

## Version francophone du *Questionnaire for Teacher Interaction* en contexte québécois

Judith Lapointe and Frédéric Legault

Volume 22, Number 2-3, 1999

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1091248ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1091248ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lapointe, J. & Legault, F. (1999). Version francophone du *Questionnaire for Teacher Interaction* en contexte québécois. *Mesure et évaluation en éducation*, 22(2-3), 1–19. <https://doi.org/10.7202/1091248ar>

Article abstract

The goal of this study was to suggest a French thirty-two-item version of the Questionnaire for Teacher Interaction (QTI). This instrument establishes teachers' interpersonal behaviors according to their students' perceptions on two interrelated dimensions: control and support. A 64-item version was administered to 799 students. After data reduction, a 32-item version was completed by 1 764 adolescents from grade 7 to 9 and 80 teachers were evaluated. Reliability, construct and criterion validities were supported by subsequent analyses.

## **Version francophone du Questionnaire for Teacher Interaction en contexte québécois**

**Judith Lapointe**

*Université Laval*

**Frédéric Legault**

*Université du Québec à Montréal*

**MOTS-CLÉS:** Soutien, contrôle, attitudes de l'enseignant, gestion de classe, validation transculturelle

*Le but de cette étude est de proposer une version francophone abrégée du Questionnaire for Teacher Interaction (QTI). Cet instrument permet d'établir le profil interpersonnel des enseignants selon les perceptions des élèves sur deux dimensions interreliées: le contrôle et le soutien. Une première version de 64 items a été soumise à un échantillon de 799 élèves. Après analyses, une version abrégée de 32 items a été administrée à 1 764 adolescents du premier cycle du secondaire qui ont évalué 80 enseignants. Les indices de fidélité et de validités de construit et de critère de la version abrégée se sont révélés satisfaisants.*

**KEY WORDS:** Support, control, teacher attitudes, classroom management, cross-cultural validation

*The goal of this study was to suggest a French thirty-two-item version of the Questionnaire for Teacher Interaction (QTI). This instrument establishes teachers' interpersonal behaviors according to their students' perceptions on two interrelated dimensions: control and support. A 64-item version was administered to 799 students. After data reduction, a 32-item version was completed by 1 764 adolescents from grade 7 to 9 and 80 teachers were evaluated. Reliability, construct and criterion validities were supported by subsequent analyses.*

## Introduction

Il est connu que la façon dont les enseignants gèrent leur classe et que la qualité de leurs relations avec les élèves constituent d'importantes variables à considérer en lien avec les attitudes et la réussite scolaires des élèves (Borich, 1990; Conseil supérieur de l'éducation, 1995; Fisher & Kent, 1998; Wang, Haertel & Walberg, 1993). Plus précisément, une relation enseignant-élèves positive peut constituer un agent motivateur puissant à l'école (Birch & Ladd, 1996; Ryan & Powelson, 1991) et atténuer les risques d'échecs scolaires (Pianta, 1999). Elle est de plus associée à la diminution des comportements indisciplinés et à l'augmentation des habiletés sociales (Deiro, 1996). Bref, parmi tous les aspects de la gestion de classe, l'ensemble des comportements interpersonnels des enseignants, qui forment la base de leur relation avec les élèves, demeure un concept clé. Il doit donc être mesuré le mieux possible dans toute sa complexité.

Toutefois, les modèles de gestion de classe ont longtemps été classés sur la seule base du contrôle exercé par l'enseignant sur les élèves (voir Wolfgang, 1999). En ce sens, un des instruments de mesure les plus utilisés jusqu'ici, le Pupil Control Ideology (Willower, Eidell & Hoy, 1973) reste unidimensionnel. Or, d'après le modèle de Leary (1957), développé en psychologie clinique et corroboré à travers le monde (Lonner, 1980), les gens communiquent selon deux dimensions qui permettent de caractériser leur style interpersonnel : le contrôle et le soutien. Conséquemment, la mesure des comportements interpersonnels d'un enseignant ne peut se résumer uniquement à la dimension du contrôle. Par ailleurs, des études antérieures ont démontré que le soutien de l'enseignant constitue une dimension essentielle à considérer en fonction des attitudes scolaires des élèves, telles que le sentiment d'appartenance et la motivation (Deiro, 1996; Goodenow, 1993). Par exemple, dans l'étude de Midgley, Feldlaufer & Eccles (1989), les élèves qui bénéficiaient d'un soutien élevé au primaire et qui ont reçu un soutien plus faible au secondaire ont manifesté une baisse de motivation. Ainsi, un instrument de mesure qui vise à mieux décrire le style interpersonnel de l'enseignant adopté dans le cadre de sa gestion de la classe devrait ainsi tenir compte à la fois de ces deux dimensions : le contrôle et le soutien.

Wubbels et ses collaborateurs (Wubbels, Créton & Hooymayers, 1992; Wubbels & Levy, 1993) se sont basés sur les travaux de Leary (1957) et de Watzlawick, Beavin et Jackson (1967) pour mettre au point un modèle qui permet de situer le style interpersonnel d'un enseignant sur ces deux

principales dimensions à la fois (figure 1). L'axe vertical exprime le degré de contrôle (domination/soumission), tandis que l'axe horizontal traduit le soutien (opposition/coopération) dans les relations pédagogiques. Les quatre quadrants de la figure 1 représentent des attitudes et des comportements adoptés par des enseignants. Si on tient compte de l'axe qui prévaut, on peut diviser chaque quadrant en deux pour obtenir huit secteurs associés chacun à un type de comportement interpersonnel: le leadership, la bienveillance, l'indulgence, la permissivité, l'incertitude, l'insatisfaction, la punition et l'exigence.

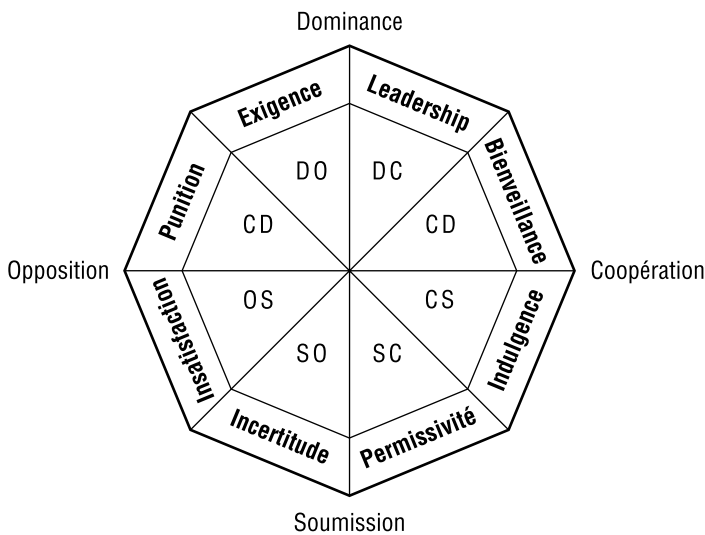


Figure 1. *Le modèle bidimensionnel des comportements interpersonnels de l'enseignant (Wubbels et al., 1993)*

En s'inspirant des significations associées à chaque type de comportement, Wubbels *et al.* (1992 ; 1993) ont élaboré le Questionnaire for Teacher Interaction (QTI). Celui-ci contient 64 items (version américaine) mesurant les perceptions que les élèves ont à propos des attitudes et des comportements de leur enseignant sur une échelle de Likert en cinq points. Il est ensuite possible d'établir le profil interpersonnel d'un enseignant en établissant un score pour chacune des sous-échelles correspondant à un type de comportement interpersonnel. Le tableau 1 présente un exemple d'item pour chaque sous-échelle.

Tableau 1  
*Sous-échelles et exemples d'items du QTI*

<i>Sous-échelles</i>	<i>Exemples d'items</i>	
I-DC	leadership	Il explique les choses clairement
I-CD	bienveillance	Il se montre vraiment amical avec nous
II-CS	indulgence	Il nous fait confiance
II-SC	permissivité	Il est tolérant
III-SO	incertitude	Il se montre hésitant à l'occasion
III-OS	insatisfaction	Il pense qu'on ne sait pas grand-chose
IV-OD	punition	Il se fâche vite
IV-DO	exigence	Ses attentes sont très élevées

D = domination C = coopération S = soumission O = opposition

Plusieurs études ont été menées quant à la fidélité et la validité du QTI sur des échantillons hollandais, américains et australiens (Wubbels, Créton, Levy & Hooymayers, 1993). Les consistances internes sont généralement au-dessus de 0,70 pour les élèves et de 0,80 pour les classes. Bien que ces résultats indiquent une bonne homogénéité dans les deux cas, les auteurs suggèrent de n'utiliser le QTI que pour la classe afin d'obtenir la mesure la plus fidèle possible. Les corrélations intraclasse sont au-dessus de 0,80 pour chacune des sous-échelles. Comme les différences entre les groupes-classes sont plus grandes qu'entre les élèves d'un même groupe, Wubbels *et al.* (1993) concluent que les différences entre les perceptions des élèves sont davantage fonction des dynamiques des groupes que des individus.

Les élèves constituent une bonne source d'information pour évaluer le style interpersonnel de l'enseignant. D'une part, leur jugement correspond habituellement à celui des observateurs externes, alors que ceux des enseignants en diffèrent (Babad, 1990). Ces derniers ont tendance à s'évaluer à l'image d'un idéal pédagogique: environ 70% d'entre eux se perçoivent plus positivement que leurs élèves (Wubbels, Brekelmans & Hooymayers, 1992). D'autre part, les comportements et les attitudes des enseignants ne deviennent significatifs que lorsqu'ils sont perçus par les élèves (Winne & Marx, 1977). Comme les perceptions de ces derniers sont plus fortement reliées à leurs attitudes et à leur réussite scolaires que celles des enseignants, Wubbels, Créton *et al.* (1992) concluent que c'est par les perceptions des élèves que l'on obtient la mesure la plus valide. En ce qui concerne la fidélité, Brekelmans (1989, citée par Wubbels & al., 1993), a calculé l'alpha de Cronbach (chaque

élève étant traité comme un item) de 206 classes afin de vérifier jusqu'à quel point les élèves d'une même classe obtiennent un consensus sur le QTI. Elle a obtenu une moyenne de 0,92, ce qui excède la fidélité interjuges normalement acceptée de 0,80.

Le QTI est généralement utilisé chez une population d'élèves du secondaire. Des versions de ce questionnaire sont disponibles en anglais, néerlandais, hébreu, russe, slovaque, suédois et finnois (Wubbels, Levy & Brekelmans, 1997). Comme le QTI est un instrument unique par sa structure bidimensionnelle, nous nous sommes proposé de valider cet instrument en français et en contexte québécois. Nous désirons également suggérer une version abrégée, laquelle pourra être plus facile à utiliser. Ainsi, l'objectif général de cette étude est de proposer une version française québécoise et abrégée du QTI ayant fait l'objet d'une vérification de sa fidélité et de ses validités de construit et de critère à partir d'un échantillon d'élèves québécois.

Nous allons d'abord évaluer la fidélité de l'instrument, c'est-à-dire sa précision peu importe ce qu'il mesure (Nunnally, 1978; Robert, 1988). Pour ce faire, nous procéderons à l'examen de la consistance interne de chaque sous-échelle en considérant les individus, puis les classes. Wubbels et Levy (1993) ont rapporté les consistances internes de chacune des sous-échelles de trois versions du QTI. Dans l'ordre, les coefficients alpha des versions américaine, australienne et hollandaise obtenus par rapport aux individus sont respectivement les suivants: leadership (0,80, 0,83 et 0,83), bienveillance (0,88, 0,85 et 0,90), indulgence (0,88, 0,82 et 0,90), permissivité (0,76, 0,68 et 0,74), incertitude (0,79, 0,78 et 0,79), insatisfaction (0,83, 0,78 et 0,86), punition (0,84, 0,80 et 0,81) et exigence (0,80, 0,72 et 0,78). Les consistances internes des sous-échelles des trois versions pour ce qui est de la classe oscillent entre 0,80 et 0,96.

La validité de construit se confirme, d'une part, lorsqu'un instrument de mesure permet de supporter son cadre théorique (Vallerand, 1989). Elle sera vérifiée par une analyse structurale du QTI, laquelle sera effectuée en examinant les corrélations entre les huit sous-échelles. Le modèle de Leary à la base du questionnaire prévoit que les huit sous-échelles du comportement interpersonnel sont organisées de façon circulaire autour de deux axes de contrôle et de soutien. Ainsi, une sous-échelle devrait être corrélée plus fortement avec les deux sous-échelles qui lui sont adjacentes dans le modèle théorique et présenter la corrélation négative la plus élevée avec la sous-échelle opposée. Donc, 24 prédictions seront vérifiées en ce sens.

La validité de construit est appuyée, d'autre part, lorsqu'un instrument de mesure est relié à d'autres instruments mesurant les mêmes concepts (Carmines & Zeller, 1979). Ce type de validité sera vérifié par des corrélations entre les deux principales dimensions de soutien et de contrôle du QTI et trois sous-échelles tirées de deux autres instruments.

Enfin, la validité de critère se confirme lorsque l'instrument permet d'estimer d'autres comportements que ceux mesurés par l'instrument lui-même (Carmines & Zeller, 1979; Nunnally, 1978). Selon Wubbels *et al.* (1997), les enseignants les plus efficaces sont à la fois dominants et coopératifs: plus les enseignants sont dominants, plus les élèves réussissent; plus les premiers sont coopératifs, meilleures sont les attitudes scolaires des seconds. Donc, plus les élèves perçoivent leur enseignant comme étant dominant et coopératif, meilleur devrait être leur engagement par rapport à la matière. Plus précisément, les élèves qui situent leur enseignant dans le premier quadrant du modèle théorique (figure 1) devraient présenter un meilleur engagement que les autres (quadrants II, III, IV).

Levy, Créton et Wubbels (1993) ont rapporté des études antérieures relevant des différences aux résultats obtenus au QTI en fonction du sexe de l'enseignant. À partir d'un échantillon américain, les résultats ont montré que les femmes sont perçues comme plus dominantes que les hommes, alors qu'il n'y a pas de différence sexuelle à la dimension du soutien. Nous souhaitons également explorer les différences potentiellement obtenues au QTI par rapport au sexe de l'enseignant à partir de notre échantillon québécois.

## Méthode

### *Sujets*

Deux échantillons ont été utilisés aux fins de cette étude. Le projet pilote comprend 799 élèves (449 garçons et 350 filles), de la quatrième année du primaire à la deuxième année du secondaire, provenant de trois écoles primaires et de deux écoles secondaires des régions urbaines de Montréal et de Québec. Ces élèves, répartis en 32 groupes-classes, ont évalué 22 enseignants. Les analyses principales portent sur un second échantillon constitué de 1764 élèves (836 garçons et 928 filles) de la première à la troisième secondaire, issus de quatre écoles québécoises (deux urbaines et deux semi-urbaines) en milieux socio-économiques moyens. Quatre-vingts groupes-classes ont évalué 80 enseignants (47 hommes et 33 femmes).

### ***Traduction du QTI***

Le QTI (version américaine) a été traduit selon une procédure de validation transculturelle inspirée de Vallerand (1989). Un comité de quatre personnes bilingues issues de notre équipe de recherche y ont participé. Une première personne a d'abord proposé une traduction de l'échelle en français. Puis, cette traduction a été évaluée par deux autres membres de l'équipe et certains items ont été modifiés au besoin après discussion entre les trois personnes. Ensuite, le quatrième membre a retraduit la version française en une version anglaise afin de vérifier que la traduction française corresponde au libellé des items originaux en anglais. Après de légères modifications, la version finale a été présentée aux sujets du projet pilote auxquels on avait demandé de se prononcer sur la clarté des items. Cependant, aucune autre modification n'a été nécessaire par la suite.

### ***Instruments***

En plus du QTI, quatre sous-échelles tirées de trois instruments ont été remplies par les élèves. Elles mesuraient le contrôle de l'enseignant en classe (CES), le soutien général offert au groupe-classe (CES), le soutien individuel (CBSS) et la valeur intrinsèque de l'engagement (mesure de l'engagement par rapport à la matière au secondaire).

#### ***Version française du Classroom Environment Scale (CES)***

Cet instrument de 90 items (CES; Moos & Trickett, 1974) permet d'évaluer le climat de la classe en indiquant à chaque item s'il est vrai ou faux. Neuf sous-échelles de dix items composent ce questionnaire, mais nous n'en avons utilisé que deux en raison de nos besoins spécifiques. Il s'agit du soutien offert par l'enseignant (ex. : Si un élève veut parler au professeur, celui-ci trouve du temps pour le faire; et du contrôle en classe par ce dernier (ex. : Lorsque le professeur établit une règle, c'est sérieux). Les élèves répondaient à l'aide d'une échelle de Likert allant de 1 à 4. Les coefficients de consistance interne (alpha de Cronbach) rapportés par Fisher et Fraser (1983) à ces deux sous-échelles sont respectivement de 0,72 et de 0,60, alors que ceux que nous avons obtenus sont de 0,70 et de 0,60.



### ***Version française du Classroom Belonging and Support Scale (CBSS)***

Cet instrument (CBSS; Goodenow, 1991, 1993) permet de mesurer le sentiment d'appartenance à la classe des élèves du secondaire à l'aide de trois sous-échelles de six items: (le soutien de l'enseignant, le soutien des pairs et l'appartenance/exclusion) sur une échelle de Likert en cinq points. Il démontre de bons indices de validité et de fidélité (Goodenow, 1991). Pour les besoins de notre étude, nous avons uniquement utilisé la sous-échelle du soutien de l'enseignant (exemple d'item: Mon professeur m'aime bien). Le coefficient de consistance interne de cette sous-échelle rapporté par l'auteure est de 0,84, alors que celui que nous avons obtenu est de 0,83.

### ***Mesure de l'engagement par rapport à la matière au secondaire***

Cette échelle (Bujold, Legault & Côté, 1996) permet de mesurer l'engagement des élèves par rapport à une matière précise. Sa validité a été démontrée chez une population semblable à la nôtre. L'instrument comprend trois sous-échelles: l'engagement hors-présentiel (huit items), la perspective future (cinq items) et la valeur intrinsèque (cinq items, ex.: Je ne vois pas le temps passer quand j'étudie cette matière). À chacun des énoncés, l'élève doit indiquer son degré d'accord sur une échelle de Likert en quatre points. Uniquement la dernière sous-échelle a été conservée dans nos analyses puisqu'il s'agit de la seule qui fait référence aux comportements et aux attitudes des élèves en classe et elle présente les liens les plus forts avec la participation et les résultats scolaires (Bujold *et al.*, 1996). Nous avons obtenu des coefficients de consistance interne comparables à ceux rapportés par les auteurs, c'est-à-dire variant de 0,70 à 0,76 selon la matière.

### ***Procédure***

L'étude s'est déroulée en deux temps. D'abord, la version française de 64 items du QTI a été soumise au premier échantillon. Après les analyses de fidélité, la version réduite a été administrée au second. Dans les deux cas, la prise de mesure était effectuée pendant la deuxième moitié de l'année scolaire afin de laisser le temps nécessaire aux élèves de bien connaître leurs enseignants. Dans deux des quatre écoles, les élèves répondaient en fonction de leurs enseignants de français et de mathématiques. Dans les deux autres, ils en évaluaient quatre (français, mathématiques et deux des matières suivantes selon le niveau scolaire: géographie, écologie, sciences physiques, histoire et

biologie). Cependant, nous avons retenu aléatoirement un seul groupe-classe par enseignant aux fins des analyses. Les trois autres instruments étaient administrés au même moment.

## Résultats

### *Fidélité*

Afin d'évaluer la fidélité de l'instrument, la consistance interne de chaque sous-échelle du questionnaire a été vérifiée par l'analyse de l'alpha de Cronbach. Selon Vallerand (1989), plus le score est élevé, plus l'instrument présente un niveau élevé de consistance interne. Cependant, comme une valeur au-dessus de 0,90 démontre une certaine redondance des items, des scores se situant entre 0,70 et 0,85 sont préférables. Ceux obtenus à la version de 64 items présentée au premier échantillon d'élèves variaient entre 0,68 et 0,93 et six des huit sous-échelles présentaient des scores au-dessus de 0,85. Nous avons donc pu réduire le nombre d'items de chaque sous-échelle tout en nous assurant, par une analyse conceptuelle de ces items, que la validité de contenu était préservée. Parallèlement à l'examen des corrélations item/total et de la consistance interne, nous avons effectué une analyse de contenu et réduit à quatre le nombre d'items à chaque sous-échelle. Après avoir administré cette version de 32 items au second échantillon, nous avons à nouveau examiné la consistance interne. Cette fois, les scores de six sous-échelles se situaient dans la zone considérée préférable par Vallerand, alors que ceux des deux autres sous-échelles (permissivité et exigence) demeuraient acceptables (tableau 2). Les sous-échelles à la droite de l'axe de contrôle du modèle théorique (leadership, bienveillance et indulgence) ont présenté des alpha plus élevés que celles de gauche (incertitude, insatisfaction et punition).

Tableau 2  
*Caractéristiques psychométriques des sous-échelles du QTI*

<i>Sous-échelles</i>	<i>N. d'items</i>		<i>Corrélations item/ total moyennes</i>		<i>Alpha</i>	
	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>1</i>	<i>2</i>
leadership	7	4	,72	,64	,91	,82
bienveillance	8	4	,76	,69	,93	,85
indulgence	8	4	,71	,61	,90	,80
permissivité	8	4	,36	,40	,68	,62
incertitude	7	4	,62	,51	,86	,72
insatisfaction	9	4	,59	,52	,86	,73
punition	8	4	,64	,60	,88	,79
exigence	9	4	,39	,47	,71	,69

\* 1 = 64 items (683 < n < 692) 2 = 32 items (1 694 < n < 1 734)

Nous avons également examiné la consistance interne pour la classe, c'est-à-dire en considérant la moyenne de chaque groupe obtenue à chaque item comme étant un cas (n = 80). Cette fois, les coefficients alpha variaient de 0,89 à 0,98, indiquant une très forte consistance interne.

### ***Validité***

Nous avons vérifié la validité de construit par une analyse structurale du QTI, ainsi que par des corrélations entre les deux principales dimensions du QTI (contrôle et soutien) et des sous-échelles d'autres instruments mesurant les mêmes concepts.

L'analyse structurale a été effectuée par l'examen des corrélations entre les huit sous-échelles du QTI (tableau 3). Nous avons énoncé l'hypothèse théorique que chaque sous-échelle devrait être corrélée plus fortement avec les deux sous-échelles qui lui sont adjacentes selon le modèle théorique et présenter la corrélation négative la plus élevée avec la sous-échelle opposée. De façon plus détaillée, 24 hypothèses avaient été amenées en ce sens et 17 d'entre elles (71%) se sont révélées vraies. Le tableau 3 nous permet aussi de constater que les corrélations entre les sous-échelles d'un même côté de l'axe vertical du modèle demeurent positives. À l'inverse, chaque sous-échelle d'un côté donné de l'axe vertical est corrélée négativement avec chaque sous-échelle du côté opposé.

Tableau 3  
*Matrice de corrélations des huit sous-échelles du QTI*

<i>Sous-échelles</i>	<i>lead</i>	<i>bien</i>	<i>indu</i>	<i>perm</i>	<i>incer</i>	<i>insa</i>	<i>puni</i>	<i>exig</i>
leadership	–	<b>,79</b>	,70	,59	<b>-,58</b>	-,58	-,57	-,21
bienveillance	<b>,79</b>	–	<b>,79</b>	,69	-,47	-,65	-,66	-,34
indulgence	,71	<b>,79</b>	–	<b>,70</b>	-,45	-,67	<b>-,70</b>	-,37
permissivité	,60	,69	<b>,71</b>	–	-,35	-,56	-,60	-,40
incertitude	<b>-,58</b>	-,47	-,45	-,35	–	<b>,49</b>	,43	,12
insatisfaction	-,57	-,65	-,67	-,56	<b>,49</b>	–	<b>,68</b>	,37
punition	-,57	-,66	<b>-,70</b>	-,60	,43	<b>,68</b>	–	<b>,46</b>
exigence	-,21	-,34	-,37	-,40	,12	,37	<b>,46</b>	–

Toutes les corrélations sont significatives au seuil de  $p < 0,01$ .

Le QTI nous permettait d'obtenir un score à chacune des huit sous-échelles, mais il fallait effectuer certaines opérations pour obtenir un score à chacune des dimensions du contrôle et du soutien prêt à être corrélé avec les sous-échelles correspondantes des autres instruments de mesure. Afin d'obtenir celui de la dimension du contrôle, nous avons soustrait la somme des scores des sous-échelles «permissivité» et «incertitude» de la somme des scores des sous-échelles «exigence» et «leadership». Dans le même sens, le degré de soutien de l'enseignant a été établi en soustrayant la somme des scores des sous-échelles «punition» et «insatisfaction» de la somme des scores des sous-échelles «bienveillance» et «indulgence». Nous avons ainsi obtenu un score final à chaque dimension à l'aide des formules suivante :

$$\text{Contrôle} = (\text{exigence} + \text{leadership}) - (\text{permissivité} + \text{incertitude})$$

$$\text{Soutien} = (\text{bienveillance} + \text{indulgence}) - (\text{punition} + \text{insatisfaction})$$

La corrélation entre les dimensions du contrôle du QTI et du CES est faible ( $r = 0,30$ ,  $p < 0,01$ ), tandis que celle des dimensions du soutien de ces mêmes instruments est modérée ( $r = 0,64$ ,  $p < 0,01$ ) tout comme la corrélation entre les dimensions du soutien du QTI et du CBSS ( $r = 0,68$ ,  $p < 0,01$ ).

Concernant la validité de critère, nous avons vérifié notre hypothèse selon laquelle les élèves qui perçoivent leur enseignant à la fois comme dominant et coopératif présenteront un meilleur engagement par rapport à la matière que les autres. Dans un premier temps, nous avons effectué une analyse de régression en faisant entrer dans l'équation la variable de la dimension du soutien, celle du contrôle et l'interaction entre les deux, la variable dépendante

étant l'engagement. Le soutien explique 8% de la variance de l'engagement ( $p < 0,001$ ;  $\beta = 0,27$ ,  $p < 0,001$ ). Quant au contrôle, il ajoute 1% de la variance expliquée ( $p < 0,001$ ;  $\beta = 0,11$ ,  $p < 0,001$ ) et l'interaction se révèle non significative.

Nous avons ensuite effectué une analyse de variance. Pour ce faire, nous avons établi le score de la perception de chaque élève en utilisant la même procédure que pour évaluer la validité de construit. Puis, les enseignants ont été positionnés selon les perceptions de chaque élève dans l'un des quatre quadrants de la figure 1 (I = domination et coopération; II = soumission et coopération; III = soumission et opposition; IV = domination et opposition). De cette façon, un même enseignant a été classé le même nombre de fois qu'il a d'élèves. Ensuite, nous avons comparé les moyennes des élèves à la sous-échelle de la valeur intrinsèque accordée à la matière par une analyse de variance en fonction des quatre quadrants. Les moyennes d'engagement obtenues aux quadrants I à IV sont respectivement de 3,02, 2,85, 2,47 et 2,63 ( $F(3,1795) = 38,92$ ,  $p < 0,001$ ). À un seuil de  $p < 0,05$ , le test de Tukey a montré que les élèves qui situent leur enseignant dans le quadrant I (leadership et bienveillance) obtiennent une moyenne significativement plus élevée que les autres à la sous-échelle de la valeur intrinsèque. En outre, les élèves dont leur enseignant se positionne dans le quadrant II (indulgence et permissivité) sont significativement plus engagés que ceux dont les perceptions font situer leur enseignant dans les quadrants III (incertitude et insatisfaction) et IV (punition et exigence).

### ***Exploration des résultats du QTI en fonction du sexe de l'enseignant***

Dans le but de vérifier l'effet modérateur du sexe de l'enseignant sur les résultats du QTI, nous avons mené une analyse de variance sur les huit sous-échelles du QTI en fonction du sexe des enseignants évalués. L'analyse multivariée s'est révélée significative ( $F(8,71) = 2,87$ ,  $p < 0,01$ ). Par la suite, les analyses univariées ont montré que les femmes ( $n = 33$ ) obtiennent des moyennes plus élevées que les hommes ( $n = 47$ ) aux sous-échelles de leadership ( $F(1,78) = 8,71$ ,  $p < 0,01$ ), de bienveillance ( $F(1,78) = 5,43$ ,  $p < 0,05$ ) et d'indulgence ( $F(1,78) = 4,78$ ,  $p < 0,05$ ). De plus, elles obtiennent des moyennes plus faibles aux sous-échelles d'incertitude ( $F(1,78) = 4,11$ ,  $p < 0,05$ ), d'insatisfaction ( $F(1,78) = 5,07$ ,  $p < 0,05$ ) et de punition ( $F(1,78) = 4,65$ ,  $p < 0,05$ ). Par contre, aucune différence significative n'a été obtenue aux sous-échelles de permissivité ( $F(1,78) = 0,75$ , ns) et d'exigence

( $F(1,78) = 0,44$ , ns). Également, un test  $t$  effectué sur chacune des deux dimensions principales montre que les femmes sont significativement plus dominantes ( $M(f) = 1,66$ ;  $M(h) = 1,03$ ,  $p < 0,05$ ) et coopératives ( $M(f) = 2,83$ ;  $M(h) = 1,60$ ,  $p < 0,05$ ) que les hommes.

## Discussion

Le principal objectif de l'étude présentée dans cet article était de proposer une version française et abrégée du Questionnaire for Teacher Interaction à partir d'un échantillon d'élèves québécois. Une version de 64 items a été soumise au premier échantillon ( $n = 799$ ). Après analyse de consistance interne, la version abrégée de 32 items a été administrée au second échantillon ( $n = 1\,764$ ). Les analyses effectuées sur ce dernier échantillon suggèrent que la fidélité et les validités de construit et de critère de la version abrégée sont satisfaisantes. Globalement, les qualités psychométriques de cet instrument de mesure sont comparables à celles de la version originale anglaise.

En effet, l'examen général de la consistance interne révèle que les coefficients alpha des huit sous-échelles se comportent de façon semblable à ceux des versions américaine, hollandaise et australienne rapportées par Wubbels *et al.* (1993) en ce sens qu'aux quatre versions, les sous-échelles d'exigence et de permissivité ont tendance à présenter des coefficients alpha légèrement plus faibles que ceux de toutes les autres sous-échelles. De plus, à la version abrégée présentée ici, les sous-échelles à la droite de l'axe de contrôle du modèle théorique (leadership, bienveillance et indulgence) présentent des coefficients alpha plus élevés que celles de gauche (incertitude, insatisfaction et punition), ce qui s'observait également aux autres versions du QTI, mais pas aussi distinctement. Par conséquent, il semble plus facile d'obtenir une tendance plus fortement exprimée dans l'évaluation de ces trois premières caractéristiques du comportement comparativement aux trois dernières. Concernant les coefficients alpha obtenus lors de l'examen de la consistance interne en considérant la classe, ils sont semblables à ceux des trois versions rapportées par Wubbels *et al.* (1993). Ainsi, les indices de fidélité rapportés dans cette étude sont fort acceptables.

La validité de construit a, dans un premier temps, été confirmée par une analyse structurale, laquelle a été effectuée en examinant les corrélations entre les huit sous-échelles du QTI. L'hypothèse théorique selon laquelle chaque sous-échelle serait corrélée plus fortement avec les deux sous-échelles qui lui

sont adjacentes selon le modèle théorique et présenterait la corrélation négative la plus élevée avec la sous-échelle opposée s'est révélée vraie dans 71% des cas. Ce pourcentage est exactement le même que celui obtenu par Wubbels *et al.* (1993). En outre, les corrélations entre les sous-échelles d'un même côté de l'axe de contrôle du modèle sont positives et chaque sous-échelle d'un côté de ce même axe est corrélée négativement avec celles du côté opposé. Cela soulève que les caractéristiques du comportement de l'enseignant qui sont illustrées par les sous-dimensions de leadership, de bienveillance, d'indulgence et de permissivité sont associées entre elles. À l'inverse, les caractéristiques regroupées à l'intérieur des sous-dimensions d'incertitude, d'insatisfaction, de punition et d'exigence sont reliées ensemble.

Dans un second temps, nous avons examiné les corrélations entre les principales dimensions du QTI et des sous-échelles d'autres instruments mesurant les mêmes concepts. Les liens entre la dimension du soutien du QTI et les autres mesures semblables (CES, CBSS) sont apparus modérés. Par contre, la relation entre la dimension du contrôle du QTI et celle du CES est restée faible. Dans ce dernier cas, le faible lien peut s'expliquer par le caractère coercitif présent dans les libellés des items de la sous-échelle du contrôle du CES, mais absent dans la formulation des items des sous-échelles de la dimension du contrôle du QTI.

Concernant la validité de critère, nous avons émis une hypothèse proposant que les élèves qui perçoivent leur enseignant à la fois comme dominant et coopératif présenteraient un meilleur engagement par rapport à la matière que les autres. L'analyse de régression et les résultats de l'analyse de variance à partir d'un regroupement en quatre catégories selon le degré de contrôle et de soutien perçus par les élèves ont permis de confirmer cette hypothèse. Non seulement les élèves qui perçoivent leur enseignant comme étant dominant et coopératif se distinguent des autres par un meilleur engagement, mais même ceux qui ont perçu peu de domination de la part de leur enseignant tout en le considérant coopératif présentent des moyennes significativement plus élevées que ceux des deux autres catégories. La dimension du soutien est donc particulièrement importante en rapport avec l'engagement des élèves, ce qui appuie les travaux de Goodenow (1993), tandis que le contrôle de l'enseignant apparaît jouer un rôle secondaire en ce domaine.

D'après les travaux de Wubbels *et al.* (1997), si le soutien de l'enseignant est lié aux attitudes scolaires des élèves, le contrôle est associé à leur réussite. Pourtant, Bujold *et al.* (1996) ont montré une relation significative entre la valeur intrinsèque accordée à la matière par les élèves et les résultats scolaires chez une population semblable à la nôtre. Donc, nous nous serions attendus à ce que le contrôle de l'enseignant joue un rôle plus significatif en regard de l'engagement des élèves. Par contre, au secondaire, le soutien de l'enseignant possède une plus grande capacité de faire en sorte que les élèves s'engagent dans leurs études que le contrôle social mettant l'accent sur l'obéissance à l'autorité et aux règles (McLaughlin & Talbert, 1990), ce qui peut expliquer nos résultats.

En dernier lieu, nous avons exploré les différences obtenues au QTI en fonction du sexe de l'enseignant. Les résultats ont révélé que les femmes de l'échantillon québécois sont perçues comme plus dominantes que les hommes, comme l'ont rapporté Levy *et al.* (1993) à partir de leur échantillon américain. Mais de plus, dans notre étude, les femmes sont perçues comme plus coopératives que les hommes, alors que Levy *et al.* (1993) n'avaient pas obtenu de différence significative à la dimension du soutien. Si, selon Wubbels *et al.* (1997), les enseignants qui sont à la fois dominants et coopératifs sont associés aux élèves présentant des attitudes scolaires plus favorables, d'après nos analyses, les femmes auraient tendance à mieux favoriser ces attitudes que les hommes. Cependant, ces résultats doivent être interprétés avec prudence puisque notre échantillon ne comprenait que 80 sujets.

Nos analyses ne font pas que permettre d'appuyer la validité de la version française et abrégée du QTI. Elles font ressortir le rôle prépondérant de la dimension du soutien du comportement interpersonnel de l'enseignant dans la prédiction des effets potentiels sur des élèves québécois, tel que l'engagement par rapport à la matière. Cela tend à confirmer que les instruments unidimensionnels qui ne mesurent que le contrôle demeurent incomplets puisqu'ils laissent échapper des données intéressantes et pertinentes qui ne sont révélées que par la dimension du soutien. Notre étude appuie donc la pertinence d'utiliser un instrument bidimensionnel tel que le QTI pour mesurer les comportements interpersonnels des enseignants.



