussi indéniable que le fait qu'une erreur de mesure peut compromettre la qualité de données d'enquête. Parmi les préceptes qui sous-tendent apparemment les ouvrages sur l'erreur de mesure se loge le principe voulant que le répondant à une enquête doive effectuer un ensemble d'opérations cognitives avant de répondre à une question (par exemple Tourangeau, Rips et Rasinski, 2000, chapitre 1). Chacune des opérations peut se révéler plutôt complexe et demander un travail cognitif très exigeant (Krosnick, 1999). Des recherches approfondies (résumées, entre autres, par Schmidt, Collette, Cajochen et Peigneux, 2007) ont montré que le rendement humain fluctue au fil de la journée pour une vaste gamme de tâches cognitives. Pourtant, les répercussions que ces fluctuations pourraient avoir sur la qualité des données d'enquête demeurent en grande partie inconnues.

Dans le présent article, on tente de déceler les heures de la journée qui pourraient poser problème à la qualité des données d'enquête en exploitant des microdonnées longitudinales à haute fréquence tirées de l'enquête américaine Survey of Unemployed Workers in New Jersey (SUWNJ). Dans l'enquête SUWNJ, on a mené des interviews en ligne chaque semaine, sur une période allant jusqu'à 24 semaines, auprès de quelque 6 000 travailleurs qui étaient sans emploi au début de l'enquête, en octobre 2009. Même si les répondants de l'enquête SUWNJ décidaient eux-mêmes du moment qui leur convenait le mieux pour répondre au questionnaire, la disponibilité d'observations répétées sur chaque répondant permet de soustraire les nombreux facteurs non observés qui sont restés constants au cours de la période relativement courte de l'enquête SUWNJ (comparativement à d'autres enquêtes longitudinales de grande envergure).

1. Jorge González Chapela, Centro Universitario de la Defensa de Zaragoza, Academia General Militar, Ctra. de Huesca s/n, 50090 Zaragoza, Espagne. Courriel : jorgegc@unizar.es.

L'article est structuré de la manière suivante. La section 2 présente des renseignements de base et le contexte de cette recherche. La section 3 décrit les données, la construction des variables principales et la sélection de l'échantillon. La section 4 traite de la méthodologie. Les résultats sont présentés à la section 5. Enfin, la section 6 résume les constatations et propose des orientations pour les recherches futures.

2. Renseignements de base et contexte

2.1 Renseignements de base

Des psychologues et des méthodologistes d'enquête ont caractérisé une série d'étapes cognitives en lien avec le fait de répondre à des questions d'enquête. Tourangeau et coll. (2000, page 8) distinguent quatre étapes (compréhension de la question, récupération de renseignements pertinents, utilisation de ces renseignements pour porter les jugements nécessaires, et sélection et énonciation d'une réponse) et présentent une liste indicative des processus mentaux qui interviennent possiblement dans le processus de réponse. L'attention et la mémoire font partie de cette liste, et l'on a démontré que toutes deux fluctuaient au fil de la journée.

La recherche des fluctuations du rendement cognitif humain selon l'heure de la journée repose de plus en plus sur le modèle dit à deux processus de régulation du sommeil et de l'éveil (Blatter et Cajochen, 2007; Schmidt et coll., 2007). Ce modèle postule que l'influence de l'heure de la journée sur le rendement cognitif est induite par la somnolence, qui est elle-même déterminée par les influences qui interagissent de deux propensions. La propension homéostatique au sommeil s'accumule de façon continue durant le temps d'éveil et diminue progressivement durant le sommeil. La propension à l'état d'éveil oscillatoire de près de 24 heures (ou circadien) équilibre la tendance au sommeil homéostatique accumulée pendant l'état d'éveil.

La propension circadienne à l'éveil, qui résulte d'une horloge interne synchronisée par des signaux créés par la rotation de la Terre (lumière, température, etc.) (Roenneberg, Kuehnle, Juda, Kantermann, Allebrandt, Gordijn et Mellow, 2007), atteint son maximum durant la soirée et son minimum tôt le matin. Ainsi, chez une personne qui dort habituellement de 23 h à 7 h, le rendement cognitif serait à un niveau plus faible durant la nuit et tôt le matin, atteindrait un meilleur niveau autour de midi, accuserait une baisse après le repas du midi (par exemple Bes, Jobert et Schulz, 2009) et serait à un niveau élevé en après-midi et en soirée (Valdez, 2019). Cependant, cette chronologie peut être modulée par le genre de tâche et les différences entre les personnes quant au rendement lié à la tâche (Blatter et Cajochen, 2007).

La phase de la propension circadienne à l'éveil et celle des signaux diffère d'une personne à l'autre, ce qui crée un lien entre le temps interne et externe appelé « phase d'entraînement ». Les personnes dont la phase d'entraînement diffère sont désignées comme ayant des chronotypes différents. L'harmonisation du chronotype avec l'heure de la journée améliore un certain nombre de fonctions cognitives, ce qui engendre l'effet dit de synchronie (par exemple Hasher, Goldstein et May, 2005; Hornik et Tal, 2010; Salehinejad, Wischnewski, Ghanavati, Mosayebi-Samani, Kuo et Nitsche, 2021; Guarana, Stevenson, Gish, Ryu et Crawley, 2022). Par conséquent, si les personnes répondaient à des questionnaires durant les heures

concordant avec leur chronotype (comme le laissent croire les données probantes dans Fordsham, Moss, Krumholtz, Roggina, Robinson et Litman, 2019), l'effet de l'heure de la journée serait modéré positivement par le tri des répondants aux heures optimales.

2.2 Contexte

Une exécution minutieuse et complète de chacune des quatre étapes du processus de réponse de l'enquête peut nécessiter une quantité importante d'efforts mentaux. Ainsi, selon le principe du seuil de satisfaction de l'individu de Krosnick (1991), les répondants de l'enquête pourraient simplement fournir une réponse satisfaisante, et la probabilité de le faire diminue en fonction de la capacité du répondant. Cette observation a favorisé la réalisation d'études portant sur le lien entre la capacité cognitive, considérée comme un trait stable ou changeant lentement, et la qualité des données. Consultez par exemple Kaminska, McCutcheon et Billiet (2010), Kroh, Lüdtke, Düzel et Winter (2016), Gideon, Helppie-McFall et Hsu (2017), Olson, Smyth et Ganshert (2019), Truebner (2021), Angrisani et Couper (2022), Bais, Schouten et Toepoel (2022), et Phillips et Stenger (2022). Comme l'avait prédit Krosnick (1991), la capacité cognitive et le principe du seuil de satisfaction de l'individu semblent habituellement présenter un lien inversé.

Les fluctuations du rendement cognitif selon l'heure de la journée pourraient constituer un autre volet de la capacité du répondant lié au principe du seuil de satisfaction de l'individu. Ce lien potentiel a toutefois suscité peu d'études. Ziniel (2008, chapitre 4) a examiné si la proportion de réponses « Je ne sais pas » fournies par les répondants de l'étude américaine *Health and Retirement Study* (étude sur la santé et la retraite) est sensible à l'heure de la journée, pour en arriver à une conclusion négative. Binder (2022) a recruté des participants d'Amazon Mechanical Turk (MTurk) afin d'examiner si les attentes en ce qui concerne l'inflation et les réponses objectivement correctes à des questions différaient selon l'heure de la journée, pour ne trouver que peu de différences. En revanche, une enquête menée auprès de fournisseurs en concurrence pour l'obtention de contrats publics en Irlande (Flynn, 2018) révèle que l'heure de la journée à laquelle les répondants avaient commencé à répondre au questionnaire permettait de savoir s'il serait dûment rempli.

Ces études antérieures étaient limitées du fait que les répondants décidaient eux-mêmes de répondre au questionnaire au moment qui leur convenait le mieux. Comme l'a reconnu Ziniel (2008, chapitre 4), les différences entre les personnes en matière de capacité cognitive ou de chronotype pourraient donc interférer avec d'éventuelles fluctuations du rendement cognitif selon l'heure de la journée. Pour être certains que des facteurs comme ceux-là n'interfèrent pas avec l'heure de la journée, Dickinson et McElroy (2010) ont attribué au hasard la fenêtre de réponse au questionnaire et constaté que l'heure de la journée (représentée par une variable binaire égale à une unité pour les heures de réponse allant de 1 h à 5 h et à zéro pour les heures de réponse allant de midi à 19 h) n'avait aucun effet sur le raisonnement itératif.

Il est pertinent de déterminer les heures de la journée problématiques pour la qualité des données d'enquête, tout d'abord dans le cadre des enquêtes, puisqu'il serait possible de mettre en place des mesures supplémentaires pour réduire l'étendue de l'erreur de mesure. Il serait par exemple possible de programmer l'envoi par courriel d'invitations ou de rappels pour remplir des questionnaires ou même organiser la

collecte des données à des heures de la journée qui conviendraient mieux pour augmenter la qualité des données. Cependant, forcer des répondants à remplir des questionnaires à des heures précises de la journée pourrait faire augmenter l'erreur de non-réponse (par exemple Weeks, Kulka et Pierson, 1987; Durrant, D'Arrigo et Steele, 2011). Alors dans le cadre de l'erreur d'enquête totale (par exemple Lyberg et Stukel, 2017), il faudrait étudier le compromis entre l'erreur de mesure et l'erreur de non-réponse.

Outre les articles déjà mentionnés, nos travaux reposent sur des ouvrages appartenant à d'autres courants. Certaines études ont porté sur les caractéristiques et les comportements des participants à des enquêtes en ligne en fonction de l'heure de la participation au cours de la journée (par exemple Arechar, Kraft-Todd et Rand, 2017; Casey, Chandler, Levine, Proctor et Strolovitch, 2017; Binder, 2022). Malgré une possible corrélation entre certaines caractéristiques des répondants et la qualité des données, nous nous concentrons sur la qualité des données et créons des effets nets liés à des facteurs individuels non observés et aux heures optimales de participation. Les fluctuations du rendement cognitif selon l'heure de la journée ont été tenues responsables de la variation au fil de la journée d'un vaste éventail de décisions et de capacités économiques; consultez par exemple Carrell, Maghakian et West (2011), Dickinson et McElroy (2017), Williams et Shapiro (2018), Collinson, Mathmann et Chylinski (2020), Dickinson, Chaudhuri et Greenaway-McGrevy (2020), et Guarana et coll. (2022). Mais la possibilité que la qualité des données d'enquête soit modulée selon l'heure de la journée demeure en grande partie inconnue. Enfin et surtout, en tirant parti de l'heure de début et de fin de chaque interview, nous établissons des liens avec la documentation en utilisant des paradonnées pour étudier l'erreur de mesure (examinée par Yan et Olson, 2013).

3. Données, mesures et sélection de l'échantillon

3.1 Enquête SUWNJ

Les données de la présente étude sont tirées de l'enquête SUWNJ, une enquête longitudinale menée en ligne d'octobre 2009 à avril 2010 auprès de chômeurs par le Survey Research Center de l'Université Princeton. Nous décrivons dans la présente les principaux volets de cette enquête, en nous reportant à Krueger et Mueller (2010 et 2011) pour le questionnaire de l'enquête, l'ensemble de données et une description plus détaillée de l'enquête SUWNJ. Le code Stata nécessaire pour passer des données brutes aux résultats est disponible sur demande auprès de l'auteur.

3.1.1 Échantillonnage et invitation

Les personnes sélectionnées pour faire partie de l'échantillon proviennent de l'univers des bénéficiaires de prestation d'assurance-emploi (AE) de l'État du New Jersey en date du 28 septembre 2009. Durant les années 2009 et 2010, le taux de chômage du New Jersey reflétait fidèlement la moyenne des États-Unis, mais sa population de bénéficiaires de l'AE se composait davantage de femmes et de personnes plus âgées et plus scolarisées que dans l'ensemble du pays. L'échantillon, sélectionné par échantillonnage aléatoire stratifié, se composait de strates définies par la durée initiale de chômage et la disponibilité d'une adresse

courriel. Les personnes sans emploi depuis au moins 60 semaines et celles possédant une adresse courriel étaient surreprésentées dans l'échantillon.

Les personnes sélectionnées ont été invitées à participer à l'enquête pour une durée de 12 semaines consécutives, alors que les chômeurs de longue date ont été invités à participer à une étude prolongée pendant 12 semaines supplémentaires. L'invitation initiale a fait l'objet d'un envoi par courriel ou (aux personnes sans adresse courriel) par lettre. Le courriel (ou la lettre) contenait un hyperlien vers le questionnaire en ligne. Les personnes ayant reçu une lettre devaient saisir une adresse courriel valide afin de recevoir des invitations par courriel concernant les interviews de suivi hebdomadaires. Un répondant sans adresse courriel pouvait tout de même prendre part aux interviews hebdomadaires en ouvrant une session sur la même page d'accès Web. Selon la Current Population Survey (enquête sur l'état de la population) d'octobre 2009, 15 % des chômeurs du New Jersey vivaient au sein de ménages dans lesquels personne n'utilisait Internet, mais aucune autre disposition n'a été prise pour faire en sorte que les non-utilisateurs d'Internet participent à l'enquête. Dans les courriels d'invitation (envoyés le matin), on demandait aux personnes de remplir le questionnaire dans les deux jours suivants, et ce, même s'ils avaient déjà trouvé un emploi.

