

Étude exploratoire de la dimensionnalité et des facteurs expliqués par une traduction française de *l'Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser dans trois universités québécoises

Gilles Raïche, Louise Langevin, Martin Riopel and Yves Mauffette

Volume 29, Number 2, 2006

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1086728ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1086728ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Raïche, G., Langevin, L., Riopel, M. & Mauffette, Y. (2006). Étude exploratoire de la dimensionnalité et des facteurs expliqués par une traduction française de *l'Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser dans trois universités québécoises. *Mesure et évaluation en éducation*, 29(2), 41–61. <https://doi.org/10.7202/1086728ar>

Article abstract

Student learning outcomes depend of many factors. Among these, teaching strategies would be of importance, more specifically teaching styles. Scales had been proposed to measure teaching styles. The Trigwell and Prosser *Inventory of teaching approaches* is one of these, and seems to become more and more popular. However, a French version of the *Inventory* is not available to support research and practical applications. Thus, a French translation of the *Inventory* had been realized in the Québec Province. An explanatory factor analysis shows that two factors explain the structure of the translated instrument, like it was discovered in the English version. The first factor is characterized by a strategy centered on the teacher, and directed toward information transmission to students. The second factor is associated to a strategy centered on the student, and aimed at inducing conceptual changes.

Étude exploratoire de la dimensionnalité et des facteurs expliqués par une traduction française de l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser dans trois universités québécoises

Gilles Raïche

Louise Langevin

Martin Riopel

Département d'éducation et pédagogie, UQAM

Yves Mauffette

Département des sciences biologiques, UQAM

MOTS CLÉS: Styles d'enseignement, traduction d'instruments de mesure, analyse factorielle

*Les résultats d'apprentissages d'un étudiant sont tributaires de plusieurs facteurs. Parmi ceux-ci, les méthodes d'enseignement seraient d'une grande importance, plus spécifiquement les styles d'enseignement. Divers instruments ont été proposés pour permettre d'obtenir une, ou des mesures en lien avec les styles d'enseignement. L'*Inventaire des approches d'enseignement de Trigwell et Prosser*, instrument qui semble de plus en plus populaire, est une de ces mesures des styles d'enseignement. L'*Inventaire des approches d'enseignement* n'est toutefois pas disponible en langue française pour soutenir les recherches et les applications chez les locuteurs de cette langue. Dans ce contexte, une traduction française de l'*Inventaire des approches d'enseignement* a été réalisée au Québec. Une étude exploratoire de la dimensionnalité et des facteurs expliqués par l'*Inventaire* indique l'existence de deux facteurs, tout comme dans la version en langue anglaise. Le premier facteur est caractérisé par une stratégie centrée sur le professeur qui vise la transmission d'information aux étudiants. Le second facteur est associé à une stratégie centrée sur l'étudiant avec l'intention de provoquer des changements conceptuels chez celui-ci.*

KEY WORDS: Teaching styles, instrument translation, factor analysis

Student learning outcomes depend of many factors. Among these, teaching strategies would be of importance, more specifically teaching styles. Scales had been proposed to measure teaching styles. The Trigwell and Prosser Inventory of teaching approaches is one of these, and seems to become more and more popular. However, a French version of the Inventory is not available to support research and practical applications. Thus, a French translation of the Inventory had been realized in the Québec Province. An explanatory factor analysis shows that two factors explain the structure of the translated instrument, like it was discovered in the English version. The first factor is characterized by a strategy centered on the teacher, and directed toward information transmission to students. The second factor is associated to a strategy centered on the student, and aimed at inducing conceptual changes.

PALAVRAS-CHAVE: Estilos de ensino, tradução de instrumentos de medida, análise factorial

Os resultados da aprendizagem de um estudante são tributários de diversos factores. De entre eles, os métodos de ensino terão uma grande importância, mais especificamente os estilos de ensino. Diversos instrumentos foram propostos para medir os estilos de ensino. O Inventário das abordagens de ensino de Trigwell e Prosser, instrumento que parece cada vez mais popular, é um deles. O Inventário não está, contudo, disponível em língua francesa para suportar quer as investigações, quer as aplicações práticas. Neste contexto, foi feita, no Québec, uma tradução para Francês. Um estudo exploratório da dimensionalidade e dos factores explicados pelo Inventário revela a existência de dois factores, tal como a versão em língua inglesa. O primeiro factor é caracterizado por uma estratégia centrada no professor que visa a transmissão da informação aos estudantes. O segundo factor está associado a uma estratégia centrada no estudante com a intenção de induzi-lo a mudanças conceptuais.

Introduction

De tous les facteurs associés aux résultats d'apprentissages, les recherches ont fait ressortir que ce sont surtout ceux relatifs à l'incidence des variables contextuelles proches de l'étudiant, aux programmes et aux méthodes d'enseignement qui sont les plus importants (Crocker, 2002, p. 14; Wang, Haertel & Walberg, 1993). La présente étude s'intéresse plus particulièrement aux facteurs reliés aux méthodes d'enseignement et, encore plus directement, à un aspect de ces méthodes, soit les styles d'enseignement.

Plusieurs recherches soulignent l'impact significatif des styles d'enseignement sur l'apprentissage de l'étudiant (Banville, Richard & Raïche, 2004; Grasha, 2002; Joyce, Weil & Shower, 1992; Karsenti & Thibert, 1994; Samuelowicz & Bain, 2001; Trigwell, Prosser, Ramsden & Martin, 1998). Selon Kunchinskas (1978), ce serait même le facteur le plus important. Comme le soulignent Fortson et Brown (1998), en ce sens, ce ne serait pas autant ce qu'enseigne un professeur qui compte, que la manière dont la matière est enseignée.

La présente étude a pour objectif spécifique d'étudier la dimensionnalité et les facteurs expliqués par une traduction française d'un instrument de mesure des styles d'enseignement, soit *l'Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser.

Styles d'enseignement : définition

Selon Legendre (2005), les styles d'enseignement se définissent par la configuration de comportements qui caractérisent un éducateur au regard des composantes et des diverses relations d'une situation pédagogique. Les faits et gestes, les intérêts et processus de communication participent aux styles d'enseignement. En ce sens, les styles d'enseignement ont pu être dénommés par les auteurs de diverses manières: styles pédagogiques (Provencher, 1982: voir Legendre, 1988, p. 531), approches d'enseignement (Trigwell & Prosser, 2004), etc.

Selon Grasha (2002, p. 1), le style d'enseignement d'un professeur correspond aux qualités et aux comportements de celui-ci dans sa salle de classe. Il s'agit à la fois de ce qui définit, guide et motive les actions du professeur en salle de classe dans le but d'avoir une influence sur les étudiants et sur leur apprentissage. Si un style d'enseignement caractérise un professeur, il y aurait potentiellement autant de styles d'enseignement différents qu'il y a de professeurs. Malgré cette diversité, comme le souligne Grasha, il est utile de regrouper ces styles d'enseignement en catégories pour distinguer les

caractéristiques d'un professeur à l'autre. De cette façon, il est alors possible de comparer les professeurs entre eux et, éventuellement, de quantifier l'importance de ces catégories de styles d'enseignement chez ces professeurs.

Évaluation et mesure des styles d'enseignement

Dans ce contexte, plusieurs auteurs qui se sont intéressés à définir le concept de styles d'enseignement ont proposé divers instruments pour en obtenir une mesure (Branson, 1998 ; Cardone-Riportella, Lado-Cousté & Rivera-Torres, 2001 ; Mosston & Ashworth, 1994). L'*Educational Testing Service* (1990) a publié une bibliographie de ces instruments de mesure des styles d'enseignement. Dans cette bibliographie, l'organisme a répertorié pas moins de 91 instruments qui ont été utilisés pour quantifier les styles d'enseignement. Parmi ceux-ci, plusieurs sont en fait des questionnaires d'évaluation de l'enseignement administrés aux étudiants dans le contexte spécifique d'un groupe classe. D'autres instruments constituent des outils qui sont administrés directement au professeur et qui couvrent ainsi l'éventail des cours qu'il enseigne. Dans ce dernier cas, celui qui nous intéresse ici, on peut penser qu'on obtient une mesure globale du style d'enseignement du professeur qui n'est pas strictement spécifique à un cours donné.

La plupart des instruments de mesure répertoriés par l'*Educational Testing Service* sont utilisés spécifiquement pour mesurer les styles d'enseignement. Toutefois, certains sont en fait des instruments utilisés à d'autres fins. À titre d'exemple, c'est le cas du Myers-Briggs, destiné à la mesure des traits de personnalité forgés dès la naissance. Selon Grasha (2002, p. 39), l'utilisation de ce type d'instrument pour mesurer les styles d'enseignement sous-tend malheureusement qu'un enseignant doit vivre tout au long de sa carrière avec son style d'enseignement puisque ce style est tributaire de ses traits de personnalité forgés à sa naissance. Cette conception des styles d'enseignement ne permet pas de concevoir qu'un professeur puisse changer son style d'enseignement, ce dernier étant ainsi immuable. Ceci est d'ailleurs en contradiction avec les observations de Genc et Ogan-Bericoglu (2004). Ces auteurs ont remarqué que des professeurs ayant d'une à neuf années d'expérience d'enseignement ont une tendance plus marquée à utiliser des stratégies d'enseignement centrées sur les étudiants que des professeurs ayant plus de neuf ans d'expérience. Ils ont ainsi observé une modification de ces stratégies qui ne seraient donc pas immuables.

Enfin, Clumb (2001) fait remarquer que la plupart des auteurs qui effectuent des recherches sur les styles d'enseignement le font sans nécessairement se préoccuper d'utiliser un instrument de mesure des styles d'enseignement reconnu par la communauté scientifique. Il est alors important de se préoccuper des qualités psychométriques des instruments de mesure utilisés dans ce domaine de recherche.

À la suite des commentaires précédents, le type d'instrument de mesure des styles d'enseignement qui nous intéresse dans le cadre de cette recherche en est un qui ne considère pas le style d'enseignement comme immuable et qui est administré directement au professeur. Un de ces instruments de mesure des styles d'enseignement, qui gagne de plus en plus en popularité, est l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser (2004).

La présente recherche a pour objectif une analyse exploratoire du, ou des concepts mesurés par une traduction française de l'*Inventaire des approches d'enseignement*. À cette fin, les considérations qui ont mené à la proposition de la version originale anglaise de l'*Inventaire des approches d'enseignement* par Trigwell et Prosser seront présentées, ainsi que les caractéristiques métrologiques de l'instrument. Ensuite, une analyse factorielle exploratoire sera réalisée à partir des résultats obtenus à une traduction française que nous avons réalisée, auprès de professeurs universitaires québécois.

Cadre théorique spécifique **à l'*Inventaire des approches d'enseignement***

L'élaboration de l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser a été précédé par la construction d'un cadre théorique visant à définir le concept d'approches d'enseignement. La démarche utilisée par les auteurs leur a permis, par la suite, de délimiter le concept.

Ainsi, dans un premier temps, Trigwell et Prosser ont réalisé une analyse phénoménographique dans le but d'étudier les différentes façons qui permettent de conceptualiser, de comprendre, de percevoir, d'appréhender, etc., le concept d'approches d'enseignement chez les professeurs. Ce type d'analyse qualitative, proposée par Marton (1981), semble gagner en popularité au sein des chercheurs en mesure qui doivent concevoir des échelles à partir de bases théoriques solides quant aux construits à mesurer. Par exemple, Wilson (2005, pp. 71-75) suggère d'utiliser la méthode phénoménographique pour créer un espace de résultats (*outcome space*) à partir de l'analyse des réponses données par des étudiants à des tâches d'évaluation des apprentissages. Le résultat de

cette méthode permet de regrouper les réponses données par les étudiants en catégories ou dimensions. Paillé et Muchielli (2003, pp. 147-179) proposent une méthode similaire, quoique plus explicite, qu'ils dénomment la méthode des catégories conceptualisantes.

Ainsi, à partir d'une analyse phénoménographique, Trigwell, Prosser et Taylor (1994), (Trigwell, Prosser & Ginns, 2005) en sont venus à représenter les approches d'enseignement selon deux axes d'où émergeraient quatre catégories (tableau 1). Le premier de ces axes détermine les stratégies qui seraient centrées soit sur le professeur, soit sur l'étudiant. Le second axe fait référence aux intentions du professeur, qui s'échelonnent graduellement de la transmission d'information vers le changement conceptuel chez l'étudiant. Les deux premières catégories qui ressortent de cette analyse sont associées au fait que le professeur utilise une stratégie centrée sur lui, avec l'intention de transmettre une information à ses étudiants (catégorie A), et qu'il a l'intention de faire acquérir des connaissances à ses étudiants (catégories B). Les deux catégories suivantes indiquent que le professeur adopte une stratégie centrée sur l'étudiant, par laquelle il vise le développement conceptuel (catégorie C) ou même le changement conceptuel (catégorie D).

Tableau 1

***Dimensions sous-jacentes aux approches de l'enseignement
(adaptation de Trigwell & Prosser, 2004, p. 413)***

<i>Intention</i>	<i>Stratégie</i>	
	<i>Centrée sur le professeur</i>	<i>Centrée sur l'étudiant</i>
Transmission d'information	A	
Acquisition de concepts	B	
Développement conceptuel		C
Changement conceptuel		D

Trigwell et Prosser ont élaboré un instrument de mesure principalement à partir de deux catégories extrêmes, spécifiquement les catégories A et D, soit l'*Inventaire des approches d'enseignement*. Dans sa première version (Trigwell, Prosser & Waterhouse, 1999), l'*Inventaire* est constitué de 16 items, soit huit à chacune des deux catégories extrêmes établies à partir de l'analyse phénoménographique. Une analyse factorielle réalisée auprès de 656 professeurs d'universités en provenance de 15 pays différents a été effectuée. Selon Trigwell et Prosser (2004), cette analyse soutient l'existence de deux facteurs. Le premier

de ces facteurs est associé aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur l'étudiant, avec l'intention de provoquer des changements conceptuels chez lui. Le second facteur fait référence aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur le professeur, qui vise la transmission d'information chez les étudiants.

Ce résultat est en accord avec les résultats antérieurs obtenus à l'analyse phénoménographique et laisse croire à un construit bien développé. Les coefficients de fidélité (alpha de Cronbach) obtenus en sélectionnant uniquement les items spécifiques à chacun de ces deux facteurs sont respectivement de 0,73 et de 0,75, des valeurs satisfaisantes pour ce type d'instrument de mesure. Une corrélation de -0,30 a été trouvée entre ces deux facteurs par Trigwell, Prosser, Ramsden et Martin (1998). La corrélation négative indique que lorsqu'un professeur utilise une stratégie centrée sur l'étudiant avec l'intention de provoquer chez ce dernier des changements conceptuels, il a un peu moins tendance à utiliser une stratégie centrée sur le professeur qui vise la transmission d'information chez les étudiants. La corrélation n'est toutefois pas très élevée et cela laisse aussi croire qu'un professeur ne favorisera pas systématiquement l'approche d'enseignement caractérisée par le premier facteur au détriment de l'approche d'enseignement caractérisée par le second facteur. Un bon enseignement serait ainsi caractérisé par un équilibre judicieux de l'utilisation de ces deux approches d'enseignement.

Dans le cadre d'une étude sur les pratiques pédagogiques à l'enseignement supérieur, nous avons été appelés à réaliser une traduction française de cet *Inventaire des pratiques d'enseignement*, qui compte 16 items avec une échelle de réponse en cinq points (voir l'annexe). Malgré de bonnes intentions de départ, à partir du travail d'un traducteur professionnel ainsi que d'une validation menée auprès de spécialistes et de professeurs d'université de diverses disciplines, toute traduction, si bien conçue soit-elle, ne veut pas nécessairement dire équivalence. Nous voulons ainsi vérifier si cette nouvelle version peut permettre des interprétations comparables à celles faites à partir de la version originale en langue anglaise. Est-ce que nous retrouvons le même nombre de facteurs? Est-ce que ces facteurs caractérisent les mêmes approches d'enseignement? C'est ce que nous allons tenter de vérifier.

Méthode

Sujets

Des professeurs permanents, ou en voie de permanence, rattachés à trois des constituantes de l'Université du Québec, ont été sollicités pour répondre à un questionnaire administré sur Internet : l'Université du Québec à Chicoutimi (UQAC), l'Université du Québec à Montréal (UQAM) et l'École de technologie supérieure (ETS). Pour les deux universités polyvalentes (UQAC et UQAM), le choix des départements d'attache des professeurs a été fait selon la coloration plus ou moins professionnelle des programmes associés, et une répartition a été faite entre les sciences pures et les sciences humaines, les arts et les lettres, les sciences sociales et économiques. Des 678 professeurs qui ont été sollicités, 180 ont répondu au questionnaire en ligne, ce qui correspond à un taux de participation de 26,54%. À titre comparatif, Mertler (2003, p. 8), à l'intérieur d'une étude s'intéressant spécifiquement aux pratiques de participation aux sondages traditionnels et par Internet, a observé un taux de participation chez des enseignants aussi faible que 11% par Internet.

De ces 180 professeurs, 67% sont de genre masculin et 33%, de genre féminin. La répartition selon la constituante de l'Université du Québec et selon le nombre d'années d'expérience d'enseignement universitaire est présentée au tableau 2. Les trois quarts des professeurs qui ont participé à l'enquête sont rattachés à l'UQAM et à l'UQAC et 43% des 180 répondants enseignent à l'université depuis 15 ans et plus. Non indiqué au tableau 2, le taux de participation est à peu près égal (entre 26% et 27%) d'une constituante de l'Université du Québec à une autre.

Tableau 2

*Répartition selon la constituante de l'Université du Québec et selon le nombre d'années d'expérience d'enseignement universitaire**

<i>Constituante</i>	<i>0 – 5 ans</i>	<i>6 – 10 ans</i>	<i>11 – 15 ans</i>	<i>15 ans et +</i>	<i>Total</i>
ETS	12	8	9	13	42 (23,73%)
UQAC	19	12	4	28	63 (35,59%)
UQAM	11	13	12	36	72 (40,68%)
Total	42 (23,73%)	33 (18,65%)	25 (14,12%)	77 (43,50%)	177

* Trois observations sont manquantes en ce qui a trait au nombre d'années d'expérience d'enseignement universitaire.

Instrument

Une traduction en langue française de l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser a été réalisée. Une première traduction a été réalisée par un traducteur professionnel et proposée par la responsable de l'équipe de recherche. Cette version a par la suite été analysée par quatre cochercheurs avant d'être adoptée. Ensuite, trois professeurs de trois départements différents y ont répondu et ont exprimé leur appréciation de la clarté et du sens des items. Ces opérations successives ont amené quelques modifications à certaines formulations et, ainsi, ont permis de valider la première version. Cette version validée est constituée de 16 items auxquels le professeur doit répondre sur une échelle de Likert en cinq points : de «très rarement vrai» à «presque toujours vrai». Huit items devraient représenter une stratégie centrée sur l'étudiant avec l'intention de l'amener à des changements conceptuels, tandis que huit autres devraient représenter une stratégie centrée sur le professeur qui vise la transmission d'information aux étudiants. Le détail de ces items, ainsi que l'échelle de réponse associée, sont présentés à l'annexe.

Méthode d'analyse des résultats

Toutes les analyses sont effectuées à partir de la matrice des corrélations de Pearson entre les 16 items de la traduction française de l'*Inventaire des approches d'enseignement*. Malgré le fait que la réponse aux items soit sur une échelle de Likert en cinq points, l'utilisation de la matrice des corrélations de Pearson, plutôt que celle de leur approximation par des coefficients de corrélation polychorique, a été retenue puisque, pour plusieurs auteurs (Muraki & Carlson, 1995; Swygart, McLeod & Thissen, 2001), elle mène sensiblement aux mêmes résultats que ceux obtenus sur cette dernière. De plus, les calculs sont de beaucoup simplifiés par l'utilisation des corrélations de Pearson. Cette matrice est calculée en retenant uniquement les observations où il y a eu une réponse à tous les items (*listwise*). En premier lieu, pour déterminer le nombre de facteurs à retenir, une analyse des valeurs propres est effectuée par le biais d'une analyse parallèle (Humphreys & Montanelli, 1975) et du test de l'éboullis de Cattell (Cattell, 1966) (*scree test*). L'analyse parallèle (Horn, 1965) est réalisée à partir du programme écrit en langage SAS par O'Connor (2000). Le 95e centile des valeurs propres obtenues sur une base aléatoire est retenu comme critère de décision. Il est à noter que quelques travaux sont en cours actuellement (Raïche, 2005) quant à des méthodes de simulation plus adaptées aux calculs associés à l'analyse parallèle lorsque les réponses aux items ne sont pas sur une échelle continue. Ceux-ci sont principalement réalisés avec

des réponses dichotomiques et leur application à des réponses polytomiques reste encore à étudier. Pour cette raison, nos simulations se limitent ici aux techniques disponibles à l'intérieur du logiciel de O'Connor. Le critère de Kaiser (1960) et de Guttman (1954), selon lequel on retient les facteurs dont la valeur propre est supérieure ou égale à l'unité est aussi vérifié, mais n'est pas retenu puisqu'il a tendance à surestimer le nombre de facteurs (Hoyle & Duvall, 2004; Zwick & Velicer, 1986).

Par la suite, une analyse factorielle par maximum de vraisemblance sur la matrice des corrélations est réalisée. Une rotation oblique directe avec normalisation de Kaiser ($\Delta = 0$) est appliquée et la corrélation entre ces facteurs obliques est calculée. Aux fins d'interprétation, pour rendre les résultats comparables à ceux de Trigwell et Prosser (2004), les coefficients de saturation supérieurs ou égaux à 0,30 en valeur absolue sont retenus. La précision des scores factoriels est aussi calculée. L'utilisation d'une analyse factorielle nous permet de mesurer cette précision à partir du coefficient de fidélité *oméga* ω (McDonald, 1999, p. 89). Ce coefficient de fidélité affiche toujours une valeur supérieure ou égale au coefficient de fidélité α de Cronbach, ceci puisque l'*alpha* de Cronbach correspond à une limite inférieure du coefficient *oméga*. Le coefficient *oméga* est plus adapté au calcul de la fidélité lors de l'utilisation de l'analyse factorielle. Les deux coefficients sont égaux uniquement lorsque les coefficients de saturation sont tous égaux. L'équation 1 (McDonald, 1999, p. 89) présente le calcul de ce coefficient :

$$\omega = \frac{(\sum_j \lambda_j)^2}{(\sum_j \lambda_j)^2 + \sum_j \psi_j^2}, \quad \text{Équation 1.}$$

où λ est le coefficient de saturation à chacun des j items et ψ , la communauté (*community*) à chacun des j items.

Enfin, le calcul des coefficients standardisés pour obtenir les scores factoriels par régression linéaire multiple (Tabachnick & Fidell, 2001, pp. 597-600) est réalisé.

Résultats et discussion des résultats

Cette section traite simultanément des résultats et de la discussion de ceux-ci. Considérant la nature des analyses effectuées, le traitement simultané des résultats et de leur discussion permet d'aborder de manière intégrée les analyses statistiques et les interprétations qui leur sont associées.

Détermination du nombre de facteurs à retenir

Le tableau 3 présente les valeurs propres associées à chacune des 16 composantes principales de la matrice des corrélations de Pearson. Des 180 observations d'origine, seulement 167 présentaient des réponses à chacun des 16 items. On peut remarquer que cinq composantes principales affichent une valeur propre supérieure ou égale à l'unité et expliquent 57,53% de la variance totale. Ainsi, selon le critère de Kayser et de Guttman, cinq facteurs seraient retenus. Toutefois, comme le soulignent Hoyle et Duvall (2004), ainsi que Zwick et Velicer (1986), le critère de Kayser et de Guttman a tendance à retenir un nombre trop élevé de facteurs. Pour cette raison, il n'est utilisé que pour obtenir une vue d'ensemble des valeurs propres et il n'est pas appliqué au regard de la prise de décision relative au nombre de facteurs à retenir.

Tableau 3
***Valeurs propres associées à la matrice des corrélations de Pearson
(n = 167)***

<i>Composantes</i>	<i>Valeur propre</i>	<i>% de variance</i>	<i>% de variance cumulé</i>
1	3,42	21,38	21,38
2	2,42	15,10	36,48
3	1,20	7,48	43,95
4	1,09	6,84	50,79
5	1,08	6,74	57,53
6	0,96	5,97	63,50
7	0,89	5,53	69,03
8	0,80	5,01	74,04
9	0,72	4,52	78,56
10	0,64	3,98	82,53
11	0,61	3,83	86,36
12	0,53	3,34	89,69
13	0,48	2,98	92,68
14	0,45	2,80	95,47
15	0,40	2,50	97,97
16	0,33	2,03	100,00

Les résultats de l'analyse parallèle sont présentés au tableau 4, ainsi qu'à la figure 1. L'analyse parallèle consiste à simuler un grand nombre de matrices de corrélations au hasard, ici 1 000, et à calculer à chaque fois les valeurs propres qui leur sont associées. Ensuite, on établit la valeur du centile retenu pour la prise de décision, ici le 95^e tout en vérifiant aussi le 5^e, à chacune des valeurs propres (Hoyle & Duvall, 2004, pp. 305-306).

On remarque au tableau 4 et à la figure 1 que seulement deux valeurs propres estimées (symbole ∇) affichent des valeurs supérieures au 95^e centile (symbole $*$) des valeurs obtenues au hasard à 16 variables et 167 observations. Ainsi, c'est à la seconde valeur propre estimée de la matrice des corrélations entre les 16 items que le 95^e centile des valeurs propres obtenues au hasard est surpassé. Il est à noter que même si on avait utilisé, de manière moins conservatrice, le 5^e centile (symbole Δ), ce serait encore à la seconde valeur propre que le 5^e centile aurait été surpassé. Selon l'analyse parallèle, que ce soit à partir du 5^e ou du 95^e centile, le nombre de facteurs est donc fixé à deux.

Tableau 4

Analyse parallèle des valeurs propres (n = 167, p = 16)

<i>Composantes</i>	<i>Valeur propre</i>	<i>5^e centile</i>	<i>95^e centile</i>
1	3,42	1,47	1,73
2	2,42	1,35	1,57
3	1,20	1,28	1,44
4	1,09	1,21	1,32
5	1,08	1,15	1,25
6	0,96	1,08	1,18
7	0,89	1,01	1,13
8	0,80	0,96	1,06
9	0,72	0,90	0,99
10	0,64	0,84	0,93
11	0,61	0,78	0,88
12	0,53	0,72	0,82
13	0,48	0,66	0,76
14	0,45	0,60	0,71
15	0,40	0,55	0,65
16	0,33	0,48	0,61

Enfin, le nombre de facteurs retenus par l'analyse parallèle est comparé à celui qui a été obtenu à partir du test de l'éboullis de Cattell. La figure 1 présente les valeurs propres de la matrice des corrélations de Pearson en fonction des composantes principales. Selon le test de l'éboullis de Cattell, le nombre de facteurs à retenir est déterminé à partir de l'allure de la représentation graphique des valeurs propres de chacune des composantes principales en fonction du rang de celles-ci dans une analyse en composantes principales. Une telle représentation affiche, au départ, une pente abrupte pour tendre vers une ligne droite autour de laquelle les valeurs propres varient de façon irrégulière. Une telle courbe rappelle l'accumulation de débris qui chutent rapidement, pour rebondir ensuite au pied d'une montagne imaginaire. Cattell suggère de retenir uniquement les valeurs propres qui surplombent le pied de la courbe, soit celles supérieures à celle où apparaît un point de rupture avec la courbe abrupte initiale. À noter que ces valeurs propres doivent tout de même afficher une valeur égale ou supérieure à l'unité. L'inspection de la figure 1, tout comme l'analyse parallèle le suggérait, permet de retenir deux facteurs.

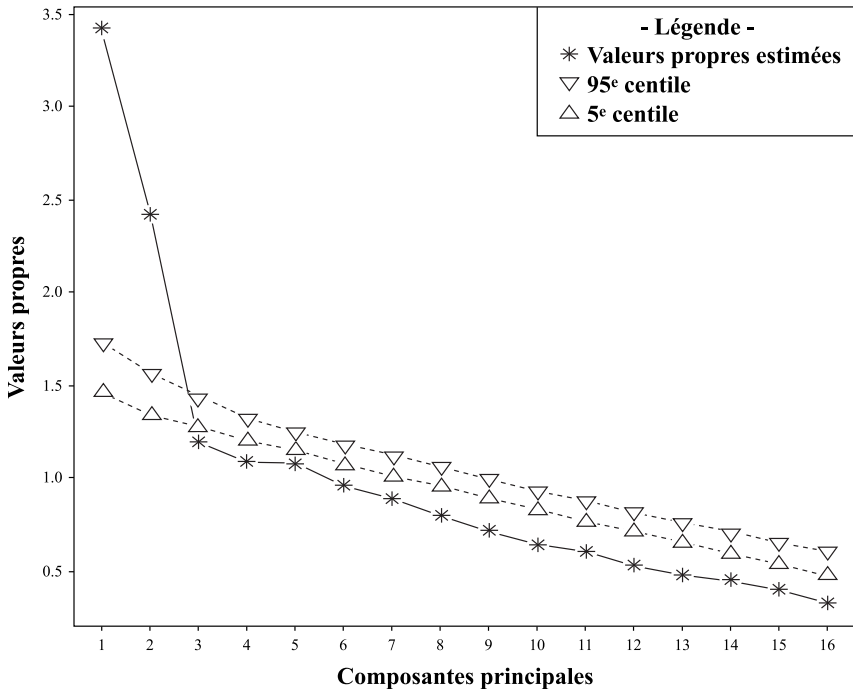


Figure 1. *Test de l'éboullis de Cattell, ainsi que 5^e et 95^e centiles associés à l'analyse parallèle, qui permettent tous trois de ne retenir que deux facteurs.*

Analyse factorielle

Une analyse factorielle par maximum de vraisemblance, avec l'application d'une rotation oblique, est maintenant effectuée en posant comme hypothèse l'existence de deux facteurs pouvant expliquer les résultats obtenus aux 16 items de l'*Inventaire des approches d'enseignement*. On peut observer au tableau 5 les coefficients de saturation (*loading*) de chacun des items à chacun des deux facteurs. À ce tableau, une comparaison avec les valeurs obtenues par Trigwell et Prosser (2004, p. 417) est aussi affichée. Malheureusement, ces auteurs ne fournissent que les coefficients de saturation supérieurs ou égaux à 0,30 en valeur absolue.

Tableau 5
Coefficients de saturation (loading) qui expriment la contribution de chaque variable à chacun des facteurs

Item	Traduction française		Trigwell & Prosser (2004)	
	1 PI	2 ÉC	1 ÉC	2 PI
6	0,67	-0,01	0,58	
14	0,67	-0,00	0,74	
16	0,63	-0,29	0,63	
3	0,60	-0,01	0,69	
8	0,48	-0,01	0,66	
15	0,41	0,19	0,44	
9	0,39	-0,13	0,47	
5	0,32	0,17	0,54	
12	0,16	0,07		0,55
4	0,16	0,72		0,67
7	-0,03	0,56	-0,36	0,59
11	-0,26	0,47		0,60
2	0,24	0,47		0,64
10	0,02	0,43		0,60
1	-0,16	0,40		0,37
13	-0,17	0,35		0,59

La configuration des coefficients de saturation, qui expriment la contribution de chaque item à chacun des facteurs, est semblable à celle obtenue par Trigwell et Prosser. Le premier facteur de la traduction française correspond aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur le professeur

qui vise la transmission d'information aux étudiants (PI). Le second facteur est associé aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur l'étudiant avec l'intention de provoquer des changements conceptuels chez lui (ÉC).

Seulement un item de la traduction française affiche un coefficient de saturation inférieur à 0,30 aux deux facteurs, contrairement aux résultats obtenus par Trigwell et Prosser. Il s'agit de l'item 12. Le tableau 6 compare la formule de rédaction de cet énoncé en langue française et en langue anglaise. Il semble que cet item devrait être revu puisque plusieurs termes ne sont pas équivalents entre les versions anglaise et française. Ainsi, *enseigner ce cours* et *In this subject* ne sont pas nécessairement équivalents, tout comme *examens ou travaux* et *formal assessments*.

Tableau 6
Comparaison des versions anglaise et française de l'item 12

Version anglaise	In this subject, I only provide the students with the information they will need to pass the formal assessments.
Traduction française	Lorsque j'enseigne ce cours, je donne aux étudiants uniquement l'information dont ils auront besoin pour passer les examens ou réaliser les travaux.

Enfin, la corrélation estimée entre les deux facteurs obliques est égale à -0,11. Cette valeur est de beaucoup inférieure à celle obtenue par Trigwell et Prosser (-0,30). Elle va toutefois dans la même direction, indiquant que lorsqu'un professeur utilise une stratégie centrée sur l'étudiant avec l'intention de provoquer des changements conceptuels chez celui-ci, il a un peu moins tendance à utiliser une stratégie centrée sur le professeur qui vise la transmission d'information aux étudiants. Toutefois, la faible corrélation que nous obtenons renforce notre interprétation à l'effet qu'un professeur ne favorisera pas nécessairement l'approche d'enseignement caractérisée par le premier facteur au détriment de l'approche d'enseignement caractérisée par le second facteur.

Précision des résultats et scores factoriels

La précision des scores factoriels a été calculée à partir du coefficient de fidélité *oméga* ω . Le premier facteur affiche un coefficient égal à 0,89, tandis que le second affiche un coefficient égal à 0,84. Il s'agit de valeurs appropriées pour ce type d'instrument de mesure. Elles sont supérieures à celles obtenues par Trigwell et Prosser (0,73 et 0,75 respectivement) à partir du calcul

de l'*alpha* de Cronbach. À titre indicatif, l'utilisation de l'*alpha* de Cronbach avec les données issues de la traduction française donne des valeurs de 0,76 et 0,73, presque identiques, dans ce cas-ci, à celles obtenues par Trigwell et Prosser.

Le tableau 7 présente les coefficients de régression standardisés pour obtenir les scores factoriels par régression linéaire multiple. Cette information est très utile, dans la perspective de futures recherches ou de futures applications, pour permettre de réaliser le calcul des scores aux facteurs et ainsi de comparer des sujets possédant différentes caractéristiques. Il est à souligner que ces coefficients de régression multiple ne sont pas un reflet direct des coefficients de saturation et il ne faut pas les interpréter en fonction de l'importance que les items ont sur chacun des facteurs. Ce sont les coefficients de saturation qui permettent plutôt cette interprétation. Cette non-équivalence dans l'interprétation de l'importance des items sur chacun des facteurs est expliquée par le fait que, dans le calcul des coefficients de régression, des contraintes de multicollinéarité entrent en jeu.

Tableau 7

Coefficients de régression standardisés déterminant les scores factoriels

<i>Item</i>	<i>Facteur</i>	
	<i>1</i>	<i>2</i>
1	-0,034	0,124
2	0,067	0,159
3	0,184	0,004
4	0,077	0,379
5	0,072	0,051
6	0,236	0,005
7	-0,002	0,202
8	0,121	0,004
9	0,100	0,062
10	0,009	0,131
11	-0,690	0,168
12	-0,320	0,015
13	-0,036	0,102
14	0,232	0,009
15	0,091	-0,035
16	0,250	-0,138

Conclusion

Notre démarche avait comme objectif l'exploration de la dimensionnalité et des facteurs expliqués par une traduction française, pour des universités québécoises, de l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser. À cette fin, une analyse factorielle exploratoire a été effectuée. À l'exception d'un item, l'item 12, la structure factorielle de la traduction française de l'*Inventaire des approches d'enseignement* est équivalente à celle obtenue par Trigwell et Prosser à la version originale en langue anglaise. Ainsi, deux facteurs peuvent être interprétés. Le premier correspond aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur le professeur, qui vise la transmission d'information aux étudiants. Le second est associé aux huit items qui sont caractérisés par une stratégie centrée sur l'étudiant, avec l'intention de l'amener à des changements conceptuels. Il faut souligner que le taux de participation de seulement 25,64 % de professeurs sollicités à cette étude pose éventuellement un problème de biais de sélection. Il est fort probable que les professeurs qui ont participé à l'étude démontrent un intérêt plus marqué pour la pédagogie. Les travaux antérieurs de Trigwell et Prosser ayant mené à l'analyse factorielle de la version anglaise n'indiquent d'ailleurs pas plus le taux de participation des professeurs à leur étude. Il est alors difficile de comparer notre taux de participation au leur.

Les suites à cette recherche devraient s'attarder à proposer une modification à la rédaction de l'item 12 et à mettre en relation les scores factoriels avec d'autres construits associés à l'environnement éducatif, tels les styles d'apprentissage, par exemple. Pour le moment, les résultats obtenus se limitent aux professeurs œuvrant dans trois constituantes de l'Université du Québec, ce qui incite à la prudence quant à leur généralisation. Il serait alors pertinent de vérifier si la même structure factorielle peut être retrouvée chez d'autres types de professeurs à l'enseignement supérieur. À cette fin, l'*Inventaire* pourrait être administré à des professeurs du réseau collégial québécois et à des professeurs issus d'autres établissements universitaires.

RÉFÉRENCES

- Banville, D., Richard, J.-F., & Raïche, G. (2004). Utilisation des 11 styles d'enseignement de Mosston chez des éducateurs physiques francophones du Canada. *Avante*, 10(2), 32-44.
- Branson, R. K. (1998). Teaching-centered schooling has reached its upper limit: It doesn't get any better than this. *Current Direction in Psychological Science*, 7(4), 126-135.
- Cardone-Riportella, C., Lado-Cousté, N., & Rivera-Torres, P. (2001). *Measurement and effects of teaching quality: An empirical model applied to masters programs*. Spanish Ministry of Education and Culture.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Clumb, M. A. (2001). *Do teachers know their own teaching? Development and validation of the TPI – Teaching processes inventory*. Thèse de doctorat non publiée. Carbondale, IL: Southern Illinois University.
- Crocker, R. K. (2002). *Résultats d'apprentissage: analyse critique du domaine au Canada*. Rapport présenté au Conseil des statistiques canadiennes de l'éducation. Ottawa, ON: Conseil des statistiques canadiennes de l'éducation.
- Educational Testing Service (1990). *Teaching style. Annotated bibliography of tests*. Princeton, NJ: Educational testing Service. [Document ERIC no ED 369 804]
- Fortson, S. B., & Brown, W. E. (1998). Best and worst university instructors: The opinions of graduate students. *College Student Journal*, 32(4), 572-576.
- Genc, E., & Ogan-Bericoglu, F. (2004). *Patterns of teaching styles of science teachers in Florida and factors influencing their preferences*. Tallahassee, FL: Science education, middle and secondary education, Florida State University. [Document ERIC n° ED 490 781]
- Grasha, A. F. (2002). *Teaching with style. A practical guide to enhancing learning by understanding teaching and learning styles*. Cincinnati: Alliance Publishers.
- Guttman, R. L. (1954). Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika*, 19, 149-162.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hoyle, R. H., & Duvall, J. L. (2004). Determining the number of factors in exploratory and confirmatory factor analysis. In D. Kaplan (éd.), *The SAGE handbook of quantitative methodology for the social sciences*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Humphreys, L. G., & Montanelli, R. G. (1975). An investigation of the parallel analysis criterion for determining the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 10(2), 193-206.
- Kayser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Karsenti, T., & Thibert, G. (1994). *The relationship between teaching style and within-term changes in junior college student motivation*. Communication présentée au congrès annuel de l'AERA, New Orleans. [Document ERIC n° ED 373 838]
- Kunchinkas, G. (1978). Whose cognitive styles make a difference? *Educational Leadership*, 36(4), 269-271.
- Legendre, R. (1988). *Dictionnaire actuel de l'éducation*. Montréal, QC: Guérin.

- Legendre, R. (2005). *Dictionnaire actuel de l'éducation* (3^e édition). Montréal, QC: Guérin.
- Marton, F. (1981). Phenomenography – Describing conceptions of the world around us. *Instructional Science*, 10, 177-200.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory. A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Mertler, C. A. (2003). Patterns of response and nonresponse from teachers to traditional and Web surveys. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 8(22), 1-17.
- Mosston, M., & Ashworth, S. (1994). *Teaching physical education*. New York, NJ: MacMillan.
- Muraki, E., & Carlson, J. E. (1995). Full-information factor analysis for polytomous item responses. *Applied Psychological Measurement*, 19, 73-90.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS, SAS, and MATLAB programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research, Methods, Instruments, and Computers*, 32, 396-402.
- Paillé, P., & Muchielli, A. (2003). *L'analyse qualitative en sciences humaines et sociales*. Paris, France: Armand Colin.
- Raïche, G. (2005). Critical eigenvalue sizes in standardized residual principal components analysis. *Rasch Measurement Transactions*, 19(1), 1012.
- Samuelowicz, K., & Bain, J. B. (2001). Revisiting academics' belief about teaching and learning. *Higher Education*, 41, 299-325.
- Swygert, K. A., McLeod, L. D., & Thissen, D. (2001). Factor analysis for items or testlets scored in more than two categories. In D. Thissen & H. Wainer (éds), *Test scoring*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4^e édition). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Trigwell, K., & Prosser, M. (2004). Development and use of the approaches to teaching inventory. *Educational Psychology Review*, 16(4), 409-424.
- Trigwell, K., Prosser, M., & Ginns, P. (2005). Phenomenographic pedagogy and a revised approaches to teaching inventory. *Higher Education Research and Development*, 24(4), 349-360.
- Trigwell, K., Prosser, M., Ramsden, P., & Martin, E. (1998). Improving student learning through a focus on the teaching context. In C. Rust (éd.), *Improving student learning*. Oxford, England: Oxford Center for Staff and Learning Development.
- Trigwell, K., Prosser, M., & Taylor, P. (1994). Qualitative differences in approaches to teaching first year university science. *Higher Education*, 27, 75-84.
- Trigwell, K., Prosser, M., & Waterhouse, F. (1999). Relations between teachers' approaches to teaching and students' approaches to learning. *Higher Education*, 37, 57-70.
- Wang, M. C., Haertel, G. D., & Walberg, H. J. (1993). Toward a knowledge base for school learning. *Review of Educational Research*, 63(3), 249-294.
- Wilson, M. (2005). *Constructing measures: An item response modeling approach*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442.

Annexe

Échelles de réponse et items constituant l'*Inventaire des approches d'enseignement* de Trigwell et Prosser (traduit de Trigwell & Prosser, 2004)

- 1) Cet énoncé est **très rarement vrai** pour moi dans ce cours
- 2) Cet énoncé est **parfois vrai** pour moi dans ce cours
- 3) Cet énoncé est **vrai** pour moi presque la moitié du temps dans ce cours
- 4) Cet énoncé est **souvent vrai** pour moi dans ce cours
- 5) Cet énoncé est **presque toujours vrai** pour moi dans ce cours
 1. J'organise mon enseignement en présumant que la plupart des étudiants ont très peu de connaissances sur les éléments de contenu à aborder dans ce cours
 2. Je trouve important dans ce cours d'explicitier clairement les objectifs spécifiques visés que les étudiants doivent atteindre en vue des travaux et examens
 3. Durant le cours ou dans les travaux dirigés, j'essaie de susciter des échanges avec mes étudiants sur le contenu que nous étudions
 4. Il me semble qu'il est important de fournir beaucoup d'information relative à la matière du cours pour que les étudiants sachent ce qu'ils doivent apprendre sur ce contenu
 5. Je pense que l'évaluation dans ce cours devrait être une occasion pour les étudiants de démontrer l'évolution de leurs conceptions relatives au contenu
 6. Nous prenons du temps dans le cours pour que les étudiants puissent discuter entre eux des difficultés qu'ils rencontrent dans l'étude de cette matière
 7. Dans ce cours, je m'emploie à couvrir toute l'information qui pourrait se trouver dans un bon manuel
 8. J'encourage les étudiants à réorganiser leurs connaissances antérieures en vue de parvenir à de nouvelles conceptions reliées à la matière qu'ils doivent étudier

9. Lors de mes exposés dans ce cours, j'utilise des exemples complexes et questionnants, afin de susciter la discussion
10. Je prépare ce cours de façon à aider les étudiants à réussir leurs travaux et examens
11. Je pense que pour permettre aux étudiants de prendre de bonnes notes de cours, il est important que je fasse des exposés magistraux
12. Lorsque j'enseigne ce cours, je donne aux étudiants uniquement l'information dont ils auront besoin pour passer les examens ou réaliser les travaux
13. Je pense que je devrais connaître les réponses à toute question que les étudiants pourraient me poser dans ce cours
14. Pendant le cours, du temps est réservé aux discussions des étudiants relativement à l'évolution de leur compréhension du contenu
15. Je pense qu'il vaut mieux que les étudiants prennent leurs propres notes de cours sur la matière à étudier plutôt que de toujours copier les miennes
16. Je considère que beaucoup de temps d'enseignement dans ce cours devrait être consacré à questionner les étudiants sur leurs idées