

Élaboration et validation de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCA FP)

Isabelle Cabot and Stéphanie Facchin

Volume 44, Number 2, Summer 2021

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1081945ar>
DOI: <https://doi.org/10.53967/cje-rce.v44i2.4761>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Canadian Society for the Study of Education

ISSN

0380-2361 (print)
1918-5979 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Cabot, I. & Facchin, S. (2021). Élaboration et validation de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCA FP). *Canadian Journal of Education / Revue canadienne de l'éducation*, 44(2), 466–495. <https://doi.org/10.53967/cje-rce.v44i2.4761>

Article abstract

Post-secondary teachers find that many students who could benefit from the support of their institution's academic skills centres to succeed in their courses do not show up. Ways to motivate students to use these services are in development and will need to be evaluated. This article presents the process for developing and validating the Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCA FP). The instrument is composed of three subscales (Interest, Utility and Controllability) and has been evaluated with 1,324 college students from four colleges in Quebec. Exploratory and confirmatory factor analyzes revealed a structure that clearly distinguishes the 10 items of the scale according to the three conceptual dimensions representing the subscales. Moreover, results are satisfactory with regard of internal consistency, discriminant validity as well as criterion-related validity of the instrument. The results of this study are discussed in light to the issue that justified its conduct.



Élaboration et validation de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCAFP)

Isabelle Cabot

Université de Sherbrooke et Cégep Saint-Jean-sur-Richelieu

Stéphanie Facchin

Université de Montréal et Cégep à distance

Résumé

Des enseignants du postsecondaire constatent que de nombreux étudiants qui pourraient bénéficier du soutien des centres d'aide disciplinaires de leur établissement pour réussir leurs cours ne s'y présentent pas. Des moyens de motiver les étudiants à utiliser ces services sont en développement et devront être évalués. Cet article présente le processus d'élaboration et de validation de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCAFP). L'instrument comporte trois sous-échelles (intérêt, utilité et contrôlabilité). Des collégiens ($n = 1324$) provenant de quatre cégeps du Québec ont participé à son évaluation. Les analyses factorielles exploratoire et confirmatoire révèlent une structure qui distingue

bien les dix items de l'échelle en fonction des trois dimensions conceptuelles représentant les sous-échelles. De plus, les résultats sont satisfaisants quant à la consistance interne, la validité discriminante ainsi que la validité critériée de l'instrument. Les résultats de cette étude sont discutés en fonction de la problématique ayant justifié sa conduite.

Mots-clés : perception, centre d'aide en français (CAF), motivation, échelle de mesure, validation

Abstract

Post-secondary teachers find that many students who could benefit from the support of their institution's academic skills centres to succeed in their courses do not show up. Ways to motivate students to use these services are in development and will need to be evaluated. This article presents the process for developing and validating the *Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire* (ÉPCAFP). The instrument is composed of three subscales (Interest, Utility and Controllability) and has been evaluated with 1,324 college students from four colleges in Quebec. Exploratory and confirmatory factor analyzes revealed a structure that clearly distinguishes the 10 items of the scale according to the three conceptual dimensions representing the subscales. Moreover, results are satisfactory with regard of internal consistency, discriminant validity as well as criterion-related validity of the instrument. The results of this study are discussed in light to the issue that justified its conduct.

Keywords: perception, French help centre, motivation, measurement scale, validation

Remerciements

Cette étude a été conduite grâce au soutien financier du Programme d'aide à la Recherche sur l'Enseignement et l'Apprentissage (PAREA) du ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur (MÉES) du Québec.

Introduction

Au Canada, la plupart des établissements d'enseignement postsecondaire offrent des services d'aide à la réussite, pour les étudiants qui éprouvent des difficultés à réussir leurs cours, par le biais de centres d'aide disciplinaires. Mise à part la prise de rendez-vous par les étudiants pour une consultation avec leur enseignant, les centres d'aide en français (CAF) représentent la solution d'aide en français la plus répandue dans les établissements postsecondaires québécois. Effectivement, depuis la création du premier CAF en 1987 (Fortier et Ménard, 2017), de tels centres ont été créés dans 103 établissements d'enseignement supérieur, tant publics que privés, collégiaux ou universitaires (Centre collégial de développement de matériel didactique [CCDMD], 2018). La consultation des bilans annuels de ces CAF permet de croire à leur efficacité auprès des étudiants qui les consultent. Toutefois, une préoccupation importante émane d'enseignants de français : de nombreux étudiants à qui ils ont conseillé de demander du soutien au CAF de leur établissement ne s'y présentent pas. Ce problème mène à la recherche de solutions pour que les étudiants qui en ont besoin s'y inscrivent (CCDMD, 2017). L'évaluation des solutions à mettre en place doit être incluse dans leur planification. Toutefois, aucun instrument de mesure existant ne permet de rendre compte, de manière spécifique et contextualisée, de la motivation ressentie par les étudiants à solliciter les services d'aide offerts au CAF de leur établissement. La présente étude a pour objectif l'élaboration d'un tel instrument. Nous dressons d'abord le cadre conceptuel, pour ensuite présenter le processus d'élaboration de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCA FP). Enfin, nous discuterons des résultats en fonction de la problématique et du cadre conceptuel ayant mené à l'élaboration de l'instrument.

Problématique

Dans le cheminement scolaire québécois régulier, les études collégiales et universitaires suivent les études secondaires et appartiennent au niveau d'études appelé *postsecondaire*. Les collèges (nommés « cégeps » dans le secteur public) représentent le premier palier d'études postsecondaires et offrent des programmes d'études techniques, conduisant directement au marché du travail, et préuniversitaires (Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur du Québec [MEES], 2020).

Pour soutenir les étudiants éprouvant des difficultés à réussir sur le plan scolaire, les établissements postsecondaires du Québec ont mis sur pied des structures d'aide, dont les deux principaux types sont les *centres d'aide disciplinaires* et les *services d'aide adaptée professionnels*. Les premiers sont principalement des structures offrant du soutien pédagogique disciplinaire, par exemple, les centres d'aide en français (CAF). Pour la plupart, ce sont des enseignants des disciplines visées qui gèrent ces centres ayant pour but venir en aide à ceux qui ont besoin de soutien pédagogique pour réussir leurs cours. Les deuxièmes sont communément appelés SAIDE (pour services d'aide à l'intégration des étudiants) et visent à soutenir l'intégration des étudiants qui détiennent un diagnostic formel de trouble (comme les troubles physiques, mentaux ou d'apprentissage). La plupart des SAIDE sont gérés par des professionnels non-enseignants, comme des orthopédagogues. La présente étude concerne les services des CAF.

Divers services d'aide et de soutien sont offerts dans les CAF et ceux-ci varient d'un établissement à l'autre, souvent adaptés au contexte scolaire. Par exemple, une des modalités de soutien offertes dans plusieurs CAF est l'aide par les pairs. Il existe de nombreux écrits spécifiques à l'efficacité de l'aide par les pairs (p. ex., Barrette, 2015 ; Clark et Andrews, 2009 ; Olaussen et al., 2016). Toutefois, cette littérature ne peut à elle seule servir de base pour se représenter l'aide disponible dans les CAF postsecondaires, parce que les services offerts varient beaucoup trop d'un établissement à l'autre. En effet, certains services sont individualisés, d'autres se font en groupe, du soutien ponctuel sans rendez-vous peut être disponible dans certains CAF, l'aide peut être offerte par un étudiant — rémunéré ou non —, par un professionnel — comme un diplômé en linguistique —, ou par un ou des enseignants de l'établissement d'enseignement, du soutien peut concerner les processus pré, péri ou postredaction (Nolet, 2019). La construction éventuelle d'un instrument de mesure les concernant doit tenir compte de cette grande diversité inter-CAF. Une stratégie possible vise à recueillir la perception qu'ont les étudiants envers les services offerts par le CAF de leur propre établissement scolaire.

Les écrits disponibles au sujet de l'efficacité des CAF sont, pour la plupart, des rapports internes et des articles professionnels (p. ex., Legault, 2014 ; Nolet, 2019). Ils tendent à décrire les services des CAF comme des ressources efficaces. Cette appréciation se base sur diverses mesures de maîtrise de la langue par les étudiants avant, pendant, et après avoir reçu des services offerts au CAF de leur établissement, par la passation de

sondages d'appréciation aux étudiants qui les fréquentent et de relevés statistiques quant à leur fréquentation (Barrette, 2015). Mais qu'en est-il de ceux qui ne sollicitent pas les services des CAF ?

