

Validation d'un instrument mesurant le climat d'études perçu par les étudiants universitaires

Philippe A. Genoud

Volume 31, numéro 1, 2008

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1025012ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1025012ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (imprimé)

2368-2000 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Genoud, P. A. (2008). Validation d'un instrument mesurant le climat d'études perçu par les étudiants universitaires. *Mesure et évaluation en éducation*, 31(1), 31-49. <https://doi.org/10.7202/1025012ar>

Résumé de l'article

Cet article présente la validation en français d'un instrument permettant d'appréhender le climat social des études, tel que perçu par des étudiants universitaires. Plus spécifiquement, cet outil se focalise sur les dimensions liées au domaine des relations interpersonnelles, telles qu'elles apparaissent dans le College and University Classroom Environment Inventory (CUCEI; Fraser & Treagust, 1986). Dans un premier temps, une analyse factorielle exploratoire permet de mettre en évidence quatre composantes principales. Dans un second temps, une analyse factorielle confirmatoire étaye la présence de cette structure avec les facteurs Personnalisation, Implication, Cohésion et Satisfaction. La version finale comporte 20 items et possède des qualités psychométriques très satisfaisantes.

Validation d'un instrument mesurant le climat d'études perçu par les étudiants universitaires

Philippe A. Genoud

Université de Fribourg

MOTS CLÉS: Climat social, instrument de mesure, analyse factorielle confirmatoire, étudiants universitaires

Cet article présente la validation en français d'un instrument permettant d'appréhender le climat social des études, tel que perçu par des étudiants universitaires. Plus spécifiquement, cet outil se focalise sur les dimensions liées au domaine des relations interpersonnelles, telles qu'elles apparaissent dans le College and University Classroom Environment Inventory (CUCEI; Fraser & Treagust, 1986). Dans un premier temps, une analyse factorielle exploratoire permet de mettre en évidence quatre composantes principales. Dans un second temps, une analyse factorielle confirmatoire étaye la présence de cette structure avec les facteurs Personnalisation, Implication, Cohésion et Satisfaction. La version finale comporte 20 items et possède des qualités psychométriques très satisfaisantes.

KEY WORDS: Social climate, measurement scale, confirmatory factor analysis, university students

This article presents the validation in French of a scale measuring the social climate of studies as perceived by university students. More specifically, this questionnaire is focused on dimensions concerned with the interpersonal relationships domain as they appear in the College and University Classroom Environment Inventory (CUCEI; Fraser & Treagust, 1986). In a first step, an exploratory factor analysis yields four principal components. In a second step, a confirmatory factor analysis corroborates this structure with the scales Personalization, Involvement, Student Cohesiveness and Satisfaction. The final version consists of 20 items and shows very satisfactory psychometric characteristics.

Note de l'auteur – Toute correspondance peut être adressée comme suit: Philippe A. Genoud, Université de Fribourg, Département des Sciences de l'éducation, Rue Faucigny 2, 1700 Fribourg, Suisse, ou par courriel à l'adresse suivante: [philippe.genoud@unifr.ch].

PALAVRAS-CHAVE: Clima social, instrumento de medida, análise factorial confirmatória, estudantes universitários

Este artigo apresenta a validação em francês de um instrumento que permite apreender o clima social dos estudos, tal como é percebido pelos estudantes universitários. Mais especificamente, este utensílio focaliza-se nas dimensões ligadas ao domínio das relações interpessoais, tais como aparecem no College e University Classroom Environment Inventory (CUCEI; Fraser & Treagust, 1986). Num primeiro momento, uma análise factorial exploratória permite evidenciar quatro componentes principais. Num segundo momento, uma análise factorial confirmatória especifica a presença desta estrutura com os factores Personalização, Implicação, Coesão e Satisfação. A versão final comporta 20 itens e possui qualidades psicométricas muito satisfatórias.

Introduction

L'intérêt croissant que les chercheurs ont porté au rôle du contexte dans les situations d'apprentissage s'est rendu visible par une augmentation des publications ces trente dernières années ainsi que par la création d'une revue spécialement consacrée à cette thématique (Fraser, 1998b). Bien qu'étant issus de groupes de recherches très divers, les travaux publiés font généralement appel à des questionnaires par lesquels ils récoltent les perceptions des apprenants. La poursuite de travaux consistant à traduire, adapter et valider ce type d'outil revêt donc un intérêt particulier, et cette recherche a pour objectif de présenter un questionnaire francophone aménagé pour l'évaluation du climat d'études dans les degrés universitaires. Avant de présenter les étapes de validation, il convient toutefois de prêter une attention particulière aux implications d'une mesure issue des perceptions (subjectives) des étudiants¹. Nous soulignerons aussi, dans cet article, la nécessité de disposer d'instruments valides pour la recherche et ferons une brève présentation d'outils représentatifs de ce champ.

L'utilisation d'un questionnaire autoreporté s'inscrit clairement comme une démarche caractéristique du paradigme des processus médiateurs. Ce paradigme se propose de considérer les divers éléments qui ont une influence sur le comportement d'un individu en tenant compte de la manière dont ils sont appréhendés (ou «interprétés») par celui-ci. Ce dernier est alors vu comme un médiateur entre le stimulus externe et la réponse qu'il y apporte (Doyle, 1977). En ce sens, on peut alors envisager qu'un intérêt particulier porté aux perceptions et au vécu des élèves est à même d'apporter une meilleure compréhension des processus d'enseignement et d'apprentissage et de donner des pistes concrètes visant leur amélioration, puisque les élèves «répondent»

en définitive à ce qu'ils perçoivent (Waxman, 1991). Dans la classe, d'autres concepts suggèrent également que l'individu est un interprète actif de son environnement (Schunk & Meece, 1992) et les travaux concernant la sociométrie ou la motivation scolaire en sont des exemples bien documentés.

En dépit de la subjectivité des mesures reposant sur les perceptions des élèves, les avantages d'une telle démarche sont multiples. Tout d'abord, la validité de ces mesures a été soulignée par de nombreux auteurs, tant en ce qui a trait à la cohérence entre élèves (Levy, Den Brok, Wubbels & Brekelmans, 2003), à leur fidélité et à leur stabilité (Braskamp, Caulley & Costin, 1979) qu'à leur sensibilité (De Jong & Westerhof, 2001). Ensuite, on peut relever la richesse et la complexité des appréciations dites de «haute inférence»² qui permettent la prise en compte simultanée de nombreux indices (Borich & Klinzing, 1984). Enfin, on ne saurait oublier l'intérêt de disposer de données provenant de l'ensemble des élèves qui ont une position de spectateur privilégiée (Clark & Creswell, 1979), qui se basent sur l'ensemble des situations vécues et qui, par rapport à des observateurs externes, sont généralement mieux placés pour repérer des signaux pertinents (Helmke, Schneider & Weinert, 1986).

Le climat social de la classe : axes de recherches

La prise en compte du climat social dans les recherches récentes met clairement en évidence l'utilité de pouvoir disposer d'outils simples, valides et adaptés aux différents contextes d'apprentissages. Parmi le foisonnement de travaux que l'on peut rattacher au domaine du climat social, on constate quatre axes principaux de recherches. Le premier concerne l'étude des déterminants du climat social. Un grand nombre d'investigations ont relevé l'influence du contexte culturel et social (p. ex. Aldridge, Fraser & Huang, 1999; Randhawa & Michayluk, 1975) et des caractéristiques biographiques des élèves comme l'estime de soi (Madonna, Bailey & Wesley, 1990), les traits de personnalité (Walberg & Ahlgren, 1970), les attitudes (Johnson & Johnson, 1983) ou encore le genre et l'âge (Byrne, Hattie & Fraser, 1986).

Un deuxième axe de recherche vise l'exploration des influences du climat social sur les performances des élèves. Ces performances peuvent être soit d'ordre cognitif (impact mesuré sur la base de résultats scolaires ou d'épreuves standardisées), soit d'ordre affectif lorsque les mesures touchent le plaisir, la motivation, le taux d'absentéisme, l'intention d'abandonner, l'estime de soi (Cohen, 1981; Genoud, 2006; Wong, Young & Fraser, 1997). Quelques auteurs proposeront du reste des tableaux récapitulatifs, répertoriant ainsi des dizaines de travaux (p. ex. Fraser, 1994).

Les évaluations des réformes ou innovations ainsi que les transitions entre les degrés scolaires ou entre des établissements présentant une organisation et un fonctionnement différents (Eccles & Midgley, 1989) constituent le troisième axe. L'intégration des mesures du climat social dans la mise en place de dispositifs pédagogiques n'est pas une démarche très répandue. Cependant, ce critère peut amener un regard complémentaire pertinent (Teh & Fraser, 1995; Wright & Cowen, 1982).

Finalement, le dernier axe fait appel aux comparaisons entre les perceptions. Les questionnaires permettent en effet de synthétiser les représentations du climat social des différents acteurs de l'éducation (élèves, enseignants, inspecteurs, observateur externe, etc.). Ces regards ne constituent pas les seules variantes possibles. Mis à part les perceptions du climat vécu (variante «réelle»), les chercheurs s'intéressent également souvent au climat que les étudiants souhaiteraient avoir (variante «idéale»). Bon nombre de recherches (Sinclair & Fraser, 2002; Wong & Watkins, 1996; etc.) s'intéressent par exemple à l'adéquation entre les attentes (idéales) et ce qui est effectivement perçu (le réel), proposant ainsi une vision moins normative de ce que pourrait être un climat favorable pour les apprentissages.

La mesure du climat social

Si l'on examine les nombreux outils utilisés actuellement pour mesurer différents aspects du climat social de la classe – plus de trente sans compter les traductions – on peut constater la diversité des questionnaires tant sur le plan des dimensions que des contextes d'utilisation (niveaux scolaires ou branches particulières). Toutefois, on peut relever que la majorité d'entre eux s'inscrivent dans la même tradition de recherche et se basent donc sur les mêmes paradigmes (*cf. supra*).

Parmi les instruments que l'on peut recenser, le *Classroom Environment Scale* (CES) de Moos et Trickett (1974) reste une référence sur laquelle s'appuient de nombreux autres outils. Il possède neuf dimensions (ou échelles) qui peuvent être – à l'instar des autres outils mesurant le climat social – regroupés en trois domaines distincts (Moos, 1973)³. Comme on le voit dans le tableau 1, le premier domaine des *relations interpersonnelles* touche l'investissement et la participation de l'étudiant à la vie scolaire, ainsi que des aspects tels que l'amitié, le soutien, la friction ou le favoritisme. En deuxième lieu, le domaine des *variables de maintien et de changement*

concerne le fonctionnement de la classe quant à l'organisation, à la variété des activités ou à l'innovation. Finalement, le domaine de l'*orientation aux buts* ou domaine du *développement personnel* se focalise sur le type d'activités mettant en évidence leur orientation pour l'individu (compétitivité, orientation vers la tâche, difficulté, vitesse, etc.).

Fraser (1998a) présente un tableau récapitulatif des différents outils les plus fréquemment cités dans la documentation. On y trouve principalement des questionnaires destinés aux classes de degré secondaire (élèves de 12 ans ou plus). L'adaptation des items pour des élèves plus jeunes reste une démarche délicate qui semble freiner le développement d'outils destinés aux classes primaires. L'intérêt pour les degrés supérieurs (université par exemple) reste également très limité (Fraser, 1995). On trouvera par exemple dans la documentation l'un ou l'autre questionnaire évaluant spécifiquement le climat dans les laboratoires de sciences (SLEI; Fraser, Giddings & McRobbie, 1995), l'environnement perçu dans le cadre d'un enseignement à distance (Walker & Fraser, 2005), ou encore le climat résidentiel (Bennacer, 2005). Toutefois, parmi les nombreuses recherches consultées, le *College and University Classroom Environment Inventory* (CUCEI, Fraser & Treagust, 1986; Fraser, 1994) est l'un des seuls instruments qui s'adresse à une population générale d'étudiants universitaires.

