

ÉLABORATION D'UN QUESTIONNAIRE PORTANT SUR L'USAGE PROBLÉMATIQUE DE FACEBOOK

DEVELOPMENT OF A QUESTIONNAIRE ON PROBLEMATIC USE OF FACEBOOK

Élyse Fréchette, Éric Frenette and Pierre Beaudoin

Volume 40, Number 3, 2019

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1067557ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1067557ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Revue québécoise de psychologie

ISSN

2560-6530 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Fréchette, É., Frenette, É. & Beaudoin, P. (2019). ÉLABORATION D'UN QUESTIONNAIRE PORTANT SUR L'USAGE PROBLÉMATIQUE DE FACEBOOK.

Revue québécoise de psychologie, 40(3), 241-265.

<https://doi.org/10.7202/1067557ar>

Article abstract

The study aims to develop a questionnaire on Problematic use of *Facebook* (PUF). Given the lack of studies in this field, a review of literature on the problematic Use of the Internet (adapted to *Facebook*) allowed to retain three dimensions (Loss of control, Neglect, Distraction). Following verification of the items by experts, a pretest was conducted (n=66 students in a university course). A total of 925 students/workers (from a Quebec University) responded to the final version of the questionnaire. Results support a model with three correlated factors. This questionnaire will contribute to the knowledge on PUF.

ÉLABORATION D'UN QUESTIONNAIRE PORTANT SUR L'USAGE PROBLÉMATIQUE DE FACEBOOK¹

DEVELOPMENT OF A QUESTIONNAIRE ON PROBLEMATIC USE OF FACEBOOK

Élyse Fréchette²
Université Laval

Éric Frenette
Université Laval

Pierre Beaudoin
Université Laval

INTRODUCTION

Selon l'Institut de la statistique du Québec (ISQ, 2013), le taux d'informatisation (utilisation d'un ordinateur) des ménages canadiens se situait à 20 % en 1992, alors que ce taux s'élevait à 84,5 % en 2011. Au Québec, ce taux d'informatisation des ménages se situait à 15,5 % en 1992, alors qu'il s'élevait à 80 % en 2011. En 2000, le taux d'utilisateurs réguliers d'Internet (au moins une fois par semaine) au Québec se situait à 40 %, alors qu'en 2010, ce taux atteignait 75 % (Centre facilitant la recherche et l'innovation dans les organisations; CEFRIO, 2010). Selon une autre étude réalisée par le CEFRIO en 2011, les Québécois consacraient en moyenne 8,3 heures par semaine sur Internet à la maison. La moyenne d'heures par semaine sur le lieu de travail ou d'études, quant à elle, s'élevait à 6,5 heures et à 1,5 heure sur un cellulaire (CEFRIO, 2011).

L'Internet est utilisé pour diverses raisons, telles que le travail, les études, le divertissement en ligne, la recherche d'informations, le commerce électronique, les services bancaires, l'utilisation des médias sociaux, etc. (CEFRIO, 2010). Parmi ces raisons, l'utilisation des médias sociaux est de plus en plus populaire chez les internautes québécois. De fait, 85 % des internautes québécois ont réalisé au moins une activité sur les médias sociaux en 2014 (CEFRIO, 2014). Un peu plus de la moitié des adultes québécois entretiennent un profil ou interagissent avec d'autres utilisateurs (CEFRIO, 2011). La connexion quotidienne à leur compte est l'activité la plus populaire sur les médias sociaux pour 52,3 % des adultes québécois (CEFRIO, 2014). Les médias sociaux jouent un rôle particulièrement important pour obtenir de l'information, communiquer avec ses proches, etc. (CEFRIO, 2012). Selon une publication plus récente du CEFRIO (2014), 69,8 % des utilisateurs des médias sociaux suivent au moins un organisme, une entreprise ou une personnalité. De plus, les

1. Le présent article est tiré du mémoire de la première auteure.
2. Adresse de correspondance : Université Laval, Pavillon des sciences de l'éducation, 2320, rue des Bibliothèques, bureau 370, Québec (Québec) G1V 0A6. Téléphone : 418-656-2131, poste 3049. Courriel : Elyse.Frechette.1@ulaval.ca

utilisateurs de 18 à 24 ans (64,1 %) considèrent plus les avis et les recommandations obtenus sur les médias sociaux pour leurs achats que les utilisateurs plus âgés (ibid).

Il existe divers types de médias sociaux référant à différentes cultures. Comme le mentionnent Boyd et Ellison (2008), la plupart de ces sites servent à maintenir les réseaux sociaux déjà existants dans la vraie vie, d'autres sites servent à attirer des gens présentant des intérêts communs, des opinions politiques, des activités sportives, etc. Des médias sociaux s'adressent à des publics divers (p. ex., *Facebook*, *Google +*, etc.), alors que d'autres essaient d'attirer des membres en fonction d'intérêts communs, tels la musique (*MySpace*), la photographie (*Instagram*), le partage d'information rapide (*Twitter*), etc.

En 2012, un sondage réalisé par Kelly Services auprès de 30 pays, dont le Canada (n = 8 000) et les États-Unis (n = 23 000), s'est intéressé à l'utilisation des médias sociaux au travail à des fins personnelles. Selon cette étude, 53 % des répondants en Amérique du Nord (Canada et États-Unis) affirment que l'utilisation des médias sociaux au travail a des impacts négatifs sur leur productivité. Une étude réalisée au Québec par Hebdos Québec et Léger Marketing, rapportée par Paquette en 2013, indique que pour 47 % des Québécois, l'usage des médias sociaux modifie de façon négative les rapports entre les gens (p. ex. un souper où les personnes consultent leur compte Facebook, plutôt que d'interagir entre eux), alors que 30 % des Québécois mentionnent des modifications positives dans les rapports.

Bien que divers types de médias sociaux existent, celui qui sera pris en considération pour cette étude est *Facebook*. Ce site est de loin le plus populaire dans le monde. Selon *eBiz The eBusiness* (2014), *Facebook* est, de loin, le média social le plus populaire, avec plus d'un milliard d'utilisateurs actifs mensuellement à la fin décembre 2012. À la fin décembre 2013, *Facebook* comptait en moyenne 757 millions d'utilisateurs actifs quotidiennement, et 1,23 milliard d'utilisateurs actifs mensuellement (*Facebook*, 2014). Au Québec, *Facebook* est le média social en tête de popularité à 70,9 %, et 49 % se connectent à leur compte chaque jour (CEFRIQ, 2014). *Facebook* permet de clavarder avec son entourage, de partager des photos, des vidéos, de l'information, etc.

Facebook fait partie des réseaux sociaux dont la caractéristique principale est de créer un profil personnel en ligne, permettant d'être relié à plusieurs autres membres (Boyd et Ellison, 2008). Le profil de l'utilisateur devient alors disponible aux autres membres du même réseau, compte tenu du degré de confidentialité déterminé par lui-même (Ouellet, Beaudoin et Lachance, 2013). Les utilisateurs peuvent donc interagir de

diverses façons. Ce site permet de créer un profil, de créer un réseau de contacts, de partager des informations ainsi que d'obtenir de l'information.

Considérant que l'usage des réseaux sociaux a pris une importance considérable dans la vie des générations actuelles, que les générations futures seront plus enclines à en faire l'utilisation et que ce phénomène est peu étudié malgré sa popularité, il importe d'évaluer l'usage que les gens font des réseaux sociaux, plus précisément de *Facebook*. Bien que *Facebook* soit un outil intéressant pour plusieurs, il semble que des personnes s'inquiètent de l'intérêt et de l'usage possiblement démesuré que des gens accordent à ce réseau social. Étant donné que *Facebook* est un média social présent sur Internet, il est possible de tracer des similarités avec l'usage problématique d'Internet. Comme le distinguent bien Yellowlees et Marks (2007), deux camps se sont formés dans le cadre de la recherche sur Internet : usage problématique et addiction. Selon eux, l'addiction est ou devrait être établie comme un trouble psychiatrique créé par la dépendance à certains aspects stimulants de l'utilisation d'Internet. Le développement de la recherche sur l'addiction à Facebook s'est accru (Ryan, Chester, Reece et Xenos, 2014), cependant celui sur l'usage problématique a moins retenu l'attention. Par exemple, le concept de FOMO (*Fear of missing out*; la peur de manquer quelque chose) pourrait être lié à ce type d'usage démesuré. Le FOMO pourrait être défini comme étant le sentiment qu'une personne ressent lorsque d'autres ont des expériences dans lesquelles elle est absente (Sergeier, 2014). Ce concept est caractérisé par le désir de rester continuellement connecté avec ce que les autres font. L'usage problématique de *Facebook* pourrait être lié à la peur de manquer ce qui se passe sur le site.

