

Adaptation française du Learning Styles Questionnaire de Honey et Mumford

Gilles Fortin, Jacques Chevrier and Élise Amyot

Volume 19, Number 3, 1997

Variations culturelles sur le thème ADMEE

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1091396ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1091396ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Fortin, G., Chevrier, J. & Amyot, É. (1997). Adaptation française du Learning Styles Questionnaire de Honey et Mumford. *Mesure et évaluation en éducation*, 19(3), 95–118. <https://doi.org/10.7202/1091396ar>

Article abstract

The goal of the present study is to adapt into French the "Learning Styles Questionnaire" (LSQ) of Honey and Mumford, based on Kolb's model of experiential learning. Results indicate that the french version is reliable and valid. Alpha coefficients vary between .72 and .80 (N= 483) and test-retest coefficients are between .83 and .90 (N= 32). The confirmatory factorial analysis studies suggest that the four factors solution corresponding to Honey and Mumford's way of measuring learning style is more adequate to explain the data than the two factors solution corresponding to Kolb's approach.

Adaptation française du Learning Styles Questionnaire de Honey et Mumford

Gilles Fortin

Université Saint-Paul

Jacques Chevrier et Élise Amyot

Université du Québec à Hull

L'objectif de la présente recherche est d'adapter en français le « Learning Styles Questionnaire » (LSQ) de Honey et Mumford, basé sur le modèle d'apprentissage expérientiel de Kolb. Les résultats obtenus révèlent que la version française est fidèle et valide. Les coefficients alpha varient entre .72 et .80 (N= 483) et les indices de stabilité (test-retest) oscillent entre .83 et .90 (N=32). Les analyses factorielles confirmatoires suggèrent que, pour mesurer le style d'apprentissage, le modèle à quatre facteurs correspondant à l'approche de Honey et Mumford est plus adéquat pour expliquer les données obtenues que celui à deux facteurs correspondant à l'approche privilégiée par Kolb.

(Style d'apprentissage, apprentissage expérientiel, Learning Styles Questionnaire, fidélité, validité de construit)

The goal of the present study is to adapt into French the « Learning Styles Questionnaire » (LSQ) of Honey and Mumford, based on Kolb's model of experiential learning. Results indicate that the french version is reliable and valid. Alpha coefficients vary between .72 and .80 (N= 483) and test-retest coefficients are between .83 and .90 (N=32). The confirmatory factorial analysis studies suggest that the four factors solution corresponding to Honey and Mumford's way of measuring learning style is more adequate to explain the data than the two factors solution corresponding to Kolb's approach.

(learning style, experiential learning, Learning Styles Questionnaire, reliability, construct validity)

Problématique

Après s'être intéressés aux styles cognitifs dans les années 70, les éducateurs se sont tournés, dans les années 80 et 90, vers les styles d'apprentissage. La recherche a contribué, pour une bonne part, à alimenter cet intérêt

pour les styles d'apprentissage. Mentionnons, à titre d'exemple, quelques études qui ont démontré que l'appariement du style d'apprentissage et de la méthode d'enseignement améliore non seulement le rendement scolaire de l'apprenant (Dunn, Griggs, Olson, Beasley & Gorman, 1995; Nelson et al., 1993), mais aussi ses attitudes (Dunn et al., 1990) et son comportement (Griggs, 1985). En dépit de l'intérêt suscité par ce concept, il existe, en français, peu d'instruments fiables et valides pour mesurer le style d'apprentissage des apprenants. Parmi les divers modèles de styles d'apprentissage, celui de Kolb (1974, 1984) retient particulièrement l'attention des éducateurs (Kolb, Rubin & McIntyre, 1976). L'instrument proposé par ce dernier, le *Learning Style Inventory (LSI)*, présente toutefois certains problèmes psychométriques qui remettent en question la pertinence de son utilisation. Selon Freedman et Stumpf (1978, 1980), cette critique de l'outil, si elle touche le modèle de style d'apprentissage, affecte peu le modèle d'apprentissage expérientiel en quatre phases qui lui est sous-jacent¹ (Kolb, 1984). Ainsi, en se fondant sur ce modèle d'apprentissage, Honey et Mumford (1986, 1992) ont élaboré un autre instrument de mesure, le *Learning Styles Questionnaire*, qui présente de meilleures qualités métrologiques et offre une solution de rechange intéressante aux éducateurs en éducation postsecondaire (Lovie-Kitchin, Coonan, Sanderson & Thompson, 1989). L'objet de la présente étude est d'adapter en français cet autre outil prometteur.

Le modèle de style d'apprentissage de Kolb

Selon Kolb (1984), l'apprentissage expérientiel, conçu comme « le processus par lequel la connaissance est créée à partir de la transformation de l'expérience » (p.38), comporte quatre phases, chacune constituant une étape essentielle : l'expérience concrète, l'observation réfléchie, la conceptualisation abstraite et l'expérimentation active. Chaque phase suppose des habiletés particulières :

- l'*expérience concrète* consiste en la capacité de s'engager dans une expérience;
- l'*observation réfléchie* implique l'habileté à réfléchir sur l'expérience à partir de divers points de vue;
- la *conceptualisation abstraite* fait appel à cette habileté de créer des concepts, d'élaborer des modèles pour intégrer les observations;
- l'*expérimentation active* suppose la capacité d'utiliser les théories pour prendre des décisions et résoudre des problèmes.

Chaque phase, selon Kolb (1984), implique pour l'apprenant un mode d'apprentissage particulier ou une manière différente de faire l'expérience de la réalité. Comme le processus d'apprentissage compte quatre phases, il existe quatre modes différents d'entrer en contact avec la réalité. Ces quatre modes s'articulent selon deux dimensions bipolaires, concret-abstrait et actif-réflexif, chacune impliquant une tension, une opposition entre ses deux pôles : le pôle concret (l'immersion dans l'expérience concrète) versus le pôle abstrait (la conceptualisation abstraite), le pôle réflexif (la réflexion sur l'expérience) versus le pôle actif (l'expérimentation active).

Kolb (1984) postule que, sous l'influence de facteurs tels que les expériences passées et les demandes de l'environnement, les gens ont tendance à privilégier l'un des deux pôles sur chacune des deux dimensions, ce qui va constituer leur style d'apprentissage. Ainsi, théoriquement, les quatre pôles, pris deux à deux, peuvent définir quatre styles d'apprentissage possibles : convergent, divergent, assimilateur et accommodateur. La personne de style *convergent* (abstrait/actif), qui fait principalement appel à la conceptualisation abstraite et à l'expérimentation active, cherche à contrôler ses émotions et s'adonne surtout à des tâches techniques ou à la résolution de problèmes plutôt qu'à la recherche de contacts interpersonnels. La personne de style *divergent* (concret/réflexif), qui privilégie l'expérience concrète et l'observation réfléchie, manifeste un intérêt pour autrui et est capable de voir plus facilement les choses selon diverses perspectives. La personne de style *assimilateur* (réflexif/abstrait), qui a tendance à recourir à l'observation réfléchie et à l'abstraction conceptuelle, valorise la cohérence, aime élaborer des idées et des concepts et cherche à créer des modèles. La personne de style *accommodateur* (actif/concret), qui privilégie l'expérimentation active et l'expérience concrète, aime exécuter des choses et s'engager dans des expériences nouvelles, a un goût élevé du risque et a tendance à procéder par essais et erreurs pour résoudre des problèmes.

