

Original Communication

# Habilitation Psychologique

## Validation d'une Mesure en Langue Française

Jean-Sébastien Boudrias<sup>1</sup>, Vincent Rousseau<sup>1</sup>, Patrick Migneault<sup>1</sup>,  
Alexandre J. S. Morin<sup>2</sup>, et François Courcy<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Université de Montréal, Canada, <sup>2</sup>Université de Sherbrooke, Canada

**Résumé.** L'objectif de cet article est de valider une mesure francophone de l'habilitation psychologique au travail s'inscrivant dans la conception quadridimensionnelle de Spreitzer (1995). Pour ce faire, l'instrument a été administré à trois échantillons de salariés canadiens. Une première étude ( $N = 120$ ) a été réalisée afin d'explorer la structure factorielle de l'instrument francophone et de vérifier ses propriétés psychométriques. Puis, une seconde étude a été réalisée auprès de deux échantillons distincts ( $N = 222$ ,  $N = 248$ ) afin de confirmer la structure factorielle de l'instrument et de vérifier sa validité nomologique. Les résultats indiquent que l'instrument francophone présente une structure factorielle conforme à la conceptualisation de Spreitzer (1995) et que la mesure est liée à des antécédents et des conséquences faisant partie de son réseau nomologique.

**Mots clés:** habilitation psychologique, instrument de mesure, structure factorielle, validation

**Abstract.** This article aims at validating a French measure of psychological empowerment at work, following Spreitzer's (1995) four-dimensional conceptualization. To do so, this instrument was administered to three samples of Canadian workers. Study 1 ( $N = 120$ ) explored the factorial structure of the French instrument and verified its psychometric properties. Then, Study 2 was conducted with two independent samples ( $N = 222$ ,  $N = 248$ ) to confirm the factorial structure of the instrument and to verify its nomological validity. Results indicate that the French instrument has a factorial structure consistent with Spreitzer's (1995) conceptualization and that this measure is correlated with antecedents and outcomes included in its nomological network.

**Keywords:** psychological empowerment, empowerment, measurement, factor structure, validation study

L'habilitation psychologique, une traduction de l'expression *psychological empowerment*, se réfère au fait que les employés se sentent investis d'un pouvoir significatif dans l'accomplissement de leur travail. Selon plusieurs auteurs (Menon, 2001; Spreitzer, 1995; Thomas & Velthouse, 1990), l'habilitation serait d'abord un état subjectif qui peut être ressenti par des individus plutôt qu'un type de structure mis en place par des gestionnaires, d'où l'appellation «habilitation psychologique» (HP). Un postulat central de cette approche est que les structures ou les pratiques de gestion dites «habilitantes» doivent susciter certaines cognitions chez les individus pour engendrer des bénéfices tangibles, tels que l'engagement au travail et la recherche d'améliorations dans l'organisation. L'opérationnalisation de l'HP par Spreitzer (1995) constitue la conception-phare qui a permis d'établir un certain nombre d'antécédents et de conséquences associés à l'habilitation vécue par les salariés

(Boudrias, Gobert, Savoie & Vandenberghe, 2003). Malheureusement, il n'existe pas à ce jour d'instrument validé en français pour mesurer l'HP selon cette conception, qui pourrait servir de base commune pour faire progresser la recherche sur l'habilitation avec des salariés francophones.

L'objectif de cet article est donc de valider une mesure francophone de l'HP qui s'appuie sur la conceptualisation de Spreitzer (1995). L'article traitera en premier lieu du construit de l'HP et des travaux à l'origine de l'instrument francophone. Diverses stratégies seront ensuite utilisées afin de vérifier la validité de cette mesure. À cet effet, une première étude à caractère exploratoire sera menée afin d'évaluer la structure de l'instrument et la fiabilité de ses dimensions. Puis, une seconde étude à caractère confirmatoire sera réalisée afin d'établir la structure factorielle de l'instrument et d'évaluer sa validité nomologique.