À la connaissance des auteurs, aucun questionnaire en français ne permet d'évaluer l'usage problématique de *Facebook* (UPF). La présente recherche consiste à élaborer un questionnaire portant sur l'UPF. Pour ce faire, la méthodologie proposée par Dussault, Valois et Frenette (2007), inspirée de DeVellis (2003), pour l'élaboration d'un questionnaire sera retenue. Cette méthodologie permet de prendre en considération les cinq sources de validité présentées par Messick : contenu, processus de réponse, structure interne, liens avec d'autres variables et conséquence (1995; dans Downing, 2003). Étant donné le peu de recherches sur *Facebook*, cette étude s'inspire de cadres théoriques développés dans le cadre de l'usage problématique d'Internet (UPI).

CADRE DE RÉFÉRENCE

Selon Kaplan et Haenlein (2010), un média social est un ensemble d'activités sur Internet, construit à partir de l'idéologie et des fondements technologiques du Web 2.0 et permettant aussi la création et l'échange du

User Generated Content (contenu généré par les utilisateurs; UGC). Le Web 2.0 est une plate-forme sur laquelle le contenu ainsi que les applications sont continuellement modifiés par tous les individus de façon collaborative et participative. Elle permet l'évolution du média social.

Il existe six catégories de médias sociaux, classées en fonction du degré d'exposition, du dévoilement de soi, du niveau de présence sociale et de la richesse du média : (1) les blogues, (2) les projets collaboratifs, (3) les sites de réseautage social, (4) les communautés axées sur le partage de contenu, (5) les mondes virtuels sociaux, et (6) les jeux virtuels en ligne (Kaplan et Haenlein, 2010). *Facebook* se classe dans la catégorie des réseaux sociaux, caractérisée par un niveau de présence sociale et de richesse du média de niveau moyen, et du degré d'exposition et de dévoilement de soi de niveau élevé (Tableau 1). *Facebook* permet la création d'un profil personnel en ligne qui est intégré à un réseau le liant à d'autres membres (Boyd et Ellison, 2008).

Selon Caplan (2002), l'utilisation problématique d'Internet (UPI) concerne « la description de comportements ainsi que de pensées associées à l'utilisation d'Internet, entraînant des conséquences négatives au point de vue personnel et professionnel pour l'utilisateur » [Traduction libre] (p. 556). Cette définition sera appliquée à *Facebook*. La définition de l'utilisation problématique de *Facebook* (UPF) concerne la description de comportements et de cognitions associés à l'usage de *Facebook* qui ont des conséquences négatives au point de vue personnel et professionnel de l'utilisateur. Cette définition inspirée de Davis (2001) comporte un volet basé sur les connaissances (cognitif) et un sur les comportements.

Parmi les 53 dimensions recensées dans la littérature en lien avec l'UPI (usage problématique, addiction, dépendance, usage pathologique, etc.), trois font consensus et seront retenus dans la présente recherche : Négligence (*Neglect*; Demetrovics, Szeredi et Rozsa, 2008; Kelley et Gruber, 2010), Perte de contrôle (*Loss of control*; Davis, Flett et Besser, 2002; Widyanto, Griffiths et Brunnsden, 2011) et Distraction (*Distraction*; Davis *et al.*, 2002; Jia et Jia, 2009). Les autres dimensions n'ont pas été retenues, soit parce qu'elles représentaient des similarités ou parce qu'elles étaient redondantes : *Withdrawal* (Caplan, 2002; Griffiths, 2000; Lin et Tsai, 2002; Young, 1998), *Mood modification* (Caplan, 2002, 2010; Griffiths, 2000; Widyanto, *et al.*, 2011), *Compulsive use* (Caplan, 2002, 2010; Lin et Tsai, 2002), *Negative Outcomes* (Caplan, 2002, 2010), *Excessive Time Online* (Caplan, 2002), *Salience* (Griffiths, 2000), *Diminished impulse control* (Davis *et al.*, 2002), *Interpersonnal Information research* (Mahatanankoon, Anandarajan et Igbaria, 2004), *Obsession* (Demetrovics *et al.*, 2008), *Control disorder* (Demetrovics *et al.*, 2008),

Tableau 1

Classification des médias sociaux par rapport à la présence sociale/la richesse du média et du degré d'exposition/dévoilement de soi

| | | Présence sociale/richeesse du média | | |
|--|--------|---|--|---|
| | | Faible | Moyenne | Forte |
| Degré d'exposition et dévoilement de soi | Fort | Blogues | Réseaux sociaux p. ex., <i>Facebook</i> | Mondes sociaux virtuels p. ex., <i>Second Life</i> |
| | Faible | Projets collaboratifs p. ex., <i>Wikipédia</i> | Communautés de contenu p. ex., <i>YouTube</i> | Jeux du monde virtuel p. ex., <i>World of Warcraft</i> |

Note. Tableau adapté de *Users of the world, unite! The challenges and opportunities of social media*, de Kaplan et Haenlein (2010).

Dependency (Jia et Jia, 2009), *Deficient Self-Regulation* (Caplan, 2010), *Cognitive Preoccupation* (Caplan, 2010), *Negative effects* (Widyanto et al., 2011), *Cyberloafing activities* (Van Doom, 2011) et *Cyberloafing behaviors* (Van Doom, 2011).

La définition de la dimension *Négligence* concernant le volet comportemental est tirée essentiellement de la dimension *Neglect* de Demetrovics et al. (2008) : « *The substance of these items was to neglect everyday activities and essential needs. Items about the decreasing importance of household chores, work, studies, eating, partner relations, and other activities amount of Internet use were included* » (p. 565). Cette définition est adaptée au contexte de *Facebook* : les personnes qui ont tendance à négliger les activités quotidiennes et leurs besoins essentiels, incluant une diminution de l'importance accordée aux tâches ménagères, au travail, aux études, à l'alimentation, aux relations avec les pairs et autres activités afin de passer plus de temps sur *Facebook*.

La définition de la dimension *Perte de contrôle*, concernant le volet comportemental, est issue de plusieurs recherches. Davis et al. (2002) utilise le terme *Diminished impulse control* lorsque la personne a des pensées obsessionnelles à propos d'Internet et qu'elle est incapable de réduire son temps d'utilisation malgré le désir de le faire. Caplan (2002) utilise plutôt le terme *Excessive Time Online* lorsqu'une personne ressent le sentiment de passer un temps excessif en ligne ou qu'elle perçoit avoir perdu la notion du temps en étant sur Internet. Il utilise également le terme *Withdrawal* pour faire référence aux énoncés qui concernent la difficulté à rester éloigné d'Internet (Caplan, 2002). Finalement, Widyanto et al. (2011) utilisent le terme *Loss of control* pour indiquer qu'une personne n'a pas la satisfaction d'obtenir suffisamment d'information sur Internet, ou qu'elle remarque une diminution de la productivité au travail ou à l'école, etc. Ces définitions sont adaptées au contexte de *Facebook* sous le terme de la

Perte de contrôle concernant l'incapacité de réduire le temps d'utilisation de *Facebook*. La personne sent le besoin d'utiliser plus souvent et/ou plus longtemps *Facebook*. Elle pense régulièrement à se connecter sur *Facebook*.

La définition de la dimension *Distraction* concernant le volet cognitif est issue de la définition de Davis *et al.* (2002) : la personne utilise Internet en tant qu'activité d'évitement dans le but de se distraire d'un événement stressant, d'une tâche ou d'une multitude de pensées (p. ex. : pour ne pas penser à un examen). Cette définition est adaptée au contexte de *Facebook* : l'usage de *Facebook* est considéré comme une activité permettant d'en éviter une autre, ayant comme but de se distraire d'un événement stressant, d'une obligation ou encore d'une multitude de pensées.

MÉTHODOLOGIE

La présente étude repose sur l'élaboration d'un questionnaire portant sur l'usage problématique de *Facebook* à partir des sept étapes proposées par Dussault *et al.* (2007) et inspirées de DeVellis (2003). Ces étapes sont : (1) la détermination de l'objet de mesure à la lumière de la théorie sous-jacente; (2) la génération des énoncés; (3) la détermination de l'échelle de mesure; (4) la vérification de la clarté des énoncés du questionnaire auprès d'un échantillon d'experts; (5) le prétest des énoncés auprès d'un échantillon qui s'apparente à la population cible; (6) l'analyse d'items; et (7) la vérification de la validité de la structure factorielle du questionnaire. Les étapes 6 et 7 sont effectuées auprès de la population cible. Les étapes 1, 2 et 4 concernent les preuves de validité de contenu. L'étape 3, quant à elle, a trait aux preuves de validité liées au processus de réponse. Les étapes 4, 5 et 6 portent sur les sources de validité de la structure interne ainsi que les relations avec d'autres variables. Finalement, les preuves de validité de conséquence seront présentées dans la discussion. L'autorisation éthique a été obtenue à la suite d'une demande d'approbation du projet de recherche auprès du Comité d'éthique de la recherche en psychologie et en sciences de l'éducation de l'Université d'appartenance.

