



**HAL**  
open science

## Étude des qualités psychométriques de la version française de l'Online Cognition Scale

Stéphanie Laconi, Emeline Chauchard, Rachel Florence Rodgers, Henri Chabrol

► **To cite this version:**

Stéphanie Laconi, Emeline Chauchard, Rachel Florence Rodgers, Henri Chabrol. Étude des qualités psychométriques de la version française de l'Online Cognition Scale. *Annales Médico-Psychologiques, Revue Psychiatrique*, 2022, 180 (6), pp.S17 - S22. 10.1016/j.amp.2020.12.018 . hal-04324625

**HAL Id: hal-04324625**

**<https://hal.science/hal-04324625>**

Submitted on 5 Dec 2023

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Disponible en ligne sur

**ScienceDirect**  
www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France

**EM|consulte**  
www.em-consulte.com



Article original

# Étude des qualités psychométriques de la version française de l'Online Cognition Scale



## Evaluation of the psychometric properties of the French version of the Online Cognition Scale

Stéphanie Laconi<sup>a,\*</sup>, Emeline Chauchard<sup>b</sup>, Rachel Florence Rodgers<sup>c,d</sup>, Henri Chabrol<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Octogone, centre d'études et de recherches en psychopathologie, université de Toulouse-Le Mirail, 5, allées Antonio-Machado, 31058 Toulouse, France

<sup>b</sup> Laboratoire de psychologie des Pays de la Loire, université de Nantes, Nantes, France

<sup>c</sup> Department of counseling and applied educational psychology, Northeastern university, Boston, USA

<sup>d</sup> Laboratoire de stress traumatique, EA 4560, université Toulouse Paul-Sabatier, Toulouse, France

### INFO ARTICLE

Historique de l'article :

Reçu le 8 juin 2020

Accepté le 30 décembre 2020

Mots clés :

Addiction

Échelle d'évaluation

Étudiant

Évaluation

Internet

Psychométrie

Validation

Keywords:

Addiction

Evaluation

Internet

Psychometry

Rating scale

Student

Validation.

### R É S U M É

**Objectif.** – L'objectif de cette étude est d'évaluer les propriétés psychométriques de la version française d'un questionnaire mesurant l'addiction à Internet, l'Online Cognition Scale, chez des étudiants français.

**Méthode.** – Un échantillon de 146 étudiants âgés de 18 et 38 ans ( $M = 20,96$  ;  $DS = 2,65$ ) a complété à deux reprises, à trois semaines d'intervalle, l'Online Cognition Scale, ainsi qu'une autre échelle mesurant l'addiction à Internet, et une échelle évaluant les symptômes dépressifs.

**Résultats.** – Une analyse factorielle de l'Online Cognition Scale a montré qu'une solution à cinq facteurs apparaissait comme plus appropriée que la solution factorielle originelle. Nos résultats mettent en avant une très bonne consistance interne de l'échelle ainsi qu'une corrélation inter-items satisfaisante ( $\alpha = 0,89$  et  $0,92$  ;  $MIC = 0,24$  et  $0,32$ ). Les validités concordante, convergente et de construit étaient satisfaisantes.

**Discussion.** – La version française de l'Online Cognition Scale présente de bonnes propriétés psychométriques et apparaît comme un outil multidimensionnel adapté à l'évaluation d'une utilisation problématique d'Internet.

© 2020 Publié par Elsevier Masson SAS.

### A B S T R A C T

**Background and objectives.** – Internet is an essential tool for millions of people around the world, including in France where more than fifty million people use the Internet. Considering the increase of Internet use and the related consequences, many authors agree that excessive or improper use of this tool may lead to Internet addiction, a disorder which has been receiving increasing attention. Multiple theoretical frameworks have been used to define and evaluate this phenomenon, in particular substance dependence and pathological gambling. We chose to examine the Online Cognition Scale (OCS) which is a self-report questionnaire assessing Internet addiction based on a cognitive and behavioral model, with a multi-dimensional structure including four dimensions: diminished impulse control, loneliness/depression, social comfort, and distraction. While the psychometric properties of the OCS have been explored using English, Croatian, Turkish and Chinese versions, to date, the properties of the French version have yet to be examined. The aim of the present study was to evaluate the psychometric properties of the French version of the OCS in a student population.

**Materials and methods.** – A sample of 146 French university students aged between 18 and 38 years old ( $M = 20.96$  ;  $SD = 2.65$ ) completed the French versions of the OCS as well as another scale which

\* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : [stephanie.laconi@univ-tlse2.fr](mailto:stephanie.laconi@univ-tlse2.fr) (S. Laconi).

measures problematic Internet use, and one which evaluates depressive symptoms. Participants completed the survey twice within an interval of 3 weeks.

**Results.** – Confirmatory factorial analyses revealed that the 4-factor solution did not demonstrate satisfactory fit, however, the 5-factor model was found to better fit the data. Our results revealed that the scale scores demonstrated excellent internal consistency and a satisfying inter-item correlation ( $\alpha = 0.89$  and  $0.92$ , MIC =  $0.24$  and  $0.32$ ). The OCS was significantly correlated with the problematic Internet use at both time points ( $r = .73$  and  $r = .74$ ,  $P < .01$ ), with time spent online ( $r = .34$  and  $r = .45$ ,  $P < .01$ ) and with depressive symptoms ( $r = .31$  and  $r = .28$ ,  $P < .01$ ).