Le contexte de la présente étude concerne plutôt les étudiants qui vivent des difficultés importantes à maîtriser le français, mais qui ne sollicitent pas de soutien au CAF. Plusieurs enseignants de français rapportent ce problème, ce qui a mené la présente équipe de recherche à conduire une étude inductive auprès de la population estudiantine générale de deux cégeps, durant l'automne 2018, pour faire une première exploration des raisons de non-fréquentation des CAF (Cabot et Facchin, 2020). Ainsi, 985 collégiens recrutés dans leur classe de français se sont exprimés sur les raisons qui pourraient expliquer qu'un étudiant ayant besoin d'aide en français ne sollicite pas de soutien au CAF. Cette première exploration, pilotée de manière à contrôler la désirabilité sociale, opte pour un questionnement anonyme et indirect. Un premier inventaire exhaustif des raisons de la non-fréquentation des CAF en a découlé. Parmi ces raisons figurent les perceptions qu'ont les répondants quant aux services qui y sont offerts. En ce sens, il serait possible de mettre sur pied des moyens, adaptés à ces raisons de non-fréquentation, dans le but de favoriser une plus large utilisation des services des CAF par les étudiants qui pourraient en bénéficier. Dans ce contexte, un instrument de mesure est requis afin d'évaluer l'efficacité de ces moyens à motiver les étudiants concernés à utiliser les services de soutien offerts au CAF de leur établissement.

Cadre conceptuel

L'étude exploratoire de Cabot et Facchin (2020) a montré que plusieurs étudiants perçoivent les services du CAF de leur établissement comme inintéressants (p. ex., les activités ont l'air ennuyantes) ou trop rigides (p. ex., rendez-vous à heures fixes et incompatibles ; distance géographique ; voudrait que l'aide soit aussi disponible par visioconférence). Des actions visant à rendre les services plus intéressants aux yeux des étudiants et leur permettant d'avoir plus de contrôle sur la manière de les obtenir pourraient donc être pertinentes. De plus, une incompatibilité entre des services offerts et les besoins exprimés ou ressentis par les étudiants (p. ex., « ils offrent de l'aide en

grammaire alors que ma faiblesse est la syntaxe ») mène ces derniers à les percevoir comme inutiles ou inefficaces.

Jusqu'à présent, la littérature sur le sujet ne contient aucune autre étude portant sur la perception d'étudiants du postsecondaire envers les services des CAF. De rares études ont exploré les raisons d'évitement des SAIDE au postsecondaire par les étudiants qui pourraient en bénéficier. Il ne s'agit pas des mêmes services et cette structure ne s'adresse pas aux mêmes étudiants que les centres d'aide disciplinaires, mais il s'agit tout de même d'une structure de soutien à la réussite scolaire au postsecondaire. C'est pourquoi les chercheuses ont exploré cette littérature, considérant le manque d'écrits spécifiques à l'étude projetée.

Une étude américaine basée sur les données de 16 entrevues semi-structurées, recueillies auprès d'étudiants du postsecondaire inscrits au SAIDE de leur établissement, a permis aux répondants de décrire leurs expériences relatives aux services reçus dans les collèges américains (Marshak et al., 2010). De cette vaste étude, l'article met en lumière les catégories de réponses qui représentent des barrières à l'utilisation des services, notamment les perceptions des répondants relatives à ces services (*perceived quality and usefulness of services*). Par exemple, les étudiants rapportent un manque d'efficacité dans l'obtention des services demandés, ainsi qu'un manque de compatibilité entre les services offerts et les besoins exprimés par l'étudiant.

En réaction à l'étude de Marshak et al. (2010), Lyman et ses collègues (2016) ont mené une étude dont l'objectif était d'approfondir les raisons de non-utilisation des SAIDE au postsecondaire. Pour ce faire, ils ont formé un échantillon de 16 étudiants ayant rencontré des problèmes dans l'utilisation des services et les ont questionnés spécifiquement sur ce sujet. Un des thèmes qui ressortent de l'analyse concerne les perceptions des services offerts (*quality and usefulness of services and accommodations*). En effet, les répondants ont mentionné des accommodements qui leur auraient été profitables, mais qui n'étaient pas disponibles. Ils ont aussi qualifié certains services d'inefficaces et donc d'inutiles pour eux. Ces deux études permettent de voir la pertinence qu'aurait une intervention axée sur l'utilité perçue des services par les étudiants.

En somme, ces deux études ainsi que les réponses d'étudiants tirés de la population cible (Cabot et Facchin, 2020) permettent de croire que trois dimensions de nature perceptuelle, liées au champ de la motivation, contribuent à comprendre pourquoi des étudiants qui pourraient bénéficier des services des CAF ne les fréquentent pas :

l'utilité perçue des services offerts, l'intérêt suscité par ces services et la perception de contrôlabilité dans la manière de recevoir ces services. Ces trois dimensions doivent donc être intégrées à l'élaboration d'un instrument qui permettrait de mesurer la perception qu'ont des étudiants à propos des services offerts au CAF de leur établissement scolaire.

On trouve ces éléments conceptuels dans plusieurs modèles théoriques de la motivation scolaire, tels le modèle de la dynamique motivationnelle de Viau (2009) et la théorie des attentes et de la valeur d'Eccles et Wigfield (2002). La valeur attribuée à l'activité en fait partie. Dans les deux modèles, on considère que l'utilité et l'intérêt forment, ensemble, la perception de la valeur. Puisque les participants de l'exploration qualitative (Cabot et Facchin, 2020) qui montraient du doigt le caractère inintéressant perçu des services du CAF n'étaient pas nécessairement les mêmes que ceux qui désignaient plutôt le manque d'utilité des services en regard de leurs besoins, il apparaît important de traiter l'intérêt et l'utilité séparément dans la construction de l'instrument. Le modèle de Viau inclut aussi la perception de contrôlabilité qu'on peut exercer sur le déroulement d'une activité, comme le décrivent les répondants de l'étude exploratoire. Ces trois dimensions perceptuelles, identifiées dans l'exploration de l'automne 2018 (Cabot et Facchin, 2020) ainsi que dans les travaux de Marshak et al. (2010) et Lyman et al. (2016), formeront donc l'instrument.

Comme des items mesurant ces trois concepts sont déjà disponibles dans la littérature découlant de modèles théoriques plus larges, il apparaît judicieux de les utiliser ou de s'en inspirer pour les adapter de manière à les rendre spécifiquement ajustés au contexte. En effet, une formulation générique des items peut apparaître comme un avantage permettant une utilisation variée de l'instrument. Toutefois, DeVellis (2017) met en garde contre cet avantage apparent : « la validité d'un instrument est inhérente au contexte de son utilisation [...] sa validité de contenu dépend de la capacité des items à exposer le concept visé pour la population et le contexte spécifiques à l'enquête menée » (p. 86–87, traduction libre).

L'utilité perçue

Lorsqu'une personne perçoit la contribution d'une tâche à l'atteinte de ses objectifs, c'est alors qu'elle juge cette tâche utile (Jacobs et Eccles, 2000). Il s'agit donc d'un jugement évaluatif de la compatibilité entre la tâche et les objectifs poursuivis par l'individu

(Bouffard et al., 2006). Lorsqu'une personne juge une tâche utile, sa motivation à s'y engager pour atteindre ses objectifs augmente (Dubeau et al., 2015).

Hulleman et ses collègues (2010, 2017) se sont intéressés à l'utilité comme concept motivationnel chez les étudiants éprouvant des difficultés à réussir leurs cours. Ils expliquent que dans le cas de ces étudiants, la compatibilité perçue entre la tâche d'apprentissage et l'objectif poursuivi doit concerner un objectif signifiant pour l'étudiant lui-même. Autrement dit, les exemples de situations fournis par l'enseignant pour tenter de stimuler l'utilité attribuée à une tâche d'apprentissage par les étudiants sont inefficaces, dans le cas des étudiants en difficulté, si les exemples présentés ne sont pas en lien avec les objectifs de l'étudiant. En effet, ce type d'intervention mène à une augmentation de l'anxiété et à une diminution de l'intérêt pour la tâche à accomplir. L'étudiant doit, de son point de vue, en fonction de ses objectifs à lui ou en fonction d'objectifs auxquels il s'identifie, percevoir l'utilité d'une tâche. On voit ainsi la pertinence d'utiliser un instrument de mesure qui capture les perceptions propres à l'étudiant quant aux services offerts au CAF de son établissement.