Le CUCEI a été développé sur la base d'autres questionnaires (dont le CES). Les objectifs annoncés par les auteurs de sa validation (Fraser & Treagust, 1986) soulignent la volonté de garder une cohérence avec les autres instruments (ceux développés pour le secondaire en particulier) tout en restant clairement ciblé sur le contexte visé (évaluation dans des petits groupes, au degré tertiaire), ceci avec un nombre d'items le plus restreint possible. Sur la base d'une version préliminaire comprenant 12 items pour chacune des sept dimensions (voir tableau 1), les analyses de consistance interne et corrélationnelles ont permis de supprimer les items les moins homogènes et ceux dont la validité discriminante était faible (corrélation élevée avec les autres dimensions). La version finale contient 49 items au total (sept par dimension). La présentation des caractéristiques psychométriques de l'outil (réalisée auprès d'un échantillon de 372 étudiants) se base essentiellement sur les coefficients de consistance interne (compris entre 0,53 et 0,90) et sur la validité discriminante (les corrélations moyennes avec les autres dimensions s'étalant entre 0,14 et 0,44).

Tableau 1
Dimensions du CES et du CUCEI

	<i>Relations interpersonnelles</i>	<i>Maintien ou changement du système</i>	<i>Orientation aux buts/ Développement personnel</i>
Classroom Environment Scale	<ul style="list-style-type: none"> • Implication et participation • Cohésion entre élèves • Soutien de l'enseignant 	<ul style="list-style-type: none"> • Ordre et organisation • Clarté des règles • Contrôle de l'enseignant • Innovation 	<ul style="list-style-type: none"> • Orientation vers la tâche • Compétition
College and University Classroom Environment Inventory	<ul style="list-style-type: none"> • Individualisation • Implication et participation • Cohésion entre élèves • Satisfaction 	<ul style="list-style-type: none"> • Innovation • Responsabilisation 	<ul style="list-style-type: none"> • Orientation vers la tâche

Une étude plus récente (Logan, Crump & Rennie, 2006) propose une version légèrement modifiée du CUCEI et présente des résultats de validation dans deux échantillons différents (degrés secondaire et tertiaire). Les auteurs ont non seulement calculé les coefficients de consistance interne (compris entre 0,70 et 0,93) et la validité discriminante des facteurs (corrélations comprises entre - 0,03 et 0,62), mais ont également réalisé des analyses en composantes principales indiquant clairement une structure factorielle simple correspondant au modèle théorique postulé. La dimension «Orientation vers la tâche» a toutefois été écartée de ce modèle car elle saturait sur plusieurs facteurs. On retrouve ce même problème dans les analyses effectuées sur un autre échantillon (Clarke, 1990) où le coefficient de consistance interne pour cette dimension est nettement plus faible que ceux des autres échelles.

Le «Climat relationnel des études à l'université» (CREU)

Première version du CREU

L'une des premières difficultés dans la construction d'un instrument destiné à évaluer le climat social dans une institution telle que l'université est l'hétérogénéité des situations d'enseignement. La configuration des différents cours peut en effet fortement varier entre les diverses facultés et à l'intérieur d'une même discipline (de cours *ex cathedra* avec un public nombreux aux séminaires en petits groupes). Les enseignants (professeurs, assistants, chargés de cours, etc.) ont des styles d'enseignement manifestement très variés et de plus, un fort pourcentage d'étudiants ont un cursus combinant plusieurs voies

d'études en parallèle. Dans ces conditions, proposer un outil qui oblige le répondant à tenir compte de situations trop diverses (et à en faire une sorte de moyenne dans ses réponses) est une entreprise délicate.

Pour éviter des biais liés ce problème, et avec le souci constant d'être cohérent par rapport au contexte particulier auquel l'instrument est destiné, nous avons volontairement choisi de conserver uniquement les dimensions relatives au domaine des relations interpersonnelles. Il nous semble en réalité plus facile pour un étudiant de donner son sentiment par rapport aux aspects relationnels vécus (solidarité entre étudiants, satisfaction quant aux cours proposés, contact avec les enseignants, etc.) que d'évaluer le degré d'innovation général des cours ou leur orientation vers la tâche par exemple, tant ils peuvent être différents les uns des autres. Le tableau 2 présente les quatre dimensions que nous avons retenues dans notre instrument, ainsi qu'une définition de chaque échelle.

Tableau 2
Définition des échelles du CREU

<i>Dimension</i>	<i>Définition</i>
Personnalisation (P)	Sentiment que l'équipe enseignante est là pour les étudiants et s'intéresse à eux.
Implication (I)	Sentiment que les étudiants sont actifs et s'impliquent dans leurs études.
Cohésion (C)	Sentiment que les étudiants forment un groupe solidaire.
Satisfaction (S)	Sentiment que les étudiants sont satisfaits du climat des cours.

Les diverses étapes de l'adaptation des items ont été réalisées avec l'aide d'étudiants qui se sont – à divers moments – exprimés sur la pertinence des énoncés, tant au niveau de leur formulation que de leur adéquation au contexte.

Les items formant la première version de notre instrument sont issus en grande partie de la traduction et de l'adaptation de ceux proposés dans le CUCEI, mais avec également un regard sur d'autres outils tel que le CES. Quelques énoncés supplémentaires ont été générés afin de compléter les échelles et obtenir huit items par dimensions (32 au total). Nous avons conservé des échelles de Likert permettant au répondant de donner un degré d'accord, mais nous avons préféré ajouter des options de réponse, passant ainsi de quatre options (pour le CUCEI version originale), voire cinq options (version utilisée par Logan et al., 2006) à sept options dans notre instrument. Seules les modalités

extrêmes sont alors définies avec les termes suivants: «Fortement en désaccord» (1) à «Fortement en accord» (7). Pour des adultes, l'adaptation de ces échelles permet en effet d'avoir des codages plus fiables, de diminuer le pourcentage d'indécision en permettant une meilleure discrimination des réponses (Schwarz, Knäuper, Hippler, Noelle-Neumann & Clark, 1991).