**Discussion.** – The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the French version of the OCS in a sample of university students, assessing reliability and validity. Factors analysis revealed that a 5-factor solution including 27 items may be the most appropriate. Overall the scale revealed good psychometric properties. The internal consistency of the scale was consistent with previous validating results, which reported Cronbach's alpha ranged between  $.91$  and  $.94$ . While the inter item correlations were satisfying, they were lower those previously found. The test-retest reliability of the OCS was good and satisfactory for all the factors, except for the Preoccupation and Withdrawal which revealed low values. These results are also lower than those found in other studies. A significant relationship was found between OCS scores and levels of depression as well as time spent online.

**Conclusion.** – The French version of the OCS has satisfying psychometric properties and appears to be a useful multidimensional tool for the evaluation of Internet addiction.

© 2020 Published by Elsevier Masson SAS.

## 1. Introduction

Internet est un élément essentiel dans la vie de millions de personnes à travers le monde, et notamment en France où plus de cinquante millions de personnes l'utilisent [19]. De nombreux auteurs s'accordent à dire qu'une utilisation excessive ou inadaptée de cet outil pourrait conduire à une dépendance [18] ; ainsi ce concept d'addiction à Internet est de plus en plus reconnu [26]. Bien qu'aucun terme pour le décrire ne fasse l'unanimité, l'utilisation du terme « addiction à Internet » est très fréquente [29], nous l'utiliserons donc dans cet article. Par ailleurs, malgré l'absence de définition consensuelle [1,16,25,26,29], l'addiction à Internet est souvent définie [8,31] comme l'incapacité d'un individu à contrôler son utilisation d'Internet, conduisant à des difficultés psychologiques, sociales, scolaires et/ou professionnelles [4]. En effet, elle est associée à de nombreuses conséquences physiques, comportementales et psychosociales [34,35].

La conceptualisation de l'addiction à Internet repose sur différents modèles, dont les toxicomanies et le jeu pathologique sont les références principales [35]. La transposition des définitions et des critères diagnostiques de ces troubles, à l'addiction à Internet, manque de validité et de justifications empiriques, et est par conséquent, régulièrement critiquée [11].

Pourtant, les outils évaluant l'addiction à Internet sont majoritairement basés sur les critères athéoriques de la dépendance à une substance et du jeu pathologique du DSM-IV [2]. Par ailleurs, les seules deux échelles validées dans des échantillons français sont fondées sur cette conception athéorique. Par ailleurs seule l'une d'elles a été validée auprès d'étudiants, qui sont pourtant considérés comme l'une des populations les plus à risque [15]. Ainsi, la Compulsive Internet Use Scale (CIUS) [25] a fait l'objet d'une validation sur un échantillon d'adolescents français ( $n = 269$  ;  $M = 14$  ;  $SD = 0,6$  ;  $SR = 0,9$ ) [9], tout comme le Problematic Internet Use Questionnaire (PIUQ) [14], validé chez des étudiants en Sciences et Techniques des Activités Physiques et Sportives (STAPS) ( $n = 150$  ;  $M = 20$  ;  $SD = 1,6$  ;  $SR = 2$ ) [22]. L'Internet Addiction Test (IAT) [36], l'une des échelles les plus utilisées pour mesurer l'addiction à Internet [23,29] n'a été validée qu'auprès d'adultes francophones, résidant en Suisse ( $n = 246$  ;  $M = 24$  ;  $SD = 9$  ;  $SR = 0,4$ ) [21]. En plus de la difficulté à pouvoir généraliser ces résultats, ces trois échelles sont basées sur les critères du DSM-IV, et sont ainsi l'objet de nombreuses critiques [16,23].

Si très peu de modèles théoriques explicatifs de l'addiction à Internet ont été développés, ceux qui existent permettent

l'évaluation de modèles étiologiques et l'identification de facteurs de risques [11]. En 2001, Davis se base sur une approche cognitivo-comportementale et met en avant l'importance de problèmes psychosociaux prédisposant au développement de comportements et de cognitions inadaptés vis-à-vis d'Internet [12]. L'utilisation problématique d'Internet serait alors révélatrice de la présence de symptômes psychiatriques et psychopathologiques (e.g., dépression, tendances addictives, solitude, stress) [12,16]. Repris par de nombreux auteurs [8,24], ce modèle théorique a permis la création d'outils de mesure dont l'Online Cognition Scale (OCS) [13]. Il apparaît pertinent d'étudier les qualités psychométriques d'une échelle se focalisant sur des concepts cognitifs et comportementaux, et présentant un fort potentiel au vu de ses propriétés psychométriques. En effet, les études précédentes suggèrent une excellente consistance interne, ainsi que de bonnes validités convergente et concordante avec d'autres échelles mesurant l'addiction à Internet, le temps passé en ligne et les symptômes dépressifs [23].

L'objectif principal de cette étude était donc d'explorer les qualités psychométriques de la version française de l'OCS dans une population d'étudiants français. La fiabilité, les validités concordantes, convergente et de construit ont donc été étudiées. À notre connaissance, il s'agit de la première étude française sur les propriétés psychométriques de l'OCS.