L'étude inductive menée à l'automne 2018 a permis de constater que, lorsqu'on leur demande d'envisager les services de soutien offerts au CAF, les objectifs poursuivis par les étudiants sont proximaux. Autrement dit, les services du CAF doivent leur permettre de développer les compétences en français spécifiquement nécessaires à la réussite des cours auxquels ils sont inscrits, plutôt que leurs compétences langagières générales. La formulation des items de l'instrument devrait donc tenir compte de ce besoin.

L'intérêt situationnel

L'intérêt est un concept motivationnel composé d'émotions et de cognitions (Hidi et al., 2004). La littérature distingue deux types d'intérêt : l'intérêt situationnel et l'intérêt personnel (Schiefele, 2009). Le premier dépend du contexte, est éphémère et composé davantage d'émotions que de cognitions. Le deuxième est stable et peut être ressenti sans égard au contexte. Durant le développement d'un intérêt, l'intérêt situationnel doit d'abord être vécu, puis maintenu suffisamment longtemps pour qu'un intérêt personnel émerge et s'approfondisse (Hidi et Renninger, 2006). Le pouvoir de l'intérêt sur

l'engagement est maintenant reconnu dans la littérature (Ainley, 2012 ; Renninger et Hidi, 2017).

En éducation, on peut conceptualiser l'intérêt situationnel par l'intérêt ressenti pour une situation d'apprentissage spécifique ou pour un cours, alors que l'intérêt personnel représenterait plutôt l'intérêt ressenti pour l'objet à étudier, indépendamment du contexte (Cabot, 2014 ; Linnenbrink-Garcia et al., 2010). Comme les répondants de l'exploration inductive des raisons de non-fréquentation des CAF (Cabot et Facchin, 2020) ont exprimé clairement percevoir les tâches à faire au CAF comme inintéressantes, il apparaît pertinent d'inclure des items d'intérêt situationnel à l'instrument à former.

La contrôlabilité

La contrôlabilité représente la perception de pouvoir influencer sur la manière dont une activité d'apprentissage va se dérouler (Viau, 2009). On peut penser que les contextes d'apprentissage qui permettent aux étudiants de percevoir qu'ils ont un plus grand contrôle sur les modalités des tâches d'apprentissage à réaliser susciteront chez eux une plus grande motivation et un plus grand engagement dans l'apprentissage (Viau et al., 2004). Du point de vue de la théorie de l'autodétermination, la perception de contrôlabilité contribue à combler le besoin d'autonomie, un besoin fondamental chez l'être humain (Ryan et Deci, 2000), ce qui pourrait expliquer son influence positive sur la motivation. La littérature du domaine de l'éducation, traitant des stratégies pédagogiques permettant à l'étudiant de faire des choix, éclaire la notion de contrôlabilité. La possibilité de faire lui-même des choix, parmi des options disponibles ainsi que sur les actions elles-mêmes (Reeve et al., 2003), permet à l'étudiant de mieux ajuster son expérience d'apprentissage à ses propres objectifs et comble son besoin d'autonomie, le motivant à s'engager dans l'apprentissage (Evans et Boucher, 2015 ; Katz et Assor, 2007). La théorie des buts d'accomplissement (Ames, 1992) suggère aussi qu'un contexte d'apprentissage offrant des choix dans les tâches scolaires, le matériel pédagogique, les méthodes d'apprentissage ou la vitesse du curriculum mène les étudiants à poursuivre des buts d'apprentissage axés sur le développement de leurs compétences, plutôt que des buts de performance axés sur la comparaison sociale (Patall et Yang Hooper, 2019).

L'instrument à élaborer devrait donc inclure des items relatifs aux perceptions d'utilité, d'intérêt et de contrôlabilité des services d'aide accessibles dans les CAF. De

plus, on doit pouvoir faire une interprétation dynamique (Laurier et al., 2005) de cette perception, c'est-à-dire être en mesure de comparer les résultats à divers moments du processus de modification ou d'amélioration des services, entre groupes d'étudiants distincts ou auprès des mêmes étudiants. Enfin, comme on vise à obtenir la perception du plus grand nombre d'étudiants d'une population, l'administration de l'instrument à un large échantillon d'étudiants doit être facile et rapide. En effet, bien que du point de vue des enseignants, ce sont davantage les étudiants éprouvant des difficultés à maîtriser la langue qui devraient demander du soutien, on constate que plusieurs autres étudiants (par exemple, qui réussissent bien leur cours de français) utilisent les ressources du CAF de leur établissement. Le besoin de soutien semble donc différent d'un point de vue étudiant. Pour cette raison, nous avons distribué l'ÉPCAFA de manière inclusive, c'est-à-dire sans restriction relative aux performances en français. Ainsi, il apparaît pertinent de viser à ce que l'instrument soit composé du plus petit nombre d'items possible. L'examen de la littérature n'a révélé aucun instrument adapté à ce contexte. Conséquemment, la présente étude vise à former et à valider un tel instrument.

Validité psychométrique. Il existe plusieurs conceptualisations de la validité dans la littérature, allant de formulations abrégées — par exemple, si l'on comprend qu'un instrument est valide parce qu'il représente adéquatement un concept (Durand et Blais, 2016) — à d'autres plus étendues, comme la validité unifiée de Messick (1989) qui va jusqu'à tenir compte de l'éthique (conséquences de l'administration d'instruments de mesure) dans l'appréciation de la validité d'un instrument. Au cours du processus d'étude de la validité de l'ÉPCAFA, les auteures se sont concentrées sur certaines dimensions du concept de validité. D'abord, la validité de contenu implique que l'ensemble des items représente bien le concept visé (DeVellis, 2017). Cette dimension a fait l'objet d'une attention particulière. En effet, pour la respecter, et étant donné que l'objectif était d'arriver à couvrir les trois concepts visés à partir des points de vue exprimés par les étudiants (Cabot et Facchin, 2020), il a fallu réunir des items provenant de plus d'une source (voir le tableau 1). De plus, durant le processus de décision quant aux choix des items à retenir, une autre difficulté était présente : il fallait réunir le plus petit nombre d'items sans mettre en danger la validité de contenu, étant donné les contextes scolaires d'administration de questionnaires souvent saturés. Ensuite, la validité de construit concerne l'opérationnalisation des aspects conceptuels à mesurer en s'attardant à leurs

liens avec d'autres concepts (DeVellis, 2017). La formulation des items, adaptée au contexte d'utilisation visé par l'instrument pour chacun des trois concepts visés, a pu contribuer à la validité de construit. Mais pour en juger, comme la validité discriminante peut être utilisée pour tester la validité de construit (Durand et Blais, 2016), la procédure de Fornell et Larcker (1981) a été suivie (les résultats sont présentés plus bas). Sur un plan plus global, le souci de fournir un instrument fiable, aux praticiens et établissements scolaires désirant en faire usage, a été présent tout au long de cette étude, parce qu'assurer la validité d'un tel instrument dépasse la conduite automatique de procédures statistiques (Loye, 2018). Ainsi, avant d'appliquer la procédure choisie (DeVellis, 2017), reconnue par des auteurs spécialisés (Boateng et al., 2018), celle-ci a d'abord fait l'objet de discussions et d'un examen de sa rigueur et de ses fondements théoriques.

Méthodologie¹

Les prochains paragraphes présentent le processus suivi pour former et valider l'ÉPCA FP, inspiré d'une partie de la procédure en huit étapes de DeVellis (2017). La première étape proposée par DeVellis consiste à déterminer clairement ce qu'on veut mesurer. L'étude inductive menée à l'automne 2018, directement auprès d'étudiants de la population cible, a permis de cibler les trois dimensions de perception motivationnelle décrites précédemment (Cabot et Facchin, 2020).

La deuxième étape est la formation d'un ensemble d'items. Une revue de la littérature conduite dans le cadre de la présente étude a mené à choisir 10 items représentant les 3 dimensions visées. Certains d'entre eux découlent d'un processus de traduction d'items originalement formulés en anglais. Les items en version française ont été précisément adaptés au contexte visé par la présente étude, de manière à mieux assurer la validité de contenu de l'instrument (DeVellis, 2017). Par exemple, on les a précédés de « je crois que... » ou « je pense que... » pour appuyer la recherche de leur perception, puisqu'une grande cohorte d'étudiants, dont la plupart n'ont jamais demandé d'aide au CAF de leur établissement, répondront au questionnaire. De plus, les items

1 Les comités d'éthique de chacun des quatre établissements d'enseignement qui ont procédé à l'administration de l'instrument ont préalablement approuvé cette étude. Entre autres précautions, chaque répondant était volontaire et a signé un formulaire de consentement après que l'étude lui eut été expliquée par la chercheuse principale.

originaux visent d'autres contextes que celui de la présente étude, par exemple, l'utilité attribuée à un cours. Ils ont donc été reformulés de manière à capter la perception des étudiants en regard des services offerts au CAF. Le tableau 1 présente la formulation des items une fois adaptés, ainsi que la source primaire d'où provient chacun d'eux.

Les auteurs ont déjà mené les étapes 3 (déterminer le format de l'instrument) et 4 (révision initiale des items par des experts) à l'origine des items sélectionnés. L'ÉPCAFP prendra la forme d'échelles d'accord de type Likert en cinq points (allant de 1 = *pas du tout en accord* à 5 = *très fortement en accord*).

À l'étape 5, DeVellis suggère de considérer l'ajout d'items visant à contribuer à la validation de l'instrument. Nous n'avons pas retenu cette suggestion afin d'en assurer une très courte administration. En effet, comme mentionné précédemment, les contextes scolaires d'administration de questionnaires demandent souvent que plusieurs instruments soient inclus lors d'un même moment d'administration. Ceci peut mener à un état de saturation chez les répondants, et à un plus grand nombre de données manquantes (Gaudreau et al., 2015). On tente d'éviter ce problème en limitant le nombre d'items au minimum. Toutefois, pour contribuer à démontrer la validité de l'instrument, à la fin du processus, la validité discriminante des trois sous-échelles sera examinée. De plus, la validité critériée de l'instrument sera examinée par sa valeur prédictive quant à la variable *Demander ou non de l'aide au CAF en cas de besoin*. Des analyses de régressions logistiques binaires serviront à explorer ces valeurs prédictives.

Tableau 1

Sources primaires, moyennes (écarts-types) et corrélations item – sous-échelle des items de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCAFP)

Items	Source primaire	<i>M</i>	(<i>É.-T.</i>)	<i>r</i> item – sous-échelle
Sous-échelle : perception d'utilité des services du CAF				
Je crois que l'aide offerte par le service d'aide en français mène à améliorer efficacement ses compétences en français (uticaf1).	Hulleman et al. (2017)	4.08	(0.83)	.66
Je crois que l'aide offerte au service d'aide en français est utile pour améliorer efficacement ses compétences en français (uticaf2).	Bédard et Viau (2001)	4.16	(0.81)	.75
Je crois que l'aide offerte au service d'aide en français permet d'améliorer efficacement ses compétences en français (uticaf3).	Bédard et Viau (2001)	4.11	(0.78)	.71
Sous-échelle : intérêt relatif aux services du CAF				
Je pense que je pourrais aimer faire les tâches et exercices du service d'aide en français (intcaf1).	Corbière et al. (2006)	2.73	(1.04)	.80
Je pense que je pourrais avoir du plaisir à faire les tâches et exercices du service d'aide en français (intcaf2).	Corbière et al. (2006)	2.66	(1.04)	.83
Je pense que je pourrais me sentir stimulé(e) par les tâches et exercices du service d'aide en français (intcaf3).	Harackiewicz et al. (2008)	2.78	(1.00)	.82
Je pense que je pourrais me sentir intéressé(e) par les tâches et les exercices du service d'aide en français (intcaf4).	Harackiewicz et al. (2008)	2.76	(1.11)	.83
Sous-échelle : contrôlabilité perçue vis-à-vis les services du CAF				
Je crois que les étudiants qui s'adressent au service d'aide en français peuvent décider de certaines choses dans la façon de recevoir de l'aide en français (contcaf1).	Bédard et Viau (2001)	3.70	(0.85)	.58
Je crois que les étudiants qui s'adressent au service d'aide en français ont leur mot à dire sur le déroulement des services d'aide à recevoir en français (contcaf2).	Bédard et Viau (2001)	3.76	(0.92)	.61
Je crois que les étudiants qui s'adressent au service d'aide en français peuvent choisir la manière de recevoir de l'aide en français (contcaf3).	Reeve, Nix et Hamm (2003)	3.63	(0.93)	.60

Note. *N* = 655.

Avant de mener les trois dernières étapes, représentant l'évaluation empirique de l'instrument (Crawford et Kelder, 2019), l'échantillon de 1400 répondants a été scindé aléatoirement en deux fichiers de répondants distincts, comme le suggère DeVellis (2017). L'intention est de faire l'évaluation initiale de l'instrument en utilisant une analyse factorielle exploratoire avec le logiciel SPSS sur l'un des deux fichiers (échantillon A), puis de faire une analyse factorielle confirmatoire du modèle résultant avec le logiciel LISREL sur le deuxième (échantillon B). On cherche ainsi à éviter que des similarités entre les conclusions émanant des deux analyses factorielles soient dues au fait que les répondants proviennent du même échantillon. Par ailleurs, cette stratégie peut contribuer à apprécier la stabilité de l'instrument (DeVellis, 2017).

L'échantillon A est composé de 655 collégiens (45 données manquantes, dont les cas ont été retirés) provenant de 4 cégeps (étape 6 : l'administration des items), ayant répondu aux items durant la première semaine du semestre d'automne 2019. L'évaluation des items (étape 7) a été conduite suivant différentes opérations décrites plus bas. Ensuite, une analyse factorielle exploratoire a été conduite sur l'ensemble des items, pour vérifier s'ils se distinguent bien en fonction des trois concepts. Puis, la consistance interne de chaque sous-échelle a été évaluée à l'aide du calcul du Lambda-6 de Guttman (Bourque et al., 2019). Le nombre d'items a dès lors été considéré sur la base des résultats de ces deux analyses (étape 8). Finalement, les items ont été intégrés à une analyse factorielle confirmatoire, avec l'échantillon B, pour apprécier les indices d'ajustement à un modèle représentant les sous-échelles proposées.

Résultats

La description initiale des items

Les chercheuses ont effectué une première vérification des données par la recherche de données aberrantes ainsi que par l'examen des caractéristiques descriptives des données pour chaque item. Aucune donnée absurde ou extrême n'a été trouvée. Sept répondants ayant rapporté des données aberrantes ont été éliminés du fichier. Tous les degrés d'asymétrie et d'aplatissement sont compris entre -0.75 et 1.18 , ce qui respecte les limites

de ± 2.00 précisées dans la littérature (Brown, 1997 ; DeCarlo, 1997). Le tableau 1 expose la moyenne et l'écart-type de chaque item.

Comme l'explique DeVellis (2017), l'idéal est d'observer que les moyennes et les écarts-types des données ne situent pas celles-ci trop près des deux extrêmes de l'échelle. Dans le cas présent, comme il s'agit d'une échelle en cinq points, les moyennes et les écarts-types des sous-échelles d'intérêt et de contrôlabilité sont très satisfaisants. Pour ce qui est des items d'utilité, les données sont assez près de la limite supérieure de l'échelle. Mais comme elles le sont pour les trois items, nous avons décidé de les garder telles quelles pour en poursuivre l'étude. Suivant le conseil de DeVellis (2017), la corrélation de chaque item avec le reste de son échelle a été examinée. Toutes ces corrélations (rapportées dans le tableau 1) sont supérieures à .3, ce qui est satisfaisant (Field, 2013) et confirme la décision de les garder pour les analyses subséquentes. Par ailleurs, la matrice des corrélations interitems (tableau 2) a été scrutée pour apprécier la linéarité ($r > .3$) et la non-multicolinéarité ($r < .9$) des données. Les corrélations intraéchelles sont toutes situées entre .5 et .8 et sont toutes significatives, ce qui contribue à la décision de les conserver pour en poursuivre l'analyse.

Tableau 2

Matrice des corrélations de Pearson interitems de l'ÉPCA FP

Code de l'item	Utica1	Utica2	Utica3	Intca1	Intca2	Intca3	Intca4	Contca1	Contca2	Contca3
Utica1	1	.64**	.59**	.25**	.25**	.24**	.25**	.15**	.06	.16**
Utica2		1	.71**	.27**	.27**	.27**	.27**	.28**	.19**	.24**
Utica3			1	.24**	.29**	.26**	.24**	.21**	.16**	.27**
Intca1				1	.76**	.71**	.73**	.14**	.06	.09*
Intca2					1	.75**	.75**	.14**	.11**	.19**
Intca3						1	.77**	.16**	.16**	.19**
Intca4							1	.17**	.13**	.19**
Contca1								1	.53**	.52**
Contca2									1	.55**
Contca3										1

Note. * $p < .05$. ** $p < .01$.