Le *Learning Style Inventory (LSI)* comme instrument de mesure du style d'apprentissage

Pour mesurer le style d'apprentissage, Kolb a proposé en 1976 le *Learning Style Inventory (LSI)*. Cet instrument comprend neuf séries de quatre termes correspondant chacun à une caractéristique de l'un des quatre modes d'apprentissage. Le répondant doit ordonner ces quatre termes en attribuant la plus haute valeur (4) au terme qui désigne le mieux sa manière habituelle d'apprendre et la plus basse valeur (1) au terme qui y correspond le moins bien. Le score à chacun des modes d'apprentissage est obtenu en additionnant les valeurs accordées aux termes caractéristiques de chacun des

modes. Le pôle dominant sur chacune des deux dimensions est déterminé en calculant la différence entre les scores obtenus aux deux modes d'apprentissage définissant la dimension. Ce procédé permet ainsi de distinguer un mode dominant sur chaque dimension et, par là, le style d'apprentissage de l'apprenant. Cette première version du *LSI* a été la cible de plusieurs critiques tant du point de vue de sa fidélité (consistance interne et stabilité) que de sa validité de construit (Atkinson, 1991). La façon de déterminer le style d'apprentissage, en retenant le score dominant de chacun des axes concret-abstrait et actif-réflexif, soulève également des objections (Freedman & Stumpf, 1980; Stumpf & Freedman, 1981; Honey & Mumford, 1986). Pour fonder l'existence des pôles opposés sur les dimensions concret-abstrait et actif-réflexif, Kolb (1976, 1981) s'appuie principalement sur les corrélations négatives obtenues entre les moyennes aux échelles *Expérience concrète* et *Conceptualisation abstraite* et entre les moyennes aux échelles *Observation réfléchie* et *Expérimentation active*. Or, la validité de ces corrélations négatives a été sérieusement contestée par Lamb et Certo (1978) qui obtiennent des corrélations positives en utilisant les mêmes items du *LSI* mais en recourant à une échelle de Likert en sept points au lieu d'utiliser le choix forcé par ordonnancement des items. Le *LSI* serait donc construit de manière à produire artificiellement les corrélations attendues et la présence de deux facteurs bipolaires serait un « artéfact » résultant d'analyses factorielles réalisées sur des mesures ipsatives (Atkinson, 1991).

Pour répondre à ces critiques, Kolb (1985) a élaboré une seconde version du *LSI* qui comprend douze blocs de quatre items (quatre fins de phrase décrivant chacune l'un des quatre modes d'apprentissage) que le répondant doit ordonner (de 1 à 4) en réaction à un début de phrase présentant une circonstance d'apprentissage. Pour déterminer le style d'apprentissage, les opérations s'effectuent de manière semblable à la première version du *LSI* sauf que, pour faciliter le calcul, tous les items appartenant à une échelle sont présentés sur une même colonne. Même si la seconde version constitue une amélioration quant à sa consistance interne (Atkinson, 1991; Geiger, Boyle & Pinto, 1993; Ruble & Stout, 1990, 1991; Veres, Sims & Locklear, 1991), la stabilité apparaît problématique puisque la majorité des études obtiennent des indices de corrélations généralement faibles, variant de .18 à .72 (Atkinson, 1991; Newby, 1994; Ruble & Stout, 1991) et une seule des indices très élevés, allant de .94 à .98 (Veres et al., 1991).

Les recherches sur la validité de construit du *LSI-II* n'ont pas réussi à confirmer la présence des deux facteurs bipolaires anticipés par Kolb (1984). Ruble et Stout (1990) concluent de leurs analyses factorielles que les quatre modes d'apprentissage semblent être des construits relativement

indépendants plutôt qu'opposés de manière bipolaire. Cornwell, Manfredo et Dunlap (1991) ainsi que Cornwell et Manfredo (1994) mettent en lumière l'importance et l'utilité des quatre modes d'apprentissage comme construits de base, qu'ils nomment « styles d'apprentissage primaires », et le manque de validité du concept de deux dimensions bipolaires dans l'apprentissage expérientiel. Ils concluent que pour évaluer véritablement le *LSI-II*, des mesures non ipsatives s'avèrent nécessaires. Pour répondre à cette suggestion, Geiger et al. (1993) comparent le *LSI-II* (avec échelles ipsatives) à une version modifiée avec échelles de Likert. Avec la version ipsative apparaissent deux facteurs bipolaires, différents de ceux proposés par Kolb (1984). Pour le premier facteur, l'échelle *expérience concrète* s'oppose à l'échelle *observation réfléchie*, et pour le second facteur, l'échelle *conceptualisation abstraite* s'oppose à l'échelle *expérimentation active*, confirmant ainsi des résultats obtenus dans une étude antérieure (Geiger, Boyle & Pinto, 1992). Avec la version « normative », aucune dimension bipolaire n'émerge; par contre, quatre facteurs correspondant aux quatre modes d'apprentissage sont clairement mis en évidence.

En conclusion, les données rapportées par la recherche soulèvent des doutes sur la stabilité du *LSI* et sur l'existence de deux dimensions bipolaires, pointant davantage vers la présence de quatre facteurs. En conséquence, il a été jugé opportun de trouver un outil plus adéquat pour mesurer le style d'apprentissage, ce que semble offrir le *LSQ* de Honey et Mumford (1986, 1992), construit de manière non ipsative et dont l'approche, proposée comme solution de rechange possible au *LSI* (Allinson & Hayes, 1988), diffère de celle de Kolb dans la façon de définir et de mesurer les styles d'apprentissage.

Le modèle de style d'apprentissage de Honey et Mumford

Tout en adoptant l'idée de Kolb d'un modèle d'apprentissage expérientiel en quatre phases, Honey et Mumford (1992) ne postulent aucune dimension bipolaire sous-jacente. Le style d'apprentissage est plutôt conçu comme une tendance à privilégier de manière différenciée les comportements et les attitudes propres à chacune des phases d'apprentissage (Mumford & Honey, 1992). Les quatre styles d'apprentissage, correspondant respectivement aux quatre phases du processus d'apprentissage expérientiel, sont l'actif, le réfléchi, le théoricien et le pragmatique. Comme il est possible de développer une forte préférence pour plus d'un style, une personne peut présenter un profil à deux, trois ou quatre styles d'apprentissage. Bien qu'utilisant une terminologie très différente dans le contexte de la formation en counselling, Hunt (Abbey, Hunt & Weiser, 1985; Hunt, 1987) préconise aussi cette manière de concevoir, à partir du modèle d'apprentissage

expérientiel de Kolb, le style d'apprentissage sans dimensions bipolaires constitutives.

Honey et Mumford (1986, 1992) décrivent les quatre styles d'apprentissage de la manière suivante. L'*actif* est l'individu qui aime s'engager dans une expérience concrète, dans l'ici et le maintenant, surtout lorsque cette expérience comporte un élément de nouveauté ou de défi et qu'il y a possibilité d'interaction avec d'autres personnes. L'actif apprend mieux lorsqu'il peut s'engager totalement dans l'activité, lorsqu'il a la possibilité de jouer un rôle actif. Il est stimulé à apprendre lorsqu'il est confronté à une tâche difficile qui constitue un défi pour lui, ou encore lorsqu'il est face à de nouvelles expériences, de nouveaux problèmes qui peuvent être source d'apprentissage. Il fonctionne bien pour générer des idées lorsqu'il n'est pas soumis à des contraintes de structure ou de normes. Il aime s'engager avec les gens, confronter ses idées aux leurs et résoudre des problèmes en équipe.

Ce qui caractérise le *réfléchi* est le recul, la distance qu'il aime prendre par rapport aux personnes et aux choses. Prudent, il accumule des données et réfléchit à fond avant de prendre des décisions. Il observe, écoute, avant de donner son opinion. Il apprend mieux lorsqu'il est encouragé à observer, lorsqu'il peut prendre du recul par rapport aux événements, lorsqu'il peut réviser ce qui s'est produit ou ce qu'il a appris, lorsqu'il peut prendre une décision sans contrainte de temps.

Le *théoricien* aime la logique, la cohérence. Il organise les données en systèmes logiques. Il suit une démarche méthodique quand il aborde des problèmes. Il aime analyser et synthétiser et valoriser grandement le rationnel et l'objectivité. Les affirmations subjectives le rebutent. Le théoricien apprend mieux lorsque la matière présentée fait partie d'un système, d'un modèle ou encore d'une théorie; lorsqu'il a du temps pour explorer de façon méthodique les liens entre les événements, les idées, les situations; lorsqu'il peut peser les présupposés de base, les fondements ou la méthode employée; lorsque ce qu'il lit ou écoute est logique, bien fondé; lorsqu'il est confronté à des idées et des concepts intéressants; lorsque la tâche qui lui est confiée est de comprendre, analyser, trouver des explications, en un mot, lorsqu'il est stimulé intellectuellement. Le théoricien se sent bien dans un contexte d'apprentissage bien défini, où les objectifs sont clairs.

Le *pragmatique* s'intéresse à la mise en application des idées, des théories, des techniques, dans le but explicite d'en vérifier le fonctionnement. Il est quelqu'un de pratique, qui a les deux pieds sur terre et qui aime prendre des décisions et résoudre des problèmes. Le pragmatique apprend mieux

lorsque l'apprentissage est relié à un besoin immédiat qu'il peut distinguer, ou encore lorsqu'il peut en voir le bénéfice concret, lorsqu'on lui enseigne des façons de faire des choses dont les avantages pratiques sont évidents, lorsqu'il peut pratiquer des techniques et les appliquer dans son travail, lorsqu'il peut appliquer des modèles ou encore mettre en pratique ce qu'il a appris, lorsqu'il peut se concentrer sur des problèmes concrets, pratiques.

Le *Learning Styles Questionnaire (LSQ)* comme instrument de mesure du style d'apprentissage

Le *Learning Styles Questionnaire (LSQ)*, l'instrument élaboré par Honey et Mumford (1986), comprend quatre-vingts énoncés auxquels on répond sur une échelle dichotomique en indiquant son accord ou son désaccord. La majorité des items décrivent un comportement, les autres une préférence ou une croyance, caractéristiques de l'une des quatre phases du processus d'apprentissage expérientiel. Les quatre-vingts items, présentés de manière aléatoire dans l'instrument, se regroupent en quatre échelles de vingt items chacune. Le style d'apprentissage de la personne est établi à partir de l'importance relative des quatre scores et des normes de la population de référence.

Le *LSQ*, dans sa version anglaise, possède des qualités psychométriques variables. Il présente des indices de stabilité élevés, oscillant entre .81 et .95 (Honey & Mumford, 1986, 1992), et des coefficients alpha acceptables variant, selon les études, entre .58 et .74 pour Allinson et Hayes (1988), entre .68 et .78 pour Sims, Veres et Shake (1989), entre .64 et .76 pour De Ciantis et Kirton (1996) et entre .31 et .42 pour Fung, Ho et Kwan (1993). Ces derniers coefficients beaucoup plus bas peuvent s'expliquer, selon Fung et al. (1993), par l'utilisation d'une forme abrégée de moitié du questionnaire (voir Nunnally, 1978, pp. 210-212 et 243-245) et par les différences de langue et de culture entre les sujets chinois de l'étude et les sujets anglais des autres études.

Quant à la validité de construit du *LSQ*, quelques recherches ont abordé la question des dimensions sous-jacentes à l'instrument. Honey et Mumford (1992), avec un échantillon de 3 500 sujets, obtiennent des corrélations pratiquement nulles entre l'échelle *Actif* et les échelles *Réfléchi* (-.01) et *Théoricien* (.10) et des corrélations positives entre l'échelle *Réfléchi* et les échelles *Théoricien* (.71) et *Pragmatique* (.42), entre l'échelle *Théoricien* et l'échelle *Pragmatique* (.54) et entre l'échelle *Pragmatique* et l'échelle *Actif* (.30) mais n'effectuent aucune analyse factorielle. Allinson et Hayes (1988), avec deux échantillons respectivement de 127 administrateurs anglais et 40 administrateurs indiens, obtiennent des corrélations négatives entre l'échelle

Actif et les échelles *Réfléchi* (-.37, -.27) et *Théoricien* (-.34, -.10), des corrélations positives entre l'échelle *Théoricien* et les échelles *Réfléchi* (.39, .33) et *Pragmatique* (.39, .48) et des corrélations nulles ou positives entre l'échelle *Pragmatique* et les échelles *Actif* (.07, .21) et *Réfléchi* (-.02, .14). De plus, ils trouvent deux facteurs qu'ils nomment « analyse » (corrélant positivement avec les échelles *Théoricien* et *Pragmatique*) et « action » (corrélant positivement avec l'échelle *Actif* et négativement avec l'échelle *Réfléchi*), facteurs différents de ceux stipulés par Kolb (1984) mais semblables à ceux trouvés par Geiger et al. (1993) pour le *LSI-II* et par eux-mêmes plus tard avec le *LSQ* (Allinson & Hayes, 1990). N'ayant utilisé, à cause du nombre restreint de sujets, que les scores des échelles et non ceux des items, Allinson et Hayes (1988) concluent que cette structure bidimensionnelle reste à être confirmée avec plus de sujets et par une analyse factorielle basée sur les items plutôt que sur les échelles. Fung et al. (1993), répondant à cette suggestion de Allinson et Hayes (1988), font une analyse factorielle à partir des items mais ne trouvent aucune structure factorielle cohérente en relation avec les dimensions postulées dans l'instrument. La faiblesse des coefficients de consistance interne obtenus dans l'étude de Fung et al. (1993) obligent toutefois à considérer ces conclusions avec circonspection. De Ciantis et Kirton (1996), avec un échantillon de 185 administrateurs, obtiennent des corrélations inter-échelles structurées de manière identique à celles de Allinson et Hayes (1988) et trouvent deux facteurs semblables aux leurs. Cependant, le nombre très restreint de sujets (N=185), pour une analyse factorielle basée sur 80 items, incite à la prudence (Nunnally, 1978). Il apparaît donc nécessaire de poursuivre les recherches pour vérifier la structure en quatre facteurs postulée par Honey et Mumford (1986, 1992) et mieux comprendre ce que mesure le *LSQ*.

À cet effet, les recherches sur la relation entre le *LSQ* et le *LSI* devraient apporter des éléments de réponse puisque les instruments de Honey et Mumford (1986) et de Kolb (1985) se fondent sur le même modèle d'apprentissage expérientiel fondamental. Or, deux études sur la relation entre le *LSQ* et le *LSI*, effectuées par Sims, Veres et Shake (1989) ainsi que par Goldstein et Bokoros (1992), ne trouvent que de faibles corrélations (variant entre .01 et .43) entre les quatre scores au *LSQ* de Honey et Mumford (1986) et les scores aux quatre échelles du *LSI* de Kolb, que ce soit avec la première ou la seconde version. La manière différente de définir le style d'apprentissage pourrait expliquer en partie la faiblesse de ces corrélations.

Sur la base de ces résultats préliminaires et compte tenu des faiblesses du *LSI*, il est apparu opportun de retenir le *LSQ* et de procéder à son adaptation en français. Ce qui suit décrit les différentes étapes suivies au cours de ce processus d'adaptation ainsi que les résultats obtenus. Trois études ont été effectuées, deux ayant trait à la fidélité du questionnaire et l'autre à sa validité de construit.

La fidélité du *Learning Styles Questionnaire*

Première étude sur la fidélité

Le *LSQ* a d'abord été traduit par un comité formé de quatre personnes expertes dans le domaine de l'apprentissage expérientiel. Le format originel a été conservé sauf pour l'échelle de réponse. Afin de cerner de manière plus précise le style d'apprentissage de l'apprenant, l'échelle en deux points (en accord, en désaccord) utilisée par Honey et Mumford (1986) a été modifiée en une échelle de réponse en six points mesurant le degré d'accord (un peu, moyennement, tout à fait) et de désaccord (un peu, moyennement, tout à fait). Selon Nunnally (1978, pp. 595-596), une échelle de réponse en plusieurs points permet mieux qu'une échelle en deux points de mettre en évidence la pensée véritable du répondant.

L'échantillon se composait au total de 205 étudiants universitaires de premier cycle en éducation, regroupant 160 femmes et 45 hommes dont l'âge moyen était de 26 ans. De ce nombre, 56 ont répondu au questionnaire à deux reprises, à deux semaines d'intervalle. Cet intervalle de temps est le même que celui retenu par Honey et Mumford (1986).