## 2. Méthode

### 2.1. Participants et procédure

Notre échantillon ( $n = 146$ ) était constitué d'étudiants francophones, âgés de 18 à 38 ans ( $M = 20,9$  ;  $SD = 2,6$ ). Cent vingt-cinq participants étaient des femmes (85,6 %). Les étudiants de Licence 2 étaient représentés par 77 participants, ceux de Licence 3 par 69 participants.

Les participants ont été recrutés lors d'enseignements de psychologie, en deuxième et troisième année, par deux enseignants durant des travaux dirigés de psychologie. Ils ont notamment été informés de l'objectif de l'étude, de la confidentialité et de l'anonymat de leurs réponses, et ont signé un consentement libre et éclairé. Le recueil de données s'est déroulé en deux temps, les mêmes questionnaires ayant été proposés à trois semaines d'intervalle : le 28 et 29 novembre 2012 et le 19 et 20 décembre 2012. Un code personnel, composé des initiales des

parents et du nombre d'enfants dans la fratrie, permettait de recouper les données lors du traitement statistique.

## 2.2. Instruments

Les participants ont complété un ensemble de questions sociodémographiques (i.e., sexe, âge et cursus) et liés à l'utilisation d'Internet (i.e., temps passé en ligne, activités réalisées sur Internet), ils ont ensuite complété l'OCS, l'IAT et la Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale-10 (CES-D-10).

L'OCS [13] évalue l'addiction à Internet, conceptualisé par quatre sous-dimensions : confort social, solitude/dépression, impulsivité et distraction. La consigne était la suivante : « Ces questions concernent vos pensées par rapport à Internet. Pour chaque question, choisissez un nombre entre 1 et 7. » Les 36 items étaient cotés sur une échelle de Likert allant de 1 (« fortement en désaccord ») à 7 (« fortement en accord »). Plus le score total est élevé, plus le participant présente une utilisation problématique d'Internet. La consistance interne de la version originale de l'OCS était de  $\alpha = 0,94$ , les sous-dimensions obtenaient des coefficients de  $\alpha = 0,87$  pour le Confort social,  $\alpha = 0,77$  pour la Solitude/Dépression,  $\alpha = 0,84$  pour l'Impulsivité et  $\alpha = 0,81$  pour la Distraction [13]. La traduction de l'échelle en français a été effectuée selon un processus de traduction/rétro-traduction par les auteurs bilingues de cette étude. Dans un premier temps, le questionnaire a été traduit en français, puis dans un second temps, transposé en anglais par un autre auteur ne connaissant pas l'échelle. Les deux versions ont été comparées. Les points de désaccords ont été revus par tous les auteurs afin d'assurer la fiabilité de la version française.

L'IAT [21,36], utilisé pour mesurer l'addiction à Internet et établir la validité convergente, comporte 20 items cotés sur une échelle en 5 points allant de « rarement » à « toujours » (e.g., « Vous arrive-t-il de passer plus de temps sur Internet plutôt que de sortir avec des proches ? »). La version française de l'IAT présentait un coefficient de Cronbach de  $\alpha = 0,93$ , dans notre étude, il est de  $\alpha = 0,85$  pour la première passation et de  $\alpha = 0,86$  pour la seconde.

La CES-D-10 [3,17] mesure la présence de symptômes dépressifs au cours des sept derniers jours. Elle comporte 10 items cotés sur une échelle en 4 points allant de « rarement ou jamais » à « la plupart du temps ou tout le temps » (e.g., « Je me sentais déprimé(e) »). Les scores varient de 0 à 60, les scores plus élevés indiquant la présence de symptômes dépressifs plus importants. La version française de la CES-D-10 présentait un coefficient alpha de Cronbach de  $\alpha = 0,76$ . Pour la première passation, nous obtenions un coefficient de  $\alpha = 0,79$  et de  $\alpha = 0,86$  pour la seconde.

## 2.3. Analyses statistiques

Des analyses factorielles confirmatoires (CFA) ont été réalisées afin d'évaluer la pertinence du modèle à quatre facteurs proposé par Davis et al. (2002) avec les données obtenues au cours de la première passation. Les indices d'ajustement utilisés pour les CFA étaient le  $X^2/dl$ , le RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation), le RMR (Root Mean Square Residual), le CFI (Comparative Fit Index) et le GFI (Goodness of Fit Index). Le modèle peut être considéré comme satisfaisant lorsque le  $X^2/dl$  est inférieur à 2, le RMSEA inférieur à 0,08, le RMR inférieur à 0,05, et le CFI et le GFI supérieurs à 0,90 [32,33]. En cas de mauvais ajustement du modèle à 4 facteurs, des analyses exploratoires seraient alors réalisées afin de proposer un meilleur modèle (analyse en composante principale avec rotation Varimax). Lors de ces analyses, les items avec une valeur propre supérieure à 1 et un coefficient supérieur à 0,45 seraient retenus ; l'inspection de la courbe des valeurs propres serait également utilisée. La consistance interne pour chaque sous-échelle de l'OCS a été évaluée avec

le coefficient alpha de Cronbach et des corrélations moyennes inter-items (MIC). La consistance interne de l'échelle apparaît satisfaisante si l'alpha est égal ou supérieur à 0,70 [10] et si le MIC est égal ou supérieur à 0,20 [5]. Les coefficients de corrélation de Pearson entre le score total de l'OCS, ses sous-facteurs et l'IAT ont été rapportés. Comme cela est le cas dans la majorité des études de validation [23], la validité convergente a également été étudiée grâce au temps passé en ligne, prédicteur d'une addiction à Internet, et la validité concordante grâce aux symptômes dépressifs, en utilisant la CES-D-10. Les analyses descriptives ont été réalisées avec la version 20 de SPSS, les analyses factorielles avec la version 7 de STATISTICA.