## RÉFÉRENCES

- Babad, E. (1990). Measuring and changing teachers' differential behavior as perceived by students and teachers. *Journal of Educational Psychology*, 82, 683-690.
- Birch, S. H., & Ladd, G. W. (1996). Interpersonal relationships in the school environment and children's early school adjustment: The role of teachers and peers. In J. Juvonen & K. R. Wentzel (éds), *Social motivation. Understanding children's school adjustment* (pp. 199-225). Cambridge: Cambridge University Press.
- Borich, G. (1990). *Observation skills for effective teaching*. Columbus, Ohio: Merrill Publishing Co.
- Bujold, N., Legault, F., & Côté, E. (1996). Mesure de l'engagement par rapport à la matière au secondaire. *Mesure et évaluation en éducation*, 19, 25-49.
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). Reliability and validity assessment. In J. L. Sullivan (éd), *Quantitative Applications in the Social Sciences*. Beverly Hills: SAGE Publications.
- Conseil supérieur de l'éducation (1995). *Pour une gestion de classe plus dynamique au secondaire*. Québec: Conseil supérieur de l'éducation.
- Deiro, J. A. (1996). *Teaching with heart. Making healthy connections with students*. Thousand Oaks: Corwin Press.
- Fisher, J. L., & Fraser, D. J. (1983). A comparison of actual and preferred classroom environment as perceived by science teachers and students. *Journal of Research in Science Teaching*, 20, 55-61.
- Fisher, D. L., & Kent, H. B. (1998). Associations Between Teacher Personality and Classroom Environment. *Journal of Classroom Interaction*, 33 (1), 5-13.
- Goodenow, C. (1991). *Conceptualizing and measuring classroom belonging and support among adolescents*. Unpublished manuscript, Tufts University.
- Goodenow, C. (1993). Classroom belonging among early adolescent students: relationships to motivation and achievement. *Journal of Early Adolescence*, 13 (1), 21-34.
- Leary, T. (1957). *An interpersonal diagnosis of personality*. New York: Ronald Press Company.
- Levy, C., Créton, H., & Wubbels, T. (1993). Perceptions of Interpersonal Teacher Behavior. In T. Wubbels & J. Levy (éds.), *Do you know what you look like? Interpersonal relationships in education* (pp. 29-45). Washington, D. C.: The Falmer Press.
- Lonner, W. J. (1980). The search for psychological universal. In H. C. Triandis & W. W. Lambert (éds.), *Handbook of cross-cultural psychology*, 1 (pp. 143-204). Boston: Allyn et Bacon.
- McLaughlin, M. W., & Talbert, J. (1990). Constructing a Personalized School Environment. *Phi Delta Kappan*, 72 (3), 230-235.
- Midgley, C., Fedlauffer, H., & Eccles, J. S. (1989). Student/Teacher Relations and Attitudes toward Mathematics Before and After the Transition to Junior High School. *Child Development*, 60, 981-992.
- Moos, R. H., & Trickett, E. J. (1974). *A Social Climate Scale Manual: Classroom Environment Scale*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2<sup>e</sup> éd). New York: McGraw-Hill Book Company.

- Pianta, R. C. (1999). *Enhancing relationships between children and teachers*. Washington: American Psychological Association.
- Robert, M. (éd.) (1988). *Fondements et étapes de la recherche scientifique en psychologie* (3<sup>e</sup> éd.). St-Hyacinthe: Edisem.
- Ryan, R., & Powelson, C. L. (1991). Autonomy and Relatedness as Fundamental to Motivation and Education. *Journal of Experimental Education*, 60, 49-66.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: implications pour la recherche en langue française. *Psychologie canadienne*, 30 (4), 662-680.
- 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.
- Watzlawick, P., Beavin, J. H., & Jackson, D. (1967). *The pragmatics of human communication*. New York: Norton.
- Willower, D. J., Eidell, T. L., & Hoy, W. K. (1973). *The school and pupil control ideology*. The Pennsylvania State University Studies no 24. University Park, PA: The Pennsylvania State University.
- Wolfgang, C. H. (1999). *Solving discipline problems. Methods and models for today's teachers* (fourth edition). Boston: Allyn and Bacon.
- Winne, P. H., & Marx, R. W. (1977). Reconceptualizing research on teaching. *Journal of Educational Psychology*, 69, 668-678.
- Wubbels, T., Brekelmans, M., & Hooymayers, H. P. (1992). Do Teacher ideals distort the self-reports of their interpersonal behavior? *Teaching and Teacher Education*, 8, 47-58.
- Wubbels, T., Créton, H., & Hooymayers, H. (1992). Review of Research on Teacher Communication Styles With Use of the Leary Model. *Journal of Classroom Interaction*, 27 (1), 1-11.
- Wubbels, T., & J. Levy (éds.) (1993). Do you know what you look like? Interpersonal relationships in education. London, Washington, D. C.: The Falmer Press.
- Wubbels, T., Créton, H., Levy, J., & Hooymayers, H. (1993). The Model for Interpersonal Teacher Behavior. In T. Wubbels & J. Levy (éds.), *Do you know what you look like? Interpersonal relationships in education* (pp. 13-28). London, Washington, D. C.: The Falmer Press.
- Wubbels, T., Levy, J., & Brekelmans, M. (1997). Paying Attention to Relationships. *Educational Leadership*, 54 (7), 82-87.

## ANNEXE

**Version francophone du QTI****Leadership**

C'est un bon leader.  
Il capte notre attention.  
On apprend beaucoup avec lui.  
Il explique les choses clairement.

**Bienveillance**

Sa classe est agréable.  
Il se montre vraiment amical avec nous.  
Il nous aide beaucoup dans notre travail.  
C'est quelqu'un sur qui on peut compter.

**Indulgence**

Il est patient.  
Il nous fait confiance.  
Si on n'est pas d'accord avec lui, on peut lui en parler.  
Il est vraiment à l'écoute lorsqu'on a quelque chose à dire.

**Permissivité**

Il est tolérant.  
Il nous comprend.  
Il nous laisse beaucoup de liberté dans nos études.  
Nous pouvons parfois choisir les travaux qui nous intéressent le plus.

**Incertitude**

Il a parfois l'air incertain.  
Il se montre hésitant à l'occasion.  
Il agit des fois comme s'il ne savait pas trop quoi faire.  
Il ne sait pas toujours quoi faire quand on fait les fous.

**Insatisfaction**

Il a l'air insatisfait.  
Parfois il nous rabaisse.  
Il pense qu'on ne sait pas grand chose.  
Il pense qu'on ne fait pas grand chose de correct.

**Punition**

Il se fâche vite.

Il est impatient.

Il a mauvais caractère.

C'est facile de se quereller avec lui.

**Exigence**

Il est strict.

Il est exigeant.

Ses attentes sont très élevées.

Il se montre sévère dans ses corrections.