



Article scientifique

Article

2016

Published version

Open Access

This is the published version of the publication, made available in accordance with the publisher's policy.

---

## Validation française de l'Inventaire d'Attitudes Environnementales

---

Moussaoui, Lisa; Desrichard, Olivier; Mella, Nathalie; Blum, Anaëlle; Cantarella, Marcello; Clémence, A.; Battiaz, Emilie

### How to cite

MOUSSAOUI, Lisa et al. Validation française de l'Inventaire d'Attitudes Environnementales. In: Revue européenne de psychologie appliquée, 2016, vol. 66, n° 6, p. 291–299. doi: 10.1016/j.erap.2016.06.006

This publication URL: <https://archive-ouverte.unige.ch/unige:89006>

Publication DOI: [10.1016/j.erap.2016.06.006](https://doi.org/10.1016/j.erap.2016.06.006)



Disponible en ligne sur

ScienceDirect  
www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France

EM|consulte  
www.em-consulte.com



Article original

## Validation française de l'Inventaire d'Attitudes Environnementales



### French validation of the Environmental Attitudes Inventory

L.S. Moussaoui<sup>a,\*</sup>, O. Desrichard<sup>a</sup>, N. Mella<sup>a</sup>, A. Blum<sup>a</sup>, M. Cantarella<sup>a</sup>,  
A. Clémence<sup>b</sup>, E. Battiaz<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Faculté de psychologie et des sciences de l'éducation, université de Genève, 40, boulevard du Pont-d'Arve, 1211 Genève, Suisse

<sup>b</sup> Faculté des sciences sociales et politiques, université de Lausanne, Lausanne, Suisse

#### INFO ARTICLE

##### Historique de l'article :

Reçu le 19 octobre 2015  
Reçu sous la forme révisée  
le 21 juin 2016  
Accepté le 27 juin 2016

##### Mots clés :

Mesure de l'attitude environnementale  
Échelle  
Inventaire  
Validation française

##### Keywords:

Environmental attitudes measure  
Scale  
Inventory  
French validation

#### RÉSUMÉ

**Introduction.** – La prise de conscience des effets du comportement humain sur l'environnement a accru l'importance de l'étude des déterminants des comportements pro-environnementaux. Les outils de mesures validés et spécifiques à ce domaine sont peu nombreux.

**Objectif.** – Cet article a pour but de valider en langue française l'*Environmental Attitudes Inventory*, brief version, développé par Milfont et Duckitt (2010). Le choix de traduire cette échelle s'est imposé de par ses qualités psychométriques, sa bonne prédiction du comportement, sa validité théorique, ainsi que son utilisation dans des pays variés. En plus de la version à 24 items, nous avons testé une version réduite à 12 items.

**Méthode.** – Trois échantillons ont été utilisés pour étudier la structure de l'IAE, son réseau nomologique, sa fidélité test–retest et sa validité prédictive.

**Résultats.** – L'IAE-24 a des propriétés psychométriques similaires à la version originale, autant pour un modèle à deux facteurs (préservation et utilisation) que pour un modèle à un facteur. L'IAE-12 est satisfaisante au niveau de la consistance interne à condition d'utiliser un modèle à un facteur. Le réseau nomologique de l'IAE-24 n'est pas complètement identique à celui de la version originale. Les différences sont expliquées par des inconsistances dans la littérature et par des choix d'outils différents. La validité prédictive de la version française (24 et 12 items) est très satisfaisante, tout comme la fidélité test–retest.

**Conclusion.** – L'IAE est désormais disponible en français avec des qualités psychométriques satisfaisantes.

© 2016 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

#### ABSTRACT

**Introduction.** – Climate change has made it necessary to develop valid tools for studying pro-environmental behaviors.

**Objectives.** – The present study assessed the validity of the French translation of the brief version of Milfont and Duckitt's (2010) Environmental Attitudes Inventory. We chose this scale for its psychometric properties, its ability to predict behaviors, its theoretical foundations, and its use in many countries. In addition to the translation, we tested a shortened, 12-item version of the scale.

**Method.** – Three samples were used to study the structure of the IAE, its nomological network, its test–retest fidelity, and its predictive validity.

**Results.** – IAE-24 has similar psychometric properties to the original version, for both one-factor and two-factor models (preservation and utilization dimensions). IAE-12 has satisfactory internal consistency if the one-factor model is used. The nomological network of IAE-24 is not totally identical to the original version. Differences can be ascribed to inconsistencies in the literature and the use of different scales. Both IAE-24 and IAE-12 have very satisfactory predictive validity and test–retest reliability.

**Conclusion.** – The French version of the IAE has satisfactory psychometric properties.

© 2016 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

\* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : [lisa.moussaoui@unige.ch](mailto:lisa.moussaoui@unige.ch) (L.S. Moussaoui).

Depuis 2000, le nombre de recherches publiées dans le domaine de la psychologie environnementale a crû de façon exponentielle (Gifford, 2014). La prise de conscience des problèmes environnementaux en est probablement l'une des principales raisons. En effet, les travaux menés par les organisations internationales ont, d'une part, permis de cerner les objectifs prioritaires en matière d'environnement, et, d'autre part, conduit à identifier le changement des comportements environnementaux comme l'une des façons d'atteindre ces objectifs. Par exemple, le but 4.7-a de l'agenda 21 des Nations-Unies appelle à « promouvoir des schémas de consommation et de production de nature à réduire l'agression environnementale et de répondre aux besoins essentiels de l'humanité » (United Nations Conference on Environment and Development, 1992).

Comprendre les comportements environnementaux afin de construire des interventions efficaces est un objectif que la psychologie doit relever aux côtés des autres sciences du comportement. Dans cette optique, il est important de disposer d'outils standardisés pour mesurer les construits théoriques susceptibles d'expliquer les comportements environnementaux, notamment afin d'assurer la robustesse et la répliquabilité des résultats obtenus, de permettre des comparaisons entre recherches et de rendre pertinentes les comparaisons temporelles, internationales ou interculturelles. À l'heure actuelle, peu d'échelles validées ont été rendues disponibles en langue française, les chercheurs francophones menant des études sur les attitudes environnementales privilégiant la construction d'outils ad hoc (par ex. Becker & Félonneau, 2011 ; Lévy-Leboyer, Bonnes, Chase, Ferreira-Marques, & Pawlik, 1996) ou la traduction sans validation (Ajdukovic & Gilibert, 2015). L'exception est la New Ecological Paradigm Scale (Dunlap, Van Liere, Mertig, & Jones, 2000), récemment validée en français par Schleyer-Lindenmann, Dauvier, Ittner, et Piolat (2014). La version anglaise du NEP est l'une des échelles les plus utilisées pour mesurer les attitudes environnementales (Hawcroft & Milfont, 2010). Cependant, certains problèmes liés à l'utilisation de cette échelle ont été soulevés, comme par exemple une variabilité dans le format d'utilisation (différents nombres d'items et nombre de points dans l'échelle de Likert employée) influençant les scores (Hawcroft & Milfont, 2010), ainsi qu'une faible correspondance avec le comportement :  $r = .24$  dans une étude de Dunlap et Van Liere (1978) et  $r = .05$  dans une étude de Smith, Haugtvedt, et Petty (1994). Dans cet article, nous présentons une étude de validation en langue française d'une échelle alternative : la version brève de l'Inventaire d'Attitudes Environnementales (en anglais, *Environmental Attitude Inventory-brief version*), à 24 items, développée par Milfont et Duckitt (2010). Ce choix est motivé par la nécessité d'avoir un outil validé en français qui ait une bonne correspondance avec le comportement (la version anglaise corrèle à  $.52$  avec le comportement écologique auto-rapporté) ainsi que des propriétés psychométriques satisfaisantes (voir Milfont & Duckitt, 2010). De plus cette échelle a été validée dans différentes langues et pays (voir Tableau 1) : Nouvelle-Zélande, Brésil et Afrique du Sud (Milfont, 2007).

**Tableau 1**

Validations de l'EAI par langue.  
IAE validations sorted by language.

| Langue              | Pays             | Versions (nombre d'items) | Références   |
|---------------------|------------------|---------------------------|--|
| Anglais             | Nouvelle-Zélande | 120, 72, 24               | Milfont (2007)<br>Milfont et Duckitt (2007)<br>Milfont et Duckitt (2010)       |
| Portugais brésilien | Brésil           | 120, 72                   | Milfont, Pessoa, Belo, Gouveia, et Andrade (2005)<br>Milfont et Duckitt (2010) |
| Afrikaans           | Afrique du Sud   | 72                        | Milfont (2007)<br>Milfont et al. (2010)  |
| Français            | Suisse, France   | 24, 12                    | Le présent article   |

Dans sa version longue (120 items), l'EAI mesure 12 facettes des attitudes environnementales telles que conçues par la littérature (Milfont, 2007). Ceci permet d'avoir un outil couvrant une variété d'aspects différents :

- l'appréciation de la nature ;
- le support pour des politiques interventionnistes de conservation ;
- l'activisme environnemental ;
- la conservation motivée par des raisons anthropocentriques ;
- la confiance dans la science et la technologie ;
- la fragilité environnementale ;
- l'altération de la nature ;
- les comportements personnels de conservation ;
- la dominance de l'humain sur la nature ;
- l'utilisation humaine de la nature ;
- les préoccupations éco-centriques ;
- le support envers les politiques de régulation de la croissance démographique.

Ces 12 facettes sont organisées en deux dimensions : préservation et utilisation (Milfont & Duckitt, 2004). La préservation exprime la croyance selon laquelle « préserver la nature et la diversité des espèces dans leur état original, tout en les protégeant de l'exploitation humaine, devrait être une priorité », tandis que l'utilisation réfère à la croyance selon laquelle « il est normal, approprié et nécessaire que l'être humain utilise et altère la nature et les espèces à des fins personnelles » (Milfont & Duckitt, 2010, p. 81). La distinction entre préservation et utilisation est avant tout théorique (Corral-Verdugo & Armendáriz, 2000). Ces deux dimensions, reflètent des idées différentes et complémentaires : en effet afin d'assurer un développement durable d'une société, une part d'utilisation est requise pour le développement, tout en préservant les ressources afin d'assurer la durabilité (Milfont, 2007). Cependant, même si ces deux aspects sont nécessaires, la priorité mise sur l'utilisation des ressources naturelles ou sur leur préservation peut différer d'une personne à l'autre. Toutefois, les données ne confirment pas systématiquement cette distinction. D'une part, le réseau nomologique des deux dimensions varie de façon assez importante, montrant ainsi l'intérêt de les distinguer (Milfont & Duckitt, 2010). Mais, d'autre part, les études de validation supportent également la présence d'un facteur général regroupant les 12 facettes, même si une structure en deux dimensions corrélées est suggérée par les AFC réalisées. Enfin, la corrélation entre préservation et utilisation varie entre  $-.66$  et  $-.87$  (Milfont & Duckitt, 2010).

Deux autres versions de l'EAI ont été validées en anglais : une courte (72 items) et une brève (24 items). La forme brève de l'EAI est extraite de la forme courte et seule la structure en deux dimensions de préservation et d'utilisation a été validée, même s'il est possible de calculer un score pour chacune des 12 facettes. Comme il est rare qu'une échelle soit utilisée seule dans une recherche, le temps mis à la remplir est un élément essentiel. De ce point de vue si les

**Tableau 2**  
Récapitulatif des questionnaires remplis par chaque échantillon.  
Summary of questionnaires filled by each sample.

|  | Échantillon 1 | Échantillon 2 | Échantillon 3 |
|--|---------------|---------------|---------------|
| IAE-24   | X             | X             |               |
| IAE-12   | X             | X             | X             |
| ICE  | X             | X             | X             |
| PVQ-altruisme                                  | X             |               |               |
| Attitude envers la démocratie                  | X             |               |               |
| Désirabilité sociale (auto- et hétéro-duperie) | X             | X             |               |
| Sensibilité politico-économique                | X             |               |               |
| LOT-R  |               | X             |               |
| CFC  |               | X             |               |

Précision concernant l'IAE-12 : pour les échantillons 1 et 2, l'IAE-12 est directement issu de l'IAE-24, c'est-à-dire que les participants ont répondu uniquement aux 24 items constituant l'IAE-24, et que nous en avons extraits les 12 items de l'IAE-12. Ce n'est pas le cas pour l'échantillon 3, qui a répondu uniquement aux 12 items de l'IAE-12.

versions longue et courte de l'EAI sont plus riches, leur taille les rend difficiles à appliquer dans le contexte d'une recherche. Pour cette raison, la validation proposée dans cet article ne porte que sur la version brève que nous avons baptisée IAE-24. Afin d'optimiser encore le rapport entre temps de remplissage et qualités psychométriques, nous avons également testé les caractéristiques d'une version à 12 items, baptisée IAE-12. Notre objectif est de pouvoir disposer d'un outil le plus court possible sans perdre les qualités de mesures de l'IAE-24.

Dans un premier temps, nous testerons la structure uni- ou multidimensionnelle de l'IAE-24 et de l'IAE-12 et leur consistance interne, puis la fidélité test-retest. Nous comparerons les réseaux nomologiques des versions en français et en anglais, et enfin testerons la validité prédictive des deux outils.

## 1. Méthode

### 1.1. Traduction

La traduction de la version anglaise de l'EAI (version brève) en français a été effectuée par l'une des auteurs, de langue maternelle française, puis discutée en commun avec les autres auteurs. La version française a ensuite été retraduite en anglais par une personne anglophone. Les deux versions anglaises ont finalement été confrontées : chaque auteur notait de manière indépendante l'adéquation entre les deux versions. Lorsque les deux versions étaient jugées différentes, la traduction française était retravaillée. Par exemple, l'item original « *I am not the kind of person who makes effort to conserve natural resources* » avait été traduit initialement par « Je ne suis pas le genre de personne qui fait des efforts pour ne pas gaspiller les ressources naturelles ». La rétro-traduction de cette phrase a donné « *I am not the type of person who makes an effort to not waste natural resources* », mettant en évidence que le terme conserver avait été remplacé dans la traduction par la négation de gaspiller. Nous avons donc amélioré la traduction initiale par la phrase « Je ne suis pas le genre de personne qui fait des efforts pour économiser les ressources naturelles ». En cas de divergence de notation entre les auteurs, nous discutons de manière à arriver à un consensus.

### 1.2. Échantillons et passations

Trois échantillons de participants ont été utilisés dans cette étude. Les deux premiers échantillons ont permis de tester la structure interne de l'échelle, son réseau nomologique ainsi que sa validité prédictive. Le deuxième échantillon a de plus servi à la validité test-retest. Finalement, le troisième échantillon a permis de confirmer la validité prédictive sur un échantillon différent et plus varié sur le plan sociodémographique.

L'échantillon 1 se compose de 188 personnes recrutées par virilité sur les réseaux sociaux : une annonce contenant le lien vers le questionnaire informatique ainsi qu'une demande de partager cette annonce auprès des cercles de connaissances respectifs a été diffusée par les réseaux personnels des auteurs, ainsi que sur la page « je participe aux recherches en psychologie », et auprès des étudiants de la faculté de psychologie de l'université de Genève. Cet échantillon est composé de 77 % de femmes et comprend des participants âgés de 16 à 69 ans ( $M=27$ ,  $SD=12$ ). La plupart sont étudiants (72 %) ou employés (19 %). Ils ont rempli l'IEA-24 ainsi que d'autres questionnaires (voir [Tableau 2](#)) sur Internet depuis leur domicile (logiciel [Limesurvey](#), [Carsten Schmitz, 2012](#)). La passation durait environ 15 minutes. Les participants pouvaient gagner 3 bons d'achats de 50CHF par tirage au sort.

Le deuxième échantillon se compose de 92 personnes, dont 67 % de femmes. Les participants, âgés de 18 à 57 ans ( $M=25$ ,  $SD=6$ ), ont été recrutés via une petite annonce affichée à l'université. L'IAE ainsi que d'autres questionnaires (voir [Tableau 2](#)) étaient remplis en laboratoire sur ordinateur, sous la supervision d'un expérimentateur. Trois personnes maximum pouvaient être présentes en même temps, sans pouvoir ni communiquer, ni observer les réponses des autres participants. Ceux-ci étaient rémunérés 8 CHF par passation, pour une durée d'environ 15 minutes. L'ensemble de ces participants a été recontacté un mois après la date de leur passation pour effectuer le retest (temps 2), afin d'estimer la fidélité test-retest du questionnaire. Ils recevaient une invitation par courrier électronique leur proposant de répondre à un court questionnaire en ligne (5 minutes), comportant uniquement les questionnaires IAE et ICE (inventaire de comportements écologiques, [Desrichard et al., 2015](#)). Un bon de 50 CHF a été attribué par tirage au sort à l'un des participants au retest. Ce prix a été proposé dans le but de limiter l'attrition entre le test et le retest. Sur les 92 personnes ayant répondu à la première session (temps 1), 72 participants ont répondu au retest (temps 2), ce qui correspond à un taux d'attrition de 21,7 %. Les noms et prénoms n'étant pas demandés, la correspondance entre la participation au temps 1 et au temps 2 a été faite principalement sur l'adresse électronique. Lorsque celle-ci n'était pas indiquée au temps 2, nous avons utilisé un ensemble de critères demandés aux deux temps (âge, sexe, zone d'habitation, etc.). Ceci nous a permis de faire correspondre 67 questionnaires (93 %). Les participants qui n'ont pas pu être retrouvés par ces critères de façon certaine ont été exclus.

L'échantillon 3 est composé de 353 personnes recrutées par un observatoire épidémiologique, dans le cadre d'une étude plus large sur la biodiversité et la santé ([Rochat et al., 2015](#)). Huit cent quarante-six personnes résidant à Genève ont reçu une invitation à participer via un courrier papier avec un lien vers le questionnaire en ligne. Le taux de retour est de 41,7 %. Les questionnaires IAE-12 et le questionnaire ICE étaient inclus. Les participants de cet échantillon sont âgés de 21 à 81 ans ( $M=52$ ,  $SD=15$ ), dont 46 % de femmes.

Cet échantillon comprend 3 % d'étudiants, 67 % de travailleurs, 23 % de retraités et 7 % de personnes sans emploi.

### 1.3. Mesures

#### 1.3.1. Inventaire d'attitudes environnementales version brève (IAE-24)

L'IAE-24 (voir [Annexe A](#)) est composée de 24 items, 14 mesurant la dimension de préservation (e.g. « Les êtres humains exploitent trop l'environnement »), et 10 items mesurant la dimension d'utilisation (e.g. « L'être humain a été créé ou a évolué pour dominer le reste de la nature »). Les réponses sont évaluées sur une échelle de Likert en 7 points (*totalemment en désaccord* à *totalemment d'accord*, avec l'option de réponse *ne sait pas* présentée dans une case de réponse à part). Cette échelle résulte de la traduction française de la version brève du questionnaire *Environmental Attitudes Inventory* ([Milfont & Duckitt, 2010](#)).

#### 1.3.2. Inventaire d'attitudes environnementales version réduite (IAE-12)

L'IAE-12 (voir [Annexe A](#)) est une version réduite de l'IAE-24. L'IAE-24 étant constituée de 12 paires d'items renvoyant à l'absence ou présence de la dimension (e.g. « J'aime vraiment les excursions à la campagne, par exemple en forêt ou dans les champs » et « Je trouve que passer du temps dans la nature est ennuyeux »), nous avons construit une version réduite en sélectionnant à l'intérieur de chaque paire d'items celui qui avait le meilleur poids factoriel. En conséquence, 7 items mesurent la dimension de préservation et 5 items mesurent la dimension d'utilisation. Pour chaque dimension, environ la moitié des items renvoient au pôle positif et l'autre moitié au pôle négatif. L'échelle de réponse est la même que celle de l'IAE-24.

#### 1.3.3. Inventaire des comportements écologiques (ICE)

L'ICE ([Desrichard et al., 2015](#)) est une échelle de 12 items qui mesure la fréquence à laquelle les personnes s'engagent dans des comportements écologiques liés à l'alimentation, l'énergie, les transports ou encore la pollution (e.g. « J'achète des produits qui ne sont pas de saison » (item renversé), « J'éteins la lumière en quittant une pièce », « J'achète des produits les moins polluants possible ») Les réponses sont évaluées sur une échelle en 7 points, allant de *jamais* à *toujours*, avec option de réponse *ne sait pas/ne s'applique pas* présentée dans une case de réponse à part ( $M = 5,26$ ,  $SD = 0,62$  pour les échantillons 1 et 2 combinés ;  $M = 5,27$ ,  $SD = 0,64$  pour l'échantillon 3).

À défaut de trouver dans la littérature un outil mesurant les comportements écologiques validé en français (seule exception : l'adaptation de l'échelle de [DeYoung \(1986\)](#) par [Pelletier, Green-Demers, & Béland, 1997](#), mais dont les items en français n'étaient pas disponibles), nous avons construit cet inventaire dont la validation est en préparation ([Desrichard et al., 2015](#)).

#### 1.3.4. Valeurs d'altruisme

Les valeurs sont conceptualisées comme un antécédent important des attitudes environnementales ([Milfont & Gouveia, 2006](#) ; [Schultz, 2000](#)) et ceci a été montré à travers plusieurs cultures ([Milfont, Duckitt, & Wagner, 2010](#) ; [Schultz et al., 2005](#)). Les valeurs altruistes en particulier sont importantes, car « agir de manière pro-environnementale implique souvent un compromis entre les intérêts individuels et collectifs » ([Guagnano, 2001](#), p. 426). C'est pourquoi nous avons inclus une mesure des valeurs altruistes dans l'analyse du réseau nomologique de la version française de l'IAE. Nous avons utilisé pour ceci un ensemble de 3 items évaluant les valeurs altruistes issus du questionnaire 17-item PVQ-based inventory ([Schwartz et al., 2001](#)), qui mesure 10 types de valeurs. Les

participants doivent évaluer leur degré de ressemblance avec 3 portraits présentant une personne qui exprime des valeurs altruistes (e.g. « Il est très important pour cette personne d'aider les gens autour d'elle. Elle veut prendre soin de leur bien-être »). Les réponses sont évaluées sur une échelle en 5 points (*elle me ressemble beaucoup* à *elle ne me ressemble pas du tout*). De manière à simplifier l'interprétation, le score à cette échelle est utilisé renversé pour le réseau nomologique, de sorte à ce qu'un score élevé corresponde à un altruisme fort ( $M = 4,17$ ,  $SD = 0,64$ ).

#### 1.3.5. Échelle d'attitude envers la démocratie

L'attitude envers la démocratie est empiriquement associée aux attitudes environnementales ([Milfont, 2007](#) ; [Vail & Motyl, 2010](#)). Nous l'avons donc incluse afin de valider l'équivalence du réseau nomologique de la version traduite de l'EAI. Cet ensemble de 3 items est traduit de l'échelle *Democratic Orientations Scale* de [Watts et Feldman \(2001\)](#), qui mesure l'attitude envers la démocratie (e.g. « Il est important de veiller à ce que chacun bénéficie de la liberté d'expression, même ceux qui en abusent pour attaquer notre système de gouvernement », « Toute démocratie a le droit de se protéger, même si cela engendre la répression de certains groupes qui n'y adhèrent pas » (item renversé)). Les réponses sont évaluées sur une échelle de Likert en 7 points (*totalemment en désaccord* à *totalemment d'accord*, avec option de réponse *ne sait pas* présentée à part) ( $M = 4,22$ ,  $SD = 1,03$ ).

#### 1.3.6. Échelle de désirabilité sociale : auto- et hétéro-duperie

La version anglaise de l'échelle d'attitudes environnementales est relativement peu soumise à la désirabilité sociale ([Milfont & Duckitt, 2010](#)). Cependant, les travaux de [Félonneau et Becker \(2008\)](#) montrent qu'être pro-environnemental est perçu comme normatif : en effet, lorsqu'il était demandé aux participants de se présenter de manière valorisée socialement, leurs réponses étaient davantage pro-environnementales. Il est donc important de vérifier que la version française de l'IAE n'est également pas soumise au biais de désirabilité sociale, puisque cela détermine une part de la validité psychométrique de l'échelle. Les items sélectionnés sont issus de l'échelle DS36 ([Tournois, Mesnil, & Kop, 2000](#)), qui mesure deux dimensions de la désirabilité sociale : auto-duperie et hétéro-duperie. Par souci d'économie globale des questionnaires, nous n'avons retenu que les 8 items ayant les meilleurs scores factoriels (4 pour chaque dimension, e.g. auto-duperie : « Je suis toujours optimiste » ; hétéro-duperie : « J'obéis toujours aux lois »). Les réponses se font sur une échelle en 7 points (*tout à fait faux* à *tout à fait vrai*), (auto-duperie :  $M = 3,74$ ,  $SD = 1,22$  ; hétéro-duperie :  $M = 4,97$ ,  $SD = 0,93$ ).

#### 1.3.7. Mesure de la sensibilité politico-économique

L'orientation politique et le positionnement face aux questions écologiques sont liés de manière importante. Par exemple, [Gromet, Kunreuther, et Larrick \(2013\)](#) ont montré que l'adhésion aux idées conservatrices vs libérales influence fortement le choix face à un produit – une ampoule à faible consommation d'énergie – labélisé comme protégeant l'environnement, par rapport à un produit non labélisé. De plus, la mesure de la sensibilité politico-économique est particulièrement pertinente par rapport à la facette de l'échelle d'attitude mesurant le support pour des politiques interventionnistes de conservation de l'environnement. Deux questions ont été formulées de manière à être adaptées au contexte politique et économique suisse : « d'un point de vue politique je me situe » : *extrême gauche* à *extrême droite* et « d'un point de vue économique je me situe » : *extrêmement libéral* à *extrêmement interventionniste* (item renversé). Les réponses sont évaluées sur une échelle en 7 points avec les options de réponse supplémentaires *neutre/ne prend pas*

**Tableau 3**

Indices d'ajustements pour l'IAE-24 et IAE-12 pour les échantillons 1 + 2 et 3.  
Fit indexes for IAE-24 and IAE-12, for samples 1 + 2 and 3.

| Indices                          | Échantillons 1 et 2 combinés |  |                |  | Échantillon 3   |  |
|----------------------------------|------------------------------|--|----------------|--|-----------------|--|
|                                  | IAE-24                       |  | IAE-12         |  | IEA-12          |  |
|                                  | 1 facteur                    | 2 facteurs                                 | 1 facteur      | 2 facteurs                                 | 1 facteur       | 2 facteurs                                 |
| Chi <sup>2</sup>                 | 396,3 (240)                  | 390,7 (239)                                | 79,7 (53)      | 77,9 (52)                                  | 99,4 (53)       | 104,9 (52)                                 |
|                                  | <i>p</i> = .001              | <i>p</i> = .001                            | <i>p</i> = .01 | <i>p</i> = .01                             | <i>p</i> = .001 | <i>p</i> = .001                            |
| SRMR                             | .067                         | .066                                       | .053           | .053                                       | .060            | .062                                       |
| RMSEA                            | .054                         | .053                                       | .047           | .047                                       | .057            | .061                                       |
| Alphas                           | .823                         | Prés. : .757<br>Util. : .726               | .723           | Prés. : .634<br>Util. : .526               | .600            | Prés. : .419<br>Util. : .366               |
| Corrélation entre Prés. et Util. | –                            | –.429<br><i>p</i> < .001                   | –              | –.460<br><i>p</i> < .001                   | –               | –.429<br><i>p</i> < .001                   |
| Moyennes (SD)                    | 4,97 (0,61)                  | Prés. : 5,04 (0,69)<br>Util. : 3,13 (0,77) | 4,99 (0,67)    | Prés. : 5,04 (0,73)<br>Util. : 3,10 (0,82) | 5,03 (0,68)     | Prés. : 5,06 (0,74)<br>Util. : 3,01 (0,89) |

Prés. : préservation ; Util. : utilisation.

*parti et ne sait pas* présentées dans deux cases de réponse à part, ( $M = 3,57$ ,  $SD = 1,04$ ).

### 1.3.8. Life Orientation Test–Revised (LOT-R)

L'optimisme est une variable importante à considérer dans le contexte des attitudes environnementales. Les attentes concernant l'évolution de la situation climatique par exemple peuvent être très différentes selon que l'on soit optimiste ou pessimiste, ce qui peut influencer les croyances évaluatives que l'on a vis-à-vis de la protection de l'environnement et de l'utilisation des ressources. Ce lien entre la disposition à l'optimisme et les attitudes environnementales a été rarement étudié : à l'exception de l'étude de [McElwee et Brittain \(2009\)](#), il n'y a à notre connaissance pas de recherche publiée sur ce sujet. [McElwee et Brittain](#) rapportent un lien négatif entre l'optimisme mesuré par le LOT-extended et les attitudes environnementales mesurées par le NEP. Le LOT-R ([Trottier, Mageau, Trudel, & Halliwell, 2008](#)) est composé de 10 items mesurant la disposition à l'optimisme (e.g. « Dans les moments d'incertitudes, je m'attends habituellement au mieux » ; « Je suis toujours optimiste face à mon avenir »). Les réponses sont évaluées sur une échelle de Likert en 7 points (*totalemment en désaccord* à *totalemment d'accord*, avec option de réponse *ne sait pas* présentée à part), ( $M = 4,84$ ,  $SD = 0,78$ ).

### 1.3.9. Considération des conséquences futures (CFC)

[McElwee et Brittain \(2009\)](#) ont également étudié le lien entre les attitudes environnementales (NEP) et la CFC, mais n'ont pas trouvé d'association significative entre ces deux variables. Utilisant une autre mesure de l'orientation temporelle, la ZTPI, [Milfont et Gouveia \(2006\)](#) ont montré que les personnes avec des attitudes pro-environnementales (mesurées par l'EAI) étaient davantage orientées vers le futur. L'inclusion de la CFC nous permettra de voir si cette association est aussi valable avec cet outil. Les 6 items sélectionnés (arbitrairement, les 6 premiers) sont issus de la version française de la CFC ([Demarque, Apostolidis, Chagnard, & Dany, 2010](#)), qui est composée de 12 items évaluant la considération des conséquences futures (e.g. « J'envisage comment pourraient être les choses dans le futur et j'essaie de les influencer par mon comportement quotidien » ; « Souvent, j'adopte un comportement particulier pour atteindre des objectifs qui ne se réaliseront peut-être pas avant des années »). Les réponses sont évaluées sur une échelle en 5 points (*cette proposition n'est pas du tout caractéristique de moi ou ne s'applique pas du tout à moi* à *cette proposition est tout à fait caractéristique de moi ou s'applique tout à fait à moi*, avec option de réponse *ne sait pas* à part) ( $M = 3,29$ ,  $SD = 0,74$ ).

## 2. Résultats

### 2.1. Structure et consistance interne

Nous avons soumis les items de l'IAE-24 à une Analyse Factorielle Confirmatoire pour comparer sa structure à celle de l'original. Deux modèles ont été testés. Le premier contient une variable latente à laquelle sont reliés les scores des 24 items (nommé ci-dessous modèle à un facteur). Le second modèle contient deux variables latentes auxquelles sont reliés les 14 items de préservation, d'une part, et les 10 items d'utilisation, d'autre part (nommé modèle à deux facteurs). Nous avons utilisé la même stratégie d'analyse pour l'IEA-12 (respectivement 7 et 5 items).

Pour évaluer l'ajustement, nous avons utilisé le Chi<sup>2</sup>. Cependant si cet estimateur est le meilleur pour évaluer les modèles ([Barret, 2007](#)), il est souvent jugé trop conservateur, et il peut être utile de le compléter avec d'autres indices d'ajustements ([Markland, 2007](#)). Nous avons utilisé la stratégie à deux indices (SRMR et RMSEA) validée par les simulations de [Hu et Bentler \(1999\)](#). Celle-ci indique qu'un SRMR inférieur à .08 combiné à un RMSEA inférieur à .06 permet de conclure à un ajustement satisfaisant. La consistance interne a été estimée à partir des alphas de Cronbach. Les échantillons 1 et 2 présentant de grandes similitudes sociodémographiques (en majorité des étudiants), ils ont été fusionnés pour cette analyse de manière à obtenir un ratio répondants–nombre d'item supérieur à 10:1 ([Everitt, 1975](#) ; [Nunnally, 1967](#)). L'IAE-12 a été retesté sur l'échantillon 3 afin de vérifier la stabilité des résultats, notamment sur une population différente d'un point de vue sociodémographique. Le [Tableau 3](#) reporte les indices obtenus.

En ce qui concerne l'IAE-24, bien que les Chi<sup>2</sup> demeurent significatifs, la qualité évaluée par le SRMR et le RMSEA est satisfaisante selon le critère de [Hu et Bentler \(1999\)](#). Les résultats indiquent une qualité d'ajustement comparable entre les modèles à un facteur et à deux facteurs, ce qui était déjà observé sur l'EAI versions longue et courte en anglais. Le principe de parcimonie devrait donc conduire à préférer le modèle à un facteur. Néanmoins pour les raisons théoriques évoquées en introduction, les deux dimensions sont souvent utilisées dans l'EAI original, en complément du score global, même si les deux dimensions d'utilisation et de préservation corrèlent fortement. Afin de fournir le maximum d'information aux chercheurs intéressés par l'IAE, nous présenterons donc les résultats issus des 3 scores : global, utilisation et préservation.

Concernant l'IEA-12, notre objectif était de tester les qualités psychométriques d'une version à 12 items. Les indices d'ajustement ([Tableau 3](#)) montrent que celles-ci sont relativement satisfaisantes, le Chi<sup>2</sup> étant même plus petit que pour la version à 24 items, ainsi

**Tableau 4**

Fidélité test–retest pour les scores de l'IAE-24 et IAE-12 à un mois d'intervalle.  
 Test–retest reliability of IAE-24 and IAE-12 scores one month apart.

| IAE-24            |                   | IAE-12            |                   |
|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Score global      | Préservation      | Utilisation       | Score global      |
| .774 <sup>a</sup> | .751 <sup>a</sup> | .728 <sup>a</sup> | .729 <sup>a</sup> |

<sup>a</sup> La corrélation est significative au seuil de .0125, correspondant à la correction de Bonferroni.

que le SRMR. Les alphas sont cependant plus faibles, et ce surtout lorsque les deux dimensions de préservation et utilisation sont calculées à part, c'est-à-dire lorsque le nombre d'items pour calculer l'alpha est faible. Les données suggèrent donc que pour l'IAE-12, le modèle à 1 facteur est plus adapté. Nous allons utiliser uniquement le score global pour la suite des analyses sur l'IAE-12. Pour évaluer la fiabilité de la version à 12 items comparée à la version à 24 items, les scores globaux issus de chaque version ont été corrélés. Les résultats montrent que les deux mesures sont très proches ( $r = .952, p < .001$ ).

## 2.2. Fidélité test–retest

La fidélité test–retest a été calculée pour l'échantillon 2 ( $n = 67$ ), pour les participants ayant répondu au questionnaire une seconde fois, 1 mois après la première passation. Les résultats sont reportés dans le [Tableau 4](#).

Une correction de Bonferroni a été appliquée, résultant en un seuil de significativité égal à .0125 ( $.05/4 = .0125$ , 4 correspondant au nombre de tests effectués pour la fidélité test–retest). Les résultats montrent que les corrélations sont toutes significatives et importantes entre les mesures au temps 1 et au temps 2 (un mois après).

## 2.3. Réseau nomologique

Le réseau nomologique de l'IAE-24 et 12 a été testé sur la base du réseau nomologique de la version anglaise (Milfont & Duckitt, 2010). Pour des raisons de simplification et de consistance avec la version originale, le score d'utilisation a été renversé pour ces analyses. Sur la base des résultats observés avec la version anglaise, nous nous attendions aux corrélations suivantes : l'âge devrait corrélérer positivement avec la dimension de préservation et négativement avec la dimension d'utilisation, et ne pas corrélérer avec le score global. Le genre (être un homme) devrait corrélérer de manière négative avec la dimension de préservation et le score global, et ne pas corrélérer avec la dimension d'utilisation. La désirabilité sociale devrait corrélérer positivement, de manière faible mais significative avec le score global et la dimension de préservation, alors qu'une corrélation inverse mais non significative était attendue pour le score d'utilisation. Les valeurs altruistes devraient corrélérer positivement avec le score global, et l'attitude envers la démocratie devrait corrélérer avec la dimension de préservation et le score global. La sensibilité politico-économique (être de droite et libéral) est censée corrélérer négativement avec le score global ainsi qu'avec les dimensions préservation et utilisation. Par ailleurs, nous avons inclus deux échelles en plus de celles utilisées pour la validation de la version anglaise : la CFC et la LOT. Concernant l'échelle de considération des conséquences futures (CFC), nous avons fait l'hypothèse d'une corrélation positive avec les deux dimensions et le score global. Pour ce qui est du *life orientation test* (LOT), nous avons fait l'hypothèse d'une corrélation négative entre le score au LOT et l'IAE.

Les corrélations entre les différentes variables du réseau nomologique<sup>1</sup> sont présentées dans le [Tableau 5](#). De manière générale les corrélations sont similaires pour les versions IAE-24 et IAE-12, elles seront donc discutées sans distinguer la longueur de l'échelle, à moins de différences importantes. Une correction de Bonferroni est utilisée de manière à conserver le taux d'erreur de type I à 5 % en dépit des nombreux tests effectués, ce qui ramène le seuil de significativité à .00125 ( $.05/40 = .00125$ , 40 correspondant au nombre de tests effectués dans le tableau de corrélation). Néanmoins par souci de comparaison avec la validation originale (sans correction de Bonferroni), nous présentons et commentons aussi les corrélations significatives aux seuils non corrigés.

Aucune corrélation significative n'est trouvée pour les variables suivantes : âge ; genre ; désirabilité sociale ; altruisme. L'attitude envers la démocratie corrèle positivement avec la dimension d'utilisation et le score global de l'échelle à 24 items, mais uniquement à un seuil de .05. La sensibilité politico-économique (être de droite et libéral) corrèle négativement avec chacun des scores et sous-score de l'IAE. La significativité de la corrélation ne résiste pas à la correction de Bonferroni uniquement pour la dimension utilisation de l'IAE-24.

Les résultats varient pour les deux échelles supplémentaires (CFC et LOT). Concernant le LOT, aucune corrélation significative n'apparaît. La CFC est davantage liée à l'IAE : les coefficients de corrélation vont dans le sens attendu et sont tous significatifs au seuil de .05, mais aucun ne l'est plus après correction de Bonferroni.

En conclusion, le réseau nomologique de la version française diffère de celui de la version originale pour les variables démographiques d'âge et de genre. Des différences faibles sont également obtenues pour l'altruisme, la désirabilité sociale et l'attitude envers la démocratie. Comme dans la version originale, la sensibilité politico-économique corrèle avec la version française.

## 2.4. Validité prédictive

La validité prédictive de l'IAE a été estimée à l'aide de l'inventaire des comportements écologiques (ICE) pour les échantillons 1 et 2 regroupés ainsi que pour l'échantillon 3. Une correction de Bonferroni est appliquée pour le nombre de tests, et ramène le seuil de significativité à .0125 ( $.05/4 = .0125$ , 4 correspondant au nombre de tests effectués pour la validité prédictive).

Sur les échantillons 1 et 2 ( $n = 278$ ), le score global des versions 24 et 12 items de l'IAE corrèle significativement avec les comportements écologiques auto-rapportés (IAE-24 :  $r = .515, p < .001$  ; IAE-12 :  $r = .499, p < .001$ ). C'est également le cas pour les scores des deux dimensions de l'IAE-24 (préservation :  $r = .523, p < .001$  ; utilisation :  $r = -.307, p < .001$ ). Pour l'échantillon 3 ( $n = 350$ )<sup>2</sup>, le score global de l'IAE-12 corrèle significativement avec les comportements ( $r = .399, p < .001$ ).

## 3. Discussion

Les objectifs étaient de traduire et valider la version française de l'IAE-24 et de tester les propriétés d'une version à 12 items. Pour cela, nous avons recueilli des données auprès de 3 échantillons. La structure et consistance interne de la version française à 24 items est similaire à celle de la version anglaise, ce qui est satisfaisant.

<sup>1</sup> L'analyse des outliers a mis en évidence 3 sujets ayant des valeurs dépassant les seuils sur les indices de Mahalanobis (Stevens, 1984) et Cook (Judd, McClelland, Ryan, Muller, & Yzerbyt, 2010). Ces outliers ont été éliminés des données pour les corrélations du réseau nomologique.

<sup>2</sup> Deux outliers mis en évidence par leur valeur élevée sur l'indice de Cook ont été exclus pour cette analyse. De plus, un participant n'a pas répondu au questionnaire ICE. C'est pourquoi notre échantillon passe de 353 à 350 pour cette analyse.

**Tableau 5**  
Réseau nomologiques de l'IAE.  
Nomological network of IAE.

| Variables   | n   | $\alpha$ | IAE-24             |                    |                    | IAE-12             |
|---|-----|----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|   |     |          | Préservation       | Utilisation        | Score global       | Score global       |
| Âge   | 276 | –        | –.001              | –.044              | –.024              | .003               |
| Genre (homme)   | 274 | –        | .000               | –.104              | –.054              | –.025              |
| Désirabilité sociale : score global                         | 276 | .61      | .053               | –.090              | –.009              | .000               |
| Sous score : auto-duperie                                   | 276 | .75      | –.007              | –.115              | –.062              | –.037              |
| Sous score : hétéro-duperie                                 | 276 | .53      | .101               | .000               | .068               | .051               |
| Altruisme   | 186 | .81      | .094               | .091               | .109               | .105               |
| Attitude envers la démocratie                               | 184 | .57      | .095               | .156 <sup>a</sup>  | .150 <sup>a</sup>  | .139               |
| Sensibilité politico-économique (être de droite et libéral) | 174 | .50      | –.246 <sup>b</sup> | –.173 <sup>a</sup> | –.259 <sup>b</sup> | –.281 <sup>b</sup> |
| LOT   | 90  | .78      | .026               | –.152              | –.056              | –.028              |
| CFC   | 90  | .62      | .263 <sup>a</sup>  | .219 <sup>a</sup>  | .288 <sup>a</sup>  | .283 <sup>a</sup>  |

Le score d'utilisation est utilisé de manière renversée dans les analyses du réseau nomologique pour être dans le même sens que le score de préservation et le score global.

<sup>a</sup> La corrélation est significative au niveau .05 (bilatéral).

<sup>b</sup> La corrélation est significative au niveau .00125 (bilatéral), seuil déterminé par la correction de Bonferroni.

En ce qui concerne la version à 12 items, l'ajustement reflété par le Chi<sup>2</sup> et SRMR est meilleur que la version à 24. En revanche, la consistance interne est moins satisfaisante pour les dimensions de préservation et utilisation. Nous faisons donc la recommandation de n'utiliser que le score global dans la version à 12 items. Les qualités psychométriques de l'IAE-12 semblent également plus faibles lorsque la population est sociodémographiquement variée comparée à une population d'étudiants. Le choix d'utiliser cette version devra donc se faire en tenant compte du compromis entre la longueur de l'échelle et ses qualités psychométriques.

Concernant la correspondance entre le réseau nomologique de la version anglaise et de la version française, les principales différences sont l'absence de lien pour l'âge, le genre et l'altruisme, alors que ces variables corrélaient avec la version anglaise. Pourquoi ces liens ne sont pas retrouvés dans la version française ? Concernant les variables démographiques, des différences de population ne peuvent être invoquées puisque nos échantillons ont des caractéristiques similaires en termes d'âge et de répartition homme-femme que l'échantillon sur lequel le réseau nomologique de l'échelle originale a été testé (étude 1, Milfont & Duckitt, 2010). Dans la version anglaise, l'âge corréla étonnamment positivement avec le score de préservation, et inversement avec le score d'utilisation (lorsque celui-ci est renversé pour aller dans le même sens que le score de préservation), ces deux corrélations inverses s'annulant pour le score global ; à noter que dans une méta-analyse de Milfont en 2012, l'association négative entre l'âge et la dimension d'utilisation n'est pas retrouvée, et que l'âge corréla positivement avec la dimension de préservation et le score global. Milfont (2007) discute le fait qu'en général dans la littérature sur les attitudes environnementales, le lien avec l'âge n'est pas consistant, certaines études rapportant une association négative, et d'autres une association positive. Une inconsistance des résultats est également observée dans la littérature concernant le genre : bien que dans la validation de l'échelle originale (Milfont & Duckitt, 2010) une association entre la dimension de préservation et le score global (et avec la dimension d'utilisation dans la méta-analyse de Milfont en 2012) ait été trouvée avec le genre, plus généralement dans la littérature les résultats ne sont pas consistants (Milfont, 2007). À propos de l'altruisme, l'association est plus faible avec le score global pour la version française que pour la version anglaise. Cette différence pourrait être expliquée par la différence d'instrument utilisé pour mesurer l'altruisme. En effet dans l'étude de Milfont et Duckitt (2010), l'altruisme était mesuré par l'inventaire de Stern, Guagnano, et Dietz (1998), alors que nous avons utilisé le Portrait Value Questionnaire. Bien que les deux instruments soient construits par

rapport aux valeurs définies par Schwartz (1994), une différence dans la formulation des items pourrait expliquer la différence de résultat.

La désirabilité sociale ne semble pas influencer les réponses à cette échelle. Ceci est un point positif dans la validation de l'outil, étant donné que le biais de désirabilité sociale est souvent utilisé comme critique face à la mesure par questionnaire. L'attitude envers la démocratie est plus faiblement liée aux scores de la version française d'IAE que la version anglaise : le score global corréla positivement avec cette variable dans les deux versions, mais le pattern n'est pas le même pour les deux sous-dimensions. Il est à noter que nous avons utilisé une version à 3 items du questionnaire d'attitude envers la démocratie (Watts & Feldman, 2001) : une moins bonne qualité de la mesure pourrait expliquer pourquoi nous ne retrouvons pas l'association avec la dimension d'utilisation. La sensibilité politico-économique (être de droite et libéral) est par contre fortement associée aux réponses, et ceci dans la même direction que pour la version anglaise. Ce résultat nous confirme que notre adaptation de la mesure au contexte politico-économique suisse est pertinente.

Il est intéressant de constater que l'échelle mesurant la conscience des conséquences futures corréla positivement avec la mesure de l'attitude. Ceci apporte du poids à la validité nomologique de la version française, puisque le lien entre la version anglaise et une autre échelle de mesure de l'orientation temporelle (ZTPI) avait été montrée (Milfont & Gouveia, 2006). De plus, la CFC est conceptualisée comme un prédicteur important des comportements écologiques (Joireman, Van Lange, & Van Vugt, 2004), ce lien ayant encore été montré récemment par Bruderer Enzler (2015). Nos résultats confirment que les personnes ayant des attitudes plus favorables envers l'environnement ont également tendance à avoir plus conscience des conséquences futures. Ceci n'est pas étonnant dans le sens qu'être pro-environnemental implique d'agir aujourd'hui pour éviter des conséquences qui pourraient avoir lieu dans le futur, à la manière d'un dilemme social temporel (Joireman et al., 2004).

Tout comme la version anglaise, la version française de l'IEA a une bonne validité prédictive dans ses versions à 24 et 12 items, et ce d'autant plus que l'attitude n'est pas le prédicteur le plus direct du comportement (Fishbein & Ajzen, 1975). À noter cependant que la validité prédictive est calculée à partir du comportement auto-rapporté. La taille de l'association entre attitude et comportement trouvée ici varie (en valeur absolue) entre  $r = .30$  et  $r = .52$ , ce qui correspond aux résultats de plusieurs méta-analyses :  $r = .48$  (Milfont, 2012) ;  $r = .37$  (Hines, Hungerford, & Tomera, 1987) et  $r = .42$  (Bamberg & Moser, 2007). L'utilisation de mesures plus

directes du comportement dans de futures études serait utile pour mieux estimer ce lien.

#### 4. Conclusion

Une version courte (24 items) et une version très courte (12 items) de l'inventaire d'attitudes environnementales sont proposées en français. Les analyses de validation rapportées dans cet article suggèrent que le réseau nomologique n'est pas complètement identique à celui de la version originale en anglais, mais que les deux versions françaises ont des propriétés psychométriques adéquates en termes de structure et consistance interne, de validité prédictive, et fidélité test–retest. Ceci en fait des outils intéressants pour les études auprès de populations

francophones portant sur les aspects attitudeaux des comportements pro-environnementaux.

#### Déclaration de liens d'intérêts

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

#### Remerciements

Dr Ivo Widmer et Dr Stéphane Joost, EPFL, projet CROSS Green-trace.

#### Annexe A. Traduction française de l'IAE-24, informations relatives au calcul des scores, et identification des items de l'IAE-12

| Items   | Dimension | Codage sous-scores | Codage score global | Fait partie de IAE-12 |
|---|-----------|--------------------|---------------------|-----------------------|
| J'aime vraiment les excursions à la campagne, par exemple en forêt ou dans les champs   | P         |                    |                     |                       |
| Je trouve que passer du temps dans la nature est ennuyeux   | P         | R                  | R                   | X                     |
| Le gouvernement devrait contrôler le débit d'utilisation des matières premières pour s'assurer qu'elles durent le plus longtemps possible                           | P         |                    |                     |                       |
| Je suis opposé à l'idée du contrôle et de la régulation de l'utilisation des matières premières par les gouvernements dans le but de les faire durer plus longtemps | P         | R                  | R                   | X                     |
| J'aimerais rejoindre et participer activement à un groupe écologiste  | P         |                    |                     | X                     |
| Je ne suis pas du genre à m'impliquer dans une organisation environnementale  | P         | R                  | R                   |                       |
| Une des raisons les plus importantes de garder les lacs et rivières propres est de permettre aux personnes de bénéficier d'endroits destinés aux sports nautiques   | U         |                    | R                   |                       |
| Nous devons garder les lacs et les rivières propres pour protéger l'environnement, et non pour permettre aux gens de profiter des sports nautiques                  | U         | R                  |                     | X                     |
| La science moderne ne sera pas capable de résoudre nos problèmes environnementaux   | U         | R                  |                     |                       |
| La science moderne résoudra nos problèmes environnementaux  | U         |                    | R                   | X                     |
| Les êtres humains exploitent trop l'environnement   | P         |                    |                     | X                     |
| Je ne crois pas que l'environnement a été trop exploité par les êtres humains   | P         | R                  | R                   |                       |
| Je préfère un jardin sauvage et naturel à un jardin soigné et bien ordonné  | U         | R                  |                     | X                     |
| Je préfère de loin un jardin qui est bien entretenu et soigné à un jardin naturel et sauvage  | U         |                    | R                   |                       |
| Je ne suis pas le genre de personne qui fait des efforts pour économiser les ressources naturelles  | P         | R                  | R                   | X                     |
| Autant que possible, j'essaie d'économiser les ressources naturelles  | P         |                    |                     |                       |
| L'être humain a été créé ou a évolué pour dominer le reste de la nature   | U         |                    | R                   | X                     |
| Je ne crois pas que les êtres humains ont été créés ou ont évolué dans le but de dominer le reste de la nature  | U         | R                  |                     |                       |
| Protéger l'emploi des gens est plus important que protéger l'environnement  | U         |                    | R                   |                       |
| Protéger l'environnement est plus important que protéger l'emploi des gens  | U         | R                  |                     | X                     |
| Ça me rend triste de voir les forêts détruites pour l'agriculture   | P         |                    |                     | X                     |
| Ça ne me rend pas triste de voir les milieux naturels détruits  | P         | R                  | R                   |                       |
| On devrait encourager les familles à limiter leur nombre d'enfants à deux   | P         |                    |                     |                       |
| Un couple marié devrait pouvoir avoir autant d'enfants qu'il le souhaite, du moment qu'il peut subvenir correctement à leurs besoins                                | P         | R                  | R                   | X                     |

P : préservation ; U : utilisation ; R : codage renversé.

## Références

- Ajdukovic, I., & Gilibert, D. (2015). *When pro-environmental norm flirts with efficiency... but what ecology? And what efficiency?* Metz, France: Communication orale, ADRIPS-Normes en question(s).
- Bamberg, S., & Moser, 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, 14–25. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.12.002>
- Barret, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42, 815–824. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018>
- Becker, M., & Félonneau, M.-L. (2011). Pourquoi être pro-environnemental ? Une approche sociornormative des liens entre valeurs et « pro-environnementalisme ». *Pratiques psychologiques*, 17, 237–250. <http://dx.doi.org/10.1016/j.prps.2009.09.004>
- Bruederer Enzler, H. (2015). Consideration of future consequences as a predictor of environmentally responsible behavior: Evidence from a general population study. *Environment and Behavior*, 47, 618–643. <http://dx.doi.org/10.1177/0013916513512204>
- Corral-Verdugo, V., & Armendáriz, L. I. (2000). The 'new environmental paradigm' in a Mexican community. *The Journal of Environmental Education*, 31(3), 25–31. <http://dx.doi.org/10.1080/00958960009598642>
- Demarque, C., Apostolidis, T., Chagnard, A., & Dany, L. (2010). Adaptation et validation française de l'échelle de perspective temporelle « Consideration of future consequences » (CFC). *Bulletin de psychologie*, 65, 351–360. <http://dx.doi.org/10.3917/bupsy.509.0351>
- Desrichard, O., Blum, A., Cantarella, C., Mella, N., & Moussaoui, L. (2015). ICE : Développement d'un inventaire mesurant les comportements écologiques. (Manuscrit en préparation).
- DeYoung, R. (1986). Encouraging environmentally appropriate behavior: The role of intrinsic motivation. *Journal of Environmental Systems*, 15, 281–292.
- Dunlap, R. E., & Van Liere, K. D. (1978). The "new environmental paradigm": A proposed measuring instrument and preliminary results. *The Journal of Environmental Education*, 9(4), 10–19. <http://dx.doi.org/10.1080/00958964.1978.10801875>
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the new ecological paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56, 425–442. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-4537.00176>
- Everitt, B. S. (1975). Multivariate analysis: The need for data, and other problems. *The British Journal for Psychiatry*, 126, 237–240. <http://dx.doi.org/10.1192/bjpp.126.3.237>
- Félonneau, M. L., & Becker, M. (2008). Pro-environmental attitudes and behavior: Revealing perceived social desirability. *Revue internationale de psychologie sociale*, 21(4), 25–53.
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention and behavior: An introduction to theory and research*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Gifford, R. (2014). Environmental psychology matters. *Annual Review of Psychology*, 65, 541–579. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115048>
- Gromet, D. M., Kunreuther, H., & Larrick, R. P. (2013). Political ideology affects energy-efficiency attitudes and choices. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 110, 9314–9319. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.1218453110>
- Guagnano, G. A. (2001). Altruism and market-like behavior: An analysis of willingness to pay for recycled paper products. *Population and Environment*, 22, 425–438. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1006753823611>
- Hawcroft, L. J., & Milfont, T. L. (2010). The use (and abuse) of the new environmental paradigm scale over the last 30 years: A meta-analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 30, 143–158. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.10.003>
- Hines, J. M., Hungerford, H. R., & Tomera, A. N. (1987). Analysis and synthesis of research on responsible environmental behavior: A meta-analysis. *Journal of Environmental Education*, 18, 1–8. <http://dx.doi.org/10.1080/00958964.1987.9943482>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705199909540118>
- Joireman, J. A., Van Lange, P. A. M., & Van Vugt, M. (2004). Who cares about the environmental impact of cars? Those with an eye toward the future. *Environment and Behavior*, 36, 187–206. <http://dx.doi.org/10.1177/0013916503251476>
- Judd, C. M., McClelland, G. H., Ryan, C. S., Muller, D., & Yzerbyt, V. (2010). *Analyse des données, une approche par comparaison de modèles*. Bruxelles: De Boeck.
- Lévy-Leboyer, C., Bonnes, M., Chase, J., Ferreira-Marques, J., & Pawlik, K. (1996). Determinants of pro-environmental behaviors: A five-countries comparison. *European Psychologist*, 1(2), 123–129. <http://dx.doi.org/10.1027/1016-9040.1.2.123>
- LimeSurvey Project Team/Carsten Schmitz. (2012). *Limesurvey: An open source survey tool*. Hamburg, Germany: LimeSurvey Project. <http://www.limesurvey.org>
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42, 851–858. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.023>
- McElwee, R. O., & Brittain, L. (2009). Optimism for the world's future versus the personal future: Application to environmental attitudes. *Current Psychology*, 28, 133–145. <http://dx.doi.org/10.1007/s12144-009-9051-4>
- Milfont, T. L. (2007). *Psychology of environmental attitudes: A cross-cultural study of their content and structure*. Unpublished doctoral dissertation. Auckland, New Zealand: University of Auckland.
- Milfont, T. L. (2012). The psychology of environmental attitudes: Conceptual and empirical insights from New Zealand. *Ecopsychology*, 42, 269–276. <http://dx.doi.org/10.1089/eco.2012.0058>
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2004). The structure of environmental attitudes: A first- and second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 24, 289–303. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2004.09.001>
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2007). *A brief version of the environmental attitudes inventory*. Unpublished manuscript. Auckland, New Zealand: University of Auckland.
- Milfont, T. L., & Duckitt, J. (2010). The environmental attitudes inventory: A valid and reliable measure to assess the structure of environmental attitudes. *Journal of Environmental Psychology*, 30, 80–94. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.09.001>
- Milfont, T. L., Duckitt, J., & Wagner, C. (2010). A cross-cultural test of the value-attitude-behavior hierarchy. *Journal of Applied Social Psychology*, 40, 2791–2813. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1559-1816.2010.00681.x>
- Milfont, T. L., & Gouveia, V. V. (2006). Time perspective and values: An exploratory study of their relations to environmental attitudes. *Journal of Environmental Psychology*, 26, 72–82. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.03.001>
- Milfont, T. L., Pessoa, V. S., Belo, R. P., Gouveia, V. V., & Andrade, P. R. (2005). Inventário das Atitudes Ambientais : validação da sua versão em Português [Environmental attitudes inventory: Its Brazilian-Portuguese validation]. In *Brazilian Psychological Society*. pp. 277. Curitiba, Brazil: Book of Abstracts of the 35th Annual Meeting of the Brazilian Psychological Society.
- Nunnally, J. C. (1967). *Psychometric Theory*. New York: McGraw Hill.
- Pelletier, L. G., Green-Demers, I., & Béland, A. (1997). Pourquoi adoptez-vous des comportements écologiques ? Validation en langue française de l'échelle de motivation vis-à-vis les comportements écologiques. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 29, 145–156.
- Rochat, E., Duruz, S., Widmer, I., Clémence, A., Desrichard, O., Rappo, D., et al. (2015). *Relationship between land cover type and Body Mass Index (BMI) in Geneva*. Lausanne: Poster session presented at the Urban Remote Sensing Event (JURSE), 2015 Joint.
- Schleyer-Lindenmann, A., Dauvier, B., Ittner, H., & Piolat, M. (2014). Mesure des attitudes environnementales : Analyse structurale d'une version française de la NEPS (Dunlap et al., 2000). *Psychologie française*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.psf.2014.07.002>
- Schultz, P. W. (2000). Empathizing with nature: The effects of perspective taking on concern for environmental issues. *Journal of Social Issues*, 56, 391–406. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-4537.00174>
- Schultz, P. W., Gouveia, V. V., Cameron, L. D., Tankha, G., Schmuck, P., & Franek, M. (2005). Values and their relationship to environmental concern and conservation behavior. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 36, 457–475. <http://dx.doi.org/10.1177/0022022105275962>
- Schwartz, S. H. (1994). Are there universal aspects in the content and structure of values? *Journal of Social Issues*, 50, 19–45.
- Schwartz, S. H., Melech, G., Lehmann, A., Burgess, S., Harris, M., & Owens, V. (2001). Extending the cross-cultural validity of the theory of basic human values with a different method of measurement. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 32, 519–542. <http://dx.doi.org/10.1177/0022022101032005001>
- Smith, S. M., Haugtvedt, C. P., & Petty, R. E. (1994). Attitudes and recycling: Does the measurement of affect enhance behavioral prediction? *Psychology & Marketing*, 11, 359–374. <http://dx.doi.org/10.1002/mar.4220110405>
- Stern, P. C., Guagnano, G. A., & Dietz, T. (1998). A brief inventory of values. *Educational and Psychological Measurement*, 58, 984–1001.
- Stevens, J. P. (1984). Outliers and influential data points in regression analysis. *Psychological Bulletin*, 95, 334–344. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.95.2.334>
- Tournois, J., Mesnil, F., & Kop, J. (2000). Autoduperie et hétéroduperie : Un instrument de mesure de la désirabilité sociale. *Revue européenne de psychologie appliquée*, 50, 219–233 (European Review of Applied Psychology).
- Trottier, C., Mageau, G., Trudel, P., & Halliwell, W. R. (2008). Validation de la version canadienne-française du Life Orientation Test-Revised. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 40, 238–243. <http://dx.doi.org/10.1037/a0013244>
- (1992). *United Nations Conference on Environment and Development* (Agenda 21, A/CONF.151/26/Rev.1 Repéré à : <http://www.un.org/french/ga/special/sids/agenda21/action4.htm>).
- Vail, K. E., & Motyl, M. (2010). Support for diplomacy: Peacemaking and militarism as a unidimensional correlate of social, environmental, and political attitudes. *Peace and Conflict*, 16, 29–57. <http://dx.doi.org/10.1080/10781910903486813>
- Watts, M. W., & Feldman, O. (2001). Are nativists a different kind of democrat? Democratic values and "outsiders" in Japan. *Political Psychology*, 22, 639–663. <http://dx.doi.org/10.1111/0162-895X.00257>