## 3. Résultats

### 3.1. Analyses descriptives

Les participants étaient 75,3 % à utiliser Internet entre une et quatre heures par jour ( $n = 110$ ) lors du Temps 1, et 76,7 % au cours du Temps 2 ( $n = 112$ ). Au cours de la première passation, les participants étaient 78,1 % à utiliser Internet pour des activités de loisirs ( $n = 115$ ) dont 70,5 % fréquentaient principalement les sites de communication ( $n = 103$ ), 11,6 % les sites d'informations ( $n = 17$ ), 8,9 % d'autres types de sites ( $n = 13$ ), 4,8 % les sites de jeux vidéo ( $n = 7$ ) et 4,1 % les sites d'achats ( $n = 6$ ). Lors de la seconde passation, ils étaient 63 % à utiliser Internet pour le loisir ( $n = 93$ ) dont 69,9 % sur les sites de communication ( $n = 102$ ), 12,3 % sur les sites d'informations ( $n = 18$ ), 8,2 % sur d'autres sites ( $n = 12$ ), 5,5 % sur les sites de jeux vidéo ( $n = 8$ ), et enfin 4,1 % sur les sites d'achats ( $n = 6$ ). Les résultats des analyses descriptives des trois échelles utilisées (OCS, IAT, CES-D-10) sont présentés dans le **Tableau 1**.

### 3.2. Validité de construit

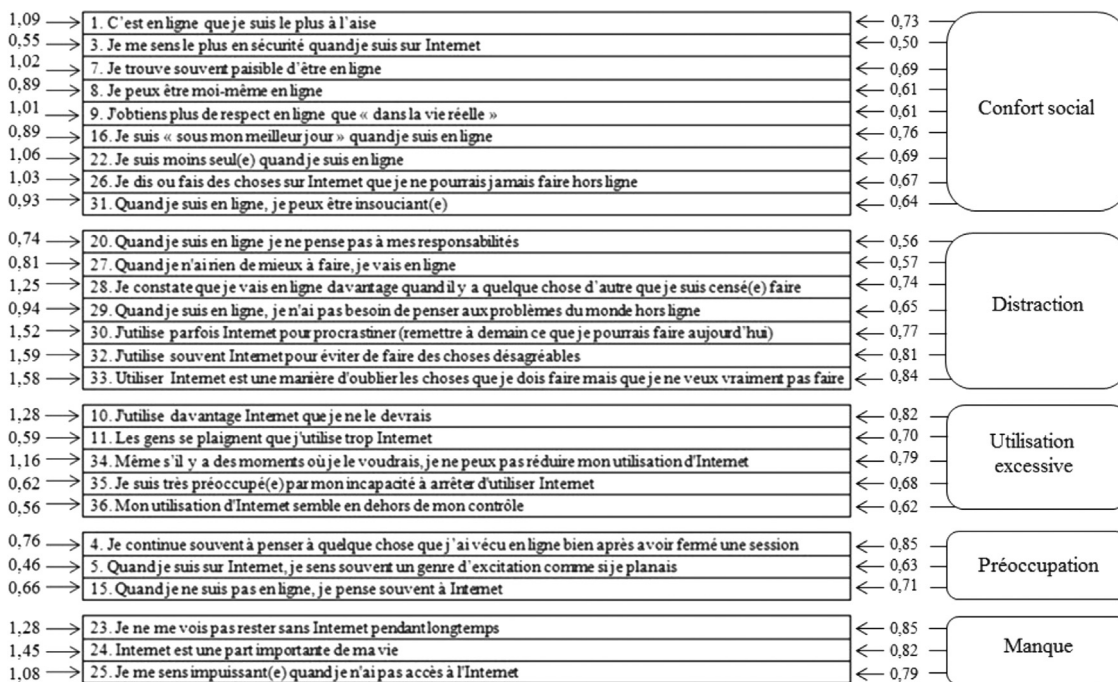
L'analyse confirmatoire a montré que les paramètres d'ajustements de la structure à quatre facteurs (45,6 % de variance expliquée) n'étaient pas satisfaisants ( $X^2/dl$  (1244,34/588) = 2,11,  $p < 0,000$ , GFI = 0,67, CFI = 0,67, RMR = 0,09, RMSEA = 0,08). L'analyse exploratoire a révélé dix facteurs avec des valeurs propres supérieures à 1,0, et l'inspection de la courbe des valeurs propres suggérait des solutions à un, quatre ou cinq facteurs. Les items de la solution à quatre facteurs avec une faible saturation factorielle ( $< 0,45$ ) ont été supprimés : items 2, 5, 15,19, 21 et 36. Une nouvelle CFA a permis de rendre compte de paramètres d'ajustement similaires ( $X^2/dl$  (816,42/399) = 2,04,  $p < 0,000$ , GFI = 0,73, CFI = 0,74, RMR = 0,1, RMSEA = 0,08).

Le critère d'Akaike, permettant de retenir la meilleure solution, apparaît comme légèrement meilleur dans ce nouveau modèle (6,40 contre 9,46).

**Tableau 1**  
Analyse descriptive des échelles.

Échelles	n = 146				
	M	DS	Var	Min	Max
CES-D	9,44	5,38	28,95	0,00	29,00
CES-D T2	9,26	6,15	37,88	0,00	28,00
IAT	32,81	8,44	71,25	20,00	66,00
IAT T2	30,69	8,31	69,11	20,00	64,00
OCS	83,34	26,30	691,70	36,00	165,00
OCS T2	79,14	29,74	884,93	36,00	194,00
OCS 27 items	64,66	22,23	494,57	27,00	128,00
OCS 27 items T2	61,31	24,48	599,50	27,00	144,00

T2 : seconde passation ; M : moyenne ; DS : déviation standard ; Var : variance ; Min : minimum ; Max : maximum.



Les paramètres estimés pour chaque item sont tous significatifs au niveau 0,000 ; toutes les corrélations entre les items et les facteurs sont significatives au niveau 0,01.

Fig. 1. Modèles à 5 facteurs.

Les paramètres d'ajustement du modèle à 5 facteurs et 31 items (49,9 % de la variance expliquée) n'étaient pas satisfaisants ( $X^2/dl$  (1244,34/588) = 2,11,  $p < 0,000$ , GFI = 0,75, CFI = 0,79, RMR = 0,08, RMSEA = 0,06). Une nouvelle CFA a été réalisée en retirant les items avec une faible saturation factorielle (items 2, 18, 19, 21). Ce modèle apparaissant comme plus satisfaisant ( $X^2/dl$  (582,80/314) = 1,85,  $p < 0,000$ , GFI = 0,78, CFI = 0,82, RMR = 0,08, RMSEA = 0,06) et le critère d'Akaike était meilleur dans ce modèle à 27 items, comparé à celui à 31 items (4,80 contre 6,32). Les corrélations entre les cinq facteurs étaient toutes significatives (de 0,38 à 0,59,  $p < 0,000$ ) mais faibles entre les facteurs 2 et 4 et les facteurs 2 et 5 (0,25 et 0,26,  $p < 0,05$ ).

Ce modèle à cinq facteurs expliquant 56,4 % de la variance a été retenu, il est présenté en Fig. 1. Le premier facteur (valeur propre = 7,55, 27,9 % de la variance expliquée) était composé des items 1, 3, 7, 8, 9, 16, 26, 31 mesurant le Confort social et de l'item 22 mesurant la Solitude/Dépression. Le deuxième facteur (items 20, 27, 28, 29, 30, 32, 33) était composé de l'ensemble des items de la dimension Distraction (Eigen value = 2,57, 9,53 % de la variance expliquée). Ces deux facteurs Confort Social et Distraction correspondent aux sous-dimensions originelles. Le troisième facteur (10, 11, 34, 35, 36) était composé de quatre items de l'Impulsivité et d'un item Solitude/Dépression (Eigen value = 2,17, 8,04 % de la variance expliquée). Le quatrième facteur (4, 5, 15) regroupait des items de la dimension Impulsivité (Eigen value = 1,59, 5,91 % de la variance expliquée), et le cinquième facteur (23, 24, 25) des items de la dimension Solitude/Dépression (Eigen value = 1,33, 4,95 % de la variance expliquée). Le troisième et le quatrième facteur, composés d'items de l'Impulsivité, distinguaient d'une part, l'utilisation excessive et le manque de contrôle de cette utilisation, et d'autre part, les préoccupations associées à Internet en dehors des périodes de connexion.

Ainsi, la sous-dimension Impulsivité semble évaluer différents aspects de la dépendance, que nous nommerons Utilisation

excessive pour le troisième facteur, et Préoccupation pour le quatrième. Le facteur composé d'items de la dimension Solitude/Dépression évaluait la place d'Internet dans la vie des participants, ainsi que l'impuissance associée à l'impossibilité de se connecter, nous le nommerons Manque.

### 3.3. Fiabilité

La consistance interne de l'OCS à 27 items était de  $\alpha = 0,89$  pour la première passation et de  $\alpha = 0,92$  pour la seconde. La corrélation moyenne inter-items (MIC) était de 0,24 lors de la première passation et de 0,32 lors de la seconde.

Au cours du temps 1, les cinq facteurs de l'OCS présentaient respectivement des coefficients de  $\alpha = 0,84$ ,  $\alpha = 0,83$ ,  $\alpha = 0,75$ ,  $\alpha = 0,53$  et  $\alpha = 0,76$ , et des corrélations moyennes inter-items comprises entre 0,35 et 0,52. Lors du temps 2, la consistance interne des facteurs était de  $\alpha = 0,87$ ,  $\alpha = 0,86$ ,  $\alpha = 0,78$ ,  $\alpha = 0,70$  et  $\alpha = 0,72$ , avec des MIC compris entre 0,32 et 0,49.

Le coefficient de corrélation test-retest entre les scores totaux de la première et de la seconde passation de l'OCS à 27 items était de  $r = 0,81$ ,  $p < 0,01$ . Les facteurs Confort social, Distraction, Utilisation excessive, Préoccupation et Manque obtenaient respectivement les coefficients suivants :  $r = 0,77$ ,  $r = 0,76$ ,  $r = 0,78$ ,  $r = 0,63$  et  $r = 0,67$ ,  $p < 0,01$ .

### 3.4. Validité concordante

Nous avons retrouvé une corrélation significative entre le score global de l'OCS et celui de la CES-D :  $r = 0,31$  pour la première passation et  $r = 0,28$  pour la seconde,  $p < 0,01$ . Seuls les trois premiers facteurs corrôlaient significativement avec les scores de la CES-D lors de la première passation ( $r = 0,29$ ,  $p < 0,01$  ;  $r = 0,27$  ;  $r = 0,17$ ,  $p < 0,05$ ). Au cours de la seconde passation, ces trois facteurs ainsi que le facteur Manque apparaissaient significatifs ( $r = 0,28$  ;  $r = 0,22$ ,  $p < 0,01$  ;  $r = 0,17$  ;  $r = 0,18$ ,  $p < 0,05$ ).



**Tableau 2**

Corrélations entre l'OCS à 27 items, ses facteurs et les autres variables au Temps 1 (T1) et au Temps 2 (T2).

	1	2	3	4	5	6	7	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	–																
2	0,82**	–															
3	0,79**	0,47**	–														
4	0,67**	0,36**	0,45**	–													
5	0,51**	0,41**	0,24**	0,26**	–												
6	0,60**	0,40**	0,26**	0,43**	0,33**	–											
7	0,73**	0,51**	0,56**	0,69**	0,42**	0,45**	–										
8	0,33**	0,17*	0,16*	0,43**	0,17*	0,37**	0,39**	–									
9	0,31**	0,29**	0,27**	0,18*	0,08	0,13	0,28**	0,02	–								
10	0,81**	0,66**	0,68**	0,58**	0,43**	0,38**	0,67**	0,26**	0,25**	–							
11	0,68**	0,77**	0,46**	0,34**	0,38**	0,22**	0,49**	0,13	0,24**	0,84**	–						
12	0,68**	0,43**	0,76**	0,50**	0,21**	0,26**	0,58**	0,24**	0,26**	0,81**	0,50**	–					
13	0,61**	0,38**	0,45**	0,78**	0,29**	0,30**	0,64**	0,32**	0,12	0,77**	0,52**	0,55**	–				
14	0,46**	0,36**	0,34**	0,27**	0,63**	0,17*	0,41**	0,08	0,05	0,64**	0,57**	0,29**	0,49**	–			
15	0,58**	0,40**	0,37**	0,37**	0,39**	0,67**	0,43**	0,23**	0,15	0,68**	0,48**	0,42**	0,47**	0,48**	–		
16	0,69**	0,50**	0,53**	0,68**	0,40**	0,37**	0,87**	0,34**	0,21*	0,74**	0,56**	0,60**	0,75**	0,47**	0,42**	–	
17	0,41**	0,26**	0,24**	0,47**	0,27**	0,36**	0,46**	0,71**	0,06	0,45**	0,33**	0,24**	0,47**	0,27**	0,36**	0,48**	–
18	0,29**	0,31**	0,21**	0,13	0,11	0,16*	0,31**	0,04	0,71**	0,29**	0,29**	0,23**	0,18*	0,11	0,20*	0,29**	0,12

1 : OCS ; 2 : confort social ; 3 : distraction ; 4 : utilisation excessive ; 5 : préoccupation ; 6 : manque ; 7 : IAT ; 8 : temps passé en ligne ; 9 : CES-D ; 10 : OCS T2 ; 11 : confort social T2 ; 12 : distraction T2 ; 13 : utilisation excessive T2 ; 14 : préoccupation T2 ; 15 : manque T2 ; 16 : IAT T2 ; 17 : temps passé en ligne T2 ; 18 : CES-D T2. \*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ .

### 3.5. Validité convergente

Les coefficients de corrélation rapportés entre l'OCS et l'IAT étaient de  $r = 0,73$  pour le Temps 1 et  $r = 0,74$  pour le Temps 2,  $p < 0,01$ . Au cours des deux passations, les cinq facteurs de l'OCS corrôlaient significativement avec le score global de l'IAT. L'ensemble de ces corrôlations entre l'IAT, l'OCS et ses sous-dimensions sont détaillés dans le [Tableau 2](#).

Lors de la première passation, le temps passé en ligne était significativement corrôlé avec le score global de l'OCS  $r = 0,34$ ,  $p < 0,01$  et ses cinq facteurs Confort social, Distraction, Utilisation excessive, Préoccupation et Manque obtenant respectivement :  $r = 0,18$  ( $p < 0,05$ ),  $r = 0,18$  ( $p < 0,05$ ),  $r = 0,43$  ( $p < 0,01$ ),  $r = 0,18$  ( $p < 0,05$ ) et  $r = 0,37$  ( $p < 0,01$ ). Tout comme pour la passation suivante où le temps passé en ligne était corrôlé avec le score global de l'OCS  $r = 0,45$ ,  $p < 0,01$  et ses facteurs :  $r = 0,33$ ,  $r = 0,33$ ,  $r = 0,47$ ,  $r = 0,28$  et  $r = 0,36$ ,  $p < 0,01$ . Une analyse de régression multiple au Temps 1 a montré que les facteurs Utilisation excessive ( $\beta = 0,360$  ;  $p < 0,000$ ) et Manque ( $\beta = 0,232$  ;  $p < 0,05$ ) étaient des prédicteurs significatifs du temps passé en ligne. Au Temps 2, seul le facteur Utilisation excessive ( $\beta = 0,350$  ;  $p < 0,001$ ) était significatif.

## 4. Discussion

L'objectif de cette étude était d'évaluer les qualités psychométriques de la version française de l'Online Cognition Scale dans un échantillon d'étudiants français, en évaluant sa fiabilité, ses validités concordante, convergente et de construit. Comme dans d'autres recherches [20,37], les analyses factorielles ne confirmaient pas le modèle à quatre facteurs [13]. De meilleurs paramètres d'ajustement sont apparus dans la solution à cinq facteurs. Les deux premiers facteurs semblaient correspondre aux sous-dimensions Confort Social et Distraction proposées par Davis et al. (2002). Le troisième et le quatrième facteur étaient principalement composés d'items de la dimension Impulsivité, évaluant différents aspects associés à la dépendance, comme l'ont également souligné Jia et Jia (2009), et au jeu pathologique (utilisation excessive et préoccupations). Tout comme la dimension Solitude/Dépression, qui dans notre étude (3 items restants) n'obtenait aucun ou un faible lien significatif avec la CES-D-10 et semblait évaluer le phénomène de manque. Ces résultats semblent remettre en cause la validité de construit de cet outil à 36 items,

comme l'ont mentionné d'autres auteurs [9,20]. Comme cela a déjà été suggéré, aucun consensus n'existe à propos des dimensions qui constituent l'addiction à Internet [1].

La consistance interne de l'échelle était élevée pour les deux passations, un résultat qui rejoint ceux des précédentes études de validation avec des coefficients de Cronbach situés entre 0,91 et 0,94 [13,27,28,30,37]. Les corrôlations moyennes inter-items de la version à 27 items apparaissaient également comme satisfaisantes mais plus faibles que celles retrouvées précédemment [13]. La fiabilité test-retest de l'OCS était bonne, également plus faible que dans les études précédentes [27,30], et satisfaisante pour les sous-facteurs, hormis les facteurs Préoccupation et Manque. Les validités convergentes et concordantes apparaissent comme satisfaisantes. Un lien significatif a été retrouvé entre les scores de la CES-D-10 et ceux de l'OCS, ainsi qu'avec la majorité des facteurs de l'OCS. Ces corrôlations sont similaires à celles retrouvées dans l'étude originelle, où elles varient entre  $r = 0,15$  et  $r = 0,30$  [13]. Les coefficients de corrélation entre l'OCS et ses sous-dimensions étaient au minimum satisfaisants et démontraient une bonne validité discriminante, contrairement aux résultats obtenus par Jia et Jia (2009). Les résultats corrôlationnels obtenus entre l'IAT, le temps passé en ligne, l'OCS et ses facteurs, ainsi que les résultats de la régression entre les facteurs de l'OCS et le temps passé en ligne mettent en avant la bonne validité convergente de cette échelle, et rejoignent les résultats de Davis et al. (2002).

Certaines limites peuvent être signalées concernant principalement le manque de représentativité et d'homogénéité de notre échantillon ainsi que sa taille relativement faible, avec un sex-ratio similaire à d'autres études sur l'OCS [28] alors que l'addiction à Internet pourrait toucher plus fréquemment les hommes, notamment chez les étudiants [15].

L'utilisation d'Internet ne représente qu'un biais modéré [6], particulièrement étant donné les objectifs de l'étude qui concernent un échantillon d'internautes [7]. Cette recherche met en avant les propriétés correctes de l'OCS et son utilité au sein d'un échantillon d'étudiants français, et suggère comme d'autres études, de réduire le nombre d'items de cette échelle [20,28]. Toutefois, des recherches complémentaires devraient être menées afin de confirmer ou d'infirmer nos résultats, en testant le modèle cognitivo-comportemental proposé avec des analyses statistiques plus poussées, notamment sur un échantillon plus important et hétérogène.