Une première version du questionnaire a été proposée à un groupe d'étudiants (N = 70) afin de recevoir un premier *feed-back* circonscrit sur le contenu des items et de pouvoir mener quelques analyses exploratoires. Cette procédure a permis tout d'abord d'éliminer quelques items dont la distribution s'éloignait trop fortement de la normale. Sans atteindre des valeurs considérées comme extrêmes (Kline, 1998), les quatre items qui présentaient clairement une asymétrie positive ou négative ont été écartés. Après une première analyse en composantes principales, nous avons retenu, pour chaque facteur, les cinq items présentant la saturation la plus élevée, ceci afin d'avoir un outil possédant un nombre d'items restreint (c'est-à-dire peu coûteux en temps de passation et de codage), mais conservant tout de même de bonnes qualités psychométriques. Si cette première démarche n'a pas pu aboutir (au vu de la taille de l'échantillon) à une validation de la structure de l'instrument, elle a permis cependant de proposer une version plus adaptée sur laquelle de nouvelles analyses ont pu être menées avec un échantillon plus grand.

Seconde version du CREU

Récolte des données et participants

L'ensemble des étudiants francophones se trouvant dans un cursus de première ou de deuxième année à l'Université de Fribourg en Suisse (N = 1 294) ont été sollicités en fin de semestre académique par courrier électronique. Les personnes intéressées à participer ont pu répondre anonymement au questionnaire sur un site Internet (récolte de données *on-line*). Sur une base volontaire et avec un taux de réponse de 21,5%, on peut raisonnablement imaginer un biais d'échantillonnage (Aviv, Zelenski, Rallo & Larsen, 2002), bien que la répartition dans les différentes facultés s'approche fortement des pourcentages calculés sur l'ensemble des étudiants. Cependant, ce biais ne devrait pas affecter nos résultats puisque notre objectif n'est pas de fournir des valeurs de référence représentatives ou de comparer différents groupes d'étudiants, mais bien de valider la structure de notre instrument à l'aide d'analyses se basant principalement sur des calculs corrélationnels. Notre échantillon ainsi constitué (N = 278) se compose de 66% de femmes et 34% d'hommes. La moyenne d'âge est de 22,2 ans (écart type = 3,9).

Procédures statistiques

Pour mettre en évidence différents indices de validité d'un instrument de mesure, il existe diverses approches. Nous avons opté pour une démarche en deux temps. Premièrement, avec ce nouvel échantillon d'étudiants, nous avons effectué une analyse en composantes principales (ACP). Ce type d'analyse est couramment utilisé pour faire ressortir les facteurs et présente des avantages quant à la fiabilité (stabilité) des indicateurs et à la simplicité dans la lecture des résultats. De plus, les résultats sont directement comparables avec la validation du CUCEI publiée par Logan et al. (2006). Dans un deuxième temps, nous avons effectué une analyse factorielle confirmatoire (AFC), analyse qui se veut plus rigoureuse par rapport aux objectifs de validation d'un outil et qui est tout à fait envisageable avec un échantillon suffisamment grand.

La méthode d'estimation retenue pour l'AFC est celle du « maximum de vraisemblance » (*Maximum Likelihood*). Sous des conditions de non-normalité des variables, cette méthode fournit les résultats les plus stables et réalistes pour tous les indices, ceci comparé aux autres méthodes (Olsson, Foss, Troye & Howell, 2000).

En ce qui concerne les choix des indices pour l'AFC et de leurs seuils d'acceptation, il est difficile de dégager un consensus entre les chercheurs. Le fait que ces indices soient relativement sensibles à la taille de l'échantillon ou au nombre de variables latentes et observées, par exemple, rend la tâche plus complexe encore. Toutefois, sur la base des données généralement présentées dans les publications, des travaux traitant spécifiquement des équations structurales (Bollen, 1989; Byrne, 1998) et des récentes simulations réalisées par Sharma, Mukherjee, Kumar et Dillon (2005), nous avons pris le parti de présenter le χ^2/dl (dont la valeur doit être inférieure à 3,0) ainsi que l'*Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI), le *Tucker-Lewis Index* (TLI) et le *Comparative Fit Index* (CFI) (acceptable à partir de 0,80 et très bon s'il est supérieur à 0,90). Finalement, pour le *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) – recommandé en complément des autres indices d'adéquation – nous retiendrons les seuils suivants: < 0,05, très bon ajustement; < 0,08, ajustement raisonnable; > 1,0, ajustement inacceptable (MacCallum, Browne & Sugawara, 1996). Notons encore que certains auteurs ne conservent qu'un seul seuil (de 0,05) pour cet indice (Hu & Bentler, 1998).

En ce qui à trait à l'unité d'analyse, seul le niveau «étudiant» peut être pris en compte. À la différence de la validation du CUCEI (Fraser & Treagust, 1986), pour laquelle les auteurs proposent systématiquement les unités d'analyse «étudiant» et «classe», le contexte dans lequel nous validons l'instrument ne possède pas ce type de critère de regroupement. L'évaluation du climat touchant l'ensemble des enseignements du cursus d'un étudiant, il nous est impossible de former des sous-groupes homogènes d'étudiants concernés par les mêmes cours.

Pour réaliser les analyses confirmatoires, nous avons utilisé le logiciel AMOS (Arbuckle & Wothke, 1999). Les traitements statistiques réalisés avec ce logiciel ne supportant pas les données manquantes (inférieures à 1 % pour notre récolte de données), nous avons systématiquement remplacé – et ceci pour toutes les analyses effectuées – ces valeurs manquantes par la moyenne de l'item en question.

Résultats

Sur la base des données récoltées avec la nouvelle version du questionnaire (20 items), une ACP avec rotation varimax a été exécutée (test de sphéricité de Bartlett très significatif; KMO = 0,881). Les quatre facteurs présentant une valeur propre supérieure à 1,0 ont été retenus. Ils expliquent ensemble 59 % de variance.

Le tableau 3 présente les différents items avec leurs coefficients de saturation. On peut constater que tous saturent fortement sur les facteurs attendus. On trouve pour deux items (18 et 20) des saturations secondaires (supérieures à 0,40) sur un autre facteur. Dans le tableau 4, on peut trouver les corrélations entre les quatre dimensions. Ce tableau contient également – dans sa diagonale – les coefficients de consistance interne (alpha de Cronbach). Ces derniers sont tout à fait satisfaisants compte tenu du nombre d'items pour chaque facteur.

Tableau 3
Coefficients de saturation des items du CREU

	1	2	3	4
1. Les enseignants parlent volontiers avec les étudiants dans les couloirs.			0,739	
5.* Les enseignants se fichent des étudiants.			- 0,652	
9. Les enseignants sont prêts à aider un étudiant qui aurait des difficultés dans son travail.			0,744	
13. Les enseignants prennent du temps pour parler individuellement aux étudiants.			0,706	
17.* Les enseignants ne s'intéressent pas aux problèmes des étudiants.			- 0,730	
2. Les étudiants font des efforts pour participer durant les cours.				0,824
6. Les étudiants s'impliquent durant les cours.				0,797
10.* Durant les cours, les étudiants sont passifs.				- 0,598
14. Les étudiants prennent part aux discussions lorsqu'ils sont sollicités durant les cours.				0,624
18. S'ils en ont la possibilité, les étudiants posent volontiers des questions durant les cours.		0,439		0,576
3. Les étudiants qui suivent un cours se connaissent entre eux.	0,715			
7. Il y a une forte amitié entre les étudiants.	0,757			
11. S'il y a un travail à faire en groupe, il est facile de trouver d'autres étudiants.	0,708			
15. Les étudiants se prêtent volontiers leurs notes de cours.	0,622			
19. Les étudiants travaillent volontiers ensemble.	0,746			
4. Les étudiants ont du plaisir à aller en cours.		0,710		
8.* Les étudiants pensent que les cours sont une perte de temps.		- 0,641		
12. Les étudiants trouvent les cours intéressants.		0,708		
16. Les étudiants apprécient les cours.		0,795		
20. Les étudiants sont généralement satisfaits de leurs études.	0,421	0,580		

Afin de faciliter la lecture, seuls les coefficients supérieurs à 0,40 apparaissent dans le tableau.

Tableau 4
*Corrélations entre les dimensions et coefficients
 de consistance interne (alpha) en diagonale*

	<i>P</i>	<i>I</i>	<i>C</i>	<i>S</i>
Personnalisation (P)	0,80			
Implication (I)	0,37	0,81		
Cohésion (C)	0,46	0,31	0,81	
Satisfaction (S)	0,46	0,56	0,42	0,79

Pour la seconde étape de validation, l'AFC effectuée fournit des résultats acceptables qui confirment la structure factorielle du questionnaire. Dans le détail, nous trouvons les indices suivants :

- $\chi^2/dl_{(164)} = 1,61$
- AGFI = 0,87
- TLI = 0,91
- CFI = 0,92
- RMSEA = 0,049, seuils compris entre 0,038 et 0,059.

La figure 1 présente le détail du modèle avec les coefficients de régression standardisés (tous supérieurs à 0,50). On remarque également les liens entre les quatre dimensions du questionnaire. Ces derniers ne sont pas négligeables et mettent en évidence la non-orthogonalité entre les facteurs tout en soulignant ainsi l'aspect complémentaire de ce type d'analyse par rapport à l'ACP.

Discussion

Le but principal de cette recherche était de proposer un outil de mesure du climat social adapté à un contexte d'études universitaires. C'est en nous basant sur d'autres instruments validés (principalement anglophones) que nous avons construit et aménagé la structure et les items du questionnaire. Ces derniers peuvent être regroupés dans quatre dimensions relatives au domaine des relations interpersonnelles.

Le questionnaire présenté ne s'appuie donc pas sur les trois domaines proposés par Moos (1973), mais nous ne considérons pas cela comme un biais pour diverses raisons. Premièrement, les domaines ne sont en fait qu'une tentative de regrouper les dimensions de questionnaires existants en catégories distinctes ; il n'y a aucune volonté d'exhaustivité dans cette démarche et bon nombre d'outils dans le champ ne couvrent d'ailleurs pas ces trois domaines.

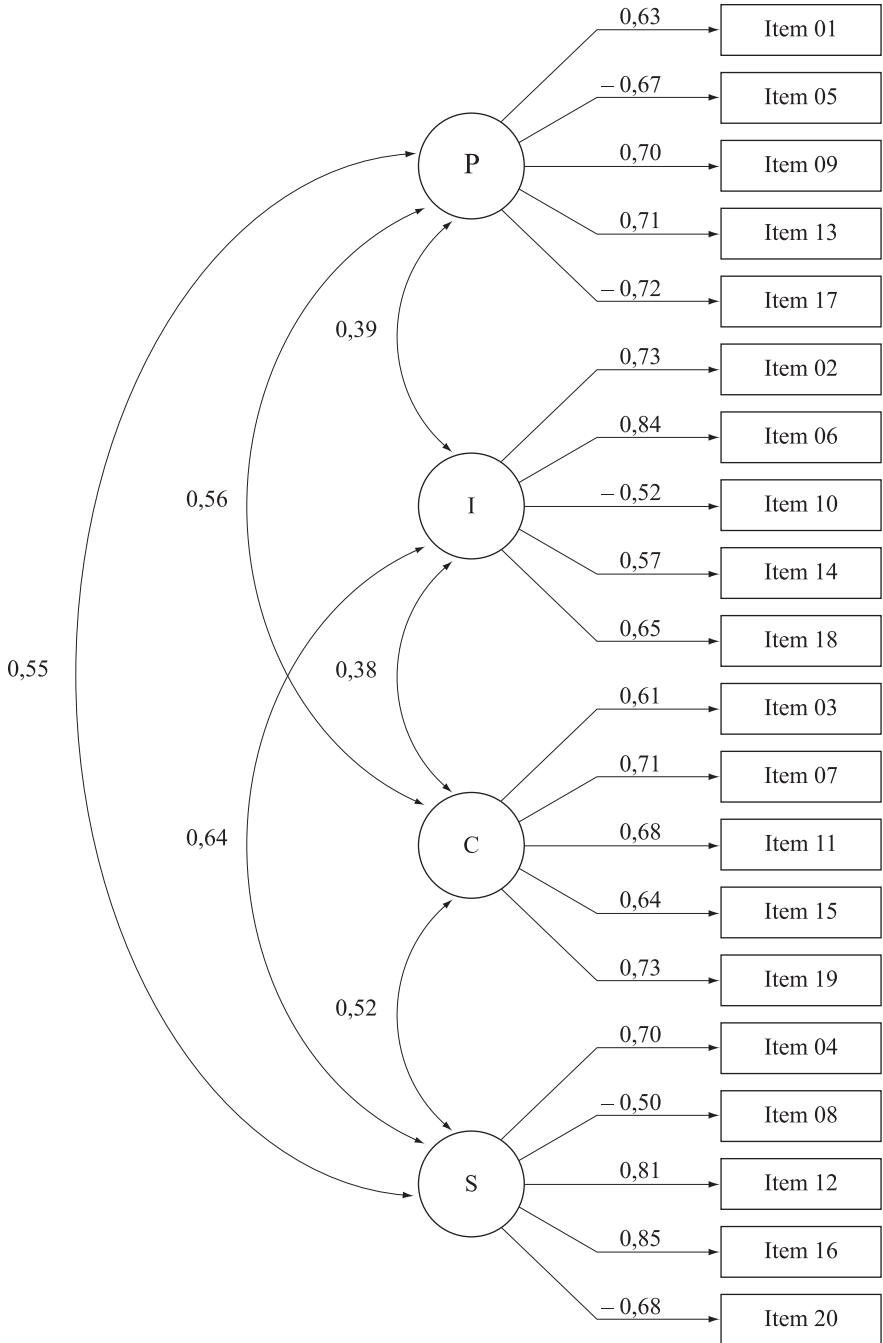


Figure 1. *Modèle structural du CREU*

Deuxièmement, en examinant en détail les divers questionnaires utilisés dans les recherches, on constate que les dimensions peuvent être fort différentes à l'intérieur des domaines, tant dans leur nombre que dans les aspects qu'elles se proposent d'évaluer. Enfin, les chercheurs soulignent généralement l'importance d'avoir des instruments spécifiquement adaptés au contexte (degré scolaire, culture, mode de fonctionnement particulier, etc.), parfois au détriment d'une conformité avec les dimensions d'autres questionnaires. Ceci est un élément qui explique notamment la multiplicité des outils présentés dans la documentation scientifique.

L'orientation du questionnaire vers le domaine relationnel a été dictée par le contexte pour lequel cet instrument est destiné. En effet, l'hétérogénéité des situations d'enseignements auxquelles les étudiants sont confrontés à l'université ne permet pas la formulation d'items adaptés à toutes les circonstances et à tous les étudiants. Si, dans les collèges, la structure et l'organisation des différents cours restent relativement circonscrites malgré le style d'enseignement particulier de chaque professeur, on ne retrouve pas ce cadre dans le degré tertiaire d'où est issu notre échantillon. Seules les dimensions relationnelles sont alors un dénominateur commun à tous les étudiants. Elles apparaissent du reste de manière prépondérante dans les divers instruments. Même pour le CUCEI, on constate que la seule dimension relative au troisième domaine (orientation aux buts/développement personnel) a finalement été écartée lors de la validation proposée par Logan et al. (2006). Notons encore que les aspects relationnels présentent souvent un meilleur pouvoir explicatif quant aux variables cognitives et affectives mesurées dans les classes (p. ex. Fraser & Fisher, 1982; Wong et al., 1997).

Le *Climat relationnel des études à l'université (CREU)* est donc un outil permettant de cerner les perceptions qu'ont les étudiants de leur formation, relativement à des composantes relationnelles. En ce sens, il ne cherche pas à couvrir toutes dimensions considérées à un moment ou à un autre comme relatives au climat social. Il ne permet également pas de mettre en évidence la qualité des enseignements par des questions touchant des aspects didactiques ou de contenu, mais tente plutôt de voir de quelle manière les étudiants appréhendent globalement leurs études.

La version finale du questionnaire comprend 20 items présentés sous forme d'énoncés auxquels le répondant donne un degré d'accord sur une échelle de Likert à sept niveaux. Les deux types d'analyse (ACP et AFC) confirment la structure postulée avec les quatre dimensions (Participation,

Implication, Cohésion et Satisfaction) et démontrent aussi les qualités psychométriques de l'instrument. À l'instar des autres questionnaires destinés à appréhender les perceptions de certains aspects du climat social, le CREU est utilisable dans les variantes «réelle» et «idéale».