3.1.2 Participation et pondération

Le RR6 (taux de réponse des interviews complètes et partielles) de l'American Association for Public Opinion Research (2023) pour la première interview s'élevait à 9,7 % (6 025 personnes). Ces répondants ont pris part à une moyenne de 4,1 interviews de suivi sur un maximum de 11 (sauf dans le suivi à long terme) et à 24 638 (37,2 %) des interviews de suivi potentielles. Seules 302 personnes ont pris part à 12 interviews, ce qui correspond à une érosion de 95,0 % de l'échantillon de l'étude initiale. Le RR6 pour la première interview de l'étude prolongée était plus important, s'établissant à 56,8 % (1 148 personnes). Ces répondants ont pris part à une moyenne de 6,4 interviews de suivi sur un maximum de 11 et à 7 390 (58,5 %) des interviews de suivi potentielles. Au total, 115 personnes ont pris part à 12 interviews, ce qui correspond à une érosion de 90,0 % de l'échantillon de l'étude prolongée. Le tout a mené à 39 201 interviews.

Les faibles taux de réponse ont occasionné des écarts considérables entre l'univers des bénéficiaires d'AE du New Jersey et les répondants. Krueger et Mueller (2011) ont créé des poids de propension inverse d'après des données administratives tirées du système d'AE. Les poids, appelés « poids de la semaine actuelle », prennent en compte les probabilités d'échantillonnage différentielles et les taux de réponse sur les 12 semaines de l'enquête (ou 24 semaines, pour les personnes ayant participé à l'étude prolongée). Les variables explicatives utilisées pour créer les « poids de la semaine actuelle » étaient des variables indicatrices des strates et des données démographiques sans variation dans le temps.

3.1.3 Instrument d'enquête

Le questionnaire de l'enquête SUWNJ compte deux parties : une enquête de début menée la première semaine et comprenant des questions sur les caractéristiques démographiques, le revenu et le patrimoine,

ainsi qu'une enquête hebdomadaire menée la première semaine et chaque semaine subséquente et comprenant des questions sur la satisfaction à l'égard de la vie, les dépenses pour la nourriture, les activités de recherche d'emploi et l'emploi du temps. Les renseignements sur l'emploi du temps, qui concernent la journée précédant l'interview, sont recueillis au moyen d'un journal sur l'emploi du temps à remplir soi-même de 7 h à 23 h et comportent deux questions sur l'heure du réveil et l'heure du coucher. Pour remplir le journal, les répondants pouvaient sélectionner jusqu'à deux activités pour chaque heure à partir d'une liste prédéterminée de 21 activités.

Après avoir commencé une interview, les répondants pouvaient aller plus loin dans le questionnaire et retourner en arrière, ainsi qu'interrompre l'interview et y revenir plus tard. Même s'il était possible de remplir le questionnaire à l'aide du navigateur d'un téléphone, le questionnaire n'était pas optimisé pour les appareils mobiles. L'ensemble de données comprend la date et l'heure (enregistrées à la seconde près) du début et de l'achèvement de chaque interview, ainsi que le temps de fin de la section sur l'emploi du temps (la troisième des cinq sections de l'enquête hebdomadaire).

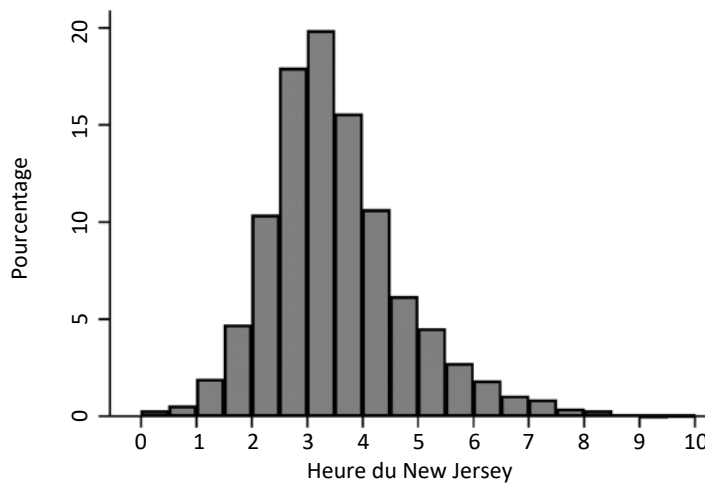
3.2 Mesures

3.2.1 Heure de la journée

Les heures correspondent au fuseau horaire du New Jersey, mesurées en continu à partir de minuit et exprimées en heures (par exemple 9,5 pour 9 h 30). L'heure de la journée de l'interview (représentée par D) est approximée par l'heure médiane entre les heures de début et de fin de l'interview. Dans une vérification de la robustesse, elle sera approximée à l'aide de points sélectionnés au hasard entre les heures de début et de fin de l'interview (Ahn, Peng, Park et Jeon, 2012).

3.2.2 Chronotype

Roenneberg et coll. (2007) font appel au questionnaire chronotype de Munich pour déterminer le chronotype, mesuré comme étant le point à mi-chemin entre le début du sommeil et la fin du sommeil (ou mi-sommeil) durant les jours libres, qui sont corrigés en cas de durée plus longue du sommeil (MSF_{sc}). Une mesure indirecte du chronotype peut être bâtie de façon semblable à l'aide des renseignements sur l'emploi du temps tirés de l'enquête SUWNJ. La durée du sommeil est estimée à partir du temps écoulé entre le coucher et le réveil, et son point à mi-chemin correspond à une moyenne au cours des jours libres. Chez les personnes qui dorment davantage les jours libres que les jours de travail, la différence entre la durée du sommeil les jours libres et sa moyenne hebdomadaire (en supposant que la semaine de travail compte 5 jours) est soustraite du mi-sommeil les jours libres. La mesure résultante est désignée par MSF_{sc}^e . Le moment et la durée du sommeil sont des traits essentiellement indépendants (Roenneberg et coll., 2007). La corrélation entre MSF_{sc}^e et la durée moyenne du sommeil est de 0,06 (bien qu'elle soit statistiquement différente de zéro à un niveau de 5 %). La figure 3.1 montre la répartition de MSF_{sc}^e dans l'échantillon.

Figure 3.1 Chronotype (MSF_{sc}^e).

Source : Enquête SUWNJ.

3.2.3 Qualité des données

Nous analysons quatre ensembles de mesures de la qualité des données (Juster, 1986; Malhotra, 2008; Fricker et Tourangeau, 2010) : i) le pourcentage de non-réponse partielle; ii) les mesures de la qualité des données du journal sur l'emploi du temps (le nombre et la variété d'activités, et le nombre d'heures non codées dans le journal); iii) la durée de l'interview; iv) les valeurs arrondies de l'humeur à la maison, des dépenses liées à la nourriture à la maison et des dépenses liées aux sorties au restaurant. Le questionnaire de l'enquête SUWNJ semble ne pas contenir suffisamment d'éléments pour étudier les erreurs de réponse causées par la désirabilité sociale ou les réponses extrêmes, médianes ou indifférenciées (consultez par exemple Baumgartner et Steenkamp, 2001; Chang et Krosnick, 2009). Le fichier de données contient des interviews achevées, ce qui empêche de procéder à une analyse de l'interruption de l'enquête (par exemple Peytchev, 2009).

Nous définissons le pourcentage de non-réponse partielle (P_{INR}) comme étant le pourcentage de valeurs manquantes à des questions soumises à tous les répondants, dans le cadre d'une certaine interview. Cela exclut les questions de suivi et les questions qu'il est possible de reporter à la prochaine interview de la personne.

Pour faire le compte du nombre d'activités et de la variété des activités enregistrées dans le journal sur l'emploi du temps, nous suivons la convention voulant que si une activité intervient au milieu d'une certaine autre activité (par exemple magasinage sur le chemin du retour à la maison après une entrevue d'emploi), le nombre d'activités augmente de deux unités et la variété des activités, d'une unité (Juster, 1986). Nous présentons les résultats pour le nombre d'activités (désigné par $NbrAct$), puisque ceux relatifs à la variété obéissent aux mêmes schémas. En l'absence d'activité enregistrée à une heure donnée, l'heure est considérée comme étant non codée. La variable indiquant le nombre d'heures non codées est désignée par

HManquante. Juster (1986) a remarqué que seuls les journaux des jours de semaine (lundi à jeudi) présentent une importante détérioration de la qualité dans la mesure où ils nécessitent plus qu'un rappel de 24 heures, une constatation qui se révélera utile pour interpréter certains de nos résultats.

La relation entre le temps d'achèvement de l'interview et la qualité des données dans le cas d'enquêtes en ligne est complexe, puisque des temps d'achèvement courts et longs pourraient tous deux être attribuables à l'inattention du répondant (Malhotra, 2008; Read, Wolters et Berinsky, 2021). Ainsi, en plus d'une mesure continue du temps d'achèvement (désigné par $IvDur$), nous analysons des variables nominales pour les 5 % des temps d'achèvement les plus courts et les 5 % des plus longs, désignés par $P_{IVDUR5L}$ et $P_{IVDUR5H}$, respectivement. Ces variables nominales sont créées en calculant séparément les centiles correspondant à la première interview et aux interviews subséquentes, après avoir retiré les valeurs aberrantes (consultez la section 3.3).

Les renseignements sur l'humeur à la maison sont recueillis à l'aide de la question suivante : « Nous voudrions maintenant savoir comment vous vous sentez et quelle est votre humeur lorsque vous êtes à la maison. Lorsque vous êtes à la maison, quelle est la proportion de temps où vous êtes : de mauvaise humeur, un peu déprimé ou irritable, d'humeur plutôt agréable, de très bonne humeur ? » [*traduction*] Les répondants devaient indiquer la proportion de temps qu'ils passaient dans chacune des catégories d'humeur. Nous avons créé des variables nominales indiquant les répondants pour qui les pourcentages *des quatre* catégories sont des multiples de 50 (menant à des réponses de 0, de 50 ou de 100), de 25 ou de 10. Les trois variables binaires sont désignées par P_{MOOD50} , P_{MOOD25} et P_{MOOD10} , respectivement.

Deux questions ont permis de recueillir des renseignements sur les dépenses liées à la nourriture : i) « Au cours des sept derniers jours, combien vous et tout autre membre de votre famille avez dépensé pour de la nourriture utilisée à la maison ? Veuillez inclure les aliments achetés à l'aide de bons alimentaires. » ii) « Au cours des sept derniers jours, combien vous et tout autre membre de votre famille avez dépensé pour des sorties au restaurant ? » Nous avons créé des variables nominales indiquant les répondants pour qui certaines dépenses constituaient un multiple de 100 ou de 50, et ces variables sont désignées par $P_{FOODAH100}$, $P_{FOODAH50}$, $P_{EATING-OUT100}$ et $P_{EATING-OUT50}$. Une dépense nulle pourrait correspondre à un arrondissement, à une solution d'angle ou à la rareté des achats. Nous présentons les résultats en présumant que les dépenses nulles représentent un arrondissement et analysons leur robustesse pour présumer qu'elles n'en représentent pas un.

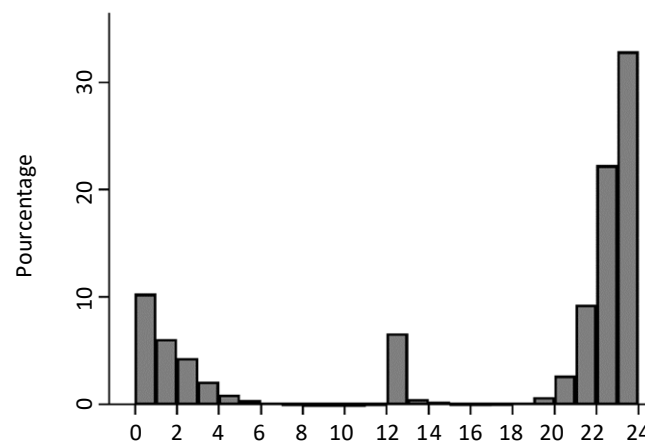
3.3 Sélection de l'échantillon

La répartition du temps d'achèvement des interviews présente une forte asymétrie à droite, le temps d'achèvement médian (moyen) étant de 13,2 (144,3) minutes pour les premières interviews et de 11,8 (75,6) minutes pour les interviews subséquentes. Pour éviter l'introduction de plus d'erreurs dans notre mesure de D , les interviews dont le temps d'achèvement est de plus de 60 minutes sont retirées, ce qui représente 5,7 % et 4,4 % des premières interviews et des interviews subséquentes. Nous avons également retiré les

premières interviews ou les interviews subséquentes dont le temps d'achèvement était inférieur au premier centile correspondant (4,8 minutes et 3,6 minutes, respectivement). D'après notre propre temps de lecture, cette borne inférieure supprime les interviews dans lesquelles le répondant ne peut pas avoir lu le questionnaire. (Sans compter que ces interviews ne changent rien aux conclusions.)

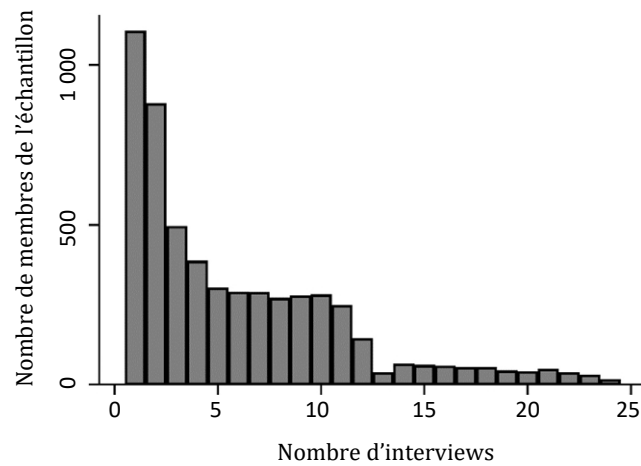
Nous avons aussi retiré les interviews comportant des données manquantes ou incohérentes concernant certaines variables utilisées dans la présente étude. Dans ce cas, une question demande une certaine analyse. Trois menus déroulants comprenant les heures, les minutes et la période de la journée (avant-midi ou après-midi) servaient à indiquer l'heure du coucher. Le menu de la période de la journée était réglé par défaut sur l'après-midi, et la figure 3.2 indique que cela aurait peut-être induit une erreur. Si l'heure du coucher déclarée se trouve entre 11 h et 11 h 59 dans 0,04 % des interviews, 6,6 % des répondants ont indiqué une heure de coucher entre 12 h et 12 h 59. Nous avons examiné les journaux sur l'emploi du temps pour trouver des heures de coucher incohérentes déclarées entre 12 h 00 et 14 h 59. En cas d'incohérence, l'interview était retirée. En tout, 2 578 interviews ont été supprimées pour cette raison. Lorsque nous vérifions la robustesse, nous devons les inclure dans l'échantillon en presumant que la période de l'avant-midi s'applique, et une variable nominale indiquant ces cas (désignée par P_{PM-AM}) sera analysée pour les effets de l'heure de la journée sur l'interview.

Figure 3.2 Heure du coucher.



Source : Enquête SUWNJ.

Enfin, la dernière interview d'une personne ayant achevé 25 interviews est retirée parce que l'on ne sait pas clairement si la personne a fini par abandonner l'enquête. Tout ce procédé nous laisse 5 531 personnes et un total de 33 000 interviews. La figure 3.3 présente un histogramme du nombre d'interviews réalisées par chaque personne. Le nombre moyen (médian) d'interviews s'élève à 6,0 (4). Le tableau 3.1 fournit des statistiques descriptives pour les variables principales utilisées dans la présente étude.

Figure 3.3 Nombre d'interviews effectuées pour l'échantillon.**Tableau 3.1**
Statistiques descriptives.

	Observations	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
PINR ^a	33 000	2,64	6,58	0	60,87
NbrAct	33 000	16,77	7,14	1	32
HManquante	33 000	0,53	2,14	0	15
IvDur (minutes)	33 000	13,95	8,19	3,57	59,95
PIVDURSL ^a	33 000	4,99			
PIVDUR5H ^a	33 000	4,99			
P _{MOOD10} ^a	32 877	50,40			
P _{MOOD25} ^a	32 877	15,84			
P _{MOOD50} ^a	32 877	10,79			
P _{FOODAH50} ^a	31 949	51,64			
P _{FOODAH100} ^a	31 949	30,63			
PEATING-OUT50 ^a	29 084	45,74			
PEATING-OUT100 ^a	29 084	34,67			
Heure de la journée de l'interview	33 000	12,94	4,80 (3,89) [3,45]	0	23,99
MSF _{sc} ^c	5 531	3,56	1,65	0	23,99
Jour de l'interview	33 000				
Lundi ^b		8,56			
Mardi ^b		23,39			
Mercredi ^b		16,18			
Jeudi ^b		14,51			
Vendredi ^b		17,93			
Samedi ^b		12,76			
Dimanche ^b		6,67			
A travaillé ^b	33 000	14,00			
Durée du sommeil (heures)	33 000	8,35	2,10	0,50	23,58
Nbre d'interviews précédentes	33 000	5,34	5,00	0	23
Semaines entre $t-2$ et $t-1$	33 000	1,43	1,40	0	16

Notes : Les données portent sur 5 531 personnes. La variation dans l'échantillon de l'heure de la journée de l'interview se compose d'une intravariation (ou une variation chronologique) [montrée entre parenthèses] et d'une intervariation (section transversale) [montrée entre crochets]. « A travaillé » et « durée du sommeil » s'appliquent à un jour du journal. ^a : indicateur binaire pour le résultat inscrit dans l'indice du nom, exprimé sous forme de pourcentage. ^b : indicateur binaire exprimé sous forme de pourcentage.

4. Méthodes

4.1 Spécifications de référence

Puisque les répondants décident eux-mêmes de répondre aux questionnaires au moment qui leur convient le mieux, il est improbable qu'une simple comparaison des résultats de la qualité des données en fonction de l'heure de la journée de l'interview permette d'établir un effet de causalité. La disponibilité d'observations répétées sur chaque répondant de l'enquête SUWNJ nous donne les moyens de prendre en compte des facteurs non observés sans variation dans le temps, comme la capacité cognitive ou le chronotype. L'erreur de mesure (selon la définition de Biemer, Groves, Lyberg, Mathiowetz et Sudman, 2004, page xvii) découle aussi de la méthode de collecte des données et du questionnaire, mais puisque ces traits sont fixes d'une interview à l'autre, ils ne peuvent pas interférer avec nos estimations.

Le modèle suivant de données recueillies au moyen d'un panel d'effets non observés (Wooldridge, 2010, chapitre 10) est estimé ainsi :

$$y_{it} = \alpha(D_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (4.1)$$

où y_{it} désigne une certaine mesure de la qualité des données pour chaque i ($i = 1, 2, \dots, N$) à un nombre d'interviews t ($t = 1, 2, \dots, T_i$), $\alpha(D_{it})$ est une fonction scalaire de l'heure de la journée de l'interview, $\mathbf{x}_{it}$ est un vecteur des variables de contrôle observables variant selon l'interview, $\boldsymbol{\beta}$ est un vecteur des paramètres inconnus, c_i est un effet individuel non observé arbitrairement corrélé avec D_{it} et $\mathbf{x}_{it}$, et u_{it} est un terme d'erreur idiosyncrasique.

Sauf pour une ordonnée à l'origine, et selon Binder (2022) et Juster (1986), des variables nominales pour le jour de la semaine de l'interview sont comprises dans $\mathbf{x}_{it}$, de même qu'une variable nominale pour le fait que le répondant ait ou non travaillé le jour réservé au journal (ce renseignement n'est pas disponible pour le jour de l'interview). Un manque cumulatif de sommeil (par exemple Lowe, Safati et Hall, 2017) et des effets de synchronie pourraient également influencer sur y_{it} . Par conséquent, la durée du sommeil le jour réservé au journal et l'interaction entre MSF_{sc}^c et les variables nominales pour une seule heure relatives à D_{it} sont comprises dans $\mathbf{x}_{it}$. Les variables nominales pour une seule heure sont construites à partir de l'arrondissement de D_{it} à l'heure entière la plus près, ce qui donne lieu à 24 variables nominales qui interagissent avec MSF_{sc}^c . Là encore, une variable nominale est exclue en raison de sa colinéarité avec c_i . La médiane MSF_{sc}^c est soustraite de MSF_{sc}^c , de sorte que $\alpha(D_{it})$ représente le chronotype médian.

Les effets de conditionnement du panel peuvent agir dans une enquête longitudinale, ce qui entraînerait possiblement des conséquences positives ou négatives sur la qualité des données (par exemple Bach, 2021). Les répondants pourraient acquérir une meilleure compréhension du sens des questions grâce à la soumission répétée du questionnaire, ce qui rehausserait la fiabilité de leurs réponses (Kroh, Winter et Schupp, 2016). Par ailleurs, les répondants pourraient apprendre à donner de fausses réponses à certaines questions afin d'éviter les questions de suivi, ce qui réduirait la qualité des données (par exemple Davis, 2011). Pour tenir compte des effets de conditionnement du panel, un ensemble complet de variables nominales est inséré dans $\mathbf{x}_{it}$ pour le nombre d'interviews précédentes. Ce nombre peut être 0, 1, 2, ..., 23,

ce qui produit 24 variables nominales. Encore une fois, une variable nominale est exclue en raison de sa colinéarité avec l'ordonnée à l'origine.

Soit $\mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\theta} \equiv \alpha(D_{it}) + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}$ et $K = \dim(\boldsymbol{\theta})$. Selon l'hypothèse d'exogénéité stricte $E(u_{it} | \mathbf{z}_{i1}, \mathbf{z}_{i2}, \dots, \mathbf{z}_{iT_i}, c_i) = 0$, il est possible d'estimer $\boldsymbol{\theta}$ à partir des moindres carrés ordinaires de

$$\Delta y_{it} = \Delta \mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\theta} + e_{it}, \quad t = 2, 3, \dots, T_i, \quad (4.2)$$

où $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$, $\Delta \mathbf{z}_{it} = \mathbf{z}_{it} - \mathbf{z}_{i,t-1}$ et $e_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$. Les e_{it} sont présumés être répartis de façon indépendante entre les personnes, mais aucune restriction n'est imposée quant à la forme des auto-covariances pour une personne donnée. Des erreurs-types cohérentes en termes d'hétéroscédasticité et de corrélation sérielle sont obtenues à partir de l'estimateur suivant de la matrice de variance (Wooldridge, 2010, pages 172 et 318) :

$$\hat{V}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) = \left(\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{Z}_i' \Delta \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{Z}_i' \hat{e}_i \hat{e}_i' \Delta \mathbf{Z}_i \right) \left(\sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{Z}_i' \Delta \mathbf{Z}_i \right)^{-1} \quad (4.3)$$

où $\Delta \mathbf{Z}_i$ est la matrice $(T_i - 1) \times K$ obtenue en regroupant $\Delta \mathbf{z}_{it}$ à partir de $t = 2, 3, \dots, T_i$ et $\hat{e}_i$ est le vecteur $(T_i - 1) \times 1$ des résidus des moindres carrés ordinaires $\hat{e}_{it}$, $t = 2, 3, \dots, T_i$. Autrement, il est possible de concevoir une matrice de corrélation de travail pour la modélisation de corrélations parmi les personnes et d'estimer le modèle résultant à l'aide de méthodes pour la moyenne des populations, appelées estimateurs des moindres carrés généralisés réalisables (MCGR) en économétrie. Nous fournissons les résultats de deux estimateurs des MCGR dans un supplément distinct (González Chapela, 2024). Ils révèlent essentiellement les mêmes schémas que ceux indiqués dans la présente étude.

Pour évaluer l'exogénéité stricte de $\{D_{it} : t = 1, \dots, T_i\}$, $\alpha(D_{it})$ sera ajouté à l'équation (4.2), puis sa signification sur le plan statistique sera mesurée à l'aide du test de Wald (Wooldridge, 2010, page 325).

4.2 Types de modèles et sélection du modèle

Notre objectif consiste à obtenir une représentation raisonnable et parcimonieuse de $\alpha(D_{it})$. Par conséquent, un critère d'information sert à sélectionner un modèle pour $\alpha(D_{it})$ parmi trois types de modèles ayant des paramètres linéaires : les fonctions constantes par morceaux (plus particulièrement celles d'Arechar et coll., 2017; de Binder, 2022; de Durrant et coll., 2011; de Flynn, 2018; de Valdez, 2019; de Weeks et coll., 1987), la fonction polynomiale du troisième degré et le modèle cosinor

$$\alpha(D_{it}) = \alpha_1 \sin(D_{it} \times 2\pi/24) + \alpha_2 \cos(D_{it} \times 2\pi/24), \quad (4.4)$$

où α_1 et α_2 sont des paramètres inconnus.

Le modèle cosinor est un type de représentation de la série de Fournier dans lequel des sinus et des cosinus servent à approximer des formes d'ondes mathématiques complexes (Brown et Czeisler, 1992; Cornelissen, 2014). Compte tenu du caractère ondulatoire des propensions homéostatique et circadienne au sommeil, le modèle cosinor pourrait fournir une représentation convenable de $\alpha(D_{it})$. Le modèle cosinor comporte un pic et un creux qui sont séparés par un intervalle de 12 heures et sont égaux en amplitude et en

largeur; leur emplacement est déterminé par α_1 et α_2 . Le double de l'amplitude de l'onde du modèle cosinor, ou $2 \times \sqrt{\alpha_1^2 + \alpha_2^2}$, donne une mesure de l'étendue d'un changement prévisible dans la journée.

La fonction polynomiale du troisième degré est moins restrictive que le modèle cosinor parce qu'il est possible que le pic et le creux ne soient pas séparés par un intervalle de 12 heures; de même, l'amplitude et la largeur du pic pourraient différer de celles du creux. Par contre, la fonction polynomiale pourrait ne pas être périodique, c'est-à-dire que ses valeurs pourraient ne pas se répéter toutes les 24 heures. Pour assurer une périodicité, la restriction $\alpha(0) = \alpha(24)$ est imposée, pour donner

$$\alpha(D_{it}) = \alpha_1 D_{it} \left(1 - (D_{it}/24)^2\right) + \alpha_2 D_{it}^2 (1 - D_{it}/24). \quad (4.5)$$

Pour faire un choix entre les modèles, le critère d'information bayésien (BIC) de Schwarz (1978)

$$\text{BIC} = \ln \text{SSR} + \frac{K \ln \left(\sum_{i=1}^N (T_i - 1) \right)}{\left(\sum_{i=1}^N (T_i - 1) \right)} \quad (4.6)$$

est utilisé, où SSR désigne la somme des résidus carrés d'un modèle. Le BIC est préféré à d'autres critères populaires quand certaines solutions de modélisation de rechange sont emboîtées (Nishii, 1988). La spécification de $\mathbf{x}_{it}$ reste la même tout au long du processus de sélection. Schwarz (1978) a établi la validité du BIC pour les observations indépendantes et réparties de façon identique. Pour se protéger contre de possibles biais créés par la corrélation de e_{it} , les valeurs du BIC ont été recalculées à l'aide de N au lieu de $\sum_{i=1}^N (T_i - 1)$ (StataCorp, 2019, page 104), ce qui produit la même sélection de modèles.

4.3 Attrition

Si l'attrition découle de facteurs non observés qui ne changent pas durant la période d'enquête, retirer c_i corrigerait alors le biais d'attrition. Il serait néanmoins possible de se soucier d'une attrition étant la conséquence de facteurs non observés variant selon l'interview. Nous utilisons une variante de la procédure proposée par Wooldridge (2010, page 837) pour tester et corriger le biais d'attrition, mais constatons que cette procédure ne permet pas de prendre en compte les personnes sélectionnées pour participer à l'enquête SUWNJ qui n'y ont jamais répondu. Puisque les données de chaque personne sont organisées en fonction du nombre d'interviews, l'attrition constitue un état sans retour.

Soit s_{it} , l'indicateur d'achèvement d'une interview, où $s_{it} = 1$ si une personne i a achevé les t interviews et $s_{it} = 0$ si i a délaissé l'enquête juste après l'interview $t - 1$. L'équation pour l'achèvement de l'interview t conditionnel à $s_{i,t-1} = 1$ est

$$s_{it} = 1[\mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\delta} + v_{it} > 0], \quad t = 2, 3, \dots, T_i, \quad (4.7)$$

où $1[\cdot]$ est la fonction indicatrice, $\mathbf{w}_{it}$ est un ensemble de variables qui sont observées que la personne fasse ou non l'objet d'une attrition, $\boldsymbol{\delta}$ est un vecteur de paramètres inconnus et v_{it} est un terme d'erreur normale standard présumé indépendant de $(\Delta \mathbf{z}_{it}, \mathbf{w}_{it}, s_{i,t-1} = 1)$. Une attrition non aléatoire survient en cas de corrélation entre v_{it} et e_{it} .

En supposant que e_{it} est indépendant de $(\Delta \mathbf{z}_{it}, \mathbf{w}_{it})$ et que $E(e_{it} | v_{it}, s_{i,t-1} = 1) = \rho_t v_{it}$, ρ_t étant un paramètre inconnu, il est possible d'estimer les paramètres inconnus de l'équation (4.1) à l'aide des moindres carrés ordinaires de

$$\Delta y_{it} = \Delta \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\theta} + \rho_2 d2_t \hat{\lambda}_{it} + \dots + \rho_{24} d24_t \hat{\lambda}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad t = 2, 3, \dots, T_i. \quad (4.8)$$

Dans cette expression, $d2_t, \dots, d24_t$ sont des variables nominales d'interview, de sorte que $dj_t = 1$ si $t = j$ et $dj_t = 0$ si $t \neq j$, $\hat{\lambda}_{it} \equiv \lambda(\mathbf{w}_{it} \hat{\boldsymbol{\delta}}) = \phi(\mathbf{w}_{it} \hat{\boldsymbol{\delta}}) / \Phi(\mathbf{w}_{it} \hat{\boldsymbol{\delta}})$, où $\phi(\cdot)$ et $\Phi(\cdot)$ désignent la fonction de densité et la fonction de distribution cumulative de la distribution normale standard, est l'inverse estimé du rapport de Mills, et ε_{it} est un terme d'erreur.

Un estimateur de $\boldsymbol{\delta}$ est disponible à partir de l'estimation par probit groupé de l'équation relative à l'achèvement d'interviews :

$$P(s_{it} = 1 | \mathbf{w}_{it}, s_{i,t-1} = 1) = \Phi(\mathbf{w}_{it} \boldsymbol{\delta}), \quad t = 2, 3, \dots, T_i. \quad (4.9)$$

Nous utilisons un probit groupé parce que l'on suppose que $\boldsymbol{\delta}$ est constant dans les interviews. Si $\boldsymbol{\delta}$ pouvait changer (comme dans la formulation originale de Wooldridge), un probit serait estimé pour chaque t . Cette méthode s'avère pourtant problématique parce qu'à de nombreuses occasions, les variables comprises dans $\mathbf{w}_{it}$ prévoient avec précision un des résultats. Le vecteur $\mathbf{w}_{it}$ comprend des variables nominales pour une seule heure pour $D_{i,t-1}$, $\mathbf{x}_{i,t-1}$ et le nombre de semaines écoulées entre $t-2$ et $t-1$. (Pour $t=2$, nous comptons le nombre de semaines entre la semaine de l'envoi des invitations initiales à participer à l'enquête et la semaine de la première interview.)

Il est possible de tester le biais d'attrition à l'aide d'un test conjoint de $H_0 : \rho_t = 0, t \geq 2$, dans l'équation (4.8). Si H_0 est rejeté, les erreurs-types sont corrigées pour la présence de paramètres estimés dans $\hat{\lambda}_{it}$ en s'inspirant d'Arellano et Meghir (1992).

4.4 Pondération

Puisque les variables explicatives utilisées pour créer des « poids de la semaine actuelle » sont absorbées dans c_i , le modèle (4.1) comprend toutes les variables du plan de sondage et, par conséquent, le plan de sondage peut être considéré comme pouvant être ignoré (Pfeffermann, 1993). Ainsi, l'analyse principale est menée sans poids de sondage. Il est cependant utile de faire état des estimations pondérées pour la vérification des spécifications erronées, puisque le fait de ne pas modéliser les effets hétérogènes peut générer des contrastes significatifs entre les estimations pondérées et celles ne l'étant pas (par exemple Solon, Haider et Wooldridge, 2015). L'équation (4.2) sera donc estimée de nouveau à l'aide des moindres carrés pondérés.

4.5 Inférence multiple

Presque tous nos groupements de mesures de la qualité des données contiennent plus d'une mesure. Il pourrait par conséquent émerger par hasard des effets marqués pour certaines mesures, même en l'absence d'un effet sur le groupement. Pour tenir compte de cette éventualité, des corrections de Bonferroni sont

appliquées et la signification statistique est fixée au niveau $0,05/M$, M étant le nombre de mesures dans le groupement.

5. Résultats

5.1 Sélection du modèle

Le tableau 5.1 présente la liste des modèles de $\alpha(D_{it})$ convenant le mieux. Le modèle cosinor est l'option privilégiée pour l'analyse de la majorité des mesures de la qualité des données. Toutefois, la fonction constante par morceaux de Binder (2022) [indicateurs pour les périodes de 6 h à 11 h 59, de 12 h à 18 h 59 et de 19 h à 5 h 59] est la solution de rechange qui convient le mieux pour le nombre d'heures non codées dans le journal (Hmanquante), la probabilité de déclarer toutes les catégories d'humeur à la maison en multiples de 50 (P_{MOOD50}) et la probabilité de déclarer des dépenses en sorties au restaurant en multiples de 50 ($P_{EATING-OUT50}$). La fonction polynomiale du troisième degré est privilégiée pour la probabilité de se trouver dans les 5 % des temps d'achèvement les plus élevés ($P_{IVDUR5H}$) et la probabilité de déclarer des dépenses en sorties au restaurant en multiples de 100 ($P_{EATING-OUT100}$). Pour ce qui est de la probabilité de déclarer toutes les catégories d'humeur à la maison en multiples de 25 (P_{MOOD25}), la fonction constante par morceaux de Durrant et coll. (2011) [indicateurs pour les périodes de 0 h à 11 h 59, de 12 h à 16 h 59 et de 17 h à 23 h 59] est privilégiée.

Tableau 5.1
Modèle sélectionné pour $\alpha(D_{it})$.

Variable dépendante	Modèle	Valeur du BIC
P_{INR}	Cosinor	13,259
NbrAct	Cosinor	13,585
Hmanquante	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	11,081
IvDur	Cosinor	14,327
$P_{IVDUR5L}$	Cosinor	16,476
$P_{IVDUR5H}$	Fonction polynomiale du troisième degré	16,716
P_{MOOD10}	Cosinor	18,031
P_{MOOD25}	Fonction constante par morceaux (Durrant et coll., 2011)	17,063
P_{MOOD50}	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	16,670
$P_{FOODAH50}$	Cosinor	18,096
$P_{FOODAH100}$	Cosinor	18,018
$P_{EATING-OUT50}$	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	17,956
$P_{EATING-OUT100}$	Fonction polynomiale du troisième degré	17,759

5.2 Résultats de référence

Les résultats de l'équation d'estimation (4.2) comportant les formes fonctionnelles énumérées au tableau 5.1 sont présentés aux tableaux 5.2 et 5.3. Le tableau 5.2 montre les résultats pour le pourcentage de non-réponse partielle (P_{INR}), les mesures du journal sur l'emploi du temps et le temps d'achèvement des interviews. Le tableau 5.3 regroupe les résultats pour les indicateurs d'arrondissement. Les dernières lignes des deux tableaux renferment la liste des valeurs de p pour les tests de signification de $\alpha(D_{it})$ et l'exogénéité stricte de $\{D_{it} : t = 1, \dots, T_i\}$.

Une valeur de $\alpha(D_{it})$ significative sur le plan statistique est décelée dans quelques-unes des régressions, ce qui indique l'existence de certains effets sur la qualité des données de D_{it} . Dans le sens d'une valeur de p , les données probantes les plus fiables se trouvent dans les régressions relatives au nombre d'activités (NbrAct) et la probabilité de se trouver dans les 5 % des temps d'achèvement les plus bas (P_{IVDUR5L}). L'hypothèse nulle de l'absence d'effet est aussi rejetée à 5 % dans les régressions pour P_{INR} et P_{EATING-OUT100}. Aucun effet significatif sur le plan statistique n'a été décelé dans les cas restants.

Dans le cas de P_{EATING-OUT100}, le rejet de l'hypothèse nulle ne tient qu'en présumant que l'absence de dépenses (déclarée dans 28 % des interviews) ne correspond pas à un arrondissement (valeur de p de 0,55). De plus, l'effet sur P_{EATING-OUT100} ne survit pas à une correction de Bonferroni dans deux tests simultanés menés dans le groupe de mesures évaluant les dépenses en sorties au restaurant, qui nécessiterait une valeur de $p < 0,025$.

Tableau 5.2
Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données.

Variables explicatives	(1) P _{INR}		(2) NbrAct		(3) Hmanquante		(4) IvDur (min)		(5) P _{IVDUR5L}		(6) P _{IVDUR5H}	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59					0,049	0,029						
19 h à 5 h 59					0,048	0,039						
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$											-0,169	0,238
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$											0,039	0,024
$\sin(D_{it} \times 2\pi/24)$	-0,147*	0,070	0,259*	0,087			-0,020	0,135	-0,405	0,361		
$\cos(D_{it} \times 2\pi/24)$	0,040	0,064	-0,191*	0,086			-0,282*	0,138	0,814*	0,373		
Mardi	-0,190	0,108	1,480*	0,137	-0,103*	0,039	0,733*	0,192	-0,251	0,491	1,013	0,624
Mercredi	-0,157	0,118	1,207*	0,150	-0,079	0,041	0,430*	0,204	-0,960	0,547	-0,046	0,656
Jeudi	0,015	0,131	1,233*	0,159	-0,048	0,043	0,653*	0,226	-0,380	0,573	1,146	0,762
Vendredi	-0,008	0,118	1,132*	0,152	-0,075	0,042	0,272	0,206	0,188	0,505	-0,138	0,656
Samedi	0,012	0,124	0,755*	0,153	-0,027	0,041	0,387	0,246	0,514	0,605	0,140	0,781
Dimanche	0,289*	0,140	0,054	0,171	0,001	0,045	-0,380	0,242	0,151	0,660	-0,882	0,759
A travaillé	0,408*	0,137	-1,711*	0,158	-0,120*	0,037	-0,174	0,173	1,378*	0,609	0,623	0,555
Durée du sommeil	-0,024	0,018	-0,080*	0,025	-0,016*	0,007	-0,131*	0,028	0,400*	0,089	-0,178	0,095
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,04]		[0,00]		[0,22]		[0,10]		[0,01]		[0,14]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,01]		[0,73]		[0,10]		[0,03]		[0,03]		[0,79]	
Observations	25 184		25 184		25 184		25 184		25 184		25 184	

Notes : Les estimations sont réalisées à l'aide de la première différenciation et comprennent des ensembles complets de variables nominales des différences premières pour un certain nombre d'interviews précédentes et de variables nominales pour une seule heure des différences premières pour D_{it} en interaction avec MSF_{it}^* . Les variables dépendantes dont le nom commence par P sont des indicateurs binaires pour le résultat inscrit dans l'indice du nom, exprimé sous forme de pourcentage. Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel. Les valeurs de probabilité sont présentées entre crochets. * : significatif à 5 %.

Les effets estimés sur P_{INR}, NbrAct et P_{IVDUR5L}, calculés en mettant à zéro toutes les variables de contrôle et en faisant varier D_{it} , sont illustrés à la figure 5.1. Les trois graphiques racontent une histoire plutôt cohérente : la qualité des données atteint un sommet tôt le matin et un creux en soirée. Le changement estimé au sein de la journée est de l'ordre de 0,30 point de pourcentage pour P_{INR}, de 0,64 activité pour NbrAct et de 1,82 point de pourcentage pour P_{IVDUR5L}, ce qui représente 11 %, 4 % et 36 % de la moyenne correspondante.

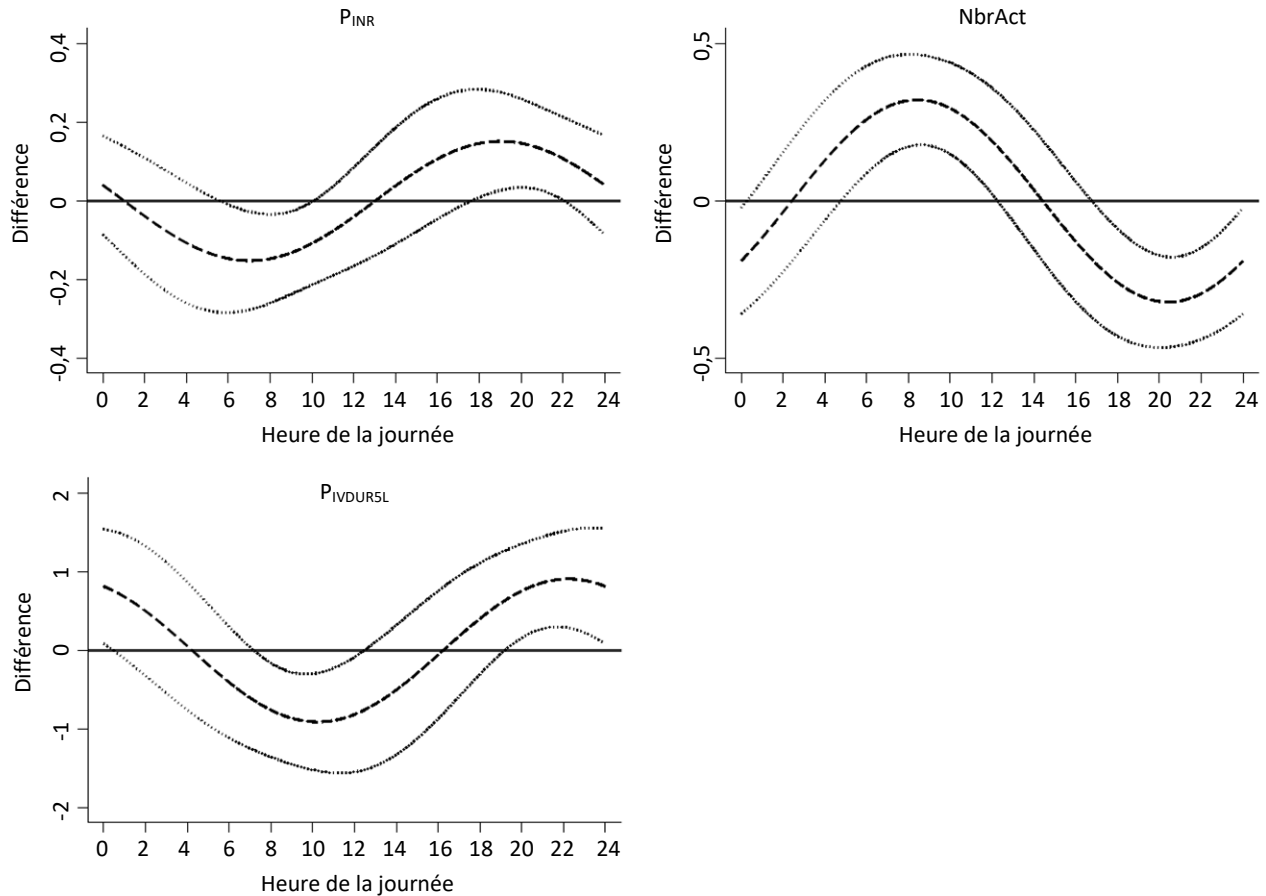
Tableau 5.3
Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données.

Variables explicatives	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	P _{MOOD10}		P _{MOOD25}		P _{MOOD50}		P _{FOODAH50}		P _{FOODAH100}		P _{PEATING-OUT50}		P _{PEATING-OUT100}	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59					-0,109	0,500					-1,594	1,108		
19 h à 5 h 59					-0,023	0,675					-1,740	1,446		
12 h à 16 h 59			0,589	0,589										
17 h à 23 h 59			-0,502	0,733										
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$													0,839	0,449
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$													-0,032	0,045
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$	-0,714	0,828					-0,277	0,898	-0,280	0,822				
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$	0,820	0,820					-1,598	0,837	-0,883	0,799				
Mardi	-0,531	1,210	0,176	0,770	-0,706	0,662	-1,212	1,276	0,833	1,239	-0,501	1,378	0,273	1,267
Mercredi	-1,326	1,361	-0,768	0,842	-1,661*	0,722	-1,028	1,433	0,720	1,389	1,332	1,552	3,122*	1,417
Jeudi	-0,220	1,358	0,374	0,867	-0,873	0,737	-1,294	1,413	-0,873	1,388	0,669	1,575	1,909	1,416
Vendredi	-0,444	1,277	0,243	0,826	-0,455	0,663	-1,570	1,374	0,163	1,338	1,603	1,485	2,055	1,353
Samedi	-0,162	1,394	1,094	0,885	-0,068	0,721	-0,116	1,476	0,282	1,447	0,380	1,554	0,971	1,424
Dimanche	-0,907	1,544	-0,408	0,920	-1,711*	0,776	-3,351*	1,569	-2,001	1,539	0,264	1,692	2,627	1,529
A travaillé	-2,307*	1,103	0,721	0,678	-0,160	0,573	-1,491	1,272	-2,048	1,238	-2,277	1,360	-0,664	1,201
Durée du sommeil	0,215	0,182	0,223	0,117	0,166	0,097	-0,378	0,194	-0,326	0,192	0,193	0,216	0,244	0,196
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,28]		[0,28]		[0,97]		[0,16]		[0,54]		[0,30]		[0,04]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,87]		[0,91]		[0,42]		[0,25]		[0,55]		[0,27]		[0,55]	
Observations	25 083		25 083		25 083		23 957		23 957		20 874		20 874	

Notes : Voir les notes du tableau 5.2.

Le nombre d'activités pourrait être moindre lorsque le journal est rempli en soirée en raison de la plus longue période de remémoration. Pour dissocier l'effet de D_{it} de celui de la période de remémoration, l'échantillon est divisé en journaux des jours de la semaine (lundi au jeudi) et des jours de la fin de semaine (vendredi au dimanche). Les résultats d'une nouvelle estimation de l'équation pour NbrAct dans chacun des deux sous-échantillons de journaux sont présentés au tableau 5.4. (N'oubliez pas que le jour indiqué dans les tableaux correspond au jour de l'interview.) $\alpha(D_{it})$ devient non significatif dans le sous-échantillon des journaux des jours de la fin de semaine, même si cette conclusion découle en partie de l'imprécision des estimations. De plus, l'étendue du changement dans un jour de fin de semaine se fait bien moins imposante que celle dans un jour de semaine : 0,43 activité par rapport à 1,01 activité, ce qui représente 2,7 % et 5,9 % de la moyenne correspondante. Par conséquent, une grande étendue du rythme quotidien de NbrAct est principalement attribuable à la période de remémoration.

Comme pour les effets sur les variables de contrôle, le nombre d'activités est plus élevé dans les journaux du lundi au jeudi, et les interviews semblent plus longues les mardis, les mercredis et les jeudis. Le fait de travailler et de dormir plus longtemps le jour réservé au journal a des effets contradictoires sur la qualité des données du journal sur l'emploi du temps, car cela a tendance à réduire le nombre d'activités et le nombre d'heures non codées. Ces effets s'expliquent probablement par le fait que travailler et dormir plus longtemps réduit le temps disponible pour d'autres activités, et la réduction des activités facilite leur remémoration. Travailler le jour réservé au journal accroît de 1,4 point de pourcentage (ou 28 %) la probabilité que l'interview se situe dans les 5 % des interviews les plus courtes.

Figure 5.1 Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données.

Notes : Les effets (lignes à tirets) sont calculés à partir des estimations correspondantes du tableau 5.2. Les lignes pointillées délimitent l'intervalle de confiance à 95 %.

Tableau 5.4**Effets de l'heure de la journée de l'interview sur NbrAct selon le jour du journal.**

Variables explicatives	(1) Journaux du lundi au jeudi		(2) Journaux du vendredi au dimanche	
	Coef.	ET	Coef.	ET
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$	0,476*	0,110	0,213	0,218
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$	-0,171	0,112	-0,028	0,209
Lundi			Ref.	
Mardi	0,236	0,165		
Mercredi	0,099	0,172		
Jeudi	0,088	0,165		
Vendredi	Ref.			
Samedi			0,238	0,263
Dimanche			-0,415	0,304
A travaillé	-1,626*	0,213	-1,374*	0,345
Durée du sommeil	-0,093*	0,030	-0,021	0,057
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,00]		[0,59]	
Observations	14 904		3 073	

Notes : Les estimations sont réalisées à l'aide de la première différenciation et comprennent des ensembles complets de variables nominales des différences premières pour un certain nombre d'interviews précédentes et de variables nominales pour une seule heure des différences premières pour D_{it} en interaction avec MSF_{it}^c . Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel. Les valeurs de probabilité sont présentées entre crochets. * : significatif à 5 %.

5.3 Analyses complémentaires

5.3.1 Exogénéité stricte

Nous avons présumé que la variation dans D_{it} chez les répondants est strictement exogène. Cette hypothèse serait remise en question si, par exemple, des répondants s'empressaient de remplir le questionnaire ou devenaient distraits aux heures de la journée où le coût de renonciation pour achever l'interview serait le plus élevé. La valeur de p pour le test d'exogénéité stricte de $\{D_{it} : t = 1, \dots, T_i\}$ est présentée à l'avant-dernière ligne des tableaux 5.2 et 5.3. Au niveau de 5 %, l'exogénéité est remise en question dans les régressions pour P_{INR} , le temps d'achèvement (IvDur) et P_{IVDUR5L} . Puisque l'estimateur à effets fixes tend à être plus résistant au non-respect de l'exogénéité stricte, nous révisons l'estimation de l'équation (4.1) à l'aide de l'estimateur des moindres carrés ordinaires tirés de la régression

$$y_{it} - \bar{y}_i = \left(\alpha(D_{it}) - \overline{\alpha(D_i)} \right) + (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i) \boldsymbol{\beta} + u_{it} - \bar{u}_i \quad (5.1)$$

où $\bar{y}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$, $\overline{\alpha(D_i)} = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} \alpha(D_{it})$ et ainsi de suite. L'hypothèse nulle $H_0 : \alpha(D_{it}) = 0$ est rejetée dans la régression pour P_{INR} (valeur de p de 0,01), mais pas dans les régressions pour IvDur et P_{IVDUR5L} (valeur de p de 0,39 dans les deux cas). Prenez toutefois note que l'estimateur par différence première et l'estimateur à effets fixes pourraient présenter des biais en cas d'échec de l'exogénéité stricte.

5.3.2 Robustesse

Les estimations changent peu lorsque la durée du sommeil est exclue de $\mathbf{x}_{it}$, ou que D_{it} est approximé selon l'heure de fin de la section sur l'emploi du temps du questionnaire ou selon des points sélectionnés aléatoirement dans les heures de début et de fin de l'interview (résultats non présentés). Quand les 2 578 interviews présentant des heures de coucher incohérentes sont comprises dans l'échantillon, le modèle privilégié pour $\alpha(D_{it})$ change dans certains cas (tableau A.1 de l'annexe). Une valeur de $\alpha(D_{it})$ significative sur le plan statistique est décelée dans les régressions pour P_{INR} , NbrAct, HManquante et IvDur, tandis que $\alpha(D_{it})$ perd toute signification dans la régression pour P_{IVDUR5L} (tableaux A.2 et A.3 de l'annexe). Lorsqu'un effet est décelé, cela indique que la qualité des données atteint un sommet tôt le matin.

5.3.3 Attrition

Le tableau 5.5 présente les données d'une estimation par probit ayant trait à la décision d'achever une interview. Il montre des coefficients δ sélectionnés et les effets marginaux moyens (EMM) calculés en faisant la moyenne des effets marginaux dans les différentes observations. L'achèvement de l'interview $t - 1$ entre le mardi et le samedi accroît la probabilité d'achever l'interview t . Travailler le jour réservé au journal accroît de 1,8 point de pourcentage cette probabilité, tandis que dormir une heure de plus la réduit de 0,6 point de pourcentage. Le nombre de semaines écoulées entre $t - 2$ et $t - 1$ est un prédicteur important de l'achèvement de l'interview t , dont la probabilité est réduite de 3,0 points de pourcentage chaque semaine écoulée. Aucune des variables nominales pour une seule heure liées à $D_{i,t-1}$ n'atteint le seuil de signification de 5 % (non illustré).

Après correction pour prendre en compte l'attrition non aléatoire, le modèle cosinor devient l'option privilégiée pour analyser P_{MOOD50} , alors que la fonction constante par morceaux de Binder (2022) se révèle la solution de rechange convenant le mieux pour la probabilité de déclarer des dépenses en nourriture à la maison en multiples de 100 ($P_{\text{FOODAH100}}$). L'hypothèse nulle de l'absence de biais d'attrition est remise en question dans les régressions pour IvDur, P_{IVDUR5L} et $P_{\text{FOODAH100}}$. Toutefois, les estimations corrigées pour tenir compte de l'attrition (présentées aux tableaux A.4 et A.5 de l'annexe) révèlent essentiellement les mêmes schémas que celles qui n'ont pas été corrigées pour tenir compte de l'attrition. La correction pour tenir compte de l'attrition non aléatoire rend moins contestable l'hypothèse d'exogénéité stricte de $\alpha(D_{it})$ dans les régressions pour IvDur et P_{IVDUR5L} (valeur de p de 0,12 dans les deux cas).

Tableau 5.5
Probit pour l'achèvement d'une interview.

Variables explicatives ($t-1$)	Variable dépendante : s_{it} , $t \geq 2$			
	Coef.	ET	EMM	ET
Mardi	0,154*	0,034	0,034*	0,008
Mercredi	0,175*	0,038	0,039*	0,008
Jeudi	0,184*	0,038	0,040*	0,008
Vendredi	0,215*	0,037	0,047*	0,008
Samedi	0,174*	0,039	0,038*	0,009
Dimanche	0,058	0,042	0,014	0,010
A travaillé	0,089*	0,028	0,018*	0,005
Durée du sommeil	-0,027*	0,004	-0,006*	0,001
Semaines entre $t-2$ et $t-1$	-0,145*	0,006	-0,030*	0,001
Ordonnée à l'origine	1,121*	0,105		
R au carré		0,070		
Observations		32 779		
Moyenne de s_{it}		0,859		

Notes : Les observations relatives à la dernière interview sont exclues parce que les personnes n'ont certainement pas poursuivi l'enquête. Comprend des variables nominales pour une seule heure relatives à $D_{i,t-1}$, des variables nominales pour le nombre d'interviews précédentes et l'interaction de MSF_{it}^{∞} avec les variables nominales pour une seule heure relatives à $D_{i,t-1}$. Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel. R au carré est égal à un moins le logarithme du rapport de vraisemblance de la fonction ajustée par rapport au logarithme du rapport de vraisemblance d'une fonction ayant seulement une ordonnée à l'origine. * : significatif à 5 %.

5.3.4 Poids

Les tableaux 5.6 et 5.7 présentent les estimations des moindres carrés pondérés. Aucune valeur de $\alpha(D_{it})$ significative sur le plan statistique n'est décelée dans la majorité des régressions illustrées. Même si dans certains cas (par exemple la régression pour NbrAct), les coefficients estimés des moindres carrés pondérés se révèlent plus petits que ceux des moindres carrés ordinaires, l'inférence découle d'erreurs-types plus importantes dans la majorité des cas. Une valeur de $\alpha(D_{it})$ significative sur le plan statistique est décelée dans la régression pour P_{IVDUR5H} (valeur de p de 0,03), mais cet effet ne survit pas à une correction de Bonferroni pour des tests simultanés dans le groupe de mesures qui évaluent le temps d'achèvement. L'hypothèse nulle de l'absence d'effet est aussi rejetée à 5 % dans les régressions pour $P_{\text{EATING-OUT50}}$ et $P_{\text{EATING-OUT100}}$ (valeur de p de 0,01 dans les deux cas), mais le rejet de l'hypothèse nulle ne tient dans aucun des deux cas si une absence de dépenses est censée ne pas correspondre à un arrondissement (valeurs de p de 0,43 et de 0,35, respectivement).

5.3.5 Sous-populations

Pour terminer, nous avons divisé l'échantillon par niveau de scolarité (au plus des études collégiales partielles par rapport à un diplôme d'études collégiales) afin d'examiner les effets de l'heure de la journée sur l'interview de certains types de personnes. Bien que les capacités cognitives soient d'importants prédicteurs du niveau de scolarité, nous ne nous attendons pas à percevoir d'énormes différences entre les groupes démographiques, puisque nos estimations sont nettes d'effets de synchronie et d'effets relatifs aux capacités cognitives. En fait, même si le modèle de $\alpha(D_{it})$ convenant le mieux change pour la majorité des variables dépendantes dans les deux sous-populations, les principales constatations demeurent (résultats non présentés).

Tableau 5.6
Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Estimations pondérées.

Variables explicatives	(1) PINR		(2) NbrAct		(3) HManquante		(4) IvDur (min)		(5) PIVDURSL		(6) PIVDURSH	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59					0,224	0,124						
19 h à 5 h 59					0,063	0,113						
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$											-0,993*	0,474
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$											0,153*	0,058
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$	-0,298	0,249	0,061	0,207			-0,581*	0,295	0,363	0,662		
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$	0,133	0,139	-0,111	0,157			-0,314	0,293	0,082	1,023		
Mardi	-0,241	0,242	1,222*	0,260	-0,133	0,093	1,341*	0,374	-0,299	1,306	1,439	1,417
Mercredi	-0,124	0,334	1,248*	0,359	-0,185	0,138	1,028*	0,438	0,077	2,241	0,812	1,507
Jeudi	0,483	0,331	0,881*	0,312	0,020	0,098	1,025*	0,409	0,543	1,653	1,879	1,619
Vendredi	0,512	0,336	0,703*	0,291	0,104	0,127	0,621	0,431	1,067	1,422	0,262	1,533
Samedi	0,354	0,291	-0,009	0,411	0,038	0,128	-0,243	0,483	1,911	2,031	-1,101	1,531
Dimanche	-0,034	0,358	0,109	0,339	-0,075	0,130	-0,959*	0,485	0,381	1,556	-3,991*	1,663
A travaillé	0,200	0,250	-2,582*	0,260	-0,158	0,084	-0,706*	0,320	3,005*	1,494	-1,619	1,025
Durée du sommeil	-0,057	0,043	-0,077	0,046	-0,030	0,017	-0,097	0,062	0,656*	0,209	0,040	0,276
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,38]		[0,69]		[0,14]		[0,14]		[0,84]		[0,03]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,26]		[0,92]		[0,36]		[0,02]		[0,25]		[0,23]	
Observations	25 184		25 184		25 184		25 184		25 184		25 184	

Notes : Les estimations sont réalisées à l'aide de la première différenciation et comprennent des ensembles complets de variables nominales des différences premières pour un certain nombre d'interviews précédentes et de variables nominales pour une seule heure des différences premières pour D_{it} en interaction avec MSF_{sc}^c . Les variables dépendantes dont le nom commence par P sont des indicateurs binaires pour le résultat inscrit dans l'indice du nom, exprimé sous forme de pourcentage. Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel. Les valeurs de probabilité sont présentées entre crochets. * : significatif à 5 %.

Tableau 5.7**Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Estimations pondérées.**

Variables explicatives	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	P _{MOOD10}		P _{MOOD25}		P _{MOOD50}		P _{FOODAH50}		P _{FOODAH100}		P _{EATING-OUT50}		P _{EATING-OUT100}	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59					-1,514	1,575					-1,255	2,295		
19 h à 5 h 59					0,127	1,500					-8,426*	3,040		
12 h à 16 h 59			-1,515	1,582										
17 h à 23 h 59			-3,035*	1,436										
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$													1,074	0,889
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$													0,037	0,096
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$	-1,143	1,758					-2,348	2,000	-2,029	2,399				
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$	0,236	2,192					-4,367	2,250	-4,183	2,698				
Mardi	4,451	2,827	0,293	1,508	-0,836	1,199	2,645	2,530	3,310	2,620	-5,478	2,900	-2,843	2,732
Mercredi	1,520	2,894	-0,776	1,728	-0,807	1,502	1,089	3,120	0,796	3,130	-0,336	3,387	3,425	3,026
Jeudi	5,568	3,929	0,631	1,738	-0,993	1,292	3,577	2,871	2,227	3,014	0,251	4,177	1,842	3,670
Vendredi	7,726*	3,824	-0,968	1,819	-1,234	1,152	2,891	3,447	3,313	3,682	4,003	3,041	2,739	2,822
Samedi	3,580	3,349	0,399	1,659	-0,234	1,321	3,190	3,127	3,793	3,692	-0,065	3,192	1,163	3,009
Dimanche	5,240	3,578	-0,992	1,842	-2,572	1,450	2,211	3,327	0,165	3,645	-1,928	3,554	0,044	3,236
A travaillé	-3,964	2,072	0,514	1,111	-1,931*	0,918	-0,547	2,809	-0,775	2,856	-3,397	2,839	-2,032	2,383
Durée du sommeil	0,282	0,361	0,174	0,219	0,149	0,178	-0,855*	0,368	-0,576	0,440	0,330	0,441	0,280	0,432
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,77]		[0,11]		[0,35]		[0,09]		[0,28]		[0,01]		[0,01]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,60]		[0,68]		[0,97]		[0,13]		[0,34]		[0,41]		[0,92]	
Observations	25 083		25 083		25 083		23 957		23 957		20 874		20 874	

Notes : Voir les notes du tableau 5.6.

6. Sommaire et discussion

L'analyse des microdonnées longitudinales à haute fréquence tirées de l'enquête SUWNJ ne révèle aucune donnée probante indiquant un effet de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données du journal sur l'emploi du temps (au-delà de l'effet exercé par la longueur de la période de remémoration) ou sur la tendance à déclarer des valeurs arrondies de probabilités subjectives ou de dépenses pour la nourriture. En ce qui concerne la période de remémoration, nous avons constaté que le fait de remplir le journal de la veille en soirée réduisait le nombre d'activités déclarées, tandis que la quantité d'heures non codées ne subit aucune fluctuation quotidienne significative. Par conséquent, il semble que certaines activités sont sous-déclarées et que la durée de certaines autres est surestimée, ce qui introduit une erreur dans la mesure de l'emploi du temps. Toutes ces constatations tiennent compte des différences interpersonnelles en matière de capacité cognitive et d'effets de synchronie, ce qui pourrait expliquer la raison pour laquelle elles persistent entre les groupes de niveau de scolarité. Elles semblent également robustes pour une variété d'autres spécifications évaluant les répercussions d'une attrition non aléatoire, les effets hétérogènes non modélisés et les mesures différentes de l'heure de la journée de l'interview. Malgré l'existence de données probantes indiquant que la non-réponse partielle et la probabilité que la durée de l'interview fasse partie des 5 % des interviews les plus courtes augmentent lorsque le questionnaire est rempli en soirée, une évaluation plus détaillée nécessite le recours à des variables instrumentales.

Nos résultats les plus fiables étayent la conclusion des recherches antérieures voulant que la qualité des données d'enquête ne soit pas sensible à l'heure de la journée de l'interview (Ziniel, 2008; Dickinson et McElroy, 2010; Binder, 2022), mais contredisent celle de Flynn (2018), qui a constaté que les répondants qui commencent à remplir un questionnaire en soirée répondent à nettement plus de questions que ceux qui commencent à le remplir en matinée ou en après-midi. Cependant, l'échantillon de Flynn (2018) se compose de représentants de sociétés pour qui remplir un questionnaire en dehors des heures normales de travail pourrait permettre de réduire les contraintes de temps. Puisque les chômeurs (comparativement aux personnes occupées) n'ont pas à respecter de limites quant à des heures de travail, l'heure de la journée de l'interview peut se répartir de manière plus homogène sur les 24 heures, ce qui permet de déceler plus facilement les effets relatifs au moment de la journée. Il convient également de souligner que, contrairement aux échantillons de participants de MTurk (par exemple Binder, 2022), les interviews semblent plus longues les jeudis (ainsi que les mardis et les mercredis) et que le nombre d'activités déclarées est plus élevé dans les journaux du lundi au jeudi, comme dans Juster (1986).

Dans l'ensemble, il semble donc qu'outre l'effet exercé par la longueur de la période de remémoration, inciter des répondants à remplir des questionnaires à des heures précises de la journée pourrait avoir des répercussions limitées sur l'erreur de mesure. Par conséquent, les spécialistes des enquêtes ne devraient pas trop se soucier des conséquences qu'aurait sur l'erreur de mesure le fait de communiquer avec les sujets de l'interview au moment de la journée où ils sont les plus susceptibles d'être joignables.

Cela étant dit, nous reconnaissons que la présente étude comporte certaines limites. En ce qui concerne la question de savoir si nous constatons des effets de causalité pour la population à l'étude, il faut souligner que nous ne disposons pas de suffisamment de données sur le contexte situationnel dans lequel les interviews ont été réalisées (par exemple où se trouvait le répondant et ce qu'il faisait), et comme l'avancent Bison et Zhao (2023), les contextes situationnel et temporel pourraient être corrélés. Il est cependant difficile de proposer des variables instrumentales suffisamment corrélées avec l'heure de la journée de l'interview sans être corrélées avec des erreurs idiosyncrasiques, puisque la majorité des variables de l'enquête SUWNJ font référence à des jours autres que celui de l'interview. De plus, même si le pourcentage d'interviews de l'enquête SUWNJ réalisées à l'aide d'un appareil mobile était sans doute faible (Callegaro, 2010, rapporte par exemple que parmi tous les répondants ayant tenté de remplir un questionnaire en ligne sur la satisfaction de la clientèle, sondage réalisé en Amérique du Nord en juin 2010, 2,6 % ont effectivement utilisé un appareil mobile), si le fait d'utiliser un appareil mobile pour répondre à une interview nuit à la qualité des données (comme le laissent croire les données probantes examinées dans Toninelli et Revilla, 2020) et dépend du moment de la journée, nos résultats pourraient renfermer un biais. En ce qui a trait à la valeur prédictive de nos constatations dans un contexte différent, il convient de souligner que les résultats obtenus pour les chômeurs pourraient ne pas se révéler représentatifs des populations en général si, par exemple, les activités menées avant de prendre part à l'enquête interagissent avec le sommeil ou la fatigue.

De plus, en raison d'un manque de données, nous n'avons pas pu nous pencher sur la question de l'existence d'effets de l'heure de la journée de l'interview sur des mesures de rechange de la qualité des données, comme l'interruption de l'enquête et les erreurs de réponse causées par la désirabilité sociale ou les réponses extrêmes, médianes ou non différenciées. Pour ce qui est des effets de la longueur de la période de remémoration, il semble valoir la peine d'examiner si la soumission d'un journal de la veille par un intervieweur (qui pourrait stimuler l'attention et la motivation des répondants) ou la déclaration dans « leurs propres mots » des activités des répondants (ce qui évite de devoir mettre la réponse en correspondance avec l'option de réponse appropriée) pourrait rehausser la qualité des données de journaux sur l'emploi du temps.

Remerciements

Le présent article a grandement profité des commentaires et des suggestions de Jean-François Beaumont, de Kristen Olson et, spécialement, d'un rédacteur associé anonyme et de plusieurs réviseurs anonymes. Je remercie également Andreas Mueller pour son aide avec les données de l'enquête SUWNJ. Cette étude a été financée par le Gouvernement d'Aragon, subvention S32-23R.

Annexe

Tableau A.1

Modèle sélectionné pour $\alpha(D_{it})$. Comprend des observations présentant des heures de coucher incohérentes.

Variable dépendante	Modèle	Valeur du BIC
P _{INR}	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	13,405
NbrAct	Cosinor	13,731
HManquante	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	11,271
IvDur	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	14,460
P _{IVDUR5L}	Cosinor	16,590
P _{IVDUR5H}	Fonction polynomiale du troisième degré	16,849
P _{MOOD10}	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	18,162
P _{MOOD25}	Fonction constante par morceaux (Durrant et coll., 2011)	17,211
P _{MOOD50}	Cosinor	16,820
P _{FOODAH50}	Fonction polynomiale du troisième degré	18,226
P _{FOODAH100}	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	18,145
P _{EATING-OUT50}	Fonction constante par morceaux (Binder, 2022)	18,080
P _{EATING-OUT100}	Fonction polynomiale du troisième degré	17,887

Tableau A.2

Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Comprend des observations présentant des heures de coucher incohérentes.

Variables explicatives	(1) PINR		(2) NbrAct		(3) HManquante		(4) IvDur (min)		(5) PIVDURSL		(6) PIVDURSH		(7) PPM-AM	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59	0,203*	0,073			0,070*	0,027	-0,368*	0,140						
19 h à 5 h 59	0,221*	0,101			0,054	0,036	-0,461*	0,189						
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$											-0,106	0,219		
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$											0,027	0,022		
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$			0,264*	0,084					-0,099	0,355			0,611	0,499
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$			-0,184*	0,080					0,427	0,333			-1,069*	0,495
Mardi	-0,177	0,101	1,420*	0,131	-0,086*	0,037	0,772*	0,184	-0,160	0,447	1,114	0,602	-2,738*	0,696
Mercredi	-0,145	0,109	1,180*	0,141	-0,056	0,039	0,434*	0,196	-0,672	0,502	0,075	0,635	-2,417*	0,763
Jeudi	0,024	0,121	1,247*	0,150	-0,011	0,041	0,780*	0,213	-0,469	0,519	1,255	0,724	-1,503	0,788
Vendredi	-0,009	0,113	1,091*	0,145	-0,057	0,042	0,355	0,196	0,095	0,476	0,241	0,626	-2,161*	0,748
Samedi	0,072	0,121	0,755*	0,147	-0,002	0,041	0,507*	0,233	0,838	0,561	0,482	0,755	-1,156	0,815
Dimanche	0,270*	0,136	-0,025	0,163	0,029	0,046	-0,283	0,228	-0,199	0,613	-0,538	0,728	-0,759	0,879
A travaillé	0,369*	0,129	-1,687*	0,152	-0,123*	0,035	-0,206	0,164	1,401*	0,565	0,454	0,531	-2,210*	0,659
Durée du sommeil	-0,028	0,018	-0,056*	0,023	-0,015*	0,007	-0,105*	0,026	0,361*	0,082	-0,131	0,090	-1,803*	0,124
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,01]		[0,00]		[0,03]		[0,01]		[0,35]		[0,30]		[0,02]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,02]		[0,61]		[0,17]		[0,57]		[0,01]		[0,64]		[0,65]	
Observations	28 576		28 576		28 576		28 576		28 576		28 576		28 576	

Notes : Les estimations sont réalisées à l'aide de la première différenciation et comprennent des ensembles complets de variables nominales des différences premières pour un certain nombre d'interviews précédentes et de variables nominales pour une seule heure des différences premières pour D_{it} en interaction avec MSF_{it} . Les variables dépendantes dont le nom commence par P sont des indicateurs binaires pour le résultat inscrit dans l'indice du nom, exprimé sous forme de pourcentage. Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel. Les valeurs de probabilité sont présentées entre crochets. * : significatif à 5 %.

Tableau A.3

Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Comprend des observations présentant des heures de coucher incohérentes.

Variables explicatives	(1) PMOOD10		(2) PMOOD25		(3) PMOOD50		(4) PFOODAH50		(5) PFOODAH100		(6) PEATING-OUT50		(7) PEATING-OUT100	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59	1,065	0,895							-0,600	0,911	-1,238	1,043		
19 h à 5 h 59	2,380*	1,197							-0,187	1,204	-0,950	1,373		
12 h à 16 h 59			0,525	0,573										
17 h à 23 h 59			0,206	0,686										
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$							0,283	0,451					0,578	0,411
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$							0,022	0,047					-0,022	0,041
$\sin(D_{it} \times 2\pi / 24)$					0,111	0,440								
$\cos(D_{it} \times 2\pi / 24)$					0,511	0,374								
Mardi	0,208	1,142	-0,282	0,723	-0,864	0,619	-0,697	1,205	0,729	1,168	-0,468	1,312	0,398	1,194
Mercredi	-0,735	1,277	-0,951	0,791	-1,703*	0,672	-0,453	1,363	0,947	1,320	1,463	1,471	3,295*	1,339
Jeudi	-0,176	1,270	0,191	0,814	-0,966	0,692	-1,183	1,351	-1,337	1,305	-0,120	1,473	1,251	1,322
Vendredi	0,034	1,207	-0,163	0,782	-0,636	0,623	-1,346	1,313	0,104	1,266	1,540	1,405	2,252	1,279
Samedi	0,078	1,300	0,353	0,840	-0,369	0,677	-0,448	1,392	-0,298	1,352	0,382	1,471	1,028	1,342
Dimanche	-0,489	1,440	-0,529	0,876	-1,590*	0,727	-2,606	1,462	-1,390	1,451	0,611	1,607	2,820	1,441
A travaillé	-2,167*	1,067	0,377	0,659	-0,363	0,542	-1,344	1,200	-2,024	1,162	-2,238	1,277	-0,372	1,147
Durée du sommeil	0,152	0,171	0,200	0,110	0,115	0,095	-0,401*	0,179	-0,336	0,178	0,139	0,204	0,190	0,187
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,13]		[0,65]		[0,39]		[0,10]		[0,79]		[0,49]		[0,17]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,64]		[0,99]		[0,79]		[0,25]		[0,25]		[0,42]		[0,93]	
Observations	28 461		28 461		28 461		27 187		27 187		23 612		23 612	

Notes : Voir les notes du tableau A.2.

Tableau A.4**Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Estimations corrigées pour prendre en compte l'attrition.**

Variables explicatives	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	PINR		NbrAct		HManquante		IvDur (min)		PIVDURSL		PIVDURSH	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59					0,048	0,029						
19 h à 5 h 59					0,046	0,039						
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$											-0,157	0,238
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$											0,038	0,024
$\sin(D_{it} \times 2\pi/24)$	-0,143*	0,070	0,256*	0,087			0,026	0,135	-0,457	0,364		
$\cos(D_{it} \times 2\pi/24)$	0,041	0,064	-0,191*	0,086			-0,293*	0,138	0,827*	0,374		
Mardi	-0,175	0,113	1,475*	0,142	-0,096*	0,040	0,944*	0,202	-0,505	0,501	1,100	0,658
Mercredi	-0,147	0,121	1,209*	0,154	-0,074	0,043	0,645*	0,211	-1,195*	0,559	0,048	0,680
Jeudi	0,033	0,136	1,231*	0,163	-0,040	0,044	0,858*	0,231	-0,681	0,576	1,243	0,774
Vendredi	0,003	0,123	1,130*	0,155	-0,070	0,044	0,470*	0,212	-0,052	0,512	-0,055	0,673
Samedi	0,023	0,127	0,755*	0,155	-0,022	0,042	0,542*	0,249	0,319	0,610	0,187	0,795
Dimanche	0,289*	0,140	0,058	0,172	0,003	0,045	-0,336	0,242	0,121	0,661	-0,896	0,762
A travaillé	0,414*	0,137	-1,720*	0,158	-0,118*	0,037	-0,117	0,174	1,282*	0,608	0,717	0,556
Durée du sommeil	-0,025	0,018	-0,079*	0,025	-0,016*	0,007	-0,142*	0,028	0,416*	0,088	-0,188*	0,095
Biais d'attrition	[0,91]		[0,20]		[0,29]		[0,00]		[0,01]		[0,38]	
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,04]		[0,00]		[0,24]		[0,07]		[0,01]		[0,16]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,00]		[0,54]		[0,08]		[0,12]		[0,12]		[0,95]	
Observations	25 184		25 184		25 184		25 184		25 184		25 184	

Notes : Les estimations sont réalisées à l'aide de la première différenciation et comprennent un ensemble complet de variables nominales des différences premières pour un certain nombre d'interviews précédentes et de variables nominales pour une seule heure des différences premières pour D_{it} en interaction avec MSF_{it}^c , ainsi que l'inverse du rapport de Mills en interaction avec des valeurs nominales pour le nombre d'interviews. Les variables dépendantes dont le nom commence par P sont des indicateurs binaires pour le résultat inscrit dans l'indice du nom, exprimé sous forme de pourcentage. Les erreurs-types prennent en compte l'hétéroscédasticité et la mise en grappes au niveau individuel, en plus d'apporter une correction pour prendre en compte les variables explicatives générées. Les valeurs de probabilité sont présentées entre crochets. * : significatif à 5 %.

Tableau A.5**Effets de l'heure de la journée de l'interview sur la qualité des données. Estimations corrigées pour prendre en compte l'attrition.**

Variables explicatives	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	PMOOD10		PMOOD25		PMOOD50		PFOODAH50		PFOODAH100		PEATING-OUT50		PEATING-OUT100	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
12 h à 18 h 59									-1,027	0,994	-1,642	1,113		
19 h à 5 h 59									-1,107	1,281	-1,824	1,446		
12 h à 16 h 59			0,621	0,589										
17 h à 23 h 59			-0,467	0,734										
$D_{it}(1 - (D_{it}/24)^2)$													0,836	0,448
$D_{it}^2(1 - D_{it}/24)$													-0,031	0,045
$\sin(D_{it} \times 2\pi/24)$	-0,741	0,831			-0,039	0,458	-0,316	0,899						
$\cos(D_{it} \times 2\pi/24)$	0,827	0,820			0,084	0,400	-1,588	0,836						
Mardi	-0,758	1,250	0,140	0,803	-0,844	0,685	-1,400	1,328	0,792	1,290	-0,348	1,429	0,201	1,304
Mercredi	-1,539	1,394	-0,823	0,874	-1,789*	0,744	-1,175	1,486	0,745	1,443	1,505	1,609	3,053*	1,459
Jeudi	-0,437	1,387	0,324	0,888	-1,011	0,749	-1,447	1,445	-0,919	1,429	0,822	1,620	1,867	1,451
Vendredi	-0,621	1,305	0,183	0,850	-0,570	0,679	-1,740	1,416	0,180	1,379	1,759	1,534	2,022	1,389
Samedi	-0,342	1,409	1,065	0,903	-0,162	0,733	-0,280	1,501	0,240	1,475	0,494	1,589	0,907	1,446
Dimanche	-0,976	1,544	-0,396	0,926	-1,741*	0,779	-3,374*	1,575	-2,103	1,543	0,286	1,702	2,611	1,533
A travaillé	-2,281*	1,106	0,653	0,684	-0,214	0,576	-1,511	1,277	-1,992	1,241	-2,132	1,369	-0,491	1,203
Durée du sommeil	0,221	0,184	0,232*	0,117	0,176	0,097	-0,366	0,195	-0,333	0,193	0,176	0,216	0,247	0,195
Biais d'attrition	[0,79]		[0,30]		[0,26]		[0,67]		[0,04]		[0,96]		[0,08]	
Signification de $\alpha(D_{it})$	[0,27]		[0,28]		[0,97]		[0,16]		[0,54]		[0,28]		[0,04]	
Exogénéité stricte de $\{D_{it}\}$	[0,85]		[0,98]		[0,68]		[0,25]		[0,61]		[0,33]		[0,50]	
Observations	25 083		25 083		25 083		23 957		23 957		20 874		20 874	

Notes : Voir les notes du tableau A.4.

Bibliographie

- Ahn, J., Peng, M., Park, C. et Jeon, Y. (2012). A resampling approach for interval-valued data regression. *Statistical Analysis and Data Mining*, 5, 336-348.
- American Association for Public Opinion Research (AAPOR) (2023). *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys, 10th Edition*. AAPOR.
- Angrisani, M., et Couper, M. (2022). A simple question goes a long way: A wording experiment on bank account ownership. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 10, 1172-1182.
- Arechar, A., Kraft-Todd, G. et Rand, D. (2017). Turking overtime: how participant characteristics and behavior vary over time and day on Amazon Mechanical Turk. *Journal of the Economic Science Association*, 3, 1-11.
- Arellano, M., et Meghir, C. (1992). Female labour supply and on-the-job search: An empirical model estimated using complementary data sets. *Review of Economic Studies*, 59, 537-557.
- Bach, R. (2021). A methodological framework for the analysis of panel conditioning effects. Dans *Measurement Error in Longitudinal Data*, (Éds., Alexandru Cernat et Joseph Sakshaug), 19-42. Oxford: OUP.
- Bais, F., Schouten, B. et Toepoel, V. (2022). [Les comportements de réponse indésirables sont-ils constants d'une enquête à l'autre ? Un examen approfondi des caractéristiques de répondants](https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/12-001-x/2022001/article/00001-fra.pdf). *Techniques d'enquête*, 48, 1, 209-243. Article accessible à l'adresse <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/12-001-x/2022001/article/00001-fra.pdf>.
- Baumgartner, H., et Steenkamp, J.-B. (2001). Response styles in marketing research: A cross-national investigation. *Journal of Marketing Research*, 38(2), 143-156.
- Bes, F., Jobert, M. et Schulz, H. (2009). Modeling napping, post-lunch dip, and other variations in human sleep propensity. *Sleep*, 32(3), 392-398.
- Biemer, P., Groves, R., Lyberg, L. Mathiowetz, N. et Sudman, S. (éds.) (2004). *Measurement Errors in Surveys*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Binder, C. (2022). Time-of-day and day-of-week variations in Amazon Mechanical Turk survey responses. *Journal of Macroeconomics*, 71, Article 103378.

- Bison, I., et Zhao, H. (2023). Factors impacting the quality of user answers on smartphones. *CEUR Workshop Proceedings*, 3456, 208-213.
- Blatter, K., et Cajochen, C. (2007). Circadian rhythms in cognitive performance: Methodological constraints, protocols, theoretical underpinnings. *Physiology and Behavior*, 90, 196-208.
- Brown, E., et Czeisler, C. (1992). The statistical analysis of circadian phase and amplitude in constant-routine core-temperature data. *Journal of Biological Rhythms*, 7(3), 177-202.
- Callegaro, M. (2010). Do you know which device your respondent has used to take your online survey? *Survey Practice*, 3(6). <https://doi.org/10.29115/SP-2010-0028>.
- Carrell, S., Maghakian, T. et West, J. (2011). A's from zzzz's? The causal effect of school start time on the academic achievement of adolescents. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3, 62-81.
- Casey, L., Chandler, J., Levine, A., Proctor, A. et Strolovitch, D. (2017). Intertemporal differences among MTurk workers: Time-based sample variations and implications for online data collection. *SAGE Open*, 7(2), 1-15.
- Chang, L., et Krosnick, J. (2009). National surveys via RDD telephone interviewing versus the Internet: Comparing sample representativeness and response quality. *Public Opinion Quarterly*, 73(4), 641-678.
- Collinson, J., Mathmann, F. et Chylinski, M. (2020). Time is money: Field evidence for the effect of time of day and product name on product purchase. *Journal of Retailing and Consumer Services*, 54, Article 102064.
- Cornelissen, G. (2014). Cosinor-based rhythmometry. *Theoretical Biology and Medical Modelling*, 11, Article 16.
- Davis, S. (2011). Commentaires sur : Krueger, A., et A. Mueller. Job search, emotional well-being and job finding in a period of mass unemployment: Evidence from high-frequency longitudinal data. *Brookings Papers on Economic Activity*, 42(1), 58-70.
- Dickinson, D., et McElroy, T. (2010). Rationality around the clock: Sleep and time-of-day effects on guessing game responses. *Economics Letters*, 108, 245-248.
- Dickinson, D., et McElroy, T. (2017). Sleep restriction and circadian effects on social decisions. *European Economic Review*, 97, 57-71.

- Dickinson, D., Chaudhuri, A. et Greenaway-McGrevy, R. (2020). Trading while sleepy? Circadian mismatch and mispricing in a global experimental asset market. *Experimental Economics*, 23, 526-553.
- Durrant, G., D'Arrigo, J. et Steele, F. (2011). Using paradata to predict best times of contact, conditioning on household and interviewer influences. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, 174(4), 1029-1049.
- Flynn, A. (2018). e-Surveying and respondent behaviour: Insights from the public procurement field. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 16(1), 38-53.
- Fordsham, N., Moss, A., Krumholtz, S., Roggina, T., Robinson, J. et Litman, L. (2019). Variation among Mechanical Turk workers across time of day presents an opportunity and a challenge for research. PsyArXiv. doi:10.31234/osf.io/p8bns.
- Fricker, S., et Tourangeau, R. (2010). Examining the relationship between nonresponse propensity and data quality in two national household surveys. *Public Opinion Quarterly*, 74(5), 934-955.
- Gideon, M., Helppie-McFall, B. et Hsu, J. (2017). Heaping at round numbers on financial questions: The role of satisficing. *Survey Research Methods*, 11(2), 189-214.
- González Chapela, J. (2024). Supplement to "Daily rhythm of data quality: Evidence from the survey of unemployed workers in New Jersey". Disponible à <https://drive.google.com/file/d/14YPt9BmXlxFfuURatCQY0ak-OW9z1c7B/view?usp=sharing>.
- Guarana, C., Stevenson, R. Gish, J. Ryu, J.W. et Crawley, R. (2022). Owls, larks, or investment sharks? The role of circadian process in early-stage investment decisions. *Journal of Business Venturing*, 37, Article 106165.
- Hasher, L., Goldstein, D. et May, C. (2005). It's about time: Circadian rhythms, memory, and aging. Dans *Human Learning and Memory: Advances in Theory and Applications*, (Éds., Chizuko Izawa et Nobuo Ohta), 199-217. New York: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Hornik, J., et Tal, A. (2010). The effect of synchronizing consumers' diurnal preferences with time of response on data reliability. *Marketing Letters*, 21, 1-15.
- Juster, T. (1986). Response errors in the measurement of time use. *Journal of the American Statistical Association*, 81(394), 390-402.

- Kaminska, O., McCutcheon, A. et Billiet, J. (2010). Satisficing among reluctant respondents in a cross-national context. *Public Opinion Quarterly*, 74(5), 956-984.
- Kroh, M., Winter, F. et Schupp, J. (2016). Using person-fit measures to assess the impact of panel conditioning on reliability. *Public Opinion Quarterly*, 80(4), 914-942.
- Kroh, M., Lüdtke, D., Düzel, S. et Winter, F. (2016). Response error in a web survey and a mailed questionnaire: The role of cognitive functioning. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 888. DIW, Berlin.
- Krosnick, J. (1991). Response strategies for coping with the cognitive demands of attitude measures in surveys. *Applied Cognitive Psychology*, 5, 213-236.
- Krosnick, J. (1999). Survey research. *Annual Review of Psychology*, 50, 537-567.
- Krueger, A., et Mueller, A. (2010). *Survey of Unemployed Workers in New Jersey* (version 12 novembre 2013) [Base de données]. Data Archive at the Office of Population Research, Princeton University. <https://oprdata.princeton.edu/archive/njui/>
- Krueger, A., et Mueller, A. (2011). Job search, emotional well-being and job finding in a period of mass unemployment: Evidence from high-frequency longitudinal data. *Brookings Papers on Economic Activity*, 42(1), 1-57.
- Lowe, C., Safati, A., et Hall, P. (2017). The neurocognitive consequences of sleep restriction: A meta-analytic review. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 80, 586-604.
- Lyberg, L., et Stukel, D. (2017). The roots and evolution of the total survey error concept. Dans *Total Survey Error in Practice*, (Éds., Paul Biemer, Edith de Leeuw, Stephanie Eckman, Brad Edwards, Frauke Kreuter, Lars Lyberg, Clyde Tucker et Brady West), 1-22. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Malhotra, N. (2008). Completion time and response order effects in web surveys. *Public Opinion Quarterly*, 72(5), 914-934.
- Nishii, R. (1988). Maximum likelihood principle and model selection when the true model is unspecified. *Journal of Multivariate Analysis*, 27, 392-403.
- Olson, K., Smyth, J. et Ganshert, A. (2019). The effects of respondent and question characteristics on respondent answering behaviors in telephone interviews. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 7, 275-308.

- Peytchev, A. (2009). Survey breakoff. *Public Opinion Quarterly*, 73(1), 74-97.
- Pfeffermann, D. (1993). The role of sampling weights when modeling survey data. *Revue Internationale de Statistique*, 61(2), 317-337.
- Phillips, A., et Stenger, R. (2022). The effect of burdensome survey questions on data quality in an omnibus survey. *Journal of Official Statistics*, 38(4), 1019-1050.
- Read, B., Wolters, L. et Berinsky, A. (2021). Racing the clock: Using response time as a proxy for attentiveness on self-administered surveys. *Political Analysis*. Disponible à <https://doi.org/10.1017/pan.2021.32>.
- Roenneberg, T., Kuehnle, T., Juda, M., Kantermann, T., Allebrandt, K., Gordijn, M. et Merrow, M. (2007). Epidemiology of the human circadian clock. *Sleep Medicine Reviews*, 11, 429-438.
- Salehinejad, M., Wischnewski, M., Ghanavati, E., Mosayebi-Samani, M., Kuo, M.-F. et Nitsche, M. (2021). Cognitive functions and underlying parameters of human brain physiology are associated with chronotype. *Nature Communications*, 12, Article 4672.
- Schmidt, C., Collette, F., Cajochen, C. et Peigneux, P. (2007). A time to think: Circadian rhythms in human cognition. *Cognitive Neuropsychology*, 24(7), 755-789.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Solon, G., Haider, S. et Wooldridge, J. (2015). What are we weighting for? *Journal of Human Resources*, 50(2), 301-316.
- StataCorp (2019). *Stata Base Reference Manual. Release 16*. College Station, TX: Stata Press.
- Toninelli, D., et Revilla, M. (2020). How mobile device screen size affects data collected in web surveys. Dans *Advances in Questionnaire Design, Development, Evaluation and Testing*, (Éds., Paul Beatty, Debbie Collins, Lyn Kaye, Jose Luis Padilla, Gordon Willis et Amanda Wilmot), 349-373. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Tourangeau, R., Rips, L. et Rasinski, K. (2000). *The Psychology of Survey Response*. Cambridge, Royaume-Uni: Cambridge University Press.

- Truebner, M. (2021). The dynamics of “neither agree nor disagree” answers in attitudinal questions. *Journal of Survey Statistics and Methodology*, 9, 51-72.
- Valdez, P. (2019). Homeostatic and circadian regulation of cognitive performance. *Biological Rhythm Research*, 50, 85-93.
- Weeks, M., Kulka, R. et Pierson, S. (1987). Optimal call scheduling for a telephone survey. *Public Opinion Quarterly*, 51, 540-549.
- Williams, K., et Shapiro, T.M. (2018). Academic achievement across the day: Evidence from randomized class schedules. *Economics of Education Review*, 67, 158-170.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Second edition. Cambridge, MA: MIT Press.
- Yan, T., et Olson, K. (2013). Analyzing paradata to investigate measurement error. Dans *Improving Surveys with Paradata: Analytic Uses of Process Information*, (Éd., Frauke Kreuter), 73-95. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.
- Ziniel, S. (2008). *Cognitive Aging and Survey Measurement*. Thèse de doctorat, University of Michigan.