## Déclaration de liens d'intérêts

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

## Références

- [1] Aboujaoude E. Problematic internet use: an overview. *World Psychiatry* 2010;9:85–90.
- [2] American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4th Edition). Washington DC, USA: American Psychiatric Association; 1994.
- [3] Andresen EM, Malmgren JA, Carter WB, et al. Screening for depression in well older adults: evaluation of a short form of the CES-D (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale). *Am J Prev Med* 1994;10:77–84.
- [4] Beard KW, Wolf EM. Modification in the proposed diagnostic criteria for Internet addiction. *Cyber Psychology Behav* 2001;4:377–83.
- [5] Briggs SR, Cheek JM. The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *J Personal Disord* 1986;54:106–48.
- [6] Brock RL, Barry RA, Lawrence E, et al. Internet administration of paper-and-pencil questionnaires used in couple research: assessing psychometric equivalence. *Assessment* 2012;19:226–42. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191110382850>.
- [7] Byun S, Ruffini C, Mills JE, et al. Internet addiction: metasynthesis of 1996–2006 quantitative research. *Cyber Psychology Behav* 2009;12:203–4. <http://dx.doi.org/10.1089/cpb.2008.0102>.
- [8] Caplan SE. Problematic Internet use and psychosocial well-being: development of a theory-based cognitive-behavioral measure. *Comput Human Behav* 2002;18:533–75.
- [9] Cartierre N, Coulon N, Demerval R. Validation d'une version courte en langue française pour adolescents de la Compulsive Internet Use Scale. *Neuropsychiatr Enfanc Adolescenc* 2011;59:415–9.
- [10] Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika* 1951;16:297–334.
- [11] Czincz J, Hechanova R. Internet addiction: debating the diagnosis. *J Tech Hum Serv* 2009;27:257–72. <http://dx.doi.org/10.1080/15228830903329815>.
- [12] Davis RA. A cognitive-behavioral model of Pathological Internet Use (PIU). *Comput Human Behav* 2001;17:187–95.
- [13] Davis RA, Flett GL, Besser A. Validation of a new swale for measuring problematic internet use: implications for pre-employment screening. *Cyberpsychol Behav* 2002;5:331–45.
- [14] Demetrovics Z, Szeredi B, Rozsa S. The three-factor model of Internet addiction: the development of the problematic internet use questionnaire. *Behav Res Methods* 2008;40:563–74.
- [15] Frangos CC, Frangos CC, Kiohos A. Internet addiction among Greek university students: demographic associations with the phenomenon, using the Greek version of Young's Internet Addiction Test. *Int J Economic Sci Appl Res* 2010;3:49–74.
- [16] Fu KW, Chan WS, Wong PW, et al. Internet addiction: prevalence, discriminant validity and correlates among adolescents in Hong Kong. *Br J Psychiatry* 2010;196:486–92.
- [17] Fuhrer R, Rouillon F. La version française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'auto-évaluation. *Psychiatr Psychobiol* 1989;4:163–6.
- [18] Grant JE, Potenza MN, Weinstein A, et al. Introduction to behavioral addictions. *Am J Drug Alcohol Abuse* 2010;36:233–41.
- [19] Internet World Stats. Internet usage and world population statistics. European Union: top 10 Internet countries December 31 2013; 2014 [<http://www.internetworldstats.com/stats9.htm>].
- [20] Jia R, Jia HH. Factorial validity of problematic Internet use scales. *Comput Hum Behav* 2009;25:1335–42.
- [21] Khazaaal Y, Biliieux J, Thorens G, et al. French validation of the Internet Addiction Test. *Cyberpsychol Behav* 2008;11:703–6.
- [22] Kern L, Acier D. Adaptation française de l'échelle Problematic Internet Use Questionnaire. *Evol Psychiatr* 2012;78:357–71.
- [23] Laconi S, Rodgers RF, Chabrol H. The measurement of Internet addiction: a critical review of existing scales and their psychometric properties. *Comput Hum Behav* 2014;41:190–202. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2014.09.026>.
- [24] Lei L, Yang Y. The development and validation of adolescent pathological Internet use scale. *Acta Psychol Sinica* 2007;39:688–96.
- [25] Meerkerk GJ, Van Den Eijnden RJJM, Vermulst AA, et al. The Compulsive Internet Use Scale (CIUS): some psychometric properties. *Cyberpsychol Behav* 2009;12:1–6.
- [26] Osada H. Internet addiction in Japanese college students: is Japanese version of Internet Addiction Test (JIAT) useful as a screening tool? *Bull Senshu University School Hum Sci* 2013;3:71–80.
- [27] Özcan NK. The relation between Internet use and psychosocial conditioning in the university students. (Unpublished Ph.D. Thesis). Turkey: Institute of Health Sciences University of Istanbul; 2004.
- [28] Özcan NK, Buzlu S. An assistive tool in determining problematic Internet use: validity and reliability of the "Online Cognition Scale" in a Sample of University Students. *J Dependence* 2005;6:19–26.
- [29] Pezoa-Jares RE, Espinoza-Luna IL, Vasquez-Medina JA. Internet addiction: a review. *J Addict Res Ther* 2012;S6. <http://dx.doi.org/10.4172/2155-6105.S6-004> [004].
- [30] Song J, Yang FC. The usage of Online Cognition Scale in 538 medical undergraduates. *Chin Ment Health J* 2007;21:526–30 [Abstract].
- [31] Spada MM. An overview of problematic Internet use. *Addict Behav* 2014;39:3–6. <http://dx.doi.org/10.1016/j.addbeh.2013.09.007>.
- [32] Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics, 4th ed, Boston MA, USA: Allyn and Bacon; 2001.
- [33] Thompson B. Ten commandments of structural equation modeling. In: Grimm LG, Yarnold PR, editors. Reading and understanding multivariate statistics. Washington DC, USA: American Psychological Association; 2000. p. 261–83.
- [34] Wallace BE, Masiak J. A review of Internet addiction with regards to assessment method design and the limited parameters examined. *Curr Probl Psychiatry* 2011;12:558–61.
- [35] Weinstein A, Lejoyeux M. Internet addiction or excessive Internet use. *Am J Drug Alcohol Abuse* 2010;36:277–83.
- [36] Young KS. Caught in the Net: how to recognize the signs of Internet addiction and a winning strategy for recovery. New York NY, USA: John Wiley & Sons, Inc; 1998.
- [37] Zec G. Faktorska struktura instrumenta Online Cognition Scale I predvidanje patoloskog koristenja internet. (Unpublished Ph.D. Thesis). Croatia: University of Zagreb, Department of Psychology; 2005.