L'analyse factorielle exploratoire

Pour explorer les regroupements d'items résultant des analyses descriptives initiales, une analyse en composantes principales a été conduite avec rotation oblique (*direct oblimin*) des facteurs. En effet, cette dernière option permettant aux facteurs de corrélérer entre eux est appropriée considérant les liens conceptuels entre les trois sous-échelles explorées (Field, 2013 ; Tabachnick et Fidell, 2007). Nous avons basé le nombre de facteurs à extraire sur les valeurs propres générées statistiquement, pour éviter d'introduire un élément de subjectivité (en fixant manuellement le nombre de facteurs) dans l'exploration des items (DeVellis, 2017). Les résultats de l'analyse démontrent que les 10 items se regroupent distinctement sous 3 facteurs qui représentent bien les 3 sous-échelles identifiées précédemment, avec des valeurs propres toutes supérieures au critère de 1 de Kaiser. De plus, le résultat significatif ($p < .001$) au test de sphéricité de Bartlett confirme les combinaisons linéaires des items. Ensemble, les trois facteurs expliquent 76.21 % de la variance des données. L'indice Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .82$) révèle une très bonne qualité de l'échantillonnage et toutes les corrélations de la diagonale de la matrice anti-image sont supérieures à .73, ce qui est bien au-dessus de la limite de .5 suggérée par Field (2013). La saturation des items (matrice des structures), après rotation, est présentée dans le tableau 3. Ce dernier permet aussi de constater une cohérence interne satisfaisante, considérant le degré de fidélité de chacune des sous-échelles ($.69 < \lambda < .90$).

Tableau 3

Résultats de l'analyse factorielle exploratoire menée auprès de l'échantillon A

Items	Coefficients de saturation factorielle		
	Intérêt pour les services du CAF	Contrôlabilité perçue vis-à-vis des services du CAF	Perception d'utilité des services du CAF
Intcaf2	.91	.17	-.31
Intcaf4	.90	.19	-.28
Intcaf3	.90	.20	-.29
Intcaf1	.89	.10	-.29
Contcaf2	.13	.84	-.13
Contcaf3	.19	.83	-.26
Contcaf1	.17	.82	-.25
Utica2	.30	.29	-.90

Coefficients de saturation factorielle			
Items	Intérêt pour les services du CAF	Contrôlabilité perçue vis-à-vis des services du CAF	Perception d'utilité des services du CAF
Utica3	.28	.26	-.87
Utica1	.28	.12	-.85
Valeurs propres	4.05	2.01	1.57
$\lambda-6^*$.90	.69	.78
<i>r</i> interfactorielles			
Intérêt		.19	-.32
Contrôlabilité			-.25

Notes. Méthode d'extraction : analyse en composantes principales.

Méthode de rotation : oblimin direct.

La rotation a convergé en 5 itérations.

Les coefficients de saturation qui sont dans les dimensions attendues sont en gras.

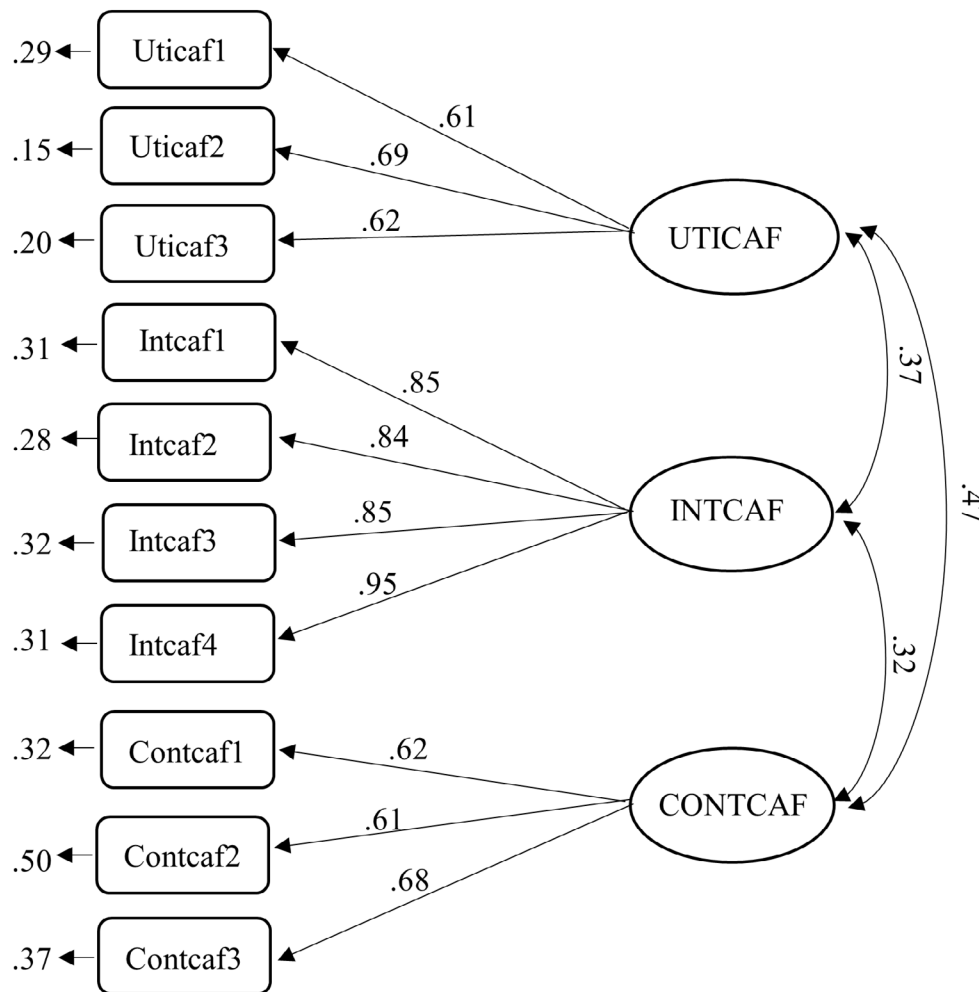
*Lambda-6 de Guttman (indice de fidélité suggéré par Bourque et al., 2019).

L'analyse factorielle confirmatoire

Les données des 10 items de l'ÉPCAFCP provenant de l'échantillon B ($n = 669$; 31 données manquantes, dont les cas ont été retirés) ont été introduites dans une analyse factorielle confirmatoire en utilisant le logiciel LISREL 10.20 (Jöreskog et Sörbom, 2019). La méthode de vraisemblance maximum a été utilisée pour vérifier l'adéquation du modèle. Le modèle factoriel soumis à l'analyse comprenait les trois variables latentes (concepts motivationnels) représentant les trois échelles que l'ÉPCAFCP prétend mesurer. Ce modèle est représenté à la figure 1.

Figure 1

Modèle factoriel confirmatoire



Note. Tous les paramètres et termes d'erreur sont significatifs à $p < .001$.

Suivant les recommandations de Baillargeon (2006), les indices retenus pour évaluer le modèle sont le RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) et son intervalle de confiance (IC), le CFI (*Comparative Fit Index*), le NNFI (*Non-normed Fit Index*), le RMR (*Root Mean Square Residual*) standardisé, ainsi que le rapport χ^2/ddl (khi carré/degrés de liberté). Le RMSEA vérifie la concordance entre la matrice reproduite et la matrice observée (Baillargeon, 2006). Cet auteur souligne qu'un RMSEA inférieur à

.05 indique une très bonne adéquation entre le modèle et la réalité de l'échantillon et que lorsqu'il se situe entre .05 et .08, le modèle est considéré comme acceptable. Le NNFI et le CFI sont tous deux des indices relatifs d'ajustement qui comparent le modèle à un autre pour en apprécier l'adéquation. Le GFI (*Goodness of Fit Index*) est un indice absolu d'ajustement qui indique la proportion de variance/covariance générée par le modèle. L'indice doit être supérieur à .90 pour que le modèle soit jugé convenable (Baillargeon, 2006). Le RMR standardisé représente la moyenne des résidus standardisés. Une valeur inférieure à .05 indique un ajustement acceptable. Le χ^2 teste l'hypothèse nulle selon laquelle la matrice des covariances prédites par le modèle correspond parfaitement à la matrice des covariances observées dans l'échantillon. Conséquemment, s'il est significatif, il considère le modèle comme imparfait, ce qui conduit trop souvent au rejet de bons modèles. Dans d'autres cas, il peut mener à l'acceptation de mauvais modèles (Miles et Shevlin, 2007). On conseille donc de juger de l'adéquation du modèle en se basant sur le coefficient lui-même plutôt que sur son degré de signification : un grand χ^2 indique un mauvais modèle alors qu'un petit χ^2 indique un bon modèle. On utilisera donc les degrés de liberté (*ddl*) comme base de standardisation pour considérer le χ^2 comme grand ou petit (Diamantopoulos et Siguaw, 2000). Un ratio χ^2/ddl de 2/1 ou de 3/1 indique que le modèle est adéquat (Vieira, 2011). Le tableau 4 présente les statistiques d'ajustement du modèle à trois facteurs. Ce modèle est comparé à un modèle à deux facteurs où les items d'intérêt et d'utilité ont été intégrés en un seul facteur pour représenter le concept de valeur qu'on trouve dans certains modèles théoriques (p. ex., Eccles et Wigfield, 2002 ; Viau, 2009). Les deux facteurs sont donc la « valeur » et la « contrôlabilité ». Enfin, un modèle unidimensionnel intégrant tous les items en un seul facteur complète l'exercice de comparaison des modèles testés.

Tableau 4*Indices d'ajustement des trois modèles*

Modèles	RMSEA	NNFI	CFI	GFI	RMR	χ^2/ddl
Trois facteurs	.046 (IC 90 % [.03, .06])	.98	.99	.98	.03	2.43
Deux facteurs	.196 (IC 90 % [.19, .21])	.65	.74	.77	.10	25.68
Unidimensionnel	.233 (IC 90 % [.22, .25])	.51	.62	.68	.12	35.97

Les indices d'ajustement de l'ÉPCAFP (modèle à trois facteurs) sont satisfaisants. De plus, tous les coefficients de saturation sont significatifs ($t > 1.96$) et toutes les estimations de variances d'erreur sont significatives ($t > 1.96$). La force des coefficients de régression allant de chaque variable latente à ses variables observées, qu'on peut voir sur la figure 1, est forte (entre .61 et .95). Les indices d'ajustement évaluant le modèle sont donc tous cohérents. On peut en conclure que l'ensemble est satisfaisant et mène à la confirmation que le modèle à trois facteurs représente bien les données.

La validité discriminante et la validité critériée

Deux analyses supplémentaires ont contribué à juger la validité empirique de l'ÉPCAFP. D'abord, on vérifie que, pour chaque sous-échelle, seul le concept visé soit mesuré par le groupe d'items (validité discriminante). La technique de Fornell et Larcker (1981 ; Farrell et Rudd, 2009) a permis de procéder à cette vérification. De cette façon, on s'assure de la distinction entre les trois sous-échelles formant l'instrument. Ensuite, les chercheuses ont vérifié la capacité de l'instrument à prédire un critère externe à l'instrument (validité critériée ou validité prédictive ; DeVellis, 2017), mesure prise après l'administration de l'instrument étudié.

Pour apprécier la validité discriminante des trois sous-échelles de l'instrument, Fornell et Larcker (1981) proposent de comparer, pour chaque paire de sous-échelles de l'instrument, la variance moyenne des indices de saturation des items de chaque variable latente (*average variance extracted* [AVE]) à la variance partagée entre les deux variables latentes. L'AVE de chacune des deux variables latentes doit être supérieure à la variance partagée de la paire testée. Les résultats présentés dans le tableau 5 découlent des données de l'échantillon B. Ils permettent de constater que les trois sous-échelles mesurent bien trois conceptions distinctes, bien qu'elles soient apparentées sur le plan conceptuel, ce qui mène à considérer la validité discriminante des sous-échelles de l'ÉPCAFP comme satisfaisante.

Tableau 5

Corrélations et variances partagées par chaque paire de sous-échelles de l'ÉPCAFP et variance moyenne des indices de saturation (AVE) de chaque sous-échelle

Paires de sous-échelles	<i>r</i>	<i>r</i>²	AVE	
INTCAF – UTICAF	.37	.14	INTCAF :	.77
			UTICAF :	.41
UTICAF – CONTCAF	.47	.22	UTICAF :	.41
			CONTCAF :	.41
INTCAF – CONTCAF	.32	.10	INTCAF :	.77
			CONTCAF :	.41

Note. $n = 669$.

Pour ce qui est de la validité critériée, étant donné la visée contextuelle dans laquelle cet instrument a été conçu, le critère externe de validité à prédire est le fait de demander, ou non, de l'aide au CAF en cas de besoin. Ainsi, à la toute fin de la session à laquelle les données de validation de l'instrument ont été collectées, un court sondage a été envoyé, par le biais du portail virtuel de chacun des quatre cégeps impliqués dans l'étude, à tous les étudiants qui avaient rempli l'ÉPCAFP en début de session. Parmi eux, 633 ont répondu au sondage et 203 ont affirmé avoir eu besoin d'aide ou de soutien en français à au moins un moment de la session. Lorsqu'on leur a demandé s'ils avaient opté pour solliciter cette aide au CAF ou non, 187 (oui : $n = 61$; non : $n = 126$) ont répondu. L'addition des scores des 3 sous-échelles a permis d'obtenir un score total à l'ÉPCAFP pouvant être compris entre 3 et 15. Une régression logistique a été opérée de manière indépendante sur l'échelle totale (ÉPCAFP) et sur chacune des trois sous-échelles (INTCAF, UTICAF et CONTCAF) pour estimer respectivement leur valeur prédictive sur le fait de demander ou non de l'aide au CAF en cas de besoin. Le tableau 6 présente ces résultats. On y constate que l'échelle totale prédit bien le fait de solliciter l'aide du CAF en cas de besoin, de même que les sous-échelles d'intérêt et d'utilité perçue, quoique moins fortement en ce qui concerne cette dernière. De son côté, la sous-échelle représentant la perception de contrôlabilité ne prédit pas ensuite le fait de solliciter ou non de l'aide au CAF en cas de besoin. Le fait qu'on ne puisse constater la validité prédictive de cette sous-échelle n'invalide cependant pas l'échelle totale, probablement par un effet

de compensation amené par la forte valeur prédictive de l'intérêt perçu. Nous exposerons des explications hypothétiques de ce résultat dans la section Discussion et limites.

Tableau 6

Modèles indépendants de régression logistique binaire sur quatre prédicteurs de la variable dépendante « Demander ou non de l'aide au CAF en cas de besoin »

Échelle et sous-échelles	<i>b</i>	ES	Wald	Rapport de cotes	95 % IC (Rapport de cotes)
EPCAFCP	0.33	.10	11.31***	1.39	[1.15, 1.67]
INTCAF	1.01	.22	21.67***	2.74	[1.79, 4.18]
UTICAF	0.47	.24	3.99*	1.60	[1.01, 2.55]
CONTCAF	0.09	.20	0.21	1.10	[0.74, 1.64]

Note. $n = 187$ pour toutes les variables ; $ddl = 1$ pour toutes les variables ; * $p < .05$. *** $p \leq .001$.

Discussion et limites

Dans cette étude, 10 items inspirés de la littérature du champ de la motivation scolaire ont été contextualisés pour former l'ÉPCAFCP qui a été soumise à 1400 collégiens, à l'automne 2019, pour en effectuer une validation. Les résultats des analyses des items ont démontré une structure en trois facteurs respectant les trois concepts visés, selon les résultats à des analyses factorielles exploratoire et confirmatoire. Ceux-ci forment donc les trois sous-échelles suivantes, découlant des raisons de non-fréquentation émises par des collégiens à l'automne 2018 (exemples entre parenthèses) : l'intérêt perçu des services du CAF (*les activités ont l'air ennuyantes*), la perception d'utilité de ces services (*je ne pense pas que ça va m'aider à améliorer mes performances*) ainsi que la contrôlabilité perçue sur ces services (*ils vont me donner des rendez-vous précis sur place durant le jour, alors que je voudrais les contacter de chez moi au moment où j'en ai besoin*).