Détermination de l'objet de mesure

Lors de la première étape, une recherche de questionnaires portant sur l'usage problématique de *Facebook* a été faite. Ayant peu de résultats, une recherche de questionnaires portant sur l'usage problématique d'Internet (UPI) a ensuite été effectuée afin de vérifier si des énoncés existants sur l'UPI pouvaient être transférés au concept de l'usage problématique de *Facebook*. À la lumière de la recension, le questionnaire est inspiré de la théorie élaborée par Davis (2001), ainsi que des

questionnaires de Caplan (2002, 2003, 2010); Caplan et High Andrew (2006), Davis *et al.* (2002), Demetrovics *et al.* (2008), Jia et Jia (2009), Morahan-Martin et Schumacher (2000), Van Doom (2011). Trois dimensions ont été retenues : Négligence (*Neglect*; Demetrovics *et al.*, 2008), Perte de contrôle (*Loss of control*; Davis *et al.*, 2002) et Distraction (*Distraction*; Davis *et al.*, 2002).

Génération des énoncés

Lors de la deuxième étape, une version préliminaire du questionnaire de 39 énoncés est proposée par les chercheurs. Huit énoncés portent sur la dimension *Distraction*, 14 sur la dimension *Négligence* et 17 sur la dimension *Perte de contrôle*.

Détermination de l'échelle de mesure

À la troisième étape, comme preuve de validité du processus de réponse, il est décidé de retenir une échelle de type Likert offrant six choix de réponse (1= Totalement en désaccord, 6 = Totalement en accord) correspondant à celle la plus recensée.

Vérification de la clarté des énoncés auprès d'un échantillon d'experts

Lors de la quatrième étape afin d'obtenir une preuve de la validité de contenu, une première version a été assujettie à un premier groupe de trois experts (étudiants en administration et évaluation en éducation : un expert sur la mesure et évaluation, un expert sur les médias sociaux et un expert sur l'usage de *Facebook*). Dans un premier temps, ces derniers devaient évaluer la clarté de chacun des énoncés à l'aide d'une échelle en quatre points : (1) Très faible, (2) Faible, (3) Forte, (4) Excellente. Seuls les énoncés ayant été évalués « fort » ou « excellent » ont été conservés. Les experts ont suggéré soit une nouvelle formulation, soit de nouveaux énoncés. Dans un deuxième temps, les experts devaient associer chaque énoncé à l'une ou l'autre des trois dimensions proposées. L'indice d'accord inter-juges (Fleiss, 1971) est considéré satisfaisant (Kappa = 0,66) selon les critères de Landis et Koch (1977). À la suite des modifications proposées par le premier groupe d'experts, la version préliminaire a été assujettie à un second groupe de trois experts (deux professeurs spécialisés en mesure et évaluation et une étudiante en mesure et évaluation spécialisée en UPF). Ces experts devaient aussi évaluer la clarté des énoncés. Après le retrait des énoncés ambigus et l'ajout d'énoncés à la suggestion de deux groupes d'experts, le questionnaire était composé de 42 énoncés, dont huit pour la dimension *Distraction*, 19 pour la dimension *Perte de contrôle* et 15 pour la dimension *Négligence*.

Prétest

Pour la cinquième étape, comme preuve de validité de la structure interne et relation avec d'autres variables (corrélations convergentes/divergentes entre les items), un professeur, enseignant dans une université québécoise, a été approché pour le prétest. La deuxième version a été remplie par 66 étudiants : Internet = 23 et papier = 43, homme = 21, femme = 39; 6 sans réponse; âgés de 18 à 24 ans (56), 25 à 34 ans (4) et six ne l'ont pas indiqué. Ces derniers présentent les caractéristiques qui s'apparentent à celles de la population cible, comme le suggère DeVellis (2003, 2012). Quatre analyses d'items ont été effectuées au prétest : corrélations inter-items (corrélations convergentes/divergentes entre les items), corrélation item-total (structure interne), ajustement des énoncés au modèle de Rasch (*Rating Scale Model*; structure interne) et niveau de consistance interne (alpha de Cronbach; structure interne).

L'analyse des corrélations inter-items a permis de retirer cinq énoncés soit parce que leurs corrélations avec les énoncés qui appartenaient au même facteur étaient trop faibles ($r < 0,20$), soit parce qu'ils présentaient une corrélation trop forte avec des énoncés d'un autre facteur ($r > 0,60$; Dussault *et al.*, 2007). Pour chaque dimension, tous les énoncés présentent un bon indice de discrimination ($r_{\text{item-total}} > 0,30$; Crocker et Algina, 1986).

Le modèle de Rasch est une méthode utile pour analyser la qualité des énoncés d'un questionnaire. Il permet d'évaluer l'unidimensionnalité des échelles et d'identifier les énoncés ne s'ajustant pas au modèle. Les analyses sont effectuées par dimension à l'aide du *Rating Scale Model* (Andrich, 1988; Wright et Master, 1982) à partir du logiciel WINSTEPS (Version 3.81; Linacre et Wright, 1999). Le logiciel estime le niveau d'habileté, le niveau de difficulté des énoncés et leur ajustement au modèle de Rasch. Deux indices d'ajustement sont retenus : *infit* et *outfit* (Linacre, 2002; Wright et Masters, 1982). Ces deux statistiques sont utilisées pour évaluer l'ajustement des items et des personnes aux prescriptions du modèle (Penta, Arnould et Decruynaere, 2005). La statistique *infit* dénote les différences résiduelles des carrés moyens pondérés entre les scores observés et attendus. La statistique *outfit*, qui est plus sensible aux réponses extrêmes, est utilisée comme référence additionnelle. Elle représente les différences des carrés moyens (non pondérés). Les statistiques *infit* et *outfit* qui présentent des valeurs près de 1 sont considérées satisfaisantes, et les valeurs comprises entre 0,5 et 1,5 sont considérées comme productive à la mesure (Linacre, 2002). Plusieurs auteurs justifient l'utilisation du modèle de Rasch avec de petits échantillons (Linacre, 2002; Lord, 1983 cité dans Loye et Barroso Da Costa, 2013). De fait, lorsque le but d'une étude est de dresser un portrait global de données exploratoires, le modèle de Rasch peut être utilisé afin

de nuancer les résultats (Andrich, 2013 cité dans Loye et Barroso Da Costa, 2013).

L'analyse selon le modèle de Rasch a permis de retirer trois énoncés puisque les *infit* et les *outfit* se situaient soit en deçà de 0,5, soit au-dessus de 1,5. Conséquemment, la troisième version du questionnaire est composée de 35 énoncés. La dimension Distraction contient six énoncés (p. ex., « Lorsque je vais sur *Facebook*, je ne pense pas à mes responsabilités »). La dimension Perte de contrôle compte 18 énoncés (p. ex., « J'ai essayé de passer moins de temps sur *Facebook*, mais j'en ai été incapable »). Finalement, la dimension Négligence est mesurée avec 11 énoncés (p. ex., « À plusieurs reprises, je suis arrivé en retard à une rencontre, car j'étais sur *Facebook* »). Les trois dimensions du questionnaire présentent un bon niveau de consistance interne tel qu'évalué par le coefficient alpha de Cronbach : (a) Perte de contrôle ($\alpha = 0,92$), (b) Négligence ($\alpha = 0,90$), (c) Distraction ($\alpha = 0,80$).

L'analyse d'items et la vérification de la structure factorielle du questionnaire

Le questionnaire a été envoyé à une liste de courriel d'étudiants et d'employés d'une université québécoise et sur le groupe *Facebook* de cette dernière. Un total de 925 étudiants et employés (692 femmes, 204 hommes et 29 sans réponse) ont rempli le questionnaire. Le Tableau 2 présente les données descriptives des répondants qui ont répondu au questionnaire.