Le tableau 1 présente les résultats obtenus. Les coefficients alpha sont respectivement pour chacune des échelles, les suivants : échelle *Actif*, .70, échelle *Réfléchi*, .81, échelle *Théoricien*, .75 et échelle *Pragmatique*, .69. Étant donné que le *LSQ* est utilisé à des fins de distinction du style d'apprentissage plutôt qu'à des fins de dépistage ou de diagnostique, le seuil de .70 peut être jugé acceptable (Nunnally, 1978, p. 245). D'autre part, ces coefficients sont avantageusement comparables à ceux obtenus par Sims et al. (1989), Allinson et Hayes (1988) et Fung et al. (1993). Relativement aux corrélations entre le test et le retest, celles-ci varient entre .74 et .91. La comparaison de ces résultats avec ceux obtenus avec la version anglaise par Honey et Mumford (1986), aussi présentés au tableau 1, indique que trois échelles de la version française font preuve de moins de stabilité.

Dans l'ensemble, les résultats, bien que passables, incitent à améliorer les qualités métrologiques de la version française du *LSQ*, tant du point de vue sa cohérence interne que de sa stabilité dans le temps. C'est à cette fin qu'une seconde étude de fidélité a été entreprise.

Tableau 1

**Indices de fidélité des versions française et anglaise
du *LSQ* de Honey et Mumford**

| | | Échelles | | | |
|--|-----------------------|----------|----------|------------|-------------|
| | | Actif | Réfléchi | Théoricien | Pragmatique |
| Version française 1 ^{re} étude | alpha (N=205) | .70 | .81 | .75 | .69 |
| | test-retest | .76 | .91 | .83 | .74 |
| Version française 2 ^e étude | alpha (N=463) | .72 | .80 | .76 | .77 |
| | test-retest (N=32) | .89 | .90 | .85 | .83 |
| Version anglaise ¹ | alpha | -- | -- | -- | -- |
| | test-retest (N=50) | .81 | .92 | .95 | .87 |

¹ Les données présentées sont celles rapportées par Honey et Mumford (1992).

Deuxième étude sur la fidélité

La seconde étude visait à améliorer la fidélité du questionnaire en tenant compte des conclusions de l'étude précédente. L'échantillon comportait 483 étudiants universitaires de premier cycle (N=422) et de deuxième cycle (N=61) regroupant 262 personnes de sexe féminin et 204 de sexe masculin et dont l'âge moyen était de 27 ans. L'ensemble des étudiants couvrait un large éventail de disciplines universitaires se répartissant de la manière suivante par programme d'appartenance : administration (N=109), arts (N=29), biologie (N=58), counselling (N=47), éducation physique (N=46), informatique (N=28), orthopédagogie (N=39), relations industrielles

(N=29), psycho-éducation (N=35), sciences infirmières (N=29), théâtre (N=16) et travail social (N=19).

Quant au format même du questionnaire, à la suite de la suggestion répétée de plusieurs répondants d'inclure un point milieu dans l'échelle de réponse, une échelle de réponse en sept points a été retenue pour cette seconde étude. Cette échelle, contrairement à celle en six points, offre l'avantage de présenter une distance psychologique équivalente entre les divers points. La stratégie adoptée pour améliorer la consistance interne des échelles du questionnaire a consisté à rédiger, pour chacune d'elles, de nouveaux items (neuf pour l'échelle *Actif*, cinq pour l'échelle *Réfléchi*, sept pour l'échelle *Théoricien* et six pour l'échelle *Pragmatique*) et à les ajouter aux quatre-vingts déjà existants lors de l'application du questionnaire auprès de l'échantillon des répondants. L'analyse des items, par suite de l'application des 107 items, a permis de ramener le questionnaire à sa taille première de 80 items en ne conservant que les vingt meilleurs items par échelle, les nouveaux items mieux adaptés à l'échelle remplaçant, le cas échéant, les items originels problématiques. Le choix des vingt items de chaque échelle s'est fait en fonction des deux règles suivantes :

- la corrélation item/total devait être significative au seuil de .05;
- la corrélation entre l'item et son échelle d'appartenance théorique devait être plus élevée que celle avec les trois autres échelles.

L'application de ces deux règles a entraîné le remplacement de quinze items de la version anglaise de Honey et Mumford (1986) selon la répartition suivante : les quatre items 10, 23, 64 et 79 pour l'échelle *Actif*, les trois items 13, 52 et 76 pour l'échelle *Réfléchi*, les quatre items 1, 3, 22 et 26 pour l'échelle *Théoricien* et les quatre items 19, 35, 65 et 73 pour l'échelle *Pragmatique*.

Le tableau 2 présente les résultats obtenus à l'aide du progiciel SAS aux quatre échelles du *LSQ* pour les statistiques descriptives suivantes : le nombre de sujets, le score minimum, le score maximum, la médiane, le score moyen, l'écart-type, l'asymétrie et la kurtose. Avec des scores possibles variant de 20 à 140, l'ensemble des échelles présentent des résultats assez semblables. Les écarts entre les moyennes et les médianes sont faibles. Les valeurs obtenues d'asymétrie et de kurtose, pour chacune des échelles, indiquent que les distributions approchent la normale. L'ensemble des valeurs obtenues montrent donc un bon degré d'homogénéité des scores pour chacune des distributions (Laveault & Grégoire, 1997).

Tableau 2

Nombre de sujets (N), score minimum (Min), score maximum (Max), médiane (Md), score moyen (Moy), écart-type (ET), asymétrie (A) et kurtose (K) pour chacune des échelles du *LSQ*

| | N | Min | Max | Md | Moy | ET | A | K |
|--------------------|-----|-----|-----|-----|-------|-------|--------|--------|
| <i>Actif</i> | 475 | 55 | 124 | 90 | 89.7 | 12.71 | -0.073 | -0.150 |
| <i>Réfléchi</i> | 477 | 58 | 134 | 103 | 101.4 | 13.72 | -0.251 | -0.118 |
| <i>Théoricien</i> | 469 | 42 | 127 | 95 | 94.2 | 13.17 | -0.178 | +0.213 |
| <i>Pragmatique</i> | 476 | 54 | 136 | 99 | 98.1 | 11.81 | -0.284 | +0.442 |

Les résultats de la seconde étude sur la fidélité sont aussi présentés au tableau 1. Les coefficients alpha obtenus à la suite de la réduction du nombre d'items par échelle à vingt varient entre .72 et .80. Ces coefficients sont légèrement supérieurs à ceux obtenus lors de la première étude, sauf en ce qui a trait à l'échelle *Réfléchi* où on observe une légère baisse. Pour établir la fidélité test-retest de l'instrument, 32 étudiants en éducation remplirent le questionnaire à deux reprises, un intervalle de trois semaines séparant les deux sessions. Les coefficients de stabilité (corrélation de Pearson) des échelles s'établissent entre .83 et .90, ce qui correspond à une nette amélioration par rapport à la première version pour les échelles *Actif* et *Pragmatique*. Ces nouveaux résultats se rapprochent de ceux obtenus par Honey et Mumford (1986) pour la version anglaise.

La validité de construit du *LSQ*

Outre la fidélité de l'instrument, nous avons aussi voulu éprouver sa validité de construit en procédant à une analyse factorielle confirmatoire dans le but de vérifier la structure en quatre facteurs postulée par Honey et Mumford (1986, 1992). Pour effectuer une telle analyse, le modèle théorique doit d'abord être formalisé en modèle algébrique. Ce dernier modèle est par la suite testé à l'aide des paramètres estimés (i.e. les saturations énoncé-facteur commun, les covariances et les variances spécifiques et les corrélations inter-facteurs) et son adéquation est évaluée (Bollen, 1989). Les

analyses ont été effectuées à l'aide du progiciel SAS. La formulation de McArdle et McDonald (1984), soit le modèle RAM, a été utilisée². Les résultats des tests t et des saturations ainsi que les énoncés des items sont présentés dans les tableaux 3 à 6. Nous avons tenu compte du seuil critique recommandé par Stevens (1986). Celui-ci, établi en fonction de la taille échantillonnale, est calculé par extrapolation à partir des données fournies par Stevens (1986, p. 344). Il est de .241 dans la présente étude. Chacun des quatre facteurs comporte un certain nombre d'items pour lesquels la saturation n'excède pas le seuil critique de Stevens. Pour le facteur *actif*, ce sont les items 4, 23 et 45 (voir le tableau 3), pour le facteur *réfléchi*, les items 39, 52 et 62 (voir le tableau 4), pour le facteur *théoricien*, les items 3 et 22 (voir le tableau 5) et enfin, pour le facteur *pragmatique*, les items 35, 53, 65 et 80 (voir le tableau 6).

