



Contents lists available at ScienceDirect

Pratiques psychologiques

et également disponible sur www.elsevier.com

Psychologie sociale

Agir pour la planète : validation psychométrique d'une échelle francophone de mesure des comportements pro-environnementaux (EF-CPE)

Taking action for the planet: Psychometric validation of a French-Language Scale for Measuring Pro-Environmental Behaviors (EF-CPE)

Mikael De Clercq ^{a,*}, Elodie Theis ^b, Zoé Davreux ^b, Benoit Galand ^b,
Michael Parmentier ^{a,c}

^a Académie de recherche et d'enseignement supérieur, place du cardinal Mercier 10, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique

^b Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgique

^c Université de Liège, Liège, Belgique

INFO ARTICLE

Mots clés :

Comportements pro-environnementaux
Développement d'échelle
Validation psychométrique
Variables sociodémographiques
Différences individuelles

RÉSUMÉ

Introduction : En raison de son caractère urgent et de ses conséquences, le dérèglement climatique constitue un enjeu sociétal majeur. Des actions tant collectives qu'individuelles sont nécessaires pour y faire face. Néanmoins, la mesure même des comportements pro-environnementaux continue à poser question et il existe à ce jour peu d'instruments de mesure validés en français.

Objectifs : Cet article vise à évaluer les qualités psychométriques d'une échelle francophone de mesure des comportements pro-environnementaux (EF-CPE) et à comprendre les relations entre ces comportements et différentes variables sociodémographiques.

Méthode : La validité de construit d'une première version de l'échelle a été testée au moyen d'analyses factorielles exploratoires menées sur un échantillon de 2600 adultes tout-venant. La structure finale d'une version enrichie de l'échelle a été validée sur un second échantillon de 1334 adultes au moyen d'analyses factorielles confirmatoires. Ce même échantillon a permis de tester les associations entre CPE et variables sociodémographiques.

Résultats : Les résultats ont permis de valider une structure en 6 dimensions : (1) alimentation, (2) mobilité de proximité, (3) mobilité longue distance, (4) préservation des ressources, (5) consommation durable et (6) engagement citoyen. La fréquence de ces comportements varie selon le genre, l'âge et le niveau socioéconomique des participants.

Conclusion : L'EF-CPE est un instrument robuste pour mesurer différentes catégories de CPE. Des différences apparaissent sur ces catégories selon les profils des individus, nuanciant les précédentes recherches sur le sujet. Étudier les CPE par leurs dimensions plutôt que par un score global apparaît donc essentiel pour comprendre finement leur fonctionnement et ainsi être plus apte à susciter leur adoption.

* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : mikael.declercq@uclouvain.be (M. De Clercq).

<https://doi.org/10.1016/j.prps.2026.04.001>

Reçu le 12 août 2025; Accepté le 10 avril 2026

Disponible en ligne xxx

1269-1763/© 2026 Société Française de Psychologie. Publié par Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés, y compris ceux relatifs à la fouille de textes et de données, à l'entraînement de l'intelligence artificielle et aux technologies similaires.

ABSTRACT

Keywords:

Pro-environmental behaviors
Scale development
Evidence-based validity
Background variables
Individual differences

Introduction: Due to its urgency and consequences, climate change is a major societal issue. Both collective and individual action is needed to tackle it. However, measuring pro-environmental behaviour remains challenging, and there are currently few validated measurement tools available in French.

Objective: This article aims to evaluate the psychometric properties of a French-language scale for measuring pro-environmental behaviours (EF-CPE) and to understand the extent to which PEB categories vary according to different sociodemographic variables.

Method: The construct validity of an initial version of the scale was tested using exploratory factor analysis conducted on a sample of 2600 adults from the general population. The final structure of an enriched version of the scale was validated on a second sample of 1334 adults using confirmatory factor analyses. The same sample was then used to test for variations in PEB according to sociodemographic variables.

Results: The results validated a six-dimensional structure: (1) food, (2) local mobility, (3) long-distance mobility, (4) resource conservation, (5) sustainable consumption, and (6) civic engagement. The frequency of these behaviours varies according to the participants' gender, age, and socioeconomic status.

Conclusion: The EF-CPE is a robust tool for measuring different categories of PEB. Numerous differences appear in these categories depending on individual profiles, which nuance previous research on the subject. Studying PEB by its dimensions rather than by an overall score therefore appears essential to understanding how it works in detail and thus being better able to encourage its adoption.

1. Introduction

Le dérèglement climatique constitue l'une des plus grandes menaces actuelles pour la nature et l'humanité (Liu & Green, 2024 ; Lutz et al., 2023). Selon le rapport de l'IPCC (2023), la cause humaine de ce dérèglement climatique n'est plus à prouver et l'objectif de limiter le réchauffement climatique à 1,5 °C d'ici 2050 ne pourra être atteint sans d'importants changements individuels et collectifs dans nos attitudes et comportements. Partant de là, de plus en plus de recherches tentent de mieux comprendre les leviers permettant d'encourager l'adoption de comportements pro-environnementaux (Gifford et al., 2011 ; Zulkapeli et al., 2024). De nombreux déterminants potentiels ont été identifiés, tels que le contrôle comportemental perçu (Jain et al., 2020), les normes sociales (de Groot et al., 2021), ou encore les éco-émotions (Contreras et al., 2024).

Néanmoins, deux limites majeures des études existantes peuvent être identifiées. Premièrement, plusieurs auteurs soutiennent que les CPE ne constituent pas un construit unitaire, mais rassembleraient différentes dimensions qualitativement distinctes (Barth et al., 2021 ; Oinonen & Paloniemi, 2023 ; Yuriev et al., 2020). Dans leur revue de la littérature, Yuriev et al. (2020) ont, par exemple, démontré d'importantes variations dans les facteurs explicatifs des CPE en fonction du type de comportement analysé. Cependant, il existe à ce jour un manque d'instruments valides permettant de rendre compte de cette diversité de CPE, particulièrement en langue française (Moussaoui et al., 2016). Deuxièmement, la variation des CPE semble également fonction de la diversité des publics (genre, âge, niveau socioéconomique) qui nécessiterait d'être davantage considérée (Boluda-Verdú et al., 2022 ; Rothschild & Haase, 2023). Il existe effectivement peu de recherches permettant de comprendre en quoi les différentes catégories de comportements varient selon cette diversité.

Cet article propose de répondre à ces deux limites au moyen de deux prises de mesures complémentaires menées auprès d'un public adulte tout-venant. L'objectif premier est de pouvoir tester la qualité psychométrique d'une échelle francophone de mesure des comportements pro-environnementaux. L'objectif second est de comprendre comment les dimensions de CPE identifiées au moyen de cette échelle diffèrent en fonction de caractéristiques sociodémographiques des individus. L'atteinte de ces deux objectifs pourra permettre de mieux cerner la nature des CPE et leurs variations au sein de différents groupes d'individus.

1.1. Comprendre la nature diverse des comportements pro-environnementaux

De nombreuses recherches ont été menées afin de comprendre les processus d'adoption de CPE (pour une revue, voir Lange, 2023). Cependant, les résultats de ces recherches semblent dépendre en partie de la mesure de CPE utilisée (Yuriev et al., 2020).

Les études sur les CPE sont initialement parties du postulat qu'ils formaient un ensemble homogène et unidimensionnel (Stern, 2000). Une forte proportion d'entre elles a mesuré, et continue de mesurer, les CPE au moyen d'échelles agrégées (de Leeuw et al., 2015 ; Oinonen & Paloniemi, 2023 ; Parmentier et al., 2024), fournissant une compréhension peu précise de ces derniers. D'autres se concentrent au contraire sur des comportements très isolés et spécifiques (éteindre son ordinateur ; Moussaoui et al., 2020 ; acheter de matériaux plastiques ; Kovács et al., 2020 ; pour une revue, voir Lange, 2023) dont les résultats sont très peu généralisables.

Dès lors, atteindre un niveau intermédiaire de distinction des différentes catégories de CPE permettrait d'en renforcer la compréhension. Il serait suffisamment spécifique que pour en comprendre le fonctionnement et suffisamment global que pour

permettre une transférabilité entre les contextes (Lange & Dewitte, 2019 ; Larson et al., 2015 ; Stern, 2000 ; Yuriev et al., 2020). Cette approche moins globalisante fait échos à une série d'auteurs qui soutient l'importance de développer une approche multidimensionnelle et structurée des CPE (Barth et al., 2021 ; Contreras et al., 2024 ; Larson et al., 2015 ; Oinonen & Paloniemi, 2023 ; Stanley et al., 2021). Néanmoins, peu d'échelles de mesure validées permettent de soutenir cette approche. Il serait donc pertinent de pouvoir développer un outil de mesure à ce propos.

Dans cette idée, Markle (2013) a validé la Pro-Environmental Behavior Scale (PEBS) : une échelle anglophone en quatre catégories des CPE mesurant les comportements de conservation de l'énergie, d'engagement citoyen, de consommation alimentaire et de transport. Ce travail initial résulte de la comparaison systématique du contenu d'une dizaine d'échelles préexistantes. Les catégories de CPE ont été identifiées par une analyse en composantes principales. La catégorie de conservation d'énergie réfère à la réduction de la consommation électrique (éteindre les lampes ou la télévision), d'eau (réduire le temps sous la douche) ou de chauffage (réduire le thermostat) à domicile. La consommation alimentaire se centre sur la réduction de consommation de viande et l'achat de produits locaux et bio. Les comportements de transport se centrent sur une plus grande utilisation des transports publics, de mobilité douce et de covoiturage. Finalement, l'engagement citoyen réfère aux actions publiques de soutien de la protection de l'environnement, telles que le soutien d'associations pro-environnementales, la participation à des manifestations pour le climat, etc. Alors que les trois premières catégories renvoient avant tout à la sphère privée, cette dernière dimension renvoie davantage à la sphère publique des CPE. L'identification et la distinction de ces deux sphères de comportements sont d'ailleurs soutenues par plusieurs auteurs (Mateer et al., 2022 ; Ogunbode et al., 2022 ; Oinonen & Paloniemi, 2023 ; Stanley et al., 2021).

Deux revues systématiques de la littérature viennent compléter la distinction proposée par Markle (2013). Celle de Yuriev et al. (2020) synthétisant 126 articles sur le changement climatique déterminent a priori trois dimensions de comportements : voyage et déplacement, économie d'énergie, et gestion des déchets. La première englobe l'ensemble des aspects de la dimension de transport de Markle (2013) et y rajoute la notion de réduction des voyages en avion. La deuxième s'assimile à la notion de conservation d'énergie présentée par Markle (2013). La gestion des déchets constitue cependant une dimension non incluse dans l'étude de Markle (2013), comprenant des comportements tels que la réduction de la production de déchet, la réparation d'objets cassés, l'achat d'objets durables, le recyclage et l'achat de produits recyclés. Plusieurs auteurs soutiennent l'importance de distinguer ces comportements dans une dimension à part entière (Larson et al., 2015 ; Menardo et al., 2020). La revue de Lange (2023) portant sur 99 articles se concentre sur des CPE isolés et spécifiques et différencie quatre catégories de CPE : les comportements de soutien d'organisations de défense de l'environnement, de consommation, de recyclage et d'achat. La première dimension rejoint fortement un des aspects de l'engagement citoyen de Markle (2013). Les comportements de consommation concernent essentiellement la réduction de la consommation d'énergie et rejoignent donc la dimension de conservation d'énergie préalablement identifiée. Enfin, contrairement à la dimension de gestion des déchets de Yuriev et al. (2020), Lange (2023) distingue les comportements de recyclage, limités à l'utilisation de produits recyclés (plastique, papier, verre recyclé) et au recyclage des déchets, des achats de produits durables, neutres en carbone ou équitables. Cette distinction n'est pas toujours soutenue dans la littérature. Les comportements d'achat peuvent en effet être associés à une notion étendue de la gestion des déchets (Larson et al., 2023) et au paradigme des trois R « Recycler, Réduire, Réutiliser » (Steinhorst & Beyerl, 2021).

Ainsi, six catégories de comportements ressortent dans la littérature existante : les comportements de conservation d'énergie, de transport, de gestion des déchets, de consommation alimentaire, d'achat et d'engagement citoyen. Néanmoins, à notre connaissance, aucune échelle validée ne rassemble l'ensemble de ces dimensions.

1.2. L'importance de la diversité des publics

Au-delà de la nécessité de soutenir une approche plus diversifiée des catégories de CPE, plusieurs auteurs insistent également sur la meilleure prise en compte de la diversité des publics (Boluda-Verdú et al., 2022 ; Rothschild & Haase, 2023). Tout comme les CPE, la population ne constituerait pas un ensemble homogène, mais une diversité de publics avec leurs sensibilités propres concernant la transition écologique. Plusieurs études transversales soutiennent par exemple l'importance du genre dans la compréhension du rôle des émotions dans l'adoption de CPE (Jalin et al., 2024 ; Verplanken et al., 2020). Les femmes seraient plus vulnérables à l'éco-anxiété (Jalin et al., 2024), plus inquiètes concernant le dérèglement climatique (Boluda-Verdú et al., 2022 ; Coffey et al., 2021), et mettraient davantage de CPE en place que les hommes (Verplanken et al., 2020 ; Zelezny et al., 2000). Selon Gousse-Lessard et Lebrun-Paré (2022) soulignent que la division encore inéquitable du travail domestique au sein du couple s'accompagnerait d'une plus forte prise en charge par les femmes des pratiques écologiques quotidiennes et de la charge mentale attenante. Par conséquent, certains CPE mis en œuvre dans la sphère privée incomberaient davantage aux femmes (Hunter et al., 2004). C'est également ce que montre l'étude de Lalanne et Lapeyre (2009), dans laquelle il est souligné que la fabrication de produits artisanaux servant à substituer certains produits du quotidien (ex. savon), est réalisée majoritairement par les femmes. À l'inverse, les hommes auraient davantage tendance à réaliser les CPE relevant de la sphère publique (Hunter et al., 2004). Toutefois, l'effet du genre sur l'adoption de CPE n'est pas consensuel et semble dépendre du type de comportement et du contexte. En effet, certaines études ne mettent pas en évidence de différences significatives dans leurs analyses (de Leeuw et al., 2015 ; Gifford & Nilsson, 2014).

D'autres auteurs insistent sur l'importance de considérer les différents profils socioéconomiques (Mónus, 2022 ; Whitmarsh et al., 2017 ; Zhong et al., 2024). En moyenne, les jeunes issus de milieux plus modestes rapportent moins de CPE (Rehling et al., 2021), peut-être en lien avec une plus faible sensibilisation et éducation aux enjeux environnementaux (Mónus, 2022).

Ce plus faible niveau de CPE déclarés pourrait aussi être lié à une moins grande confiance dans ses capacités à réellement mettre ces CPE en place (Vrselja et al., 2024). Dans cette continuité, certains travaux mettent en exergue que les personnes qui disposent d'un revenu plus élevé adopteraient davantage de CPE (Aprile & Fiorillo, 2023 ; Gifford & Nilsson, 2014 ; Piao & Managi, 2024), cette propension étant liée à une capacité financière qui leur permettrait d'en assumer les coûts (Piao & Managi, 2024).

Au-delà des différences de genre ou de statut socioéconomique, nombre de recherches mettent en avant l'importance de considérer les différences en termes d'âge (Chung et al., 2023 ; Liu & Green, 2024). Ágoston et al. (2024) soutiennent que le type de CPE et l'intensité de leur mise en œuvre pourraient largement varier selon des différences générationnelles, mais également de différentes contraintes et ressources liées aux étapes de vie.

Néanmoins, Gifford et Nilsson (2014) soulignaient une absence de résultats consensuels quant au rôle de l'âge. Certains travaux font état d'un désintérêt des enjeux environnementaux des personnes plus âgées, tandis que d'autres travaux mobilisent des cohortes très hétérogènes, ce qui ne permet pas de dégager une tendance liée à l'âge.

1.3. Objectifs de la recherche

Cet article vise deux objectifs complémentaires permettant de répondre à deux limites de la littérature. Tout d'abord, l'article répond au manque d'échelle francophone validée pour mesurer avec précision les différentes catégories de CPE identifiables dans la littérature chez une population adulte en développant une échelle sur base des travaux anglophones. Ensuite, l'article vise à renforcer la compréhension de la variation des CPE selon la diversité des publics, encore trop peu étudiée. L'objectif est donc d'analyser dans quelle mesure les catégories de CPE varient en fonction de trois variables sociodémographiques clés : le genre, l'âge et le niveau socioéconomique.

Selon la littérature convoquée ci-dessus, nous nous attendons à identifier cinq catégories de comportements différents chez les adultes : conservation d'énergie, transport, gestion des déchets, consommation alimentaire, et engagement citoyen. Suivant les travaux de Larson et al. (2015) et le paradigme des trois R (Steinhorst & Beyerl, 2021), nous émettons l'hypothèse que les comportements d'achat s'intégreront à la dimension de recyclage pour en faire une dimension plus générale de gestion des déchets.

De plus, nous nous attendons à ce que l'ensemble des CPE mesurés présentent des liens avec des corrélats largement documentés dans la littérature ; ce qui attestera de la validité nomologique de l'échelle. Plus précisément, l'identité environnementale (Maki et al., 2019), les normes perçues (Lemmel et al., 2025), le contrôle comportemental perçu liée au climat (Bamberg & Möser, 2007) et l'éco-anxiété (Davi et al., 2026) ont montré des liens positifs faibles à modérés avec l'adoption de CPE au travers de méta-analyses. Néanmoins, il n'existe à ce jour pas assez de recherches analysant l'effet différencié de ces construits selon les catégories de CPE, ce qui ne nous permet pas d'émettre d'hypothèses plus spécifiques.

Finalement, nous postulons des prévalences plus fortes de CPE chez les femmes (Verplanken et al., 2020), les individus socioéconomiquement favorisés (Mónus, 2022) et chez les personnes plus âgées (Ágoston et al., 2024). Toutefois, la littérature existante ne nous permet pas de proposer des hypothèses fortes sur le type de CPE qui sera plus développé par ces différents groupes.

2. Méthode

2.1. Échantillons et procédures

Cette étude comprend deux échantillons distincts. L'échantillon 1 est composé de 2600 adultes tout-venant issus de Belgique francophone ayant participé à cette étude en 2021 (70,6 % de femmes ; âge moyen = 43 ans ; écart-type = 13,73 ; statut : 16,5 % étudiants, 70,7 % travailleurs, 9 % retraités et 3,8 % sans emploi ; 79,6 % diplômé de l'enseignement supérieur). L'échantillon 2 est composé de 1134 adultes tout-venant belges ayant complété un questionnaire en ligne en 2024 (71,4 % de femmes ; âge moyen = 40 ans ; écart-type = 13,90 ; statut : 10,8 % étudiants, 77,6 % travailleurs, 7,5 % retraités et 4,1 % sans emploi ; 79,4 % diplômé de l'enseignement supérieur). L'ensemble des participants a été recruté au moyen de large enquête en ligne sur la transition écologique et les invitant à compléter le questionnaire (Qualtrics). L'étude a été approuvée par la commission d'éthique de notre institut de recherche.

2.2. Construction de l'échelle francophone de mesure des comportements pro-environnementaux (EF-CPE)

2.2.1. Version initiale à 24 items (échantillon 1)

La construction de la première version de l'échelle intégrative des comportements pro-environnementaux s'est effectuée au moyen de l'analyse des échelles et revues systématiques préexistantes dans la littérature (Lange, 2023 ; Larson et al., 2015 ; Markle, 2013 ; Yuriev et al., 2020). Les travaux ont été analysés par trois experts en psychologie de l'éducation, afin de répertorier un ensemble d'items couvrant les dimensions théoriques identifiées. Au final, plus d'une cinquantaine d'items ont pu être récoltés. Compte tenu de la redondance de certains et de la volonté de maintenir un questionnaire parcimonieux, les doublons ont été éliminés et certains items ont été combinés. Par exemple, les items de Markle (2013) : « Éteindre la TV quand je quitte la pièce » et « Débrancher les appareils en mode veille » ont été rassemblées en un item : « Diminuer ma consommation électrique (éteindre la TV quand je quitte la pièce et débrancher les appareils en mode veille) ». L'ensemble des items sélectionnés ont ensuite été traduits

Tableau 1

Structure factorielle exploratoire.

Items. Dans quelle mesure réalisez-vous les comportements suivants ?	Gestion des déchets	Conso. alimentaire	Conservation de l'énergie	Transports	Engagement citoyen
1. Consommer plus local et biologique (fruits, légumes, vêtements...)	.70				
2. Utiliser des produits recyclés ou recyclables (papier recyclé, éviter la consommation de plastiques...)	.68				
3. Réduire mes consommations (moins d'achats, moins de déchets/d'emballages)	.59				
4. Mettre en place des alternatives écologiques (potager, poulailler, produits cosmétiques faits maison...)	.55				
5. Trier et recycler mes déchets	.46				
6. Réparer des objets cassés plutôt que de les remplacer	.41				
7. Éviter de jeter des débris par terre quand je suis à l'extérieur	.36	.31			
8. Remplacer la viande par une alternative végétarienne		.79			
9. Réduire la quantité de viande que je consomme		.78			
10. Réduire ma consommation d'eau (douche de – de 15 minutes, couper le robinet quand on se brosse les dents, utiliser de l'eau de pluie pour les toilettes...)			.70		
11. Réduire ma consommation de chauffage (mettre un pull plutôt qu'augmenter le thermostat, réduire la température du thermostat, couper le chauffage dans les pièces inoccupées...)			.70		
12. Diminuer ma consommation électrique (éteindre la Tv quand je quitte la pièce, débrancher les appareils en mode veille...)			.64		
13. Acheter des produits performants et économiques (électroménagers A+, voiture à faible consommation...)			.59		
14. Diminuer mes déplacements en avion			.58		
15. Investir dans les énergies renouvelables (isolation du bâtiment, installation de panneaux solaires...)			.49		
16. Utiliser les transports en commun				.83	
17. Pour des petits trajets (± 5 km), favoriser les déplacements à pied plutôt qu'en voiture				.75	
18. Faire du covoiturage				.60	
19. Participer activement à des groupes pro-environnementaux					.81
20. M'impliquer activement pour faire changer la société (manifestation, groupe de réflexion, bénévolat, pétition...)					.80
21. Contribuer financièrement à la préservation de l'environnement (don à une association de protection de la nature, investissement dans des projets écologiques...)					.66
22. Me renseigner davantage sur le réchauffement climatique et la transition écologique (émissions, films, vidéos Youtube, livres...)					.57
23. Échanger et discuter sur vos initiatives et comportements pro-environnementaux					.54
24. Voter en faveur de politiques favorisant l'environnement et la transition écologique					.48

$n = 2600$; les items en gras ont été identifiés comme problématique dans le questionnaire ; les valeurs présentent dans le tableau correspondent aux poids factorielles issues de l'analyse factorielle.

de l'anglais vers le français. Au final, l'échelle initiale est constituée de 24 items comportementaux (illustré dans le [Tableau 1](#)) pour lesquels les participants étaient invités à répondre à la question « Dans quelle mesure réalisez-vous les comportements suivants ? » sur l'ensemble des comportements identifiés. Les réponses se positionnent sur une échelle de Likert en cinq points allant de « pas du tout » (1) à « totalement » (5).

2.2.2. Révision vers l'échelle à 23 items (échantillon 2)

Afin d'améliorer la version initiale de l'EF-CPE, plusieurs modifications ont été apportées dans le questionnaire en nous basant sur les résultats des analyses de validité menées sur l'échantillon 1 et décrites ci-dessous. Premièrement, cinq items (par exemple : « Éviter de jeter des débris par terre quand je suis à l'extérieur ») ont été supprimés pour l'échantillon 2 en raison de leur effet plafond, de leur faible saturation et de saturations croisées. Deuxièmement, deux items relatifs à la consommation alimentaire ont été ajoutés afin de spécifier des comportements flexitariens ou polo-pesco végétarien. Selon [Vita et al. \(2019\)](#) remplacer la viande par une alternative végétarienne ou encore remplacer le bœuf par le poulet ou le poisson est considéré comme ayant un impact fort sur l'environnement. Troisièmement, deux items relatifs aux déplacements longs ont été ajoutés pour renforcer les déplacements longues distances. Ceci permet de vérifier dans l'échantillon 2 si les comportements de transports longs se distinguent des comportements de déplacements quotidiens.

2.3. Autres mesures

Au-delà des items relatifs aux comportements pro-environnementaux, plusieurs variables sociodémographiques ont été collectées, telles que le genre (homme, femme, autre), l'âge révolu mesuré en nombre d'années et le statut professionnel (étudiant, travailleurs, sans emploi, retraité).

Pour mesurer le statut socioéconomique, deux indicateurs ont été utilisés. Le nombre de livres possédés à la maison, notamment utilisé dans les tests [PISA \(2022\)](#) comme proxy du niveau socioéconomique et culturel d'une personne, a été mesuré par la question « Combien de livres possédez-vous ? ». Cinq tranches de réponse étaient proposées (« 0 à 10 », « 11 à 25 », « 26 à 100 », « 101 à 200 » et « + des 200 ») et imagées pour aider les participants à visualiser ces quantités (ex. « Assez de livres pour remplir une bibliothèque [de 26 à 100 livres »]). Elle a été traitée comme une variable continue. Le diplôme scolaire le plus élevé obtenu a été mesuré par la question « Quel est votre niveau de diplôme le plus élevé ? » avec six catégories de réponse (enseignement primaire, secondaire inférieur, secondaire supérieur, supérieur de type court, supérieur de type long et 3^e cycle).

Finalement, afin de tester la validité convergente et divergente, quatre variables supplémentaires ont été ajoutées et décrites dans le [matériel supplémentaire](#) : l'identité environnementale, les normes perçues, le contrôle comportemental perçu lié au climat et l'éco-anxiété.

2.4. Stratégie d'analyse

La validité de construit a d'abord été éprouvée sur l'échantillon 1 au moyen d'analyses factorielles exploratoires (EFA) avec rotation Oblimin. Avant de procéder à l'interprétation des résultats de la matrice de structure, les indices de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) et le test de sphéricité de Bartlett ont été consultés afin de vérifier les conditions d'application. Le nombre de facteurs à retenir a été déterminé selon les valeurs propres supérieures à 1.

En s'appuyant sur les résultats de l'EFA de l'échantillon 1, des analyses factorielles confirmatoires ont été réalisées sur l'échantillon 2 au moyen du logiciel Mplus8.0. Afin de tester la qualité de l'ajustement de la structure factorielle aux données, plusieurs indices conventionnels de mesures ont été utilisés (indice comparatif d'ajustement (CFI) et indice de Tucker-Lewis (TLI) > .90 ; erreur quadratique moyenne d'approximation (RMSEA) < .06 ; résidu quadratique moyen standardisé (SRMR) < .08 ; [Kline, 2023](#)). Quatre modèles alternatifs de mesures basés sur la théorie et sur les résultats de l'EFA ont été testés.

Un premier modèle rassemblant l'ensemble des comportements pro-environnementaux en un seul facteur a été testé conformément aux recherches suggérant que les CPE pourraient constituer un ensemble cohérent de comportements ([Stern, 2000](#)). Un modèle différenciant les comportements issus de la sphère privée de ceux issus de la sphère publique a été testé en concordance avec les travaux qui insistent sur la nécessité de considérer ces deux sphères de vie comme distinctes ([Ogunbode et al., 2022](#) ; [Oinonen & Paloniemi, 2023](#) ; [Stanley et al., 2021](#)). Un modèle en cinq dimensions a ensuite été testé, relatif à l'hypothèse initiale de cet article et émergeant de notre analyse de la littérature. Finalement, un modèle en six dimensions a été testé en distinguant les comportements de transports quotidiens aux comportements de voyage. Ce dernier modèle fait écho à la suggestion de [Yuriev et al. \(2020\)](#) de différencier les déplacements en avion des comportements de transports quotidiens.

Une fois la structure factorielle identifiée, la fidélité de la mesure et la cohérence interne des dimensions du questionnaire ont été évaluées sur l'échantillon 2 au moyen des alphas de Cronbach et des omégas de McDonald (qui complètent les alphas en cas d'items congénériques, [Dunn et al., 2014](#)).

Afin de vérifier si la structure factorielle identifiée présente une équivalence de mesure entre le genre, l'âge et le statut socioéconomique, une procédure d'analyse d'invariance a été réalisée, toujours sur l'échantillon 2, en suivant les recommandations proposées par [Vandenberg et Lance \(2000\)](#). Cette méthode implique de tester successivement différents niveaux d'invariance configurable, métrique, et scalaire afin d'établir dans quelle mesure le modèle de mesure est équivalent entre ces groupes démographiques. Ces niveaux d'analyse permettent d'établir l'équivalence de la mesure dans la perspective d'une comparaison au niveau latent, plus particulièrement pour les comparaisons de moyennes latentes ([Vandenberg & Lance, 2000](#) ; [Putnick & Bornstein, 2016](#)). L'invariance entre les modèles successifs a été évaluée en examinant la variation du CFI ($\Delta CFI \leq .01$) et du RMSEA ($\Delta RMSEA \leq .015$; [Chen, 2007](#) ; [Cheung & Rensvold, 2002](#)). Au cas où l'invariance s'avérerait suffisante, les scores de l'EF-CPE pourraient être ensuite comparés selon le genre, l'âge et le statut socioéconomique. À titre complémentaire, un test d'invariance stricte a été réalisé en contraignant l'égalité des variances résiduelles entre les groupes ([Kline, 2023](#)). Finalement, les relations entre les dimensions de l'EF-CPE et plusieurs construits théoriquement pertinents ont été examinées afin de situer l'échelle au sein d'un réseau de construits théoriquement pertinents et d'apporter ainsi des éléments relatifs à sa validité nomologique. À cette fin, des scores composites de l'identité environnementale, des normes perçues, du contrôle comportemental perçu lié au climat et de l'éco-anxiété (détails des échelles dans le [matériel supplémentaire](#)) ont été calculés et leurs relations avec les dimensions de l'EF-CPE ont été examinées au moyen de corrélations bivariées.

3. Résultats

3.1. Analyses descriptives des items de CPE

En termes de dispersion, la grande majorité des items montre des écarts-types supérieurs à 1. Le niveau moyen de différents CPE rapportés est également assez variable avec des moyennes s'étendant de 1,59 (participer activement à des groupes pro-

environnementaux) à 4,84 (éviter de jeter des débris par terre). Le comportement « Trier et recycler mes déchets » est également particulièrement mis en place ($M = 4,31$). Au contraire, trois autres comportements présentent des moyennes très faibles : « M'impliquer activement pour faire changer la société » ($M = 1,73$) ; « Contribuer financièrement à la préservation de l'environnement » ($M = 1,78$) et « Remplacer la viande par des alternatives végétariennes » ($M = 2,05$).

Enfin, les écarts-types observés, ainsi que l'utilisation du minimum et maximum de chaque item, suggèrent une bonne sensibilité des items et confirme donc la capacité des items à discriminer les individus sur les comportements étudiés (Laveault & Grégoire, 2023).

3.2. Validité de construit

3.2.1. Analyse factorielle exploratoire (échantillon 1)

L'indice KMO est de 0,913, indiquant que les corrélations inter-items sont de qualité bien suffisante pour pouvoir procéder à la factorisation. Le test de sphéricité de Bartlett est significatif ($p < .001$) ce qui nous permet de valider le postulat d'interdépendance des variables.

Sur base des valeurs propres et du diagramme des valeurs (*scree plot*), cinq facteurs ont émergé de l'analyse, couvrant 53,6 % de la variance (Tableau 1). Ces facteurs sont assez proches des dimensions initialement postulées. Dans cette idée, le premier facteur renverrait aux comportements de gestion des déchets, le second aux comportements de consommation alimentaire, le troisième aux comportements de conservation de l'énergie, le quatrième aux transports et le dernier à l'engagement citoyen.

Malgré une structure factorielle globalement cohérente de l'EF-CPE, plusieurs éléments invitent à apporter des modifications dans l'échelle initiale.

Premièrement, l'item 7 « Éviter de jeter des débris par terre quand je suis à l'extérieur » pourrait être supprimé, car il présente une faible saturation (en dessous de 0,50) sur la première dimension et des saturations croisées avec la deuxième. De plus, les analyses descriptives tendraient à montrer un effet plafond. Dans cette même idée, « Trier et recycler mes déchets » présente une saturation faible avec le premier facteur. Il en va de même avec l'item 6 relatif à la réparation d'objets cassés. Deuxièmement, la dimension sur la consommation alimentaire émerge des analyses. Cependant, elle n'est composée que de deux items, ce qui limite ses qualités psychométriques. Troisièmement, l'item 14 « Diminuer les déplacements en avion » s'intègre dans les comportements de conservation de l'énergie et non dans la dimension de transport. Cela ne fait pas réellement sens théoriquement. Conformément à Yuriev et al. (2020), ces résultats pourraient indiquer que ce type de déplacement long est qualitativement différent des déplacements du quotidien (présenté dans la quatrième dimension) et pourrait représenter une dimension à part entière. Finalement, les items 15 (investir dans les énergies renouvelables) et 24 (voter en faveur de politiques favorisant l'environnement et la transition écologique) présentent également des saturations assez faibles, ce qui pourrait suggérer de les supprimer. Selon la démarche décrite ci-dessus, ces résultats ont permis d'ajuster le questionnaire pour l'échantillon 2 et la suite des analyses.

3.2.2. Analyse factorielle confirmatoire (échantillon 2)

Au sein du second échantillon utilisant la version révisée de l'EF-CPE, la comparaison systématique des différents modèles indique que la structure en six dimensions présente le meilleur ajustement global aux données (Tableau 2). Ce modèle montre des indices d'ajustement satisfaisants selon les critères retenus ($\chi^2_{(213)} = 789,99$, $p < .001$, CFI = 0,926, TLI = 0,912, RMSEA = 0,049, [IC à 90 %] = [0,046 ; 0,053], SRMR = 0,053), et un ajustement systématiquement supérieur à celui des modèles alternatifs testés. Le modèle final présente une structure stable, sans problème de convergence ni estimations aberrantes. L'ensemble des poids factoriels du modèle final sont tous statistiquement significatifs et cohérents avec la structure théorique attendue. Deux covariances résiduelles entre paires d'items ont été autorisées dans le modèle en raison de similitudes de formulation et de contenu, à savoir entre « Remplacer la viande par une alternative végétarienne » et « Privilégier un plat végétarien à un plat avec viande », ainsi qu'entre « Participer activement à des groupes pro-environnementaux » et « M'impliquer activement pour faire changer la société (manifestation, groupe de réflexion, bénévolat, pétition...) ». La structure factorielle finale en six dimensions est présentée en Fig. 1.

3.3. Fidélité des six dimensions de l'EF-CPE

La fidélité des six sous-échelles suggérées par les analyses factorielles a ensuite été analysée. Les résultats montrent une fidélité allant d'acceptable (0,6) à très bonne (0,8) d'après l'ensemble des indices alpha et oméga calculés (Laveault & Grégoire, 2023 ; Tavakol & Dennick, 2011). Les échelles en dessous du seuil de 0,7 qualifiant une bonne fidélité sont également constituées d'un

Tableau 2

Analyse factorielle confirmatoire des modèles alternatifs.

Indices d'ajustement		Modèle 1 facteur	Modèle 2 facteurs	Modèles 5 facteurs	Modèles 6 facteurs
Chi ² (ddl)		2994,62 (230)	2524,20 (227)	1039,76 (218)	784,99 (213)
CFI	> 0,90	0,641	0,702	0,893	0,926
TLI	> 0,90	0,602	0,668	0,876	0,912
RMSEA	< 0,06	0,105	0,096	0,058	0,049
SRMR	< 0,08	0,086	0,078	0,056	0,053

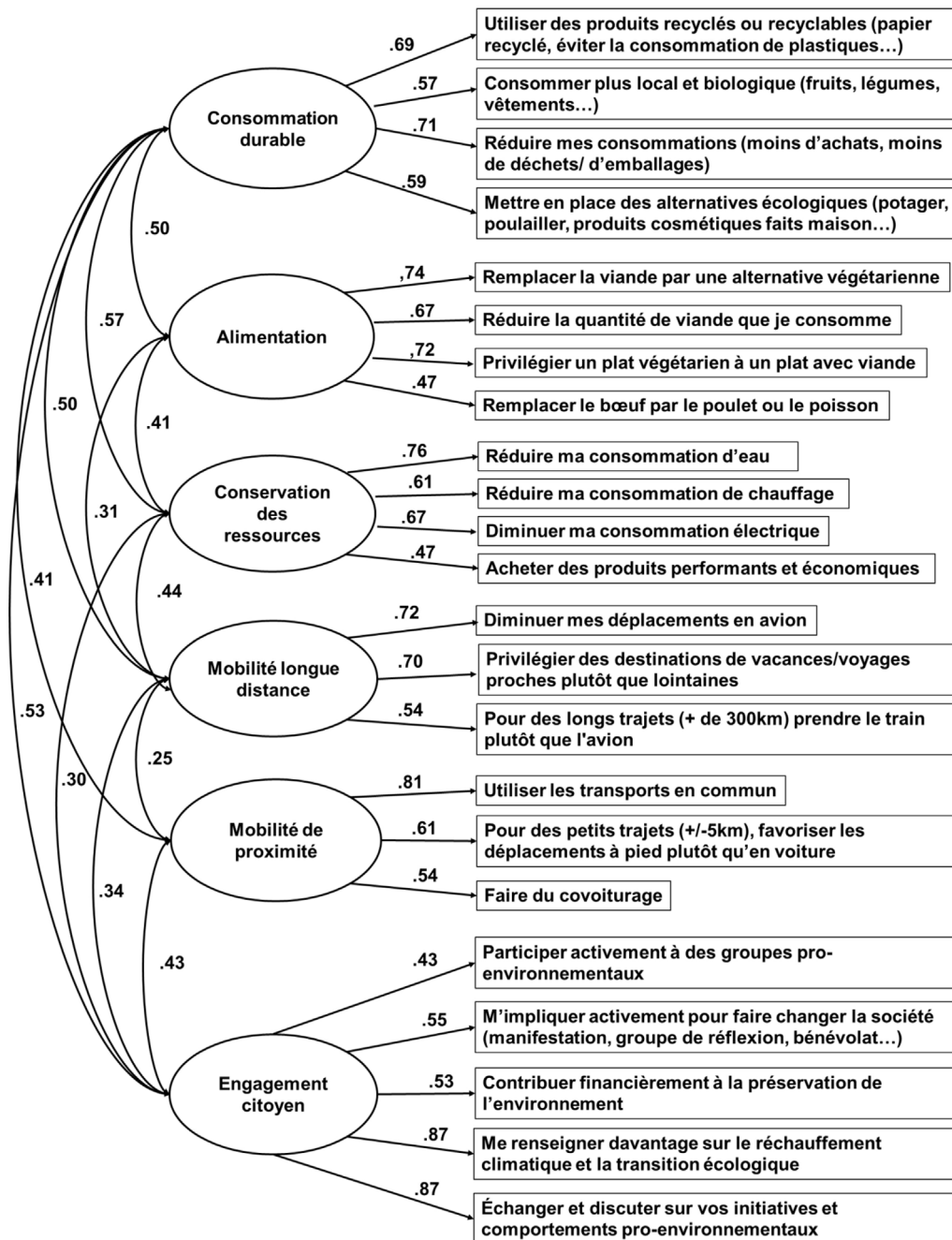


Fig. 1. Structure factorielle en six dimensions du EF-CPE.

plus petit nombre d'items pouvant expliquer leur fidélité plus faible (Tavakol & Dennick, 2011). Les résultats sont présentés dans le [Tableau 3](#).

3.4. Test de l'invariance de mesure

L'équivalence de mesure entre différents groupes sociodémographiques a été investiguée sur l'échantillon 2. La littérature sur l'invariance de mesure suggère qu'il est nécessaire d'atteindre au moins l'invariance métrique afin de pouvoir inférer de façon valide les différences entre groupes. Les résultats ([Tableau 4](#)) montrent que nous pouvons conclure à l'équivalence de mesure selon le genre (c.-à-d., invariance scalaire), l'âge (c.-à-d., invariance métrique), et le diplôme (c.-à-d., invariance métrique).

Tableau 3

Moyennes, écarts-types et corrélations entre les dimensions de l'EF-CPE et les construits associés.

Variable	M	ET	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Conservation des ressources	3,81	0,77	.66/.67									
2. Alimentation	2,87	1,05	.44**	.86/.87								
3. Engagement citoyen	1,96	0,75	.34**	.45**	.79/.80							
4. Mobilité de proximité	2,66	1,08	.29**	.38**	.41**	.68/.70						
5. Mobilité longue distance	3,01	1,07	.44**	.33**	.38**	.25**	.69/.73					
6. Consommation durable	3,05	0,76	.57**	.52**	.59**	.41**	.52**	.72/.73				
7. Identité environnementale	3,88	0,73	.30**	.28**	.29**	.15**	.23**	.36**	.81/.81			
8. Normes perçues	3,03	0,77	.15**	.11**	.17**	.13**	.15**	.20**	.11**	.89/.90		
9. Sentiment d'efficacité personnelle (climat)	3,20	0,69	.20**	.22**	.28**	.21**	.20**	.27**	.17**	.17**	.78/.78	
10. Éco-anxiété	1,87	0,74	.10*	.20**	.27**	.18**	.14**	.14**	.11**	.07**	.09**	.92/.91

* $p < .05$. ** $p < .01$. Les coefficients sur la diagonale correspondent aux indices de fidélité (α de Cronbach/ ω de McDonald). Les coefficients sous la diagonale sont des corrélations de Pearson.

Tableau 4

Indices statistiques des tests d'invariance selon le genre, l'âge, et le diplôme.

	χ^2 (ddl)	RMSEA	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI	TLI	SRMR
Genre							
Configurale	767861,85 (426)	.056	–	.906	–	.888	.062
Métrique	787,52 (443)	.055	–.001	.905	–.001	.892	.064
Scalaire	817,76 (460)	.057	.002	.902	–.003	.892	.067
Stricte	853,041 (483)	.054	–.003	.898	–.004	.894	.070
Âge							
Configurale	1411,12 (852)	.055	–	.916	–	.900	.066
Métrique	1480,15 (903)	.054	–.001	.913	–.003	.902	.073
Scalaire	1651,540 (954)	.058	–.004	.895	–.018	.888	.076
Stricte	1801,298 (1023)	.059	–.001	.882	–.013	.884	.086
Diplôme							
Configurale	1202,98 (639)	.054	–	.914	–	.897	.062
Métrique	1272,76 (673)	.055	–.001	.908	–.006	.896	.068
Scalaire	1389,41 (707)	.057	–.002	.895	–.013	.888	.070
Stricte	1467,766 (753)	.056	–.001	.891	–.004	.890	.080

3.5. Liens entre les catégories de CPE et d'autres variables

3.5.1. Différences selon le genre, l'âge et le statut socioéconomique

Des régressions multiples ont permis de considérer l'effet combiné des variables sociodémographiques sur les différentes catégories de CPE de l'échantillon 2. Ces résultats sont détaillés dans le [matériel supplémentaire](#).

Il apparaît que le nombre de livres possédés à la maison (proxy du niveau socioculturel) ressort comme la caractéristique sociodémographique associée de façon consistante avec les différentes dimensions de CPE. De plus, l'âge présente des liens contrastés en fonction du CPE considéré. Des analyses plus précises sont disponibles dans le [matériel supplémentaire](#).

3.5.2. Liens avec plusieurs corrélats des CPE

Les résultats présents dans le [Tableau 5](#) montrent que l'identité environnementale est positivement associée à l'ensemble des dimensions de l'EF-CPE, avec des corrélations systématiquement modérées mais présentant une différenciation claire selon les

Tableau 5

Moyennes, écarts-types et corrélations entre les dimensions de l'EF-CPE et les construits associés.

Variable	M	ET	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Conservation des ressources	3,81	0,77	.66/.67									
2. Alimentation	2,87	1,05	.44**	.86/.87								
3. Engagement citoyen	1,96	0,75	.34**	.45**	.79/.80							
4. Mobilité de proximité	2,66	1,08	.29**	.38**	.41**	.68/.70						
5. Mobilité longue distance	3,01	1,07	.44**	.33**	.38**	.25**	.69/.73					
6. Consommation durable	3,05	0,76	.57**	.52**	.59**	.41**	.52**	.72/.73				
7. Identité environnementale	3,88	0,73	.30**	.28**	.29**	.15**	.23**	.36**	.81/.81			
8. Normes perçues	3,03	0,77	.15**	.11**	.17**	.13**	.15**	.20**	.11**	.89/.90		
9. Contrôle comportemental perçu	3,20	0,69	.20**	.22**	.28**	.21**	.20**	.27**	.17**	.17**	.78/.78	
10. Éco-anxiété	1,87	0,74	.10*	.20**	.27**	.18**	.14**	.14**	.11**	.07**	.09**	.92/.91

* $p < .05$. ** $p < .01$. Les coefficients sur la diagonale correspondent aux indices de fidélité (α de Cronbach/ ω de McDonald). Les coefficients sous la diagonale sont des corrélations de Pearson.

types de comportements : les associations les plus élevées pour la consommation durable, la conservation des ressources et l'engagement citoyen, ce qui suggère que l'identité environnementale constitue un socle général des comportements pro-environnementaux, tout en étant plus étroitement liée aux formes d'action impliquant des choix personnels intégrés au quotidien ou une dimension normative et symbolique plus marquée. Les normes perçues présentent, en comparaison, des corrélations positives plus faibles et plus homogènes, indiquant un lien général mais peu discriminant avec les comportements pro-environnementaux. Le contrôle comportemental perçu lié au climat montre des corrélations comparables à celles observées pour l'identité environnementale, mais avec un profil plus homogène d'une dimension à l'autre, suggérant plutôt une propension générale à agir plutôt. Enfin, les relations entre l'éco-anxiété et les dimensions de l'EF-CPE se caractérisent par une plus grande variabilité selon les comportements, avec des corrélations globalement faibles avec la conservation des ressources, la consommation durable, et la mobilité longue distance mais des corrélations modérées avec l'engagement citoyen et l'alimentation. Pris ensemble, ces résultats montrent que les dimensions de l'EF-CPE entretiennent des relations cohérentes mais non uniformes avec des construits théoriquement pertinents, mettant en évidence le réseau nomologique de l'échelle.

4. Discussion

Face à un manque d'instrument de mesure francophone des CPE, cet article avait pour objectif de développer un instrument de mesure valide et fiable et de comprendre les variations de ces comportements en fonction des caractéristiques socio-démographiques des individus. Les résultats ont permis de mettre en avant un instrument capturant plusieurs dimensions des CPE. Des différences dans l'adoption des CPE selon le public concerné ont également été identifiées.

4.1. Six façons d'agir pour le climat

Au regard de nos analyses, six catégories de comportements ont pu être identifiées à l'aide de l'EF-CPE : l'Alimentation, la Consommation durable, la Conservation des ressources, l'Engagement citoyen, la Mobilité de proximité et la Mobilité longue distance.

Bien que les quatre premiers facteurs concordent avec de précédents travaux internationaux et notre hypothèse initiale (Markle, 2013 ; Yuriev et al., 2020), la séparation des comportements de mobilité constitue ici une innovation. En effet, il n'existe pas à notre connaissance de travaux distinguant les CPE de mobilité de proximité et longue distance. Or, nos résultats suggèrent que ces deux catégories de comportements sont qualitativement distinctes. En effet, nous observons des différences notables dans l'adoption de ces catégories de CPE en fonction du public. L'illustration la plus évidente est celle de la différence selon la catégorie d'âge. Alors que les générations les plus âgées rapportent mettre en place plus de CPE de mobilité longue distance que les générations les plus jeunes, c'est le résultat opposé qui apparaît pour la mobilité de proximité. L'effet de l'âge n'est donc pas univoque. Chez les publics étudiants, l'adoption de certains CPE semble également liée à l'ancienneté dans le parcours universitaire (Meyer, 2016). Dès lors, les écarts observés entre groupes d'âge pourraient ne pas relever uniquement d'un effet d'âge, mais aussi de différences d'expériences, de modes de vie et de contextes d'action.

Outre la distinction en deux catégories de comportements de mobilité, notre échelle soutient également que plusieurs sous-catégories de comportements parfois traités distinctement pourraient être considérées comme un tout cohérent. Ainsi, les résultats de nos deux études soutiennent une catégorie de comportements englobante de consommation durable combinant les sous-catégories de recyclage (Yuriev et al., 2020) et d'achat durables (Lange, 2023). Ces résultats s'accordent à la notion étendue de gestion des déchets et le paradigme des trois R soutenu par plusieurs autres auteurs (Larson et al., 2015 ; Steinhorst & Beyerl, 2021).

De même, nos résultats suggèrent de façon cohérente que les comportements publics d'engagement citoyen constitueraient un tout cohérent. Ces résultats rejoignent les précédentes recherches soutenant l'importance de différencier la dimension publique des CPE de comportements plus individuels (Ogunbode et al., 2022 ; Oinonen & Paloniemi, 2023 ; Stanley et al., 2021). Cependant, nos résultats suggèrent que, pour un public adulte, les comportements publics ne se différencient pas nécessairement en de multiples catégories. Ces résultats divergent de la revue systématique de Liu et Green (2024) menée auprès de jeunes. Cette dernière montre que deux sous-catégories de CPE publics peuvent émerger : la Recherche et la diffusion d'informations et la Protection de la biodiversité. La première sous-catégorie concerne toutes les démarches de prise de renseignements, de lecture de contenu et de diffusion publique d'informations pro-environnementales (par les réseaux sociaux notamment). La seconde rassemble toutes les actions collectives qui visent à soutenir la préservation de l'environnement (participation à des manifestations, nettoyage des plages...). Une hypothèse qui expliquerait cette différence de catégorisation serait la plus grande place que les CPE publics prennent auprès d'un public plus jeune ayant peut-être moins de pouvoir d'action sur d'autres catégories de CPE telles que la conservation de ressources ou la mobilité, au vu de leur dépendance financière à leurs parents (Ágoston et al., 2024). Cela pourrait être vérifié dans de futures études pour clarifier la dimensionnalité de ces comportements publics auprès de différentes tranches d'âges.

En revanche, les résultats des analyses confirmatoires (étude 2) indiquent que regrouper tous les CPE au sein d'un même facteur, ou se limiter à distinguer les comportements privés et les comportements publics (Mateer et al., 2022), ne constitue pas une façon adéquate de rendre compte des réponses des participants.

4.2. Mieux comprendre les variations de CPE

Un autre apport de cet article est l'analyse de l'équivalence de mesure des CPE selon le genre, l'âge et le niveau de diplôme, ce qui permet des comparaisons valides entre ces groupes et suggère que l'échelle est valide selon plusieurs profils d'individus. Cette analyse d'équivalence n'avait à ce stade pas encore été réalisée dans la littérature scientifique francophone du domaine. De plus, nos résultats mettent également en évidence des différences d'adoption de catégories de CPE par différents profils d'individus. Bien que de précédentes recherches aient trouvé des différences selon le genre, l'âge et le niveau socioéconomique sur les CPE, cette différence a été analysée sans tenir compte des différentes dimensions des CPE.

Ainsi, il a été observé que les femmes rapportaient davantage de CPE que les hommes (Verplanken et al., 2020), ce qui est partiellement confirmé par nos résultats. Néanmoins, nos analyses nuancent ces propos en montrant que cette différence n'est pas globale. Elle apparaît sur les CPE de consommation durable et de conservation des ressources et encore davantage sur les CPE relatifs à l'alimentation, contrairement aux comportements de mobilité ou d'engagement citoyen où sont constatées de très faibles différences, voire aucune. Ce résultat prolonge les travaux de Hunter et al. (2004), qui montrent que les différences de genre se concentrent principalement dans les comportements relatifs à la sphère privée, et rejoint ceux de Rätty et Carlsson-Kanyama (2010), qui mettent plus précisément en évidence une différenciation genrée des pratiques de consommation. Selon ces études, les femmes mettraient plus de CPE privé en place et particulièrement par rapport aux habitudes de consommation mais cette différence n'apparaîtrait pas pour les comportements de la sphère publique.

Dans la même idée, nos résultats soutiennent l'association entre l'âge et les CPE déclarés identifiée dans de précédents travaux (Chung et al., 2023 ; Liu & Green, 2024). Néanmoins, nos travaux remettent en question un effet linéaire indifférencié suggérant que les CPE augmentent au fur et à mesure des années (Agoston et al., 2024). En effet, nos résultats montrent que, pour les comportements de consommation durable, de conservation des ressources et de mobilité longue distance, les générations plus âgées mettraient en place plus de CPE que les autres. Toutefois, cette tendance s'inverse pour les CPE d'alimentation et de mobilité de proximité. Certaines recherches soulignent pourtant que l'âge entretient des liens avec le niveau de scolarisation et, plus largement, avec la position sociale (Powdthavee, 2020). Dès lors, l'effet observé de l'âge pourrait aussi refléter des différences de ressources, de contraintes quotidiennes ou de distinction en matière d'accès aux infrastructures de transport, de fréquence des déplacements contraints ou de la marge de choix dans l'organisation de la mobilité.

Finalement, les résultats montrent que, conformément à d'autres études (Mónus, 2022 ; Zhong et al., 2024), le statut socioéconomique d'une personne est également une caractéristique à prendre en compte. Ici peu de différences apparaissent entre les dimensions de CPE, ce qui suggère une relation transversale de cette caractéristique avec les CPE déclarés. Néanmoins, une différence importante peut être constatée entre nos deux indicateurs de statut socioéconomique. Ainsi, le niveau de diplôme est assez peu lié aux CPE, ce qui interroge la place peut-être insuffisante des questions environnementales dans les programmes scolaires. En revanche, le nombre des livres à domicile est associé de façon globale avec l'ensemble des CPE, plus fortement que le genre ou l'âge. Ce constat fait écho à certains travaux en sociologie (Yang, 2003) qui soutiennent que le statut socioéconomique n'est pas un concept unidimensionnel, mais tridimensionnel, distinguant l'aspect économique (les revenus), social (le niveau d'éducation et de formation) et culturel (les ressources culturelles et éducatives du ménage). Des recherches ont montré des effets différenciés de ces notions dans plusieurs domaines, dont la réussite scolaire (Broer et al., 2019). Il est probable que ces trois dimensions aient également des liens différenciés avec l'adoption de CPE, à la fois selon le degré de sensibilisation et d'éducation de l'individu aux questions environnementale et selon ses capacités financières à mettre en place certains CPE.

Finalement, nos résultats viennent corroborer les liens positifs faibles à modérés entre les CPE et l'identité environnementale, les normes sociales, le contrôle comportemental perçu et l'éco-anxiété. Ces résultats ne sont pas surprenant compte tenu de la grande stabilité de ces résultats dans la littérature. Toutefois, une innovation réside dans la variation de cette relation selon les catégories de CPE. En effet, des différences parfois importantes dans l'intensité de la relation avec les différentes catégories de CPE ont été constatées, et ce particulièrement pour l'éco-anxiété et l'identité environnementale. Ces résultats suggéreraient que ces facteurs joueraient un rôle plus important sur certaines catégories de comportements ce qui est également soutenu par de récents travaux (De Clercq et al., 2025 ; Hannuzet et al., 2025). Les travaux de Hannuzet et al. (2025) confirment par exemple l'effet plus important de l'éco-anxiété sur les comportements publics. Cependant, trop peu d'études existent pour réellement comprendre ces effets différenciés ; ce qui constitue une piste évidente de recherche future.

4.3. Limites

Bien que nos deux études apportent plusieurs contributions à l'état actuel de la littérature scientifique concernant la nature des CPE et leurs relations avec la diversité des groupes sociaux, elles présentent plusieurs limites, dont trois nous semblent importantes à souligner.

Premièrement, notre démarche de création de l'instrument (EF-CPE) est fondé sur plusieurs études, revues de la littérature et méta-analyses antérieures clés, qui ont permis d'en extraire un outil synthétique. Toutefois, il ne prétend pas à une totale exhaustivité de mesure des CPE. Comme la revue de Brick et al. (2024) le précise, il n'existe pas à ce jour un consensus clair pour catégoriser les CPE. Ainsi, d'autres dimensions pourraient émerger en rajoutant des questions à l'instrument basé sur les toutes dernières études émergentes se concentrant sur des CPE isolés. Citons par exemple les comportements centrés sur l'interaction sociale, comme discuter avec sa famille, ses amis, ses collègues du dérèglement climatique (Erdogan et al., 2012 ; Larson et al., 2015). C'est un type de CPE qui ressort très peu comme une dimension à part entière, car la plupart des échelles existantes n'incluent qu'un ou deux items à ce sujet. Cet aspect social pourrait venir renforcer la mesure des CPE publics (Gkargkavouzi et al.,

2019). Nous pourrions également évoquer les comportements relatifs à l'utilisation des instruments numériques, tels que l'intelligence artificielle (Islam et al., 2023), les stockages en ligne (George, 2024) ou le streaming (Sillence et al., 2023) dont l'empreinte environnementale croît fortement. D'autres CPE publics pourraient aussi être estimés par rapport aux transitions réalisés par l'individu lors de ses choix de carrières ou d'orientation (Soidet et al., 2024). Une autre façon de questionner la pertinence de notre catégorisation serait de la réfléchir en regard de l'impact environnemental réel des items et dimensions de CPE analysés. En effet, plusieurs auteurs soulignent que les CPE n'ont évidemment pas le même impact potentiel sur le dérèglement climatique et que cet aspect devrait être considéré lors du choix du type de CPE à étudier (Brick et al., 2024 ; Lange, 2024 ; Whitmarsh et al., 2021). Par exemple, la dimension de consommation durable rassemble des comportements avec un impact direct faible sur l'environnement (Markle, 2013), travailler sur cette dimension pourrait donc avoir moins de pertinence que sur d'autres dimensions de CPE comme l'alimentation (Wynes & Nicholas, 2017).

Deuxièmement, la nature auto-rapportée des items de l'EF-CPE peut être questionnée. Ce type de mesure comporte de nombreux avantages en termes de facilité d'utilisation et de possibilité de collecter des données sur un échantillon large, mais peut toutefois être critiqué (Bossard et al., 2024). Par exemple, Lange (2024) affirme qu'un questionnaire qui demande à quelle fréquence une personne réalise un CPE ne mesure pas en soi un comportement pro-environnemental, mais plutôt une propension à mettre ce comportement en place, ce qui aurait des conséquences sur la clarté conceptuelle de ce qui est mesuré. Dans cette idée, Liu et Green (2024) insistent sur l'intérêt de pouvoir également proposer d'autres mesures des CPE, telles que de l'observation de terrain, l'utilisation d'outils de mesure objectifs (c.-à-d. peser les déchets produits, les émissions de CO² produites par le véhicule, le temps passé sous la douche, etc.) ou des mesures en laboratoire (calcul strict de l'empreinte carbone, etc.). De telles mesures pourraient compléter des instruments auto-rapportés si les conditions et les moyens le permettent.

Finalement, la validation de l'échelle de mesure a été réalisée auprès d'un public belge francophone. La spécificité de ce public et de son contexte incite donc à être prudent sur son utilisation dans un autre contexte national. En effet, Walton et Austin (2011) nous rappellent que le contexte politique et social a une influence sur la mise en place de CPE et sur la façon dont la population va se comporter face aux questions de transition écologique. Selon eux, par exemple, « le déterminant le plus important des comportements de recyclage est la mise en place de politiques de recyclage structurées et institutionnalisées qui rendent le recyclage simple et pratique » (Walton & Austin, 2011, p. 267). Dans cette même idée, nous pourrions alors postuler que les catégories de CPE pourraient évoluer dans leurs spécificités en fonction de ce que facilite ou non le contexte politique et social (Chater & Loewenstein, 2023). Notre échantillon est également spécifique car il est composé de 70 % de femmes et de 80 % de détenteurs d'un diplôme d'études supérieures, ce qui questionne sa représentativité. Il serait donc pertinent de répliquer cette analyse avec un échantillon stratifié contrôlant davantage pour la représentativité des données.

4.4. Implications et perspectives

L'EF-CPE est adaptée pour l'usage des sous-scores des six dimensions, mais elle n'est pas recommandée pour l'usage d'un score global de CPE. Un score global aurait tendance à lisser toutes les nuances qu'elle permet justement d'apporter à la compréhension des CPE.

Cette recherche a plusieurs implications. D'abord, l'échelle permet d'avoir une mesure d'ensemble des CPE représentant les comportements des individus, sans se limiter à un domaine (ex. sphère privée ou publique). Elle permet également de cibler, si souhaité, uniquement les dimensions des CPE d'intérêt, par exemple pour une politique publique ou dans le cadre d'une activité d'enseignement. Ensuite, les résultats marquent l'intérêt d'une mesure multidimensionnelle des CPE pour mieux comprendre leur fonctionnement, puisque les liens de l'âge, du genre et du niveau socioéconomique diffèrent selon les dimensions. L'EF-CPE permet ainsi d'étudier avec nuance, mais sans compromettre la transférabilité des résultats, les liens entre CPE et d'autres variables d'intérêt (normes sociales, valeurs, connaissances, éco-émotions, etc.).

Plusieurs pistes de recherche se dégagent de nos études, dont quatre nous semblent particulièrement riches. D'abord, au regard des relations différenciées de l'âge avec les dimensions des CPE, il semblerait pertinent d'analyser dans quelle mesure l'EF-CPE est adapté à un public plus jeune. Les récents travaux d'Ágoston et al. (2024) suggèrent en effet que les CPE des enfants et adolescents ne se caractériseraient pas de la même façon que ceux des adultes. De plus, nos résultats tendent à montrer que les CPE des plus jeunes adultes se différencient des générations plus âgées. Cela invite donc à explorer les spécificités éventuelles des CPE parmi les enfants et les adolescents.

Une autre piste de recherche serait d'analyser plus avant la variation des CPE du public adulte. Si certaines différences de moyennes apparaissent, nous ne savons pas à ce stade si les processus d'adoption des différents CPE varient également selon les caractéristiques sociodémographiques. Quelques travaux récents suggèrent que ces processus d'adoption pourraient effectivement varier selon la dimension de CPE (De Clercq et al., 2025) ou selon le genre (Hannuzet et al., 2025).

L'opérationnalisation de l'impact environnemental des dimensions et de leurs items serait un apport crucial à la littérature des CPE. C'est une tâche complexe, car elle implique une comparaison précise des comportements entre eux et soulève la question de la nature directe ou indirecte de l'impact du comportement. Comment comparer l'impact indirect de la participation active à des groupes pro-environnementaux à l'impact direct de la réduction de la consommation de viande ? Choisir une unité de mesure de référence pour réaliser cette comparaison peut également s'avérer nécessaire (émissions de gaz à effet de serre, consommation d'eau, pollution produite, etc.). À notre connaissance, il n'y a que quelques rares études qui ont proposé une classification des CPE selon leur impact environnemental, mais par comportements, parfois isolés et spécifiques, et non par dimensions (Krumm, 2024 ; Nielsen et al., 2022).

Dans cette même idée, il serait pertinent de pouvoir comprendre l'évolution dynamique des CPE en intégrant les principaux facteurs à l'origine des CPE (pour une revue, voir Yuriev et al., 2020) et les conséquences de ces comportements sur l'individu au moyen d'un protocole longitudinal. Cette perspective permettrait entre autres de comprendre les sources et impacts différenciés des différentes catégories de CPE identifiées dans cet article.

5. Conclusion

Au final, cet article tente de fournir un instrument de mesure permettant une étude plus nuancée des comportements pro-environnementaux tout en montrant la richesse d'une approche par catégories de comportements et leur variabilité sur différents groupes d'individus.

Author contribution statements using CRediT

Mikael De Clercq : conceptualisation, méthodologie, analyse formelle, gestion du projet, supervision, écriture (premier jet, révision et édition).

Elodie Theis : écriture (premier jet, révision et édition).

Zoé Davreux et Benoît Galand : révision et édition.

Michael Parmentier : gestion des données, méthodologie, analyse formelle, gestion du projet, supervision, révision et édition.

Déclaration de liens d'intérêts

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêts.

Annexe A. Matériel complémentaire

Le matériel complémentaire accompagnant la version en ligne de cet article est disponible sur <http://www.sciencedirect.com> et <https://doi.org/10.1016/j.prps.2026.04.001>.

Références

- Ágoston, C., Balázs, B., Mónus, F., & Varga, A. (2024). Age differences and profiles in pro-environmental behavior and eco-emotions. *International Journal of Behavioral Development*, 48(2), 132–144. <http://doi.org/10.1177/01650254231222436>
- Aprile, M. C., & Fiorillo, D. (2023). Other-regarding preferences in pro-environmental behaviours: Empirical analysis and policy implications of organic and local food products purchasing in Italy. *Journal of Environmental Management*, 343, 118174. <http://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.118174>
- Bamberg, S., & Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27(1), 14–25. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.12.002>
- Barth, M., Masson, T., Fritsche, I., Fielding, K., & Smith, J. R. (2021). Collective responses to global challenges: The social psychology of pro-environmental action. *Journal of Environmental Psychology*, 74, 101562. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101562>
- Boluda-Verdú, I., Senent-Valero, M., Casas-Escolano, M., Matijasevich, A., & Pastor-Valero, M. (2022). Fear for the future: Eco-anxiety and health implications, a systematic review. *Journal of Environmental Psychology*, 84, 101904. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2022.101904>
- Bosshard, A., Berger, S., Lange, F., Sosa, A., Kankaanpää, E., Fellegi, E., et al. (2024). Limited overlap among behavioral tasks, pro-environmental propensity, and carbon footprint. *Journal of Environmental Psychology*, 97, 102297. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102297>
- Brick, C., Nielsen, K. S., Berger, S., Henn, L., Wolske, K. S., Lange, F., et al. (2024). Current research practices on pro-environmental behavior: A survey of environmental psychologists. *Journal of Environmental Psychology*, 97, 102375. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102375>
- Broer, M., Bai, Y., Fonseca, F., Broer, M., Bai, Y., & Fonseca, F. (2019). A review of the literature on socioeconomic status and educational achievement. In *Socioeconomic inequality and educational outcomes: Evidence from twenty years of TIMSS*, vol. 5 (pp. 7–17). Springer International Publishing (https://doi.org/10.1007/978-3-030-11991-1_2).
- Chater, N., & Loewenstein, G. (2023). The i-frame and the s-frame: How focusing on individual-level solutions has led behavioral public policy astray. *Behavioral and Brain Sciences*, 46, e147. <http://doi.org/10.1017/S0140525X22002023>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <http://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. http://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chung, S. J., Jang, S. J., & Lee, H. (2023). Eco-anxiety and environmental sustainability interest: A secondary data analysis. *International Journal of Mental Health Nursing*, 32, 1462–1472. <http://doi.org/10.1111/inm.13150>
- Coffey, Y., Bhullar, N., Durkin, J., Islam, M. S., & Usher, K. (2021). Understanding eco-anxiety: A systematic scoping review of current literature and identified knowledge gaps. *The Journal of Climate Change and Health*, 3, 100047. <http://doi.org/10.1016/j.joclim.2021.100047>
- Contreras, A., Blanchard, M. A., Mouguiama-Daouda, C., & Heeren, A. (2024). When eco-anger (but not eco-anxiety nor eco-sadness) makes you change! A temporal network approach to the emotional experience of climate change. *Journal of Anxiety Disorders*, 102, 102822. <http://doi.org/10.1016/j.janxdis.2023.102822>
- Davi, D., Lo Destro, C., & Melchiori, F. (2026). How does eco-anxiety relate to pro-environmental behavior? A correlational meta-analysis with clinical and social implications. *Social Sciences*, 15(2), 88. (<https://www.mdpi.com/2076-0760/15/2/88>).
- De Clercq, M., Lacassagne, D., & Parmentier, M. (2025). Understanding the nature of pro-environmental behaviors: A psychometric network analysis. *Environment and Behavior*, 57(7–8), 619–647. <http://doi.org/10.1177/00139165251356912>
- de Groot, J. I. M., Bondy, K., & Schuitema, G. (2021). Listen to others or yourself? The role of personal norms on the effectiveness of social norm interventions to change pro-environmental behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 78, 101688. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101688>
- de Leeuw, A., Valois, P., Ajzen, I., & Schmidt, P. (2015). Using the theory of planned behavior to identify key beliefs underlying pro-environmental behavior in high-school students: Implications for educational interventions. *Journal of Environmental Psychology*, 42, 128–138. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.03.005>

- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105, 399–412. <http://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Erdogan, M., Ok, A., & Marcinkowski, T. J. (2012). Development and validation of children's responsible environmental behaviour scale. *Environmental Education Research*, 18(4), 507–540. <http://doi.org/10.1080/13504622.2011.627421>
- George, A. S. (2024). Digital hoarding: The rising environmental and personal costs of information overload. *Partners Universal Multidisciplinary Research Journal*, 1(2), 51–66. <http://doi.org/10.5281/zenodo.12802575>
- Gifford, R., Kormos, C., & McIntyre, A. (2011). Behavioral dimensions of climate change: Drivers, responses, barriers, and interventions. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 2(6), 801–827. <http://doi.org/10.1002/wcc.143>
- Gifford, R., & Nilsson, A. (2014). Personal and social factors that influence pro-environmental concern and behaviour: A review. *International journal of psychology*, 49(3), 141–157. <http://doi.org/10.1002/ijop.12034>
- Gkargkavouzi, A., Halkos, G., & Matsiori, S. (2019). A multi-dimensional measure of environmental behavior: Exploring the predictive power of connectedness to nature, ecological worldview and environmental concern. *Social Indicators Research*, 143(2), 859–879. <http://doi.org/10.1007/s11205-018-1999-8>
- Gousse-Lessard, A. S., & Lebrun-Paré, F. (2022). Regards croisés sur le phénomène « d'écoanxiété » : perspectives psychologique, sociale et éducationnelle. *Éducation relative à l'environnement. Regards-Recherches-Réflexions*, 17(1), 1–18. <http://doi.org/10.4000/ere.8159>
- Hannuzet, A., Clercq, M. D., Senden, M., & Parmentier, M. (2025). The double-edged sword of (eco)anxiety: Antecedents and consequences on pro-environmental behaviors. In A. Catellani, L.-A. Cougnon, Ø. Gjerstad, & A. Nugier (Eds.), *An interdisciplinary approach to climate change: Perspectives from the social sciences and humanities* (pp. 216–234). Routledge (<https://doi.org/10.4324/9781003630968-15>).
- Hunter, L. M., Hatch, A., & Johnson, A. (2004). Cross-national gender variation in environmental behaviors. *Social science quarterly*, 85(3), 677–694. <http://doi.org/10.1111/j.0038-4941.2004.00239.x>
- IPCC. (2023). *Climate Change 2022 – Impacts, adaptation and vulnerability: Working Group II Contribution to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (1^{re} éd.). Cambridge University Press (<https://doi.org/10.1017/9781009325844>).
- Islam, M. A., Li, P., Yang, J., & Ren, S. (2023). Making AI Less “Thirsty”: Uncovering and addressing the secret water footprint of AI models [Preprint]. *arXiv*. <http://doi.org/10.48550/arXiv.2304.03271>
- Jain, S., Singhal, S., Jain, N. K., & Bhaskar, K. (2020). Construction and demolition waste recycling: Investigating the role of theory of planned behavior, institutional pressures and environmental consciousness. *Journal of Cleaner Production*, 263, 121405. <http://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121405>
- Jalin, H., Sapin, A., Machery, A., et al. (2024). Understanding eco-anxiety: exploring relationships with environmental trait affects, connectedness to nature, depression, anxiety, and media exposure. *Curr Psychol*, 43, 23455–23468. <http://doi.org/10.1007/s12144-024-06098-y>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modelling* (5^e éd.). Guilford publications.
- Kovács, J., Medvès, D., & Pántya, J. (2020). To shine or not to shine? – The relationship between environmental knowledge of preteens and their choice among plastic and non-plastic materials for a manual task. *Environmental Education Research*, 26(6), 849–863. <http://doi.org/10.1080/13504622.2020.1752363>
- Krumm, L. (2024). The relationship between pro-environmental behavior, subjective well-being, and environmental impact: A meta-analysis. *Environmental Research Letters*, 19, 094056. <http://doi.org/10.1088/1748-9326/ad6888>
- Lalanne, M., & Lapeyre, N. (2009). L'engagement écologique au quotidien a-t-il un genre ? *Recherches féministes*, 22(1), 47–68. <http://doi.org/10.7202/037795ar>
- Lange, F. (2023). Behavioral paradigms for studying pro-environmental behavior: A systematic review. *Behavior Research Methods*, 55(2), 600–622. <http://doi.org/10.3758/s13428-022-01825-4>
- Lange, F. (2024). What is measured in pro-environmental behavior research? *Journal of Environmental Psychology*, 98, 102381. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102381>
- Lange, F., & Dewitte, S. (2019). Measuring pro-environmental behavior: Review and recommendations. *Journal of Environmental Psychology*, 63, 92–100. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2019.04.009>
- Larson, L. R., Stedman, R. C., Cooper, C. B., & Decker, D. J. (2015). Understanding the multi-dimensional structure of pro-environmental behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 43, 112–124. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.06.004>
- Laveault, D., & Grégoire, J. (2023). *Introduction aux théories des tests en psychologie et en sciences de l'éducation*. De Boeck Supérieur.
- Lemmel, F. K., Hoppen, T. H., & Morina, N. (2025). Long-term effects of social norm interventions on pro-environmental behaviours: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 107, 102784. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2025.102784>
- Liu, J., & Green, R. J. (2024). Children's pro-environmental behaviour: A systematic review of the literature. *Resources, Conservation and Recycling*, 205, 107524. <http://doi.org/10.1016/j.resconrec.2024.107524>
- Lutz, P. K., Passmore, H. A., Howell, A. J., Zelenski, J. M., Yang, Y., & Richardson, M. (2023). The continuum of eco-anxiety responses: A preliminary investigation of its nomological network. *Collabra: Psychology*, 9(1), 67838. <http://doi.org/10.1525/collabra.67838>
- Maki, A., Carrico, A. R., Raimi, K. T., Truelove, H. B., Araujo, B., & Yeung, K. L. (2019). Meta-analysis of pro-environmental behaviour spillover. *Nature Sustainability*, 2(4), 307–315. <http://doi.org/10.1038/s41893-019-0263-9>
- Markle, G. (2013). Pro-environmental behavior: Does it matter how it's measured? Development and validation of the Pro-Environmental Behavior Scale (PEBS). *Human Ecology*, 41(6), 905–914. (<http://www.jstor.org/stable/24015748>).
- Mateer, T. J., Melton, T. N., Miller, Z. D., Lawhon, B., Agans, J. P., & Taff, B. D. (2022). A multi-dimensional measure of pro-environmental behavior for use across populations with varying levels of environmental involvement in the United States. *PLoS One*, 17(10), e0274083. <http://doi.org/10.1371/journal.pone.0274083>
- Menardo, E., Brondino, M., & Pasini, M. (2020). Adaptation and psychometric properties of the Italian version of the Pro-Environmental Behaviours Scale. *Environment, development and sustainability*, 22(7), 6907–6930. <http://doi.org/10.1007/s10668-019-00520-3>
- Meyer, A. (2016). Heterogeneity in the preferences and pro-environmental behavior of college students: the effects of years on campus, demographics, and external factors. *J Clean Prod*, 112, 3451–3463. <http://doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.10.133>
- Mónus, F. (2022). Environmental education policy of schools and socioeconomic background affect environmental attitudes and pro-environmental behavior of secondary school students. *Environmental Education Research*, 28(2), 169–196. <http://doi.org/10.1080/13504622.2021.2023106>
- Moussaoui, L. S., Desrichard, O., Mella, N., Blum, A., Cantarella, M., Clémence, A., et al. (2016). Validation française de l'Inventaire d'Attitudes Environnementales. *European Review of Applied Psychology*, 66(6), 291–299. <http://doi.org/10.1016/j.erap.2016.06.006>
- Moussaoui, L. S., Desrichard, O., & Milfont, T. L. (2020). Do environmental prompts work the same for everyone? A test of environmental attitudes as a moderator. *Frontiers in Psychology*, 10, 291–299. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03057>
- Nielsen, K. S., Brick, C., Hofmann, W., Joanes, T., Lange, F., & Gwozdz, W. (2022). The motivation–impact gap in pro-environmental clothing consumption. *Nature Sustainability*, 5, 665–668. <http://doi.org/10.1038/s41893-022-00888-7>
- Ogunbode, C. A., Doran, R., Hanss, D., Ojala, M., Salmela-Aro, K., van den Broek, K. L., et al. (2022). Climate anxiety, wellbeing and pro-environmental action: correlates of negative emotional responses to climate change in 32 countries. *Journal of Environmental Psychology*, 84, 101887. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2022.101887>
- Oinonen, I., & Paloniemi, R. (2023). Understanding and measuring young people's sustainability actions. *Journal of Environmental Psychology*, 91, 102124. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2023.102124>
- Parmentier, M. L., Weiss, K., Aroua, A., Betry, C., Rivière, M., & Navarro, O. (2024). The influence of environmental crisis perception and trait anxiety on the level of eco-worry and climate anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 101, 102799. <http://doi.org/10.1016/j.janxdis.2023.102799>
- Piao, X., & Managi, S. (2024). Determinants of pro-environmental behaviour: Effects of socioeconomic, subjective, and psychological well-being factors from 37 countries. *Humanities and social sciences communications*, 11(1), 1–17. (<https://www.nature.com/articles/s41599-024-03790-z>).
- PISA. (2022). *Computer-based student questionnaire for PISA 2022: Main survey version*. OCDE (<https://www.oecd.org/fr/data/datasets/pisa-2022-database.html#questionnaires>).
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <http://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>

- Powdthavee, N. (2020). *The causal effect of education on climate literacy and pro-environmental behaviours: Evidence from a nationwide natural experiment* (No. 13210). IZA Discussion Papers (<https://hdl.handle.net/10419/223652>).
- Räty, R., & Carlsson-Kanyama, A. (2010). Energy consumption by gender in some European countries. *Energy policy*, 38(1), 646–649. <http://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.08.010>
- Rehling, J., Bunge, C., Waldhauer, J., & Conrad, A. (2021). Socioeconomic differences in walking time of children and adolescents to public green spaces in urban areas—results of the German environmental survey (2014–2017). *International journal of environmental research and public health*, 18(5), 2326. <http://doi.org/10.3390/ijerph18052326>
- Rothschild, J., & Haase, E. (2023). Women's mental health and climate change Part II: Socioeconomic stresses of climate change and eco-anxiety for women and their children. *International Journal of Gynecology & Obstetrics*, 160(2), 414–420. <http://doi.org/10.1002/ijgo.14514>
- Sillence, E., Dawson, J. A., Brown, R. D., McKellar, K., & Neave, N. (2023). Digital hoarding and personal use digital data. *Human–Computer Interaction*, 41(1), 6–25. <http://doi.org/10.1080/07370024.2023.2293001>
- Soidet, I., Masdonati, J., & Cohen-Scali, V. (2024). (S)'Orienter en Anthropocène – Introduction. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 53(4), 583–590. <http://doi.org/10.4000/12y6r>
- Stanley, S. K., Hogg, T. L., Leviston, Z., & Walker, I. (2021). From anger to action: Differential impacts of eco-anxiety, eco- depression, and eco-anger on climate action and wellbeing. *The Journal of Climate Change and Health*, 1, 100003. <http://doi.org/10.1016/j.joclim.2021.100003>
- Steinhorst, J., & Beyerl, K. (2021). First reduce and reuse, then recycle! Enabling consumers to tackle the plastic crisis – Qualitative expert interviews in Germany *Journal of Cleaner Production*, 313, 127782. <http://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.127782>
- Stern, P. C. (2000). New environmental theories: Toward a coherent theory of environmentally significant behavior. *Journal of Social Issues*, 56, 407–424. <http://doi.org/10.1111/0022-4537.00175>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International journal of medical education*, 2, 53. <http://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <http://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Verplanken, B., Marks, E., & Dobromir, A. I. (2020). On the nature of eco-anxiety: How constructive or unconstructive is habitual worry about global warming? *Journal of Environmental Psychology*, 72, 101528. <http://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101528>
- Vita, G., Lundström, J. R., Hertwich, E. G., Quist, J., Ivanova, D., Stadler, K., et al. (2019). The environmental impact of green consumption and sufficiency lifestyles scenarios in Europe: Connecting local sustainability visions to global consequences. *Ecological Economics*, 164, 106322. <http://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.05.002>
- Vrselja, I., Batinić, L., & Pandžić, M. (2024). Relationship between socioeconomic status and pro-environmental behavior: The role of efficacy beliefs. *Social Sciences*, 13(5), 273. (<https://www.mdpi.com/2076-0760/13/5/273>).
- Walton, T., & Austin, D. M. (2011). Pro-environmental behavior in an urban social structural context. *Sociological Spectrum*, 31(3), 260–287. <http://doi.org/10.1080/02732173.2011.557037>
- Whitmarsh, L., Capstick, S., & Nash, N. (2017). Who is reducing their material consumption and why? A cross-cultural analysis of dematerialization behaviours. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 375(2095), 20160376. <http://doi.org/10.1098/rsta.2016.0376>
- Whitmarsh, L., Poortinga, W., & Capstick, S. (2021). Behaviour change to address climate change. *Current opinion in psychology*, 42, 76–81. <http://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.04.002>
- Wynes, S., & Nicholas, K. A. (2017). The climate mitigation gap: Education and government recommendations miss the most effective individual actions. *Environmental Research Letters*, 12(7), 074024. <http://doi.org/10.1088/1748-9326/aa7541>
- Yang, Y. (2003). Dimensions of socio-economic status and their relationship to mathematics and science achievement at individual and collective levels. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 47(1), 21–41. <http://doi.org/10.1080/00313830308609>
- Yuriev, A., Dahmen, M., Paillé, P., Boiral, O., & Guillaumie, L. (2020). Pro-environmental behaviors through the lens of the theory of planned behavior: A scoping review. *Resources, Conservation and Recycling*, 155, 104660. <http://doi.org/10.1016/j.resconrec.2019.104660>
- Zelezny, L. C., Chua, P. P., & Aldrich, C. (2000). New ways of thinking about environmentalism: Elaborating on gender differences in environmentalism. *Journal of Social issues*, 56(3), 443–457. <http://doi.org/10.1111/0022-4537.00177>
- Zhong, B., Niu, N., Li, J., Wu, Y., & Fan, W. (2024). How subjective socioeconomic status influences pro-environmental behavior: The mediating role of sense of control and life history strategy. *Behavioral Sciences*, 14(7), 591. <http://doi.org/10.3390/bs14070591>
- Zulkepeli, L., Fauzi, M. A., Suki, N. M., Ahmad, M. H., Wider, W., & Rahamaddulla, S. R. (2024). Pro-environmental behavior and the theory of planned behavior: a state of the art science mapping. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 35(6), 1415–1433. <http://doi.org/10.1108/MEQ-10-2023-0361>
- Larson, L. R., Rivera-Zuniga, J., Garst, B. A., Keith, S., Sudman, D., & Browne, L. (2023). Going green”: investigating environmental sustainability practices in camp organizations across the united states. *J Outdoor Recreat Educ Leadersh*, 15, 94–110. <https://doi.org/10.18666/JOREL-2023-11684>