Les différents résultats liés à la validation de cet outil sont difficilement comparables avec les analyses présentées dans d'autres recherches dans la mesure où ces instruments, même s'ils sont adaptés pour le même contexte, se présentent sous une forme (langue, dimensions retenues, possibilités de codage) relativement différente. Toutefois, nous pouvons mentionner des indices d'homogénéité internes tout à fait comparables à ceux du CUCEI (Fraser & Treagust, 1986; Logan et al., 2006) – voire à d'autres adaptations de cet outil (Schuh, 1996) – et des coefficients de saturation de l'ACP se situant également dans des intervalles de valeurs similaires. Pour ce qui est des liens entre facteurs, on constatera dans la publication de Fraser et Treagust (1986) des corrélations moyennes relativement modérées, quelle que soit l'unité d'analyse choisie. Ceci les amène à souligner la validité discriminante des dimensions retenues. Plus loin dans leur article, en considérant la satisfaction comme variable dépendante et en détaillant les corrélations de cette variable avec les six autres dimensions du questionnaires, on peut relever une corrélation élevée ($r = 0,78$) de cette variable avec l'implication des étudiants. Dans nos résultats, ces deux dimensions (satisfaction et implication) sont également celles qui corrént les plus entre elles, mais le coefficient est visiblement plus faible ($r = 0,56$). Sans vouloir se prononcer sur une éventuelle causalité entre ces variables, il est donc intéressant de relever que l'implication ne dépend que faiblement (30% de variance commune environ) de la satisfaction perçue chez nos étudiants. Les différences quant à l'âge de ces derniers et à l'organisation des cursus dans les deux échantillons peuvent être des éléments explicatifs des écarts observés dans ce résultat particulier.

La mise à disposition d'un outil validé – dans un contexte francophone – est susceptible de favoriser le développement de recherches et d'interventions, même si la comparabilité avec les études anglophones restera difficile. Les appréciations des étudiants peuvent être utilisés comme *feed-back* et servir de levier à d'importantes améliorations (Yarrow & Millwater, 1995). Selon ces auteurs, les étudiants sont parfaitement à même de proposer des stratégies visant des modifications qui permettent d'obtenir une meilleure adéquation entre les attentes (idéal) et ce qui est effectivement vécu. L'utilisation d'un tel questionnaire peut aussi servir à mieux comprendre le fonctionnement particulier des

enseignements à l'université et à mettre en lumière d'éventuelles différences liées à la culture, aux caractéristiques des enseignants (différences selon le genre dans l'étude de Coll, Taylor et Fisher, 2002), aux contenus enseignés, etc.

Les recherches futures dans ce contexte particulier qu'est l'université ont encore beaucoup à explorer. Un des axes importants sera certainement la réplication des résultats prometteurs soulignant l'impact du climat social tant sur les résultats affectifs que cognitifs des étudiants, résultats généralement mis en évidence dans les degrés primaires et secondaires (Anderson & Walberg, 1974; Brekelmans, Van den Eeden, Terwel & Wubbels, 1997; Cheng, 1994). Les chercheurs ne devront cependant pas perdre de vue que l'évaluation du climat social par le biais des perceptions des étudiants – même s'ils sont adultes – reste une appréciation subjective, et en aucun cas normative. Les appréciations des étudiants sont néanmoins utiles pour connaître la façon dont le climat social est appréhendé et rendent donc possible non seulement l'étude de ce climat en soi (pour d'éventuelles améliorations), mais également l'analyse de ses implications avec d'autres dimensions de l'enseignement supérieur.

NOTES

1. Afin d'éviter les lourdeurs qu'entraînerait la répétition systématique des termes masculins et féminins pour désigner des personnes, seul le genre masculin a été retenu comme générique.
2. Les variables de haute inférence demandent au répondant d'émettre un jugement sur la signification de ce qu'il perçoit (p. ex. l'évaluation de la cohésion entre les élèves) alors que les mesures de basse inférence se basent exclusivement sur des catégories simples et directement observables (p. ex. le nombre d'élèves qui se sont serré la main).
3. Le tableau 1 présente les dimensions du CES ainsi que celles du CUCEI.

RÉFÉRENCES

- Aldridge, J.M., Fraser, B.J., & Huang, T.-C. (1999). Investigating classroom environments in Taiwan and Australia with multiple research methods. *Journal of Educational Research*, 93, 48-62.
- Anderson, G.J., & Walberg, H.J. (1974). Learning environments. In H.J. Walberg (éd.), *Evaluating educational performance. A sourcebook of methods, instruments, and examples* (pp. 81-98). Berkeley: McCutchan.
- Arbuckle, J.L., & Wothke, W. (1999). *Amos 4.0 user's guide*. Chicago: Smallwaters Corporation.
- Aviv, A.L., Zelenski, J.M., Rallo, L., & Larsen, R.J. (2002). Who comes when: personality differences in early and later participation in a university subject pool. *Personality and Individual Differences*, 33, 487-496.

- Bennacer, H. (2005). L'échelle de l'environnement social de la résidence universitaire (EESRU): Adaptation française de University Residence Environment Scale (URES). *Orientation Scolaire et Professionnelle*, 34, 191-215.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Borich, G., & Klinzing, G. (1984). Some assumptions in the observation of classroom process with suggestions for improving low inference measurement. *Journal of Classroom Interaction*, 20, 36-44.
- Braskamp, L.A., Caulley, D., & Costin, F. (1979). Student ratings and instructor self-ratings and their relationship to student achievement. *American Educational Research Journal*, 16, 295-306.
- Brekelmans, M., Van den Eeden, P., Terwel, J., & Wubbels, T. (1997). Student characteristics and learning environment interactions in mathematics and physics education: a resource perspective. *International Journal of Educational Research*, 27, 283-292.
- Byrne, B.M. (1998). *Structural Equation Modeling with Lisrel, Prelis, and Simplis*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Byrne, D.B., Hattie, J.A., & Fraser, B.J. (1986). Student perceptions of preferred classroom learning environment. *Journal of Educational Research*, 80, 10-18.
- Cheng, Y.C. (1994). Classroom environment and student affective performance: an effective profile. *Journal of Experimental Education*, 62, 221-239.
- Clark, B.M., & Creswell, J.L. (1979). Participants' versus nonparticipants' perception of teacher nonverbal behavior. *Journal of Classroom Interaction*, 14, 28-36.
- Clarke, J.A. (1990). The reliability of the College and University Classroom Environment Inventory: some Australian data. *Psychological Reports*, 66, 1339-1342.
- Cohen, P.A. (1981). Student ratings of instruction and student achievement: A meta-analysis of multisection validity studies. *Review of Educational Research*, 51, 281-309.
- Coll, R.K., Taylor, N., & Fisher, D.L. (2002). An Application of the Questionnaire on Teacher Interaction and College and University Classroom Environment Inventory in a multicultural tertiary context. *Research in Science and Technological Education*, 20, 165-183.
- De Jong, R., & Westerhof, K.J. (2001). The quality of student ratings of teacher behaviour. *Learning Environments Research*, 4, 51-85.
- Doyle, W. (1977). Paradigms for research on teacher effectiveness. *Review of Research in Education*, 5, 163-198.
- Eccles, J.S., & Midgley, C. (1989). Stage-environment fit: developmentally appropriate classrooms for young adolescents. In C. Ames & R. Ames (éds), *Research on motivation in education: Goals and cognition* (vol. 3, pp. 139-186). San Diego: Academic Press.
- Fraser, B.J. (1994). Research on classroom and school climate. In D.L. Gabel (éd.), *Handbook of research on science teaching and learning* (pp. 493-541). New York: Macmillan.
- Fraser, B.J. (1995). Classroom environments. In L.W. Anderson (éd.), *International Encyclopedia of Teaching and Teacher Education* (2^e éd., pp. 344-348). Oxford: Pergamon Press.

- Fraser, B.J. (1998a). Classroom environment instruments: Development, validity and applications. *Learning Environments Research*, 1, 7-33.
- Fraser, B.J. (1998b). The birth of a new journal: Editor's instruction. *Learning Environments Research*, 1, 1-5.
- Fraser, B.J., & Fisher, D.L. (1982). Predicting students' outcomes from their perceptions of classroom psychosocial environment. *American Educational Research Journal*, 19, 498-518.
- Fraser, B.J., Giddings, G.J., & McRobbie, C.J. (1995). Evolution and validation of a personal form of an instrument for assessing science laboratory classroom environments. *Journal of Research in Science Teaching*, 32, 399-422.
- Fraser, B.J., & Treagust, D. (1986). Validity and use of an instrument for assessing classroom psychosocial environment in higher education. *Higher Education*, 15, 37-57.
- Genoud, P.A. (2006, septembre). *Influence of perceived social climate on the motivation of university students*. Poster présenté à l'European Conference on Educational Research (ECER), Genève.
- Helmke, A., Schneider, W., & Weinert, F.E. (1986). Quality of instruction and classroom learning outcomes: The German contribution to the IEA classroom environment study. *Teaching and Teacher Education*, 2, 1-18.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- Johnson, D.W., & Johnson, R.T. (1983). Social interdependence and perceived academic and personal support in the classroom. *Journal of Social Psychology*, 120, 77-82.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- Levy, J., Den Brok, P., Wubbels, T., & Brekelmans, M. (2003). Students' perception of interpersonal aspects of the learning environment. *Learning Environments Research*, 6, 5-36.
- Logan, K.A., Crump, B.J., & Rennie, L.J. (2006). Measuring the computer classroom environment: lessons learned from using a new instrument. *Learning Environments Research*, 9, 67-93.
- MacCallum, R.C., Browne, M.W., & Sugawara, H.M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 130-149.
- Madonna, S., Bailey, G.K., & Wesley, A.L. (1990). Classroom environment and locus of control in identifying high and low self-concept in fourth- and fifth-graders. *Psychological Reports*, 66, 1152-1154.
- Moos, R.H. (1973). Conceptualizations of human environments. *American Psychologist*, 28, 652-665.
- Moos, R.H., & Trickett, E.J. (1974). *Classroom environment scale manual*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Olsson, U.H., Foss, T., Troye, S.V., & Howell, R.D. (2000). The performance of ML, GLS, and WLS estimation in Structural Equation Modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7, 557-595.
- Randhawa, B.S., & Michayluk, J.O. (1975). Learning environment in rural and urban classrooms. *American Educational Research Journal*, 12, 265-285.

- Schuh, K.L. (1996). The lecture classroom environment and its effects on change in computer anxiety of students taking computer proficiency classes. *Journal of Educational Computing Research, 15*, 241-259.
- Schunk, D.H., & Meece, J.L. (1992). *Student perceptions in the classroom*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schwarz, N., Knäuper, B., Hippler, H.-J., Noelle-Neumann, E., & Clark, L. (1991). Rating Scales: Numeric values may change the meaning of scale labels. *Public Opinion Quarterly, 55*, 570-582.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W.R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research, 58*, 935-943.
- Sinclair, B.B., & Fraser, B.J. (2002). Changing classroom environments in urban middle schools. *Learning Environments Research, 5*, 301-328.
- Teh, G.P., & Fraser, B.J. (1995). Development and validation of an instrument for assessing the psychosocial environment of computer-assisted learning classrooms. *Journal of Educational Computing Research, 12*, 177-193.
- Walberg, H.J., & Ahlgren, A. (1970). Predictors of the social environment of learning. *American Educational Research Journal, 7*, 153-167.
- Walker, S.L., & Fraser, B.J. (2005). Development and validation of an instrument for assessing distance education learning environments in higher education: The Distance Education Learning Environments Survey (DELES). *Learning Environments Research, 8*, 289-308.
- Waxman, H.C. (1991). Investigating classroom and school learning environments: A review of recent research and developments in the field. *Journal of Classroom Interaction, 26*, 1-4.
- Wong, A.F., Young, D.J., & Fraser, B.J. (1997). A multilevel analysis of learning environments and student attitudes. *Educational Psychology, 17*, 449-468.
- Wong, N.Y., & Watkins, D. (1996). Self-monitoring as a mediator of person-environment fit: an investigation of Hong Kong mathematics classroom environments. *British Journal of Educational Psychology, 66*, 223-229.
- Wright, S., & Cowen, E.L. (1982). Student perception of school environment and its relationship to mood, achievement, popularity, and adjustment. *American Journal of Community Psychology, 10*, 687-703.
- Yarrow, A., & Millwater, J. (1995). Smile: Student modification in learning environments establishing congruence between actual and preferred classroom learning environment. *Journal of Classroom Interaction, 30*, 11-15.