Le tableau 7 présente l'ensemble des corrélations obtenues entre les échelles et entre les facteurs correspondant aux échelles. Les corrélations inter-facteurs s'établissent comme suit : *actif-réfléchi* : -0.33; *actif-théoricien* : -0.35; *actif-pragmatique* : 0.34; *réfléchi-théoricien* : 0.64; *réfléchi-pragmatique* : 0.32; *théoricien-pragmatique* : 0.58. Ces corrélations, toutes au dessus du seuil critique de 0.241, présentent une structure très semblable à celle trouvée par Honey et Mumford (1992) sauf pour les corrélations *actif-réfléchi* et *actif-théoricien* qui, au lieu d'être nulles, sont négatives comme chez Allinson et Hayes (1988) et De Ciantis et Kirton (1996). Ces corrélations ressemblent aussi à celles obtenues par Allinson et Hayes (1988) et De Ciantis et Kirton (1996) sauf pour les corrélations entre les facteurs correspondant aux échelles *actif-pragmatique* et *théoricien-pragmatique* qui, au lieu d'être nulles, sont positives comme chez Honey et Mumford (1992).

Pour évaluer l'adéquation d'un modèle, on trouve une brochette d'indices que l'on peut diviser en divers groupes :

- des mesures de quantité relative de variance-covariance expliquée par le modèle (telles que GFI, AGFI, PGFI);
- des mesures d'écart ou de différence entre la matrice de variance-covariance observée et prédite (telles que RMR, AAR, ASR) dont certaines corrigent l'erreur d'approximation (RMSEA);
- des mesures d'information pour la construction de modèles parsimonieux (telles que AIC, BIC).

Tableau 3

Matrice des saturations (corrélation variable-facteur commun) obtenues à partir de l'analyse factorielle confirmatoire pour le facteur actif

| Items | Saturation | Valeur t (± e.t.) | Probabilité ≤ | Énoncés |
|-------|------------|----------------------|---------------|---|
| 2 | .285(.05) | 5.53 | .001 | J'agis souvent sans penser aux conséquences possibles. |
| 4 | .218(.05)* | 4.22 | .001 | Je crois que des procédures et des politiques formelles restreignent les gens. |
| 6 | .301(.05) | 5.89 | .001 | Je ressens très fréquemment, et avec justesse, ce que les gens peuvent éprouver. |
| 10 | .248(.05) | 4.81 | .001 | Je me rends compte souvent que l'agir fondé sur les sentiments est aussi valable que celui fondé sur la réflexion et l'analyse. |
| 17 | .254(.05) | 4.93 | .001 | Je suis plus attiré(e) par les idées nouvelles ou non conventionnelles que par les idées pratiques. |
| 23 | .215(.05)* | 4.16 | .001 | Je suis vite ennuyé(e) par un travail qui me demande d'être méthodique et minutieux(se). |
| 24 | .561(.04) | 11.65 | .001 | J'aime beaucoup la compagnie de gens qui sont spontanés et qui aiment avoir du plaisir. |
| 32 | .407(.05) | 8.12 | .001 | J'ai tendance à partager ouvertement ce que je ressens. |
| 34 | .375(.05) | 7.42 | .001 | J préfère être spontané(e) et flexible face aux événements plutôt que d'essayer de tout prévoir à l'avance. |
| 38 | .316(.05) | 6.18 | .001 | Je suis porté(e) à me sentir mal à l'aise avec des gens tranquilles et sérieux. |
| 40 | .262(.05) | 5.09 | .001 | Il est plus important de goûter au moment présent que de songer au passé ou à l'avenir. |
| 43 | .529(.04) | 10.89 | .001 | Dans les discussions, j'émetts habituellement bon nombre d'idées spontanées. |
| 45 | .189(.05)* | 3.65 | .001 | Je trouve écrasante la formalité d'avoir à rencontrer des objectifs et des plans spécifiques |
| 48 | .302(.05) | 5.90 | .001 | Tout compte fait, je parle plus que je n'écoute. |
| 58 | .387(.05) | 7.68 | .001 | J'aime être celui (celle) qui parle beaucoup. |
| 64 | .359(.05) | 7.10 | .001 | J'apprécie beaucoup voir des programmes de télévision, des films ou des spectacles qui sortent de l'ordinaire. |
| 71 | .368(.05) | 7.28 | .001 | Quand je vis une nouvelle expérience, je ne veux rien perdre de ce qui se passe. |
| 72 | .540(.04) | 11.16 | .001 | Je suis habituellement de ces personnes qui mettent de l'entrain dans un party. |
| 74 | .329(.05) | 6.47 | .001 | J'aime beaucoup écouter de la musique pour le plaisir sensoriel que ça me procure. |
| 79 | .242(.05) | 4.69 | .001 | Plus souvent qu'autrement, les règlements sont là pour être enfreints. |

± erreur type
degrés de liberté = 166

* saturation non significative selon le critère de Stevens

Tableau 4

Matrice des saturations (corrélation variable-facteur commun) obtenues à partir de l'analyse factorielle confirmatoire pour le facteur réfléchi

| Items | Satura- tion (\pm e.t.) | Valeur t | Proba- bilité \leq | Énoncés |
|-------|-------------------------------|----------|-------------------------|---|
| 7 | .342(.04) | 7.02 | .001 | J'aime toujours un type de travail où j'ai du temps pour bien le préparer et le réaliser à fond |
| 13 | .264(.04) | 5.34 | .001 | Lorsque je dois écrire un rapport, j'ai tendance à rédiger plusieurs brouillons avant de le considérer terminé. |
| 15 | .649(.04) | 14.62 | .001 | Je considère soigneusement les données disponibles avant de les interpréter et j'évite de sauter rapidement aux conclusions. |
| 16 | .677(.04) | 15.41 | .001 | J'aime prendre une décision de façon réfléchie après avoir considéré plusieurs possibilités. |
| 25 | .542(.04) | 11.71 | .001 | Je prête une attention minutieuse aux détails avant d'en arriver à une conclusion. |
| 28 | .563(.04) | 12.24 | .001 | Je fais attention pour ne pas sauter trop rapidement aux conclusions. |
| 29 | .471(.04) | 9.95 | .001 | Je préfère toujours avoir autant de sources d'information que possible - plus j'ai de données pour alimenter ma réflexion, mieux c'est. |
| 31 | .340(.04) | 6.97 | .001 | J'écoute d'abord le point de vue des autres avant de donner le mien. |
| 33 | .246(.04) | 4.97 | .001 | Dans les discussions, je prends plaisir à observer les stratégies des autres personnes participantes. |
| 36 | .303(.04) | 6.18 | .001 | Je suis stressé(e) lorsque je dois produire rapidement un travail en fonction d'une date limit |
| 39 | .236(.04)* | 4.76 | .001 | Je suis souvent irrité(e) par les gens qui veulent aller vite en affaires. |
| 41 | .334(.04) | 6.85 | .001 | Je crois que les décisions qui reposent sur une analyse rigoureuse de toute l'information sont plus valables que celles basées sur l'intuition. |
| 46 | .581(.04) | 12.72 | .001 | Je préfère prendre du recul par rapport à une situation et considérer toutes les perspectives. |
| 52 | .164(.05)* | 3.28 | .01 | Quand je suis en compagnie de gens, je me plais beaucoup à observer leurs comportements. |
| 55 | .269(.04) | 5.45 | .001 | Quand j'ai un objet à assembler, je prends le temps de m'arrêter pour lire soigneusement les différentes étapes du processus d'assemblage. |
| 60 | .609(.04) | 13.48 | .001 | J'aime soulever plusieurs alternatives avant de prendre une décision. |
| 62 | .198(.04)* | 3.98 | .001 | Dans les discussions, j'ai plutôt tendance à être en retrait que d'être la personne qui mène et qui parle |
| 66 | .522(.04) | 11.21 | .001 | Il est préférable de réfléchir soigneusement avant de passer à l'action. |
| 67 | .281(.04) | 5.69 | .001 | Tout compte fait, j'écoute plus que je ne parle. |
| 76 | .259(.04) | 5.23 | .001 | Je trouve difficile de générer des idées de manière spontanée. |

± erreur type

degrés de liberté = 166

* saturation non significative selon le critère de Stevens

Tableau 5

Matrice des saturations (corrélation variable-facteur commun) obtenues à partir de l'analyse factorielle confirmatoire pour le facteur théoricien

| Items | Satura- tion (± e.t.) | Valeur t | Proba bilité ≤ | Énoncés |
|-------|--------------------------|----------|-------------------|--|
| 1 | .330(.04) | 6.71 | .001 | Face à quelque chose que je ne comprends pas, je n'ai de repos que lorsque j'arrive à l'expliquer. Face aux événements tragiques de l'actualité (violence, soulèvements, meurtres, etc.), je suis porté(e) à chercher les raisons qui ont pu inciter les gens à poser de tels gestes. |
| 3 | .222(.05)* | 4.43 | .001 | |
| 8 | .347(.04) | 7.08 | .001 | Je questionne régulièrement les gens relativement à leurs postulats de base. |
| 12 | .275(.04) | 5.55 | .001 | Je suis un(e) fervent(e) de la discipline personnelle, comme surveiller son alimentation, faire régulièrement de l'exercice, adhérer à une routine fixe, etc. |
| 14 | .585(.04) | 12.73 | .001 | Je m'entends mieux avec des personnes qui sont logiques et analytiques et moins bien avec celles qui sont spontanées et « irrationnelles ». |
| 18 | .378(.04) | 7.76 | .001 | Je n'aime jamais les choses désorganisées; je préfère pouvoir les intégrer en un tout cohérent. |
| 20 | .472(.04) | 9.91 | .001 | J'aime pouvoir rattacher mes actions à un principe général. |
| 22 | .217(.05)* | 4.33 | .001 | Je recherche la compagnie de gens qui aiment discuter des croyances et des principes qui mènent leur vie. |
| 26 | .418(.04) | 8.65 | .001 | Les gens autour de moi ont beaucoup tendance à me percevoir comme un « théoricien ». |
| 30 | .363(.04) | 7.43 | .001 | Les personnes un peu trop désinvoltes, qui ne prennent pas les choses au sérieux, m'irritent habituellement. |
| 42 | .347(.04) | 7.07 | .001 | J'ai tendance à être perfectionniste. |
| 47 | .379(.04) | 7.77 | .001 | Je perçois souvent les inconsistances et les faiblesses dans les arguments des gens. |
| 51 | .419(.04) | 8.67 | .001 | Je crois que la pensée rationnelle et logique devraient prévaloir. |
| 57 | .613(.04) | 13.47 | .001 | J'aime beaucoup trouver des réponses grâce à une démarche logique. |
| 61 | .286(.04) | 5.78 | .001 | Dans mes échanges avec les gens, je me rends souvent compte que je suis le(la) plus détaché(e) et le(la) plus objectif(ve). |
| 63 | .372(.04) | 7.62 | .001 | J'aime pouvoir situer mon agir dans une perspective globale et à plus long terme. |
| 68 | .345(.04) | 7.03 | .001 | J'ai tendance à être dur(e) envers les personnes qui éprouvent de la difficulté à avoir une approche logique. |
| 75 | .460(.04) | 9.61 | .001 | J'aime beaucoup examiner les présupposés de base, les principes et les théories sous-jacents aux choses et aux événements. |
| 77 | .403(.04) | 8.32 | .001 | J'aime les réunions qui se déroulent de façon méthodique, où l'on s'en tient à l'agenda fixé, etc. |
| 78 | .245(.04) | 4.90 | .001 | J'évite les sujets équivoques et les questions subjectives. |

± erreur type
degrés de liberté = 166

Tableau 6

Matrice des saturations (corrélation variable-facteur commun) obtenues à partir de l'analyse factorielle confirmatoire pour le facteur pragmatique

| Items | Satura- tion (\pm e.t.) | Valeur t | Proba- bilité \leq | Énoncés |
|-------|-------------------------------|----------|-------------------------|---|
| 5 | .376(.04) | 7.69 | .001 | J'ai la réputation de dire ce que je pense, simplement et sans détour. |
| 9 | .272(.04) | 5.46 | .001 | Ce qui est le plus important, c'est ce qui fonctionne dans la pratique. |
| 11 | .433(.04) | 8.98 | .001 | Quand j'entends parler d'une idée nouvelle ou d'une approche nouvelle, j'essaye immédiatement de trouver comment l'appliquer dans la pratique. |
| 19 | .477(.04) | 10.00 | .001 | J'aime beaucoup appliquer mes connaissances pour résoudre des problèmes pratiques. |
| 21 | .524(.04) | 11.13 | .001 | Dans les discussions, j'aime aller droit au fait. |
| 27 | .425(.04) | 8.78 | .001 | Je suis de ceux (celles) qui croient qu'il faut aller droit au fait sans perdre de temps. |
| 35 | .194(.05)* | 3.85 | .001 | La plupart du temps, je crois que la fin justifie les moyens. |
| 37 | .350(.04) | 7.12 | .001 | J'ai tendance à évaluer les idées des gens en fonction de leur valeur pratique. |
| 44 | .558(.04) | 11.99 | .001 | Dans les réunions, je fais valoir des idées pratiques et réalistes. |
| 49 | .584(.04) | 12.66 | .001 | Je vois souvent des façons plus pratiques et plus efficaces de faire les choses. |
| 50 | .305(.04) | 6.15 | .001 | Je crois que les rapports écrits devraient être brefs et aller droit au fait. |
| 53 | .184(.05)* | 3.65 | .001 | J'aime les gens qui ont une approche réaliste des choses plutôt qu'une approche théorique. |
| 54 | .298(.04) | 6.00 | .001 | Dans les discussions, je deviens impatient(e) lorsque les gens manquent d'à-propos ou tombent dans des digressions. |
| 56 | .318(.04) | 6.44 | .001 | J'aime beaucoup essayer de nouvelles choses pour voir si elles fonctionnent dans la pratique. |
| 59 | .441(.04) | 9.15 | .001 | Dans les discussions, je me retrouve souvent à être celui (celle) qui est réaliste, qui maintient les gens au fait et qui évite les spéculations farfelues. |
| 65 | .113(.05)* | 2.24 | .05 | Il est important que le travail se réalise même si, ce faisant, des personnes peuvent être blessées dans leurs sentiments. |
| 69 | .563(.04) | 12.12 | .001 | Il est très important pour moi de démontrer de manière concrète ce que j'avance. |
| 70 | .421(.04) | 8.70 | .001 | Quand des gens énoncent des idées, des règles ou des principes, je conçois facilement diverses façons de les mettre en pratique. |
| 73 | .471(.04) | 9.85 | .001 | Je provoque fréquemment des situations concrètes pour vérifier mes idées. |
| 80 | .143(.05)* | 2.83 | .01 | Les gens me trouvent souvent insensibles à leurs sentiments. |

± erreur type

degrés de liberté = 166

* saturation non significative selon le critère de Stevens

Tableau 7

**Corrélations de Pearson entre les échelles du LSQ (triangle inférieur)
et corrélations inter-facteurs (triangle supérieur)**

| | <i>Actif</i> | <i>Réfléchi</i> | <i>Théoricien</i> | <i>Pragmatique</i> |
|--------------------|---------------------------|-----------------|-------------------|--------------------|
| <i>Actif</i> | ----- | -.33** | -.35** | .34** |
| <i>Réfléchi</i> | -.29**(-.26) ¹ | ----- | .64** | .32** |
| <i>Théoricien</i> | -.25**(-.30) | .48**(.45) | ----- | .58** |
| <i>Pragmatique</i> | .23*(.18) | .11(.16) | .45**(.53) | ----- |

* = $p \leq .05$; ** = $p \leq .01$

¹ Les chiffres entre parenthèses indiquent les corrélations obtenues à partir de la première version française.

Il n'existe pas de consensus concernant l'évaluation de l'adéquation d'un modèle. Cependant, Bollen et Long (1993) recommandent d'utiliser plusieurs indices et de vérifier leur convergence. Règle générale, ces indices d'adéquation ont deux grandes fonctions : la recherche du modèle le plus adéquat (le « meilleur » modèle) et l'évaluation du modèle une fois celui-ci obtenu. Puisque nous désirons tester un modèle théorique, celui de Honey et Mumford, seule la fonction d'évaluation des indices d'adéquation nous intéresse. Le tableau 8 présente les indices choisis, leur signification, les normes utilisées en pratique et les résultats obtenus pour la solution à quatre facteurs. Les indices d'adéquation de type GFI indiquent qu'environ 62 % de la variance des 80 énoncés est expliquée par le modèle. Les indices qui ont rapport aux écarts (résidus) entre les variances-covariances observées et prédites convergent; ils indiquent que le modèle postulé serait adéquat pour expliquer les corrélations observées. De plus, l'indice qui tient compte de l'erreur d'approximation va dans le même sens. Bref, les résultats de l'analyse factorielle confirment en grande partie la structure postulée par Honey et Mumford (1986, 1992).

Avant de conclure que le modèle à quatre facteurs est celui qui explique le mieux les données, il semble important, étant donné la ressemblance entre la structure de corrélations inter-facteurs observée dans la présente étude et celles d'Allinson et Hayes (1988) et de De Ciantis et Kirton (1996), de vérifier la validité relative de deux autres modèles théoriques, d'abord celui de Kolb (1984), à deux dimensions bipolaires opposant, d'une part, les échelles *Actif* et *Théoricien*, et d'autre part, les échelles *Réfléchi* et *Pragmatique*, ensuite celui à deux dimensions de Allinson et Hayes (1988), modèle opposant, d'une part, les échelles *Actif* et *Réfléchi* et regroupant, d'autre part, les échelles *Théoricien* et *Pragmatique*. Le tableau 8 présente en parallèle à la solution

Tableau 8
Indices d'adéquation provenant des analyses factorielles confirmatoires effectuées sur le LSQ

| Indices | Signification | Normes | Résultats solution à 4 facteurs | Résultats solution à 2 facteurs Actif /Théoricien Réfléchi/Pragmatique | Résultats solution à 2 facteurs Actif / Réfléchi Théoricien/Pragmatique |
|-----------------|---|---|---------------------------------|--|---|
| GFI | Mesure de la quantité relative de la variance-covariance expliquée par le modèle AGFI et PGFI : mesures ajustées en fonction du nombre de paramètres | Tend vers 0 : inadéquat Tend vers 1 : adéquat | .6439 | .5658 | .5895 |
| AGFI | | | .6247 | .5431 | .5680 |
| PGFI | | | .6264 | .5513 | .5744 |
| RMR | Moyenne des écarts entre les variances-covariances observées et prédites RMR = racine AAR = valeur absolue ASR = écarts standardisés | Tend vers 0 : adéquat AAR<0.1 : acceptable ¹ ASR<1.5 : acceptable ¹ | .0847 | .0847 | .0923 |
| AAR | | | .0267 | .0267 | .0267 |
| ASR | | | 1.478 | 1.644 | 1.646 |
| % ASR > 2.5 | Pourcentage d'écarts standardisés qui excèdent 2.5 | ≤ 5% acceptable | 20.52 | 24.69 | 27.07 |
| RMSEA | Écart entre les matrices de variances-covariances prenant en compte l'erreur d'approximation | ≤ .05=adéquat ² ≤ .08=acceptable ² ≥ .10=inadéquat ² | .0584 | .0647 | .0628 |
| Critère Stevens | Nombre de saturations inférieures à 0.24 | Tend vers 0 : adéquat | 12 | 34 | 26 |

1. Voir Bollen (1989), p. 256-289.
2. Voir Browne et Cudeck (1993), p. 144.

à quatre facteurs, les résultats obtenus pour les deux analyses factorielles confirmatoires effectuées selon des solutions à deux facteurs. Les deux solutions à deux facteurs présentent en général des indices d'adéquation plus faibles que la solution à quatre facteurs. Elles n'expliquent qu'environ 55 % de la variance, les indices ASR sont au-dessus du seuil acceptable de 1.5 et le nombre d'items à saturation inférieure à 0.241 est nettement supérieur, étant environ le double (26) pour la solution correspondant au modèle de Allinson et Hayes (1988) et le triple (34) pour la solution correspondant au modèle de Kolb (1984). De manière générale, les indices d'adéquation pour le modèle de Kolb (1984) sont plus faibles que ceux pour le modèle d'Allinson et Hayes (1988).

Discussion

Le but de la présente étude était d'adapter en français le *Learning Styles Questionnaire*, un instrument de mesure du style d'apprentissage dans le cadre du modèle d'apprentissage expérientiel de Kolb (1984). Les résultats obtenus montrent que, dans sa version française actuelle, le *LSQ* présente des qualités psychométriques acceptables pour mesurer le style d'apprentissage d'étudiants universitaires. Les coefficients alpha des échelles varient entre .72 et .80, concordant avec ceux rapportés par Sims et al. (1989) pour la version anglaise. Les indices de stabilité dans le temps oscillent entre .83 et .90, très voisins de ceux obtenus par Honey et Mumford (1986) pour la version anglaise.

Quant à la validité de construit du *LSQ*, les résultats des analyses factorielles confirmatoires indiquent que le modèle à quatre facteurs correspondant au modèle théorique de Honey et Mumford (1986, 1992), en comparaison avec un modèle à deux dimensions, que ce soit celui de Kolb (1984) ou celui de Allinson et Hayes (1988), apparaît le plus adéquat pour expliquer les résultats obtenus. La confirmation du modèle à quatre facteurs montre l'importance d'établir un profil général de la personne à partir du score aux quatre échelles, c'est-à-dire des quatre modes d'apprentissage de base, ce que Cornwell et Manfredi (1994) appellent le « style d'apprentissage primaire ». Les résultats obtenus incitent donc à définir le style d'apprentissage du répondant à partir de la position relative sur chacune des échelles, comme le suggère Honey et Mumford (1986, 1992), plutôt qu'à partir de deux paires d'échelles opposées, comme le propose Kolb (1984).

Toutefois, les corrélations inter-facteurs obtenues indiquent que les dimensions mesurées par les quatre échelles ne sont pas totalement indépendantes. En d'autres mots, les personnes de style actif, si elles ont tendance à développer certaines caractéristiques propres au style pragmatique, ont très peu ou pas tendance à développer des caractéristiques propres aux styles réfléchi et théoricien. Les personnes de style réfléchi ont une forte tendance à développer aussi les caractéristiques du style théoricien, partiellement celles du style pragmatique, et à éviter celles du style actif. Les personnes de style théoricien ont tendance à développer certaines caractéristiques des styles réfléchi et pragmatique mais pas du style actif. Enfin, les personnes de style pragmatique ont tendance à développer aussi des caractéristiques des trois autres styles tout en insistant davantage sur celles du style théoricien.

Cette étude suggère aussi que l'instrument pourrait être amélioré en retranchant les items dont les indices de saturation sont peu élevés. Ainsi, il serait possible d'obtenir des indices d'adéquation plus élevés et de réduire les résidus obtenus.

Enfin, les résultats de la présente étude indiquent que le *Learning Styles Questionnaire (LSQ)* semble offrir un certain nombre d'avantages par rapport au *Learning Style Inventory (LSI)*. Premièrement, le *LSQ* permet de déterminer le style d'apprentissage en utilisant des mesures normatives plutôt qu'ipsatives comme le fait le *LSI*; deuxièmement, les coefficients de stabilité sont supérieurs à ceux du *LSI*; troisièmement, les résultats de plusieurs études, incluant celle-ci, militent en faveur d'un modèle de style d'apprentissage à quatre facteurs (correspondant aux quatre modes d'apprentissage) plutôt qu'à deux facteurs (correspondant à deux dimensions bipolaires). En conclusion, si le *LSQ* peut être considéré comme une solution de rechange valable au *LSI*, d'autres études s'avèrent néanmoins nécessaires pour en établir les validités concurrente et prédictive.

NOTES

1. Les modèles d'apprentissage constituent une représentation d'un type particulier de processus d'apprentissage (Legendre, 1993) alors que les modèles de styles d'apprentissage représentent, pour leur part, des modes préférentiels d'apprentissage, faisant ainsi ressortir les différences individuelles.
2. Pour plus d'information, le lecteur est invité à consulter l'excellent ouvrage d'introduction de John C. Loehlin (1992).