Les analyses permettant d'explorer la validité empirique de l'instrument ont permis de constater que le score total à l'ÉPCAFCP, ainsi que les scores spécifiques aux sous-échelles d'intérêt et d'utilité prédisent le fait de demander ou non de l'aide au CAF en cas de besoin. Toutefois, aucune valeur prédictive n'est observée pour la variable de contrôlabilité. À ce propos, il est exclu de croire que, sur le plan conceptuel,

la contrôlabilité perçue sur la manière de recevoir les services du CAF ne soit pas liée au fait de s'y engager en cas de besoin, puisque des membres de la population cible ont explicitement exprimé cette raison de non-fréquentation. Deux autres explications semblent possibles. D'abord, la formulation des items pourrait être mise en cause. Comme le conseille DeVellis (2017), les items devraient être contextualisés très précisément. Dans le cas présent, les items de contrôlabilité choisis dans la littérature ont été contextualisés en fonction des services offerts au CAF, mais ils auraient possiblement pu être davantage collés aux raisons de non-fréquentation exprimées par les étudiants. Une deuxième explication possible de l'absence de valeur prédictive de la contrôlabilité implique le résultat indiquant que l'intérêt soit le meilleur prédicteur motivationnel du comportement de demande d'aide au CAF (tableau 6). Le fait de considérer en parallèle ces deux résultats fait écho à la relation d'interférence entre l'intérêt et le contrôle par l'exercice de choix décrite par Patall (2013) et son collègue (Patall et Yang Hooper, 2019). En effet, il semble que lorsque les modalités sur lesquelles l'étudiant peut exercer du contrôle ne sont pas alignées avec ses intérêts, il perçoive l'exercice de ce contrôle comme non pertinent. Pour être motivant, le fait de pouvoir choisir doit permettre à l'étudiant d'exprimer ses préférences et d'agir sur la base de ses intérêts (Patall et Yang Hooper, 2019). Conséquemment, si les modalités sur lesquelles l'étudiant peut exercer du contrôle dans la manière de recevoir les services du CAF ne lui permettent pas de choisir des services qui l'intéressent, cette contrôlabilité est insignifiante pour lui. L'intérêt pourrait donc avoir préséance sur la contrôlabilité, ce qui serait cohérent avec le résultat attribuant la meilleure valeur prédictive de l'intérêt relatif au comportement de demande d'aide des participants.

Par ailleurs, l'examen des moyennes et des écarts-types du tableau 1 laisse croire que la formulation des items d'utilité pourrait être plus forte, de manière à en déplacer la distribution un peu plus vers le centre de l'échelle. Une reformulation ou l'ajout d'items de contrôlabilité et d'utilité pourraient être tentés si une nouvelle occasion de validation de l'instrument se présentait. Toutefois, l'instrument est dès maintenant validé et fonctionnel, le score total prédisant bien le fait d'opter ou non pour les services du CAF en cas de besoin. Son utilisation avant et après l'intervention devrait révéler l'efficacité des changements apportés dans les services d'un CAF, ou dans leur diffusion, sur la perception qu'ils suscitent chez les étudiants d'un établissement postsecondaire.

Une étude visant précisément cet objectif contribuerait à l'appréciation de la validité de l'instrument.

De plus, la validité de l'instrument devrait être vérifiée auprès d'échantillons d'étudiants universitaires. En effet, des CAF sont présents dans la plupart des universités québécoises ainsi qu'à l'extérieur du Québec. Il serait intéressant d'explorer la perception qu'en ont les étudiants de ces établissements. L'instrument, une fois sa validité confirmée, pourrait facilement être adapté à d'autres centres d'aide disciplinaires, comme les centres d'aide en mathématiques, en anglais ou en philosophie, aussi très répandus dans les établissements postsecondaires.

Conclusion

L'élaboration de l'ÉPCAFP avait l'objectif de rendre un portrait de la perception qu'a la population estudiantine d'établissements d'enseignement postsecondaire envers les services de soutien offerts au CAF de leur établissement. Ce besoin découle d'un problème rapporté par les praticiens, à savoir qu'un grand nombre d'étudiants éprouvant des difficultés à maîtriser la langue qu'ils réfèrent au CAF ne s'y présentent pas pour bénéficier des services, alors que d'autres le font et en sont satisfaits. Une étude qualitative inductive, menée auprès de 985 collégiens à l'automne 2018, a permis d'identifier diverses raisons de non-fréquentation du CAF par les étudiants (Cabot et Facchin, 2020). Parmi ces raisons ressortent des éléments relatifs à la perception qu'ont les étudiants des services offerts au CAF. Une revue de la littérature a permis de constater que ces trois éléments de perception touchent au champ de la motivation (intérêt, utilité et contrôlabilité) : leur perception des services ne semble donc pas les motiver à solliciter ceux-ci. Face à ce constat, des praticiens désirent tenter des changements dans les services qu'ils offrent au CAF ou dans leur diffusion, et ont besoin d'un instrument rapide et facile à utiliser, qui permettrait d'apprécier l'impact de ces interventions sur la perception des étudiants de leur établissement, ce qui a mené à l'élaboration de l'Échelle de perception d'un centre d'aide en français du postsecondaire (ÉPCAFP). Les résultats en découlant confirment la validité de l'instrument qui peut dès lors être considéré comme un bon baromètre de la tendance à opter pour les services du CAF en cas de besoin.

Références

- Ainley, M. (2012). Students' interest and engagement in classroom activities. Dans S. L. Christenson, A. L. Reschly et C. Wylie (dir.), *Handbook of research on student engagement* (p. 283–302). Springer.
- Ames, C. (1992). Classrooms : Goals, structures, and student motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261–271. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.84.3.261>
- Baillargeon, J. (2006, 9 janvier). *L'analyse factorielle confirmatoire*. Yumpu. <https://www.yumpu.com/fr/document/view/36017414/lanalyse-factorielle-confirmatoire>
- Barrette, C. (2015). *Les conditions d'efficacité de l'aide par les pairs*. Consortium d'animation sur la persévérance et la réussite en enseignement supérieur (CAPRES). https://www.capres.ca/wp-content/uploads/2015/05/Dossier_final_22_mai_2015.pdf
- Bédard, D. et Viau, R. (2001). *Le profil d'apprentissage des étudiantes et des étudiants de l'Université de Sherbrooke : résultats de l'enquête menée au trimestre d'automne 2000 : J'ai mon mot à dire sur ma façon d'apprendre*. Université de Sherbrooke. <http://hdl.handle.net/11143/11572>
- Boateng, G.O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quiñonez, H. R. et Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health*, 6, 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Bouffard, T., Vézeau, C., Chouinard, R. et Marcotte, G. (2006). L'illusion d'incompétence chez l'élève du primaire : Plus qu'un problème de biais d'évaluation. Dans B. Galand et É. Bourgeois (dir.), *(Se) motiver à apprendre* (p. 41–49). Presses universitaires de France.
- Bourque, J., Doucet, D., LeBlanc, J., Dupuis, J. et Nadeau, J. (2019). L'alpha de Cronbach est l'un des pires estimateurs de la consistance interne : une étude de simulation. *Revue des sciences de l'éducation*, 45(2), 78–99. <https://doi.org/10.7202/1067534ar>

- Brown, J. D. (1997). Skewness and Kurtosis. *Shiken: JALT Testing & Evaluation SIG Newsletter*, 1(1), 20–23. <http://hosted.jalt.org/test/PDF/Brown1.pdf>
- Cabot, I. (2014). *The four-phase model of interest development : Elaboration of a measurement instrument* [Communication par affiche]. Conférence annuelle de l'American Educational Research Association (AERA). <https://eduq.info/xmlui/bitstream/handle/11515/34755/cabot-four-phases-model-interest-development-affiche-AERA-2014.pdf>
- Cabot, I. et Facchin, S. (2020). Identification des raisons de non-fréquentation des centres d'aide en français du postsecondaire au Québec. *Revue internationale de pédagogie de l'enseignement supérieur (RIPES)*, 36(1), 1–25. <https://doi.org/10.4000/ripes.2406>
- Centre collégial de développement de matériel didactique [CCDMD]. (2017). *Rencontre Intercaf 2017. Activité – Les bons coups dans les CAF* [compte rendu]. https://intercafdev.ccdmd.qc.ca/wp-content/uploads/2017/12/bons_coups_intercaf2017.pdf
- Centre collégial de développement de matériel didactique [CCDMD]. (2018). *Bottin des CAF*. <https://www.ccdmd.qc.ca/fr/caf/index.cgi?action=imprimer>
- Clark, R. et Andrews, J. (2009). *Peer mentoring in higher education : A literature review*. Aston Centre for Learning Innovation & Professional Practice (CLIPP), Aston University. https://publications.aston.ac.uk/id/eprint/17985/1/Peer_mentoring_in_higher_education.pdf
- Corbière, M., Fraccaroli, F., Mbekou, V. et Perron, J. (2006). Academic self-concept and academic interest measurement: A multi-sample European Study. *European Journal of Psychology of Education*, 21(1), 3–15. <https://doi.org/10.1007/BF03173566>
- Crawford, J. A. et Kelder, J.-A. (2019). Do we measure leadership effectively ? Articulating and evaluating scale development psychometrics for best practice. *The Leadership Quarterly*, 30(1), 133–144. <https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2018.07.001>
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292–307. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.2.3.292>

- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development : Theory and applications* (4e éd.). SAGE.
- Diamantopoulos, A. et Sigauw, J. A. (2000). *Introducing LISREL : A guide for the uninitiated*. SAGE.
- Dubeau, A., Frenay, M. et Samson, G. (2015). L'utilité perçue de la tâche : Présentation du concept et état de la recherche. *Revue canadienne de l'éducation*, 38(1), 1–23. <https://journals.sfu.ca/cje/index.php/cje-rce/article/view/1757>
- Durand, C. et Blais, A. (2016). La mesure. Dans Gauthier, B. et I. Bourgeois (dir.), *Recherche Sociale* (6e éd., p. 223–248). Presses de l'Université du Québec.
- Eccles, J. S. et Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109–132. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153>
- Evans, M. et Boucher, A. R. (2015). Optimizing the power of choice : Supporting student autonomy to foster motivation and engagement in learning. *Mind, Brain, and Education*, 9(2), 87–91. <https://doi.org/10.1111/mbe.12073>
- Farrell, A. M. et Rudd, J. M. (2009, 30 novembre–2 décembre). *Factor analysis and discriminant validity : A brief review of some practical issues* [Communication orale]. Australia and New Zealand Marketing Academy Conference, Australie. <http://publications.aston.ac.uk/id/eprint/7644/>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4e éd.). SAGE.
- Fornell, C. et Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Fortier, D. et Ménard, J.-S. (2017). Les centres d'aide en français, d'hier à demain. *Correspondance*, 23(2). <http://correspo.ccdmd.qc.ca/index.php/document/les-centres-daide-en-francais-dhier-a-demain/>
- Gaudreau, N., Frenette, É. et Thibodeau, S. (2015). Élaboration de l'Échelle du sentiment d'efficacité personnelle des enseignants en gestion de classe (ÉSEPGC). *Mesure et évaluation en éducation*, 38(2), 31–60. <https://doi.org/10.7202/1036762ar>
- Harackiewicz, J. M., Durik, A. M., Barron, K. E., Linnenbrink-Garcia, L. et Tauer, J. M. (2008). The role of achievement goals in the development

- of interest: Reciprocal relations between achievement goals, interest, and performance. *Journal of Educational Psychology*, 100(1), 105–122. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.100.1.105>
- Hidi, S. et Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational Psychologist*, 41(2), 111–127. https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102_4
- Hidi, S., Renninger, K. A. et Krapp, A. (2004). Interest, a motivational variable that combines affective and cognitive functioning. Dans D. Y. Dai et R. J. Sternberg (dir.), *Motivation, emotion, and cognition : Integrative perspectives on intellectual functioning and development*. (p. 89–115). Lawrence Erlbaum.
- Hulleman, C. S., Godes, O., Hendricks, B. L. et Harackiewicz, J. M. (2010). Enhancing interest and performance with a utility value intervention. *Journal of Educational Psychology*, 102(4), 880–895. <https://doi.org/10.1037/a0019506>
- Hulleman, C. S., Kosovich, J., Barron, K. E. et Daniel, D. B. (2017). Making connections : Replicating and extending the utility value intervention in the classroom. *Journal of Educational Psychology*, 109(3), 387–404. <https://doi.org/10.1037/edu0000146>
- Jacobs, J. E. et Eccles, J. S. (2000). Parents, task values, and real-life achievement-related choices. Dans C. Sansone et J. M. Harackiewicz (dir.), *Intrinsic and extrinsic motivation: The search for optimal motivation and performance* (p. 405–439). Academic Press.
- Jöreskog, K. et Sörbom, D. (2019). *LISREL 10.20* (Version 10.20) [Computer software]. Scientific Software International, Inc.
- Katz, I. et Assor, A. (2007). When choice motivates and when it does not. *Educational Psychology Review*, 19(4), 429–442. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9027-y>
- Laurier, M., Tousignant, R. et Morissette, D. (2005). *Les principes de la mesure et de l'évaluation des apprentissages*. Gaëtan Morin.
- Legault, G. (2014). Le CAF de l'ITA, campus de Saint-Hyacinthe, une formule efficace. *Correspondance*, 20(1). <http://correspo.ccdmd.qc.ca/index.php/document/pour-tout-bagage-on-a-vingt-ans/le-caf-de-lita-campus-de-saint-hyacinthe-une-formule-efficace/>

- Linnenbrink-Garcia, L., Durik, A. M., Conley, A. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., Karabenick, S. A. et Harackiewicz, J. M. (2010). Measuring situational interest in academic domains. *Educational and Psychological Measurement*, 70(4), 647–671. <https://doi.org/10.1177/0013164409355699>
- Loye, N. (2018). Et si la validation était plus qu'une suite de procédures techniques ? *Mesure et évaluation en éducation*, 41(1), 97–123. <https://doi.org/10.7202/1055898ar>
- Lyman, M., Beecher, M. E., Griner, D., Brooks, M., Call, J. et Jackson, A. (2016). What keeps students with disabilities from using accommodations in postsecondary education ? A qualitative review. *Journal of Postsecondary Education and Disability*, 29(2), 123–140.
- Marshak, L., Van Wieren, T., Raeke Ferrell, D., Swiss, L. et Dugan, C. (2010). Exploring Barriers to College Student Use of Disability Services and Accommodations. *Journal of Postsecondary Education and Disability*, 22(3), 151–165.
- Messick, S. (1989). Validity. Dans R. Linn (dir.), *Educational measurement* (p. 13–103). American Council on Education/Macmillan.
- Miles, J. et Shevlin, M. (2007). A time and a place for incremental fit indices. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 869–874. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.022>
- Ministère de l'Éducation et de l'Enseignement supérieur du Québec [MEES]. (2020). *Le système scolaire québécois*. <http://www.education.gouv.qc.ca/references/etudier-au-quebec/systeme-scolaire-quebecois/>
- Nolet, M.-J. (2019). Les CAF en chiffres : Faits saillants d'une enquête sur la situation des centres d'aide en français. *Correspondance*, 24(9). <http://correspo.ccdmd.qc.ca/index.php/document/les-caf-en-chiffres-faits-saillants-dune-enquete-sur-la-situation-des-centres-daide-en-francais/>
- Olaussen, A., Reddy, P., Irvine, S. et Williams, B. (2016). Peer-assisted learning : Time for nomenclature clarification. *Medical Education Online*, 21(1). <https://doi.org/10.3402/meo.v21.30974>

- Patall, E. A. (2013). Constructing motivation through choice, interest, and interestingness. *Journal of Educational Psychology*, 105(2), 522–534. <https://doi.org/10.1037/a0030307>
- Patall, E. A. et Yang Hooper, S. (2019). The promise and peril of choosing for motivation and learning. Dans K. Ann Renninger et S. E. Hidi (dir.), *The Cambridge handbook of motivation and learning* (p. 238–262). Cambridge University Press.
- Reeve, J., Nix, G. et Hamm, D. (2003). Testing models of the experience of self-determination in intrinsic motivation and the conundrum of choice. *Journal of Educational Psychology*, 95(2), 375–392. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.95.2.375>
- Renninger, A. K. et Hidi, S. (2017). *The power of interest for motivation and engagement*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315771045>
- Ryan, R. M. et Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations : Classic definitions and new directions. *Contemporary and Educational Psychology*, 25(1), 54–67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Schiefele, U. (2009). Situational and individual interest. Dans K. R. Wentzel et D. Miele (dir.), *Handbook of motivation at school* (p. 197–222). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203879498>
- Tabachnick, B. G. et Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5e éd.). Allyn and Bacon.
- Viau, R. (2009). *La motivation à apprendre en milieu scolaire*. ERPI.
- Viau, R., Joly, J. et Bédard, D. (2004). La motivation des étudiants en formation des maîtres à l'égard d'activités pédagogiques innovatrices. *Revue des sciences de l'éducation*, 30(1), 163–176. <https://doi.org/10.7202/011775ar>
- Vieira, A. L. (2011). *Interactive LISREL in practice: Getting started with a SIMPLIS approach*. Springer.