## Fondements Théoriques

### L'Habilitation Psychologique: Conception de Spreitzer

Spreitzer (1995) définit l'HP comme un état d'esprit proactif comprenant quatre cognitions en regard de son travail: le sens, la compétence, l'autodétermination et l'impact. Le sens du travail correspond au degré auquel un individu perçoit que son travail comporte un objectif ou une finalité qui est en relation avec ses croyances. La compétence se réfère quant à elle à la croyance d'un individu en sa capacité d'effectuer son travail avec succès. L'autodétermination pour sa part se réfère au sentiment d'avoir la liberté de faire des choix dans l'initiation et la régulation de ses actions. L'impact se réfère finalement au degré selon lequel l'individu perçoit qu'il peut influencer les conséquences stratégiques, administratives ou opérationnelles au travail. Selon Spreitzer, ces dimensions se combineraient de façon additive pour constituer l'HP, un construit global d'ordre supérieur. Ensemble, ces cognitions refléteraient une orientation active plutôt que passive, caractérisée par le fait qu'un individu souhaite et s'estime capable de façonner son rôle et son milieu de travail.

Spreitzer (1995) a développé un instrument en anglais comportant 12 items répartis selon les quatre dimensions de l'HP. Les propriétés métriques de ce questionnaire ont été rapportées dans plus de 25 études auprès d'échantillons anglophones et ont été documentées par Boudrias, Gobert et al. (2003). Le coefficient de cohérence interne pour l'HP globale est satisfaisant ( $\alpha$  moyen = .82). De plus, les coefficients de cohérence interne des quatre sous-dimensions de l'HP sont au-dessus du seuil recommandé ( $\alpha > .70$ ) et ce, à travers la quasitotalité des études recensées. Au niveau de la stabilité temporelle de l'instrument, l'étude de Spreitzer (1995) révèle des coefficients de stabilité temporelle corrects pour les quatre dimensions de l'HP sur une période de cinq mois (corrélation test-retest de .58 à .72).

Trois études comportent des analyses factorielles confirmatoires afin de vérifier la structure postulée du construit, à l'effet qu'il est constitué d'un facteur latent d'ordre supérieur (HP) et de quatre facteurs de premier ordre (sens, compétence, autodétermination et impact). Premièrement, cette structure a été confirmée dans l'étude de Spreitzer (1995) auprès d'un échantillon de 393 gestionnaires d'une grande entreprise industrielle, ainsi que d'un échantillon de 128 salariés d'une entreprise d'assurances. Dans les deux cas, les indices d'ajustement du modèle théorique sont conformes aux normes usuelles (CFI > .90; SRMR < .08).

Dans une deuxième étude (Kraimer, Seibert & Liden, 1999) menée auprès de 175 infirmières d'un hôpital américain, la structure du construit s'est avérée modérément acceptable (CFI = .90; SRMR = .10). Pour que les indices d'ajustement soient plus acceptables, une corrélation entre les termes d'erreur associés aux dimensions «autodétermination» et «impact» a dû être ajoutée au modèle proposé

par Spreitzer (1995). Ceci suggère que ces deux dimensions pourraient se référer à un même construit, notamment le contrôle perçu au travail.

Cette modification au modèle original a aussi été effectuée dans une troisième étude, réalisée auprès de 191 infirmiers et de 200 infirmières canadiens (Boudrias, Gaudreau & Laschinger, 2004). En plus de démontrer l'invariance factorielle de la mesure de Spreitzer (1995) en fonction du genre, cette étude a permis deux constats. Premièrement, bien que la structure d'ordre supérieur de l'HP soit plus parcimonieuse qu'une structure composée de quatre facteurs de premier ordre corrélés, l'ajustement aux données de ces deux structures est relativement semblable. Deuxièmement, cette étude suggère que le sentiment d'impact est moins relié au construit latent de second-ordre (HP) que ne le sont les trois autres dimensions.