Les étapes 6 et 7 concernent les sources de validité de structure interne et les relations avec d'autres variables (corrélations convergentes/divergentes entre les items). Lors de l'étape 6, les quatre mêmes analyses d'items sont effectuées : corrélation inter-items (corrélations convergentes/divergentes entre les items), corrélation item-total (structure interne), l'ajustement des énoncés au modèle de Rasch (*Rating Scale Model*; structure interne) et le niveau de consistance interne (structure interne). Les critères retenus au prétest sont utilisés. Lors de l'étape 7, des analyses factorielles confirmatoires sont effectuées à l'aide de la version 6.2 du logiciel EQS (Bentler et Wu, 2006) pour éprouver la structure factorielle du questionnaire. À la lumière de la théorie, quatre modèles théoriques sont analysés pour identifier le meilleur d'entre eux (Byrne, 2006). Le premier modèle (M1) est unidimensionnel. Dans ce modèle, tous les énoncés sont expliqués par une seule dimension (UPF). Le second (M2) est représenté par trois facteurs corrélés. Dans ce cas, les dimensions Perte de contrôle, Négligence et Distraction sont corrélées ensemble pour expliquer l'UPF. Le troisième modèle (M3) est représenté par trois facteurs non corrélés. Finalement, le quatrième modèle (M4)

Usage problématique de Facebook

Tableau 2

Caractéristiques des répondants au questionnaire

| Caractéristiques | N | % |
|---|-----|------|
| Genre | | |
| Homme | 204 | 22,1 |
| Femme | 692 | 74,8 |
| Occupation | | |
| Aux études à temps plein | 495 | 53,5 |
| Aux études à temps partiel | 121 | 13,1 |
| N'est pas aux études | 273 | 29,5 |
| Travailleur à temps plein | 370 | 40,0 |
| Travailleur à temps partiel | 293 | 31,7 |
| Ne travaille pas | 223 | 24,1 |
| Âge | | |
| 18 à 24 ans | 330 | 35,7 |
| 25 à 34 ans | 356 | 38,5 |
| 35 à 44 ans | 129 | 13,9 |
| 45 à 54 ans | 42 | 4,5 |
| 55 à 64 ans | 29 | 3,1 |
| 65 ans et plus | 9 | 1,0 |
| Possède un compte Facebook depuis... | | |
| Moins d'un an | 10 | 1,1 |
| 1 an | 14 | 1,5 |
| 2 ans | 47 | 5,1 |
| 3 ans | 75 | 8,1 |
| 4 ans | 137 | 14,8 |
| 5 ans et plus | 613 | 66,3 |
| Nombre d'amis sur Facebook | | |
| Aucun ami | 3 | 3,0 |
| 1 à 100 amis | 191 | 20,6 |
| 101 à 250 amis | 301 | 32,5 |
| 251 à 500 amis | 293 | 31,7 |
| Plus de 500 amis | 93 | 10,1 |
| Ne sait pas | 15 | 1,6 |
| Fréquence de visite de Facebook | | |
| Moins d'une fois par semaine | 32 | 3,5 |
| Une fois par semaine | 35 | 3,8 |
| Une fois par jour | 141 | 15,2 |
| 2 à 5 fois par jour | 407 | 44,0 |
| 6 à 10 fois par jour | 173 | 18,7 |
| Plus de 10 fois par jour | 108 | 11,7 |
| Temps passé sur Facebook en moyenne à chaque connexion | | |
| Moins de 15 minutes | 537 | 58,1 |
| 15 à 30 minutes | 253 | 27,4 |
| 30 minutes à 1 heure | 85 | 9,2 |
| 2 à 3 heures | 13 | 1,4 |
| 4 à 5 heures | 1 | 0,1 |
| 5 heures et plus | 6 | 0,6 |

Tableau 3
Caractéristiques des répondants au questionnaire (suite)

| Caractéristiques | N | % |
|---|-----|------|
| Temps d'usage moyen de <i>Facebook</i> pour des activités reliées aux travail/études par semaine pour les 6 derniers mois | | |
| 1 à 2 heures | 299 | 32,3 |
| 3 à 4 heures | 149 | 16,1 |
| 5 à 6 heures | 75 | 8,1 |
| 7 à 8 heures | 33 | 3,6 |
| 9 heures ou plus | 76 | 8,2 |
| Jamais | 263 | 28,4 |

consiste en trois facteurs de premier ordre et un facteur de deuxième ordre. C'est le facteur de deuxième ordre (UPF) qui explique les trois autres dimensions de premier ordre, expliquant à leur tour les énoncés.

Plusieurs statistiques d'ajustement ont été utilisées afin d'estimer le meilleur modèle : la statistique du *Satorra-Bentler Scaled Chi-square* ($SB \chi^2$), le rapport du $SB \chi^2$ sur le nombre de degrés de liberté correspondant (χ^2/dl), l'indice d'adéquation non normé (*Non Normed Fit Index*, NNFI) proposé par Tucker et Lewis (1973), l'indice d'adéquation comparatif (*Comparative Fit Index*, CFI), la racine carré moyenne de l'estimation (*Root Mean Square Error of Approximation de Steiger*, 1990; RMSEA) ainsi que la version modifiée de l'AIC (*Consistent version of the AIC*, CAIC) proposée par Bozdogan (1987).

Le $SB \chi^2$ permet de tester s'il y a absence de relation entre des variables. Un $SB \chi^2$ non significatif indique que le modèle permet de représenter adéquatement les données de l'échantillon (Bentler, 1995). Un $SB \chi^2$ significatif indique que le modèle ne s'ajuste pas aux données. Cependant, la statistique du $SB \chi^2$ est fonction de la taille de l'échantillon (Bentler et Bonett, 1980; Marsh, Balla et McDonald, 1988) : plus la taille de l'échantillon augmente, plus la probabilité que la valeur d'un $SB \chi^2$ risque d'être statistiquement significative. Le rapport $SB \chi^2/dl$ permet de corriger ce problème (Hayduk, 1987). Une valeur inférieure à 5 signifie généralement que les données obtenues s'ajustent bien au modèle testé, alors qu'une valeur inférieure à 2 signifie un ajustement appréciable (Jöreskog et Sörbom, 1993). Les indices d'ajustement NNFI et CFI varient entre 0 et 1 et proviennent de la comparaison avec le modèle nul (modèle n'ayant aucun lien entre les variables). Un modèle présentant une valeur supérieure à 0,90 est jugé comme acceptable (Schumacker et Lomax, 1996), alors qu'un modèle présentant une valeur supérieure à 0,95 est considéré appréciable (Hu et Bentler, 1999, dans Tabachnick et Fidell, 2007). Pour le RMSEA, une valeur inférieure de 0,06 ou moins indique un bon ajustement au modèle relativement au nombre de degrés de liberté du

modèle (Hu et Bentler, 1999, dans Tabachnick et Fidell, 2007). Les valeurs plus élevées que 0,10 indiquent un mauvais ajustement au modèle (Browne et Cudeck, 1993, dans Tabachnick et Fidell, 2007). L'indice du CAIC est important, car il permet la comparaison des modèles. Il tient compte du degré d'ajustement du modèle ainsi que du nombre de degrés de liberté. Le modèle le plus approprié est celui qui a la plus petite valeur de CAIC (Bentler, 1995). La méthode d'estimation du maximum de vraisemblance (ML) avec la correction de Bentler (1995), l'option des variables catégorielles pour tenir compte de la nature des variables et l'option *Robust* sont utilisées pour les analyses.

RÉSULTATS

Un énoncé présente une corrélation trop faible ($r < 0,20$) avec ceux appartenant à sa dimension et deux autres énoncés avec une valeur trop élevée avec ceux des autres dimensions ($r > 0,60$). De plus, les énoncés présentent un bon indice de discrimination ($r_{\text{item-total}} > 0,30$; Crocker et Algina, 1986) en lien avec la dimension évaluée.

Le Tableau 3 présente les résultats obtenus lors de l'analyse de l'ajustement des énoncés au modèle de Rasch (*Rating Scale Model*). Quatre énoncés sont retirés des analyses subséquentes, car ils présentent des valeurs *Infit* et *Outfit* problématiques, dont trois (29, 30 et 35) pour la dimension Perte de contrôle et un (6) pour la dimension Négligence. Aucun énoncé n'était problématique pour la dimension Distraction. Les trois dimensions présentent un bon niveau de consistance interne tel qu'évalué par le coefficient alpha de Cronbach : (a) Perte de contrôle ($\alpha = 0,939$), (b) Négligence ($\alpha = 0,856$), (c) Distraction ($\alpha = 0,834$).

Le Tableau 4 présente les indices d'ajustement pour les quatre modèles testés. Le modèle M1 vérifie une structure unidimensionnelle. Le CFI (,969) et le NNFI (,967) respectent le critère d'un ajustement appréciable des données (,95). L'indice $SB\chi^2/dl$ (9,53) ne présente pas un bon ajustement du modèle aux données, car sa valeur est supérieure à 5. La valeur du RMSEA (,099) est proche de la valeur limite suggérée (,1). La valeur du CAIC est de 819,913. Le modèle M2 vérifie une structure à trois facteurs corrélés (Perte de contrôle, Négligence et Distraction). L'indice $SB\chi^2/dl$ (8,57) ne présente pas un bon ajustement du modèle aux données, car sa valeur est supérieure à 5. Le CFI (,973) et le NNFI (,971) respectent le critère (,95) d'un ajustement appréciable des données. La valeur du RMSEA (,093) est un résultat considéré comme acceptable (Hu et Bentler, 1999 dans Tabachnick et Fidell, 2007). La valeur du CAIC (371,553) est la plus faible des modèles testés.

Tableau 4

Résultats des analyses du modèle de Rasch, par dimension

| | Énoncés | Infit | Outfit | Indice de difficulté | Standard error |
|-----------------------------|---|-------|--------|----------------------|----------------|
| Dimension Perte de contrôle | | | | | |
| 1. | J'ai essayé de passer moins de temps sur <i>Facebook</i> , mais j'en ai été incapable. | 0,79 | 0,81 | -0,53 | 0,03 |
| 2. | Il m'arrive de continuer d'aller sur <i>Facebook</i> malgré mon intention de diminuer mes fréquences de visite. | 0,80 | 0,78 | -0,84 | 0,03 |
| 5. | Je devrais aller sur <i>Facebook</i> moins souvent. | 1,15 | 1,14 | -1,40 | 0,03 |
| 7. | Quand je vais sur <i>Facebook</i> , j'y vais plus longtemps que prévu. | 1,17 | 1,21 | -1,07 | 0,03 |
| 8. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , je ne pense qu'à y aller. | 0,91 | 0,85 | 0,89 | 0,04 |
| 11. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , je me demande ce qui s'y passe. | 1,16 | 1,43 | 0,18 | 0,04 |
| 14. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , j'ai de la difficulté à m'empêcher d'y aller. | 0,69 | 0,68 | 0,25 | 0,04 |
| 15. | Mon utilisation de <i>Facebook</i> me semble parfois hors de mon contrôle. | 0,69 | 0,62 | 0,27 | 0,04 |
| 17. | Je perds la notion du temps lorsque je vais sur <i>Facebook</i> . | 1,15 | 1,38 | -0,73 | 0,03 |
| 21. | J'ai de la difficulté à contrôler le temps que je passe sur <i>Facebook</i> . | 0,63 | 0,62 | -0,27 | 0,03 |
| 23. | Je me sens souvent coupable à propos du temps passé sur <i>Facebook</i> . | 0,95 | 0,89 | -0,39 | 0,03 |
| 24. | J'ai essayé d'arrêter d'aller sur <i>Facebook</i> pour un moment, mais sans succès. | 0,94 | 0,85 | 0,14 | 0,04 |
| 26. | On dirait que pour être satisfait, je dois aller sur <i>Facebook</i> plus longtemps. | 0,90 | 0,70 | 0,92 | 0,04 |
| 29. | Ne pas pouvoir aller sur <i>Facebook</i> pendant une journée me dérange. | 1,40 | 1,58 | 0,11 | 0,04 |
| 30. | Je me sentirais perdu si <i>Facebook</i> n'existait plus. | 1,50 | 1,63 | 0,34 | 0,04 |
| 33. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , j'ai l'impression de manquer quelque chose. | 0,95 | 0,98 | 0,40 | 0,04 |
| 34. | Lorsque je laisse <i>Facebook</i> , j'ai comme un sentiment de vide. | 1,09 | 0,95 | 1,24 | 0,05 |
| 35. | Il m'arrive d'avoir l'impression que <i>Facebook</i> joue sur mon humeur. | 1,75 | 2,02 | 0,49 | 0,04 |

Tableau 5
 Résultats des analyses du modèle de Rasch, par dimension (suite)

| | Énoncés | Infit | Outfit | Indice de difficulté | Standard error |
|-----------------------|--|-------|--------|----------------------|----------------|
| Dimension Négligence | | | | | |
| 4. | Mes performances à l'école/au travail ont diminué, car je passe beaucoup de temps sur <i>Facebook</i> . | 0,87 | 0,92 | -0,26 | 0,04 |
| 6. | Il m'est arrivé de manquer un cours ou le travail parce que j'étais sur <i>Facebook</i> . | 1,58 | 1,37 | 1,65 | 0,09 |
| 10. | J'ai négligé des tâches ménagères pour être plus longtemps sur <i>Facebook</i> . | 0,96 | 1,02 | -0,74 | 0,03 |
| 12. | À plusieurs reprises, je suis arrivé en retard à une rencontre, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 1,01 | 0,76 | 0,88 | 0,06 |
| 13. | Mon utilisation de <i>Facebook</i> a des répercussions négatives sur ma productivité (c.-à-d. au travail, à l'école, etc.). | 1,06 | 1,05 | -0,70 | 0,03 |
| 19. | Depuis que je vais sur <i>Facebook</i> , je fais moins de sorties avec mes amis. | 1,11 | 1,14 | 0,49 | 0,05 |
| 20. | Même en présence de mes amis, il m'arrive souvent d'aller sur <i>Facebook</i> . | 1,29 | 1,44 | -0,63 | 0,03 |
| 25. | J'ai négligé à plusieurs reprises mon temps de sommeil, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 0,98 | 0,94 | -0,41 | 0,03 |
| 27. | Mon entourage m'a déjà reproché de passer trop de temps sur <i>Facebook</i> . | 0,99 | 0,83 | -0,04 | 0,04 |
| 28. | Des membres de ma famille m'ont déjà reproché de passer trop de temps sur <i>Facebook</i> . | 1,07 | 0,91 | 0,00 | 0,04 |
| 31. | J'ai négligé des passe-temps, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 0,94 | 0,88 | -0,25 | 0,04 |
| Dimension Distraction | | | | | |
| 3. | Lorsque je vais sur <i>Facebook</i> , je ne pense pas à mes responsabilités. | 1,33 | 1,44 | -0,11 | 0,03 |
| 9. | Aller sur <i>Facebook</i> me permet d'oublier des choses ou des événements stressants. | 0,98 | 1,05 | 0,08 | 0,03 |
| 16. | Je vais parfois sur <i>Facebook</i> pour remettre à plus tard ce que j'ai à faire. | 1,02 | 0,97 | -0,31 | 0,03 |
| 18. | Je vais souvent sur <i>Facebook</i> pour éviter de penser à des choses qui me déplaisent. | 0,72 | 0,67 | 0,45 | 0,04 |
| 22. | Je vais sur <i>Facebook</i> dans le but d'éviter de penser aux tâches que je dois faire (c.-à-d. au travail, à l'école, etc.). | 0,60 | 0,56 | 0,53 | 0,04 |
| 32. | Je vais sur <i>Facebook</i> avant de commencer quelque chose que je dois faire. | 1,34 | 1,25 | -0,64 | 0,03 |

Tableau 6

Indices d'ajustement obtenus pour chacun des modèles théoriques éprouvés

| Modèles | χ^2 | dl | χ^2/df | CFI | NNFI | CAIC | RMSEA |
|---------|-----------|-----|-------------|-------|-------|----------|----------------------|
| M1 | 4423,4259 | 464 | 9,53 | 0,969 | 0,967 | 819,913 | 0,099 [0,096; 0,102] |
| M2 | 3951,7678 | 461 | 8,57 | 0,973 | 0,971 | 371,553 | 0,093 [0,091; 0,096] |
| M3 | 4782,2395 | 464 | 10,306 | 0,966 | 0,964 | 1178,727 | 0,104 [0,101; 0,106] |
| M4 | 3952,8186 | 461 | 8,57 | 0,973 | 0,971 | 372,604 | 0,093 [0,091; 0,096] |

Le troisième modèle (M3) présente trois facteurs non corrélés. L'indice $SB\chi^2/dl$ (10,306) ne présente pas un bon ajustement du modèle aux données, car sa valeur est supérieure à 5. Le CFI (0,966) et le NNFI (0,964) respectent le critère d'un ajustement appréciable des données. Le RMSEA (0,104) ne respecte pas la limite mentionnée. Le CAIC (1178,727) indique que ce modèle est le moins bon. Le modèle M4 présente trois facteurs de premier ordre avec un facteur de 2^e ordre. Le CFI (0,973) et le NNFI (0,971) respectent le critère d'ajustement appréciable des données. L'indice $SB\chi^2/dl$ (8,57) est supérieur à la valeur acceptable (5). La valeur du RMSEA (0,093) présente une valeur acceptable. La valeur du CAIC (372,604) est légèrement plus élevée que M2, mais meilleure que M1 et M3. À la lumière de ces résultats, le meilleur modèle est M2 (trois facteurs corrélés), présenté à la Figure 1. Pour ce modèle, tous les liens entre la dimension et les énoncés sont significatifs.

Le Tableau 5 présente la moyenne et l'écart-type pour chaque dimension, les corrélations entre les dimensions et les coefficients alpha de Cronbach (voir diagonale). La dimension Négligence présente la moyenne la plus faible (1,95, ÉT=0,829), suivie de la dimension Perte de contrôle (2,40, ÉT=0,988). La dimension Distraction obtient la moyenne la plus élevée (2,56, ÉT=1,085). La corrélation entre les dimensions Perte de contrôle et Négligence (0,816**) est la plus élevée, suivie de celle entre les dimensions Perte de contrôle et Distraction (0,775**). La corrélation entre les dimensions Distraction et Négligence (0,695**) est la moins élevée. Les moyennes et les écarts-types de chacun des 32 énoncés retenus sont présentés au Tableau 6. Ce dernier indique que cinq des 32 énoncés présentent une moyenne supérieure à trois, alors que 17 énoncés présentent une moyenne entre deux et trois.

DISCUSSION-CONCLUSION

L'utilisation d'Internet continue de progresser partout dans le monde : achat de produits en ligne, jeu, recherche d'informations, utilisation de médias sociaux, etc. Cet engouement peut cependant se révéler problématique chez certaines personnes. En ce sens, des chercheurs ont étudié l'utilisation problématique d'Internet (Caplan, 2002, 2003, 2010; Caplan et High Andrew, 2006; Davis, 2001, Davis *et al.*, 2002). L'utilisation des médias sociaux a aussi pris beaucoup d'ampleur au cours des dernières années (p. ex. : *YouTube*, *Pinterest*, *Instagram*, etc.). *Facebook* est, de loin, celui qui est le plus populaire. Considérant le fait qu'une majorité des gens possèdent un compte *Facebook*, il est aussi possible d'en faire une utilisation problématique. L'usage de *Facebook* peut être problématique si les conséquences de son utilisation empiètent sur le quotidien des gens. Étant donné le manque de questionnaires sur l'usage

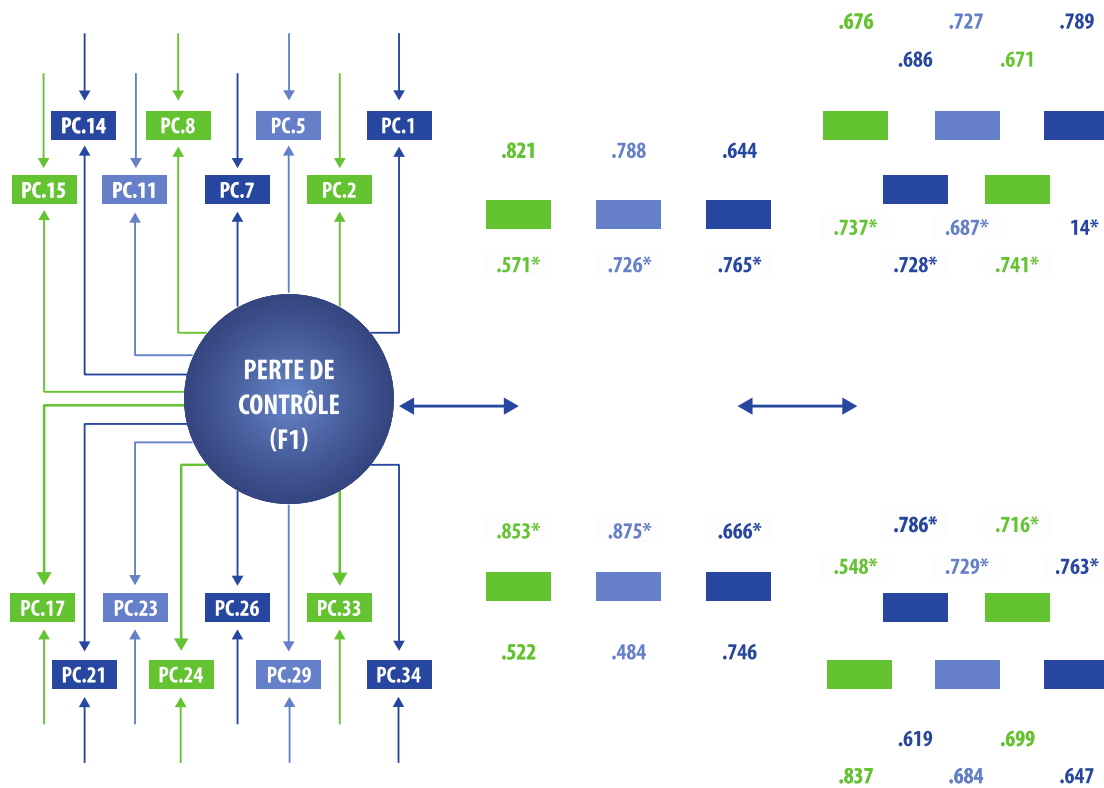


Figure 1. Modèle à 3 facteurs corrélés retenu.

Tableau 7

Moyenne, écart-type et intercorrélations entre les dimensions. La diagonale présente les indices de cohérence interne (alpha)

| | Moyenne (ÉT) | 1 | 2 | 3 |
|-----------------------|-----------------|-------|---------|---------|
| Perte de contrôle (1) | 2,40 (0,988) | 0,939 | 0,816** | 0,755** |
| Négligence (2) | 1,95 (0,829) | | 0,856 | 0,695** |
| Distraction (3) | 2,56 (1,085) | | | 0,834 |

** $p < 0,01$

Tableau 8

Moyenne et écart-type de chacun des énoncés

| | Énoncé | M | ÉT |
|-------------------------------|---|------|-------|
| Dimension : Perte de contrôle | | | |
| 1. | J'ai essayé de passer moins de temps sur <i>Facebook</i> , mais j'en ai été incapable. | 2,80 | 1,468 |
| 2. | Il m'arrive de continuer d'aller sur <i>Facebook</i> malgré mon intention de diminuer mes fréquences de visite. | 3,13 | 1,584 |
| 5. | Je devrais aller sur <i>Facebook</i> moins souvent. | 3,69 | 1,684 |
| 7. | Quand je vais sur <i>Facebook</i> , j'y vais plus longtemps que prévu. | 3,35 | 1,607 |
| 8. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , je ne pense qu'à y aller. | 1,61 | ,942 |
| 11. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , je me demande ce qui s'y passe. | 2,12 | 1,270 |
| 14. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , j'ai de la difficulté à m'empêcher d'y aller. | 2,06 | 1,251 |
| 15. | Mon utilisation de <i>Facebook</i> me semble parfois hors de mon contrôle. | 2,04 | 1,298 |
| 17. | Je perds la notion du temps lorsque je vais sur <i>Facebook</i> . | 3,01 | 1,552 |
| 21. | J'ai de la difficulté à contrôler le temps que je passe sur <i>Facebook</i> . | 2,54 | 1,438 |
| 23. | Je me sens souvent coupable à propos du temps passé sur <i>Facebook</i> . | 2,66 | 1,603 |
| 24. | J'ai essayé d'arrêter d'aller sur <i>Facebook</i> pour un moment, mais sans succès. | 2,15 | 1,394 |
| 26. | On dirait que pour être satisfait, je dois aller sur <i>Facebook</i> plus longtemps. | 1,59 | ,982 |
| 29. | Ne pas pouvoir aller sur <i>Facebook</i> pendant une journée me dérange. | 2,18 | 1,420 |

Tableau 9
Moyenne et écart-type de chacun des énoncés (suite)

| | Énoncé | M | ÉT |
|-------------------------|--|------|-------|
| 33. | Lorsque je ne suis pas sur <i>Facebook</i> , j'ai l'impression de manquer quelque chose. | 1,94 | 1,211 |
| 34. | Lorsque je laisse <i>Facebook</i> , j'ai comme un sentiment de vide. | 1,44 | ,872 |
| Dimension : Négligence | | | |
| 4. | Mes performances à l'école/au travail ont diminué, car je passe beaucoup de temps sur <i>Facebook</i> . | 1,97 | 1,198 |
| 10. | J'ai négligé des tâches ménagères pour être plus longtemps sur <i>Facebook</i> . | 2,44 | 1,457 |
| 12. | À plusieurs reprises, je suis arrivé en retard à une rencontre, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 1,30 | ,718 |
| 13. | Mon utilisation de <i>Facebook</i> a des répercussions négatives sur ma productivité (c.-à-d. au travail, à l'école, etc.). | 2,39 | 1,506 |
| 19. | Depuis que je vais sur <i>Facebook</i> , je fais moins de sorties avec mes amis. | 1,45 | ,869 |
| 20. | Même en présence de mes amis, il m'arrive souvent d'aller sur <i>Facebook</i> . | 2,32 | 1,401 |
| 25. | J'ai négligé à plusieurs reprises mon temps de sommeil, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 2,10 | 1,425 |
| 27. | Mon entourage m'a déjà reproché de passer trop de temps sur <i>Facebook</i> . | 1,79 | 1,232 |
| 28. | Des membres de ma famille m'ont déjà reproché de passer trop de temps sur <i>Facebook</i> . | 1,76 | 1,241 |
| 31. | J'ai négligé des passe-temps, car j'étais sur <i>Facebook</i> . | 1,96 | 1,281 |
| Dimension : Distraction | | | |
| 3. | Lorsque je vais sur <i>Facebook</i> , je ne pense pas à mes responsabilités. | 2,66 | 1,461 |
| 9. | Aller sur <i>Facebook</i> me permet d'oublier des choses ou des événements stressants. | 2,47 | 1,428 |
| 16. | Je vais parfois sur <i>Facebook</i> pour remettre à plus tard ce que j'ai à faire. | 2,86 | 1,595 |
| 18. | Je vais souvent sur <i>Facebook</i> pour éviter de penser à des choses qui me déplaisent. | 2,14 | 1,321 |
| 22. | Je vais sur <i>Facebook</i> dans le but d'éviter de penser aux tâches que je dois faire (c.-à-d. au travail, à l'école, etc.). | 2,07 | 1,247 |
| 32. | Je vais sur <i>Facebook</i> avant de commencer quelque chose que je dois faire. | 3,19 | 1,697 |

problématique de *Facebook*, le but de cette étude consistait à élaborer un tel instrument et d'en vérifier les qualités métriques. Le questionnaire élaboré sur l'UPF présente de bonnes qualités métriques et est mieux représenté par le modèle à trois facteurs corrélés : Perte de contrôle, Négligence et Distraction. Cette structure pour l'UPF permet de tracer des liens avec ce qui avait été fait pour l'usage problématique d'Internet.

Les lignes directrices présentées par Dussault *et al.* (2007) ont permis d'élaborer un questionnaire présentant des preuves pour les cinq sources de validité : contenu, processus de réponse, structure interne, relation avec d'autres variables et conséquence (Downing, 2003). L'ajout de l'analyse selon le modèle de Rasch lors de l'analyse d'items (prétest et phase de validation) à la procédure de Dussault *et al.* (2007) a permis d'améliorer l'identification d'items problématiques. Lorsque possible, son utilisation est suggérée aux chercheurs.

Les étapes 1, 2 et 4 assurent un contrôle sur la validité de contenu (revue de littérature et experts du domaine) et apparente (auprès de la population cible). Le choix de l'échelle de réponse, à l'étape 3, concerne la validité du processus de réponse. Lors du prétest auprès d'un échantillon qui s'apparente à la population cible, quatre analyses d'items ont permis de retenir les meilleurs énoncés. Les analyses d'items justifient, en partie, la validité de structure interne du questionnaire (Downing, 2003). Les corrélations inter-items ont permis de vérifier la validité convergente/divergente entre les items. Les corrélations item-total ont certifié le pouvoir discriminant des énoncés. Les analyses selon le modèle de Rasch ont permis d'attester l'unidimensionnalité de chacune des formes et l'ajustement des énoncés au modèle de Rasch. L'inclusion du modèle de Rasch aux analyses d'items (prétest et validation du questionnaire) a permis d'améliorer l'information recueillie à l'aide de la démarche de Dussault *et al.* (2007). Enfin, chaque forme présente un bon niveau de consistance interne. Les analyses effectuées auprès de la population cible légitiment une réplique des résultats des analyses d'items au prétest. Enfin, des analyses factorielles confirmatoires ont permis d'indiquer que le modèle le plus près de la théorie, soit trois facteurs corrélés, s'ajuste le mieux aux données.

Des liens élevés entre les trois dimensions sont observés. La corrélation entre la dimension Perte de contrôle et Négligence est de 0,812. Cette valeur va dans le même sens qu'une étude sur l'utilisation problématique d'Internet (,74) entre la dimension *Neglect* et *Control disorder* (Kelley et Gruber, 2010). Dans une étude réalisée par Jia et Jia (2009), la corrélation entre les dimensions *Distraction* et *Diminished Impulse Control* était de 0,66, alors que dans la présente étude, la corrélation entre la dimension Distraction et Perte de contrôle se situe à

0,76. Finalement, une corrélation entre les dimensions Négligence et Distraction (0,70) a été l'occasion de trouver un lien non recensé dans la littérature. Ce résultat obtenu a permis d'aller plus loin de ce qui a été fait et il serait intéressant de vérifier ce même lien dans les études futures. Les corrélations élevées obtenues laissent présager que l'ajout d'autres dimensions recensées dans la littérature ne serait pas nécessaire. En effet, les autres dimensions recensées dans la littérature présentaient des liens forts avec au moins une des trois dimensions retenues. Leur ajout n'apporterait que peu d'informations supplémentaires sur l'UPF.

Les énoncés retirés présentaient des résultats supérieurs ou inférieurs aux bornes prédéfinies pour les analyses du modèle de Rasch. L'énoncé 6 (« Il m'est arrivé de manquer un cours ou le travail parce que j'étais sur *Facebook* ») sur la Négligence exposait des statistiques d'ajustement des énoncés au modèle de Rasch acceptable lors du prétest. Lors de la passation finale, le *infit* étant plus élevé que recommandé (supérieur à 1.50), l'énoncé a été retiré. De plus, l'énoncé corrélait faiblement avec cinq autres énoncés de sa propre dimension. Il se peut que l'énoncé soit moins bien adapté à la réalité des médias sociaux. Cet énoncé pourrait être reformulé pour indiquer que l'individu manque de l'information pendant un cours, car il est sur *Facebook*.

La formulation pour l'énoncé 29 (« Ne pas pouvoir aller sur *Facebook* pendant une journée me dérange ») sur la Perte de contrôle avait obtenu de bons résultats lors du prétest. Cet énoncé touche un aspect aussi mesuré par deux autres énoncés de la même dimension : PC_11 et PC_24, soit l'absence de présence sur *Facebook* pour un moment indéterminé. L'énoncé 29 est plus précis que les deux autres, aucune perte d'information n'était liée à son retrait.

L'énoncé 30 (« Je me sentirais perdu si *Facebook* n'existait plus »), sur la perception de contrôle présentait de bons résultats lors du prétest. Lors de la version finale, l'énoncé et ceux de la dimension Négligence corrélaient fortement. Quant à l'énoncé 35 (« Il m'arrive d'avoir l'impression que *Facebook* joue sur mon humeur ») n'avait pas pu être testé auparavant, car il a été ajouté à la suite d'une suggestion au prétest.

Cette étude démontre diverses limites. Pour commencer, mentionnons l'échantillon pour la phase de validation. Le questionnaire a d'abord été envoyé à la liste de courriel des employés et des étudiants d'une université québécoise et sur le groupe *Facebook* de cette dernière. Bien que le partage ait été fait sur le site, il s'agit d'un échantillonnage de convenance et ne peut être considéré comme représentatif de la population en général. Bien que diverses preuves de validité (contenu, alpha, analyses d'items et structure factorielle) soient vérifiées, d'autres preuves sont nécessaires

(biais, validité convergente-divergente avec d'autres questionnaires, nomologique, etc.) et divers contextes pris en compte (consultation pour les problèmes, population générale, etc.). Par exemple, le questionnaire pourrait être distribué avec une échelle portant sur la désirabilité sociale afin de vérifier si ce biais est présent lorsque les personnes répondent au questionnaire.

Lors de recherches futures, il serait pertinent d'intégrer un volet lié au côté social de *Facebook*. Dans les différentes études de Caplan (2002, 2003, 2010), cette dimension est intégrée à la recherche. Par exemple, selon Caplan (2010), un individu qui préfère les interactions sociales en ligne croit que cela est plus sécuritaire, plus efficace, il se sent davantage en confiance et il est plus confortable que pour interagir en face à face ou dans les activités sociales traditionnelles. Les individus qui sont plus solitaires, anxieux socialement ou qui ont des aptitudes sociales déficientes ont plus de chance de développer ce genre de comportement (Caplan, 2006).

D'autres concepts pourraient être mis en lien avec le questionnaire. Par exemple, Caplan (2003) suggère que le bien-être psychologique, la détresse psychosociale, etc., présenteraient une relation avec l'utilisation problématique d'Internet. Le questionnaire pourrait aussi facilement être adapté à d'autres médias sociaux. De plus, il serait intéressant d'estimer le lien entre l'âge des répondants, leurs professions et leurs habitudes sur *Facebook*, afin de faire ressortir différents profils d'utilisateurs ayant un usage problématique.

RÉFÉRENCES

- Andrich, D. (1988). *Rasch Models for Measurement*. Newbury Park, CA : Sage.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA : Multivariate Software, Inc.
- Bentler, P. M. et Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. M. et Wu, E. J. C. (2006). *EQS Structural equations program (version 6.1)* [Computer software]. Encino, CA : Multivariate Software.
- Boyd, D. M. et Ellison, N. B. (2008). Social network sites : definition, history, and scholarship. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 13(1), 210-230. doi : 10.1111/j.1083-6101.2007.00393.x
- Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criteria (AIC) : The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, 52, 345-370.
- Browne, M. W. et Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. Dans K. A. Bollen et. J. S. Long (dir.), *Testing structural models* (p. 136-162). Newbury Park, CA : Sage Publications.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS : basic concepts, applications, and programming* (2^e éd.). Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Caplan, S. E. (2002). Problematic Internet use and psychosocial well-being : development of a theory-based cognitive-behavioral measurement instrument. *Computers in Human Behavior*, 18, 553-575.

- Caplan, S. E. (2003). Preference for online social interaction : a theory of problematic Internet use and psychosocial well-being. *Communication Research*, 30(6), 625-648. doi : 10.1177/0093650203257842
- Caplan, S. E. (2010). Theory and measurement of generalized problematic Internet use : A two-step approach. *Computers in Human Behavior*, 26, 1089-1097.
- Caplan, S. E. et High Andrew, C. (2006). Beyond excessive use : the interaction between cognitive and behavioral symptoms of problematic Internet use. *Communication research*, 23(4), 265-271. doi : 10.1080/08824090600962516
- CEFRIQ. (2010). L'informatisation du Québec. *NETendances*, 1(6), 5-9.
- CEFRIQ. (2011). L'informatisation du Québec. *NETendances*, 1(6), 1-16.
- CEFRIQ. (2012). Les médias sociaux ancrés dans les habitudes des Québécois. *NETendances*, 3(1), 1-16.
- CEFRIQ. (2014). Les médias sociaux, au coeur du quotidien des Québécois. *NETendances*, 5(1), 1-12.
- Crocker, L. M. et Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. New York, NY : Holt, Rinehart and Winston.
- Davis, R. A. (2001). A cognitive-behavioral model of pathological Internet use. *Computers in Human Behavior*, 17(2001), 187-195.
- Davis, R. A., Flett, G. L. et Besser, A. (2002). Validation of a new scale for measuring problematic Internet use - implications for pre-employment screening. *CyberPsychology et Behavior*, 5(4), 331-345.
- Demetrovics, Z., Szeredi, B. et Rozsa, S. (2008). The three-factor model of Internet addiction : the development of the problematic Internet use questionnaire. *Behavior Research Methods*, 40(2), 563-574.
- De Vellis, R. F. (2003). *Scale development : theory and applications* (2^e éd.). Thousand Oaks, CA : Sage Publications.
- De Vellis, R. F. (2012). *Scale development : theory and applications* (3^e éd.). Thousand Oaks, CA : Sage Publications.
- Downing, S. M. (2003). Validity : on meaningful interpretation of assessment data. *Medical Education*, 37(9), 830-837.
- Dussault, M., Valois, P. et Frenette, E. (2007). Validation de l'échelle de leadership transformatif du directeur d'école. *Psychologie du travail et des organisations*, 13(2), 37-52.
- eBiz The eBusiness (2014). *Top 15 most popular social networking sites*. Récupéré de : <http://www.ebizmba.com/articles/social-networking-websites>
- Facebook. (2014). *Company info*. Récupéré de <http://newsroom.fb.com/company-info/>
- Fleiss, J. L. (1971). Measuring nominal scale agreement among many raters. *Psychological Bulletin*, 76(5), 378-382.
- Griffiths, M. (2000). Does Internet and computer "addiction" exist? Some case study evidence. *CyberPsychology & Behavior*, 3(2), 211-218.
- Hayduk, L. A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL : Essentials and advances*. Baltimore, MD : Johns Hopkins.
- Hu, L. T. et Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis : Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling : A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55.
- ISQ. (2013). *Informatisation des ménages, Québec et Canada, 1992 à 2011*. Récupéré de : http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/science-technologie-innovation/utilisation-internet/menages-individus/edm_1.htm
- Jia, R. et Jia, H. H. (2009). Factorial validity of problematic Internet use scales. *Computers in Human Behavior*, 25, 1335-1342. doi : 10.1016/j.chb.2009.06.004
- Jöreskog, K. G. et Sörbom, D. (1993). *LISREL 8 : User's reference guide* [computer software]. Chicago, IL : Scientific Software.
- Kaplan, A. M. et Haenlein, M. (2010). Users of the world, unite! The challenges and opportunities of social media. *Business Horizons*, 53(1), 59-68. doi : 10.1016/j.bushor.2009.09.003
- Kelley, K. J., Gruber, E. M. (2010). Psychometric properties of the problematic Internet use questionnaire. *Computers in Human Behavior*, 26, 1838-1845.

- Kelly Services. (2012, Novembre). *The highly virtual workplace*. Récupéré de <http://www.kellyservices.com/templates/pages/1Column.aspx?id=2147494329&terms=Social%20media%202012>
- Landis J. R. et Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33, 159–174
- Lin, S. S. J. et Tsai, C.-C. (2002). Sensation seeking and internet dependence of Taiwanese high school adolescents. *Computers in Human Behavior*, 18(2002), 411-426.
- Linacre, J. M. (2002). What do infit and outfit, mean-square and standardized mean? *Rasch Measurement Transactions*, 16(2), 878.
- Linacre, J. M. et Wright, B. D. (1999) *WINSTEPS Rasch-model computer program* (Version 2.88) [computer software]. Chicago, IL : Mesa Press.
- Loye, N. et Barroso da Costa, C. (2013). Hiérarchiser les besoins de diagnostic en mathématique en FP à l'aide d'un modèle de Rasch. *Mesure et évaluation en éducation*, 36(2), 59–85.
- Mahatanankoon, P., Anandarajan, M. et Igbaria, M. (2004). Development of a measure of personal Web usage in the workplace. *CyberPsychology et Behavior*, 7(1), 93-104.
- Marsh, H. W., Balla, J. R. et McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis : The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-411.
- Morahan-Martin, J. et Schumacher, P. (2000). Incidence and correlates of pathological Internet use among college students. *Computers in Human Behavior*, 16, 13-29.
- Ouellet, C., Beaudoin, P. et Lachance, M. J. (2013). Médias sociaux : état des connaissances et perspectives de recherche. *Dossier consommation*, 18(Avril).
- Paquette, G. (2013). *L'opinion des Québécois sur les médias sociaux : un impact relativement négatif [Web Log Post]*. Récupéré de <http://blogue.hebdos.com/2013/01/16/lopinion-des-quebecois-sur-les-medias-sociaux-un-impact-relativement-negatif/>
- Penta, M., Arnould, C. et Decruynaere, C. (2005). *Développer et interpréter une échelle de mesure : Applications du modèle de Rasch*. Sprimont, Belgique : Pierre Mardaga éditeur.
- Ryan, T., Chester, A., Reece, J. et Xenos, S. (2014). The uses and abuses of Facebook : A review of Facebook addiction. *Journal of Behavioral Addiction*, 3(3), 133-148. doi : 10.1556/JBA.3.2014.016
- Sergerie, M.-A. (2014). Cyberdépendance - La dépendance aux médias sociaux et à la technologie mobile. *Psychologie Québec*, 31(2), 41-43.
- Schumacker, R. E. et Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum Associates.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification : An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Tabachnick, B. G. et Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, MA : Pearson/Allyn et Bacon.
- Tucker, L. R. et Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Van Doom, O. N. (2011). *Cyberloafing : A multi-dimensional construct placed in a theoretical framework*. (master's thesis). Eindhoven University of Technology, The Netherlands.
- Widyanto, L., Griffiths, M. et Brunnsden, V. (2011). A psychometric comparison of the Internet addiction test, the internet-related problem scale, and self-diagnosis. *CyberPsychology, Behavior, and Social Networking*, 14(3), 141-149.
- Wright, B. D. et Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis : Rasch measurement*. Chicago, IL : Mesa Press.
- Yellowlees, P. M. et Marks, S. (2007). Problematic Internet use or Internet addiction? *Computers in Human Behavior*, 3, 1447-1453.
- Young, K. S. (1998). Internet addiction - the emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology et Behavior*, 1(3), 237-244.

RÉSUMÉ

L'étude vise à élaborer un questionnaire destiné à mesurer l'usage problématique de *Facebook* (UPF). Étant donné le peu de recherches dans ce domaine, une revue de littérature sur l'utilisation problématique d'Internet (adaptée à *Facebook*) a permis de retenir trois dimensions (*Perte de contrôle*, *Négligence* et *Distraction*). À la suite de la vérification des énoncés auprès d'experts, un prétest a été effectué (n=66 étudiants inscrits dans un cours universitaire). Un total de 925 étudiants/employés d'une université québécoise a répondu à la version finale du questionnaire. Les résultats appuient le modèle à trois facteurs corrélés. Ce questionnaire permettra d'affiner les connaissances sur l'UPF.

MOTS CLÉS

Facebook, élaboration de questionnaire, validation, équations structurelles, modèle de Rasch

ABSTRACT

The study aims to develop a questionnaire on Problematic use of *Facebook* (PUF). Given the lack of studies in this field, a review of literature on the problematic Use of the Internet (adapted to *Facebook*) allowed to retain three dimensions (Loss of control, Neglect, Distraction). Following verification of the items by experts, a pretest was conducted (n=66 students in a university course). A total of 925 students/workers (from a Quebec University) responded to the final version of the questionnaire. Results support a model with three correlated factors. This questionnaire will contribute to the knowledge on PUF.

KEYWORDS

Facebook, validation, developing questionnaire, structural equation modeling, Rasch modeling