RÉFÉRENCES

- Abbey, D. S., Hunt, D. E. & Weiser, J. C. (1985). Variations on a theme by Kolb : a new perspective for understanding counselling and supervision. The Counselling Psychologist, 13(3), 477-501.
- Allinson, C. W. & Hayes, J. (1988). The Learning Styles Questionnaire : an alternative to Kolb's inventory? Journal of Management Studies, 25, 269-281.
- Allinson, C. W. & Hayes, J. (1990). Validity of the Learning Styles Questionnaire. Psychological Reports, 67, 859-866.
- Atkinson, G. (1991). Kolb's Learning Style Inventory : a practitioner's perspective. Measurement and Evaluation in Counseling Development, 23(4), 149-161.
- Bollen, K. A. (1989). Structural equations with latent variables. New York : Wiley.
- Bollen, K. A. & Long, J. S. (1993). Testing structural equation models. Newbury Park, California : Sage.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (éds), Testing structural equation models (pp. 136-162). Newbury Park, California : Sage.
- Cafferty, E. (1980). An analysis of student performance based upon the degree of match between the educational cognitive style of the teachers and the educational cognitive style of the students. Unpublished doctoral dissertation, University of Nebraska.
- Certo, S. & Lamb, S. (1979). Identification and measurement of instrument bias within the Learning Style Inventory through a Monte Carlo technique. Southern Management Proceedings.
- Cornwell, J. M. & Manfredi, P. A. (1994). Kolb's learning style theory revisited. Educational and Psychological Measurement, 54, 317-327.
- Cornwell, J. M., Manfredi, P. A. & Dunlap, W. P. (1991). Factor analysis of the 1985 revision of Kolb's Learning Style Inventory. Educational and Psychological Measurement, 51, 455-462.
- De Ciantis, S. M. & Kirton, M. J. (1996). A psychometric reexamination of Kolb's experiential learning cycle construct : a separation of level, style, and process. Educational and Psychological Measurement, 56, 809-820.
- Dunn, R., Giannitti, M. C., Murray, J. B., Rossi, I., Geisbert, G. & Quinn, P. (1990). Grouping students for instruction : Effects of learning style on achievement and attitudes. The Journal of Social Psychology, 130(4), 485-494.
- Dunn, R., Griggs, S. A., Olson, J., Beasley, M. & Gorman, B. S. (1995). A meta-analytic validation of the Dunn and Dunn model of learning-style preferences. Journal of Educational Research, 88(6), 353-362.
- Freedman, R. D. & Stumpf, S. A. (1978). What can one learn from the Learning Style Inventory? Academy of Management Journal, 21(2), 275-282.

- Freedman, R. D. & Stumpf, S. A. (1980). Learning style theory : Less than meets the eye. Academy of Management Review, 5(3), 445-447.
- Fung, Y. H., Ho, A. S. P. & Kwan, K. P. (1993). Reliability and validity of the Learning Styles Questionnaire. British Journal of Educational Technology, 24, 12-21.
- Geiger, M.A., Boyle, E.J. & Pinto, J.K. (1992). A factor analysis of Kolb's Learning Style Inventory. Educational and Psychological Measurement, 52, 753-759.
- Geiger, M.A., Boyle, E.J. & Pinto, J.K. (1993). An examination of ipsative and normative versions of Kolb's revised Learning Style Inventory. Educational and Psychological Measurement, 53, 717-726.
- Geller, L. (1979). Reliability of the Learning Style Inventory. Psychological Reports, 44, 555-561.
- Goldstein, M. B. & Bokoros, M. A. (1992) Titling at windmills : Comparing the Learning Style Inventory and the Learning Style Questionnaire. Educational and Psychological Measurement, 52, 701-708.
- Griggs, S.A. (1985). Counseling for individual learning styles. Journal of Counseling and Development, 64, 202-205.
- Honey, P. & Mumford, A. (1986). The manual of Learning Styles (2^e éd.). Maidenhead, Berkshire : Ardingly House.
- Honey, P. & Mumford, A. (1992). The manual of Learning Styles (3^e éd.). Maidenhead, Berkshire : Ardingly House.
- Hunt, D. E. (1987). Beginning with ourselves. Toronto, Ont. : OISE Press.
- Kline, P. (1986). A handbook of test construction. New York : Methuen.
- Kolb, D. A. (1974). On management and the learning process. In D. A. Kolb, I. M. Rubin & J. M. McIntyre (éds). Organizational psychology : a book of readings (pp. 27-42). Englewood Cliffs, N. J. : Prentice-Hall.
- Kolb, D. A. (1976). The Learning Style Inventory : Technical manual. Boston : McBer.
- Kolb, D. A. (1981). Experiential learning theory and the Learning Style Inventory : A reply to Freedman and Stumpf. Academy of Management Review, 6(2), 289-296.
- Kolb, D. A. (1984). Experiential learning. Englewood Cliffs, New Jersey : Prentice-Hall.
- Kolb, D. A. (1985). Learning-Style Inventory : Self-scoring test and interpretation booklet. Boston : McBer.
- Kolb, D. A., Rubin, I. M. & McIntyre, J. M. (éds) (1976). Comportement organisationnel : une démarche expérimentale. Montréal : Guérin.

- Lamb, S. W. & Certo, S. C. (1978). The Learning Style Inventory (LSI) and instrument bias. Academy of Management Proceedings, 38, 28-32.
- Laveault, D. & Grégoire, J. (1997). Introduction aux théories des tests en sciences humaines. Bruxelles : De Boeck.
- Legendre, R. (1993). Dictionnaire actuel de l'éducation (2^e éd.). Montréal : Guérin.
- Loehlin, J. C. (1992). Latent variable models : An introduction to factor, path and structural analysis. Hillsdale, NJ : Lawrence Erlbaum Associates.
- Lovie-Kitchin, J., Coonan, I., Sanderson, R. & Thompson, B. (1989). Learning styles compared across science courses. Higher Education Research and Development, 8(1), 27-37.
- McArdle, J. J. & McDonald, R. P. (1984). Some algebraic properties of the reticular action model for moment structures. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37, 234-251.
- Mumford, A. & Honey, P. (1992). Questions and answers on Learning Styles Questionnaire. Industrial and Commercial Training, 24(7), 10-13.
- Nelson, B., Dunn, R., Griggs, S. A., Primavera, L., Fitzpatrick, M., Bacilius, Z. & Miller, R. (1993). Effects of learning style intervention on college students' retention and achievement. Journal of College Student Development, 34(5), 364-369.
- Nunnally, J. C. (1978). Psychometric theory. New York : McGraw-Hill.
- Ruble, T. L. & Stout, D. E. (1990). Reliability, construct validity, and response-set bias of the revised Learning Style Inventory (LSI-1985). Educational and Psychological Measurement, 50, 619-629.
- Ruble, T. L. & Stout, D. E. (1991). Reliability, classification stability, and response-set bias of alternate forms of the Learning Style Inventory (LSI-1985). Educational and Psychological Measurement, 51, 481-489.
- Sims, R. R., Veres, J. G. III & Shake, L. G. (1989). An exploratory examination of the convergence between the Learning Styles Questionnaire and the Learning Style Inventory II. Educational and Psychological Measurement, 49, 227-233.
- Stevens, J. (1986). Applied multivariate statistics for the social sciences. Hillsdale, N.J. : Lawrence Erlbaum Associates.
- Stumpf, S.A. & Freedman, R.D. (1981). The Learning Style Inventory : Still less than meets the eye. Academy of Management Review, 6(2), 297-299.
- Veres, J. G., Sims, R. R. & Locklear, T. S. (1991). Improving the reliability of Kolb's revised Learning Style Inventory. Educational and Psychological Measurement, 51, 143-150.
- Wolfe, D. M. & Kolb, D. A. (1979). Career development, personal growth, and experiential learning. In D. A. Kolb, I. M. Rubin & J. M. McIntyre (éds), Organizational Psychology (3^e éd.) (pp. 535-563). Englewood Cliff, N.J. : Prentice-Hall.