### Développement d'une Mesure Francophone

Le développement de la mesure de l'HP faisant l'objet de la présente étude a débuté en Belgique. En effet, Gobert et Vandenberghe (1998) sont les premiers à avoir tenté de mettre au point un instrument francophone pour apprécier les quatre dimensions de l'HP spécifiées par Spreitzer (1995). Ce premier instrument a dû être révisé suite à une étude de sa structure factorielle, menée auprès de 98 salariés d'un hôpital belge, qui montraient que les énoncés liés à l'autodétermination et à l'impact saturaient sur un seul facteur plutôt que sur deux facteurs. En 2000, Gobert a proposé un nouvel instrument constitué de 20 items, dont les propriétés métriques ont été vérifiées auprès de 150 salariés d'hôpitaux belges. Une analyse factorielle exploratoire a permis cette fois-ci de reproduire la structure en quatre dimensions de l'HP et des coefficients de cohérence interne satisfaisants furent obtenus. Les travaux relatifs à cette mesure n'ont cependant pas fait l'objet de publication et n'ont pas été reproduits par d'autres chercheurs.

L'instrument francophone d'habilitation qui fait l'objet de la présente étude s'appuie largement sur l'instrument de Gobert (2000), mais présente toutefois deux modifications notables. Premièrement, l'instrument a été réduit à 12 items afin de le rendre plus équivalent au contenu de la mesure originale de Spreitzer (1995). La cohérence interne de cette mesure en 12 items s'est par ailleurs avérée satisfaisante tant au niveau du construit global de l'HP (.92) que des quatre dimensions (.85 à .94) dans une étude exploratoire menée auprès de 66 salariés québécois (Boudrias, Savoie & Morin, 2003). Deuxièmement, la mesure d'impact a été modifiée afin d'appréhender la perception qu'a l'individu de son influence *dans son groupe de travail* (réfèrent plus proximal) plutôt que *dans son département / service* (réfèrent plus distal), tel que proposé dans les mesures de Spreitzer (1995) et de Gobert (2000). Cette modification est fondée sur le constat que la mesure originale d'impact, ayant un réfèrent plus distal, semble peu reliée au construit global de l'HP (Boudrias et al., 2004). Bien que l'étude de

Boudrias, Savoie et al. (2003) ait permis de documenter dans une certaine mesure la cohérence interne du questionnaire à 12 items, une nouvelle étude s'avère nécessaire afin de vérifier les propriétés métriques de l'instrument suite aux modifications apportées.

## Étude 1: Examen Initial de la Structure du Questionnaire

Cette étude vise à examiner à titre exploratoire la structure factorielle de l'instrument francophone de l'HP. Il s'agit de vérifier que l'instrument de l'HP est constitué de quatre dimensions corrélées positivement et présentant des coefficients de cohérence interne acceptables.

### Méthode

Un échantillon de 120 salariés a été recruté dans trois organisations du secteur des services au Canada (communication, médical, assurance). L'échantillon est composé de 76 % de femmes. Quarante-et-un pourcent des participants sont âgés entre 36 et 45 ans, alors que 30 % sont âgés entre 26 et 35 ans. Les participants occupent des emplois variés, tels que représentant à la clientèle, chargé de projet, programmeur et personnel administratif. La majorité des participants occupent leur emploi à plein temps (89 %) et n'ont pas de responsabilité d'encadrement (83 %). Le nombre d'années d'expérience dans l'emploi actuel se répartit de la façon suivante: 54 % ont moins de 2 ans d'expérience, 28 % ont entre 2 et 5 ans, alors que 18 % ont plus de 5 ans d'expérience.

L'instrument utilisé afin d'évaluer l'habilitation psychologique est présenté en Annexe 1. Celui-ci est constitué de 12 items mesurant le sens perçu du travail, le sentiment de compétence, l'autonomie perçue et le sentiment d'impact.

Afin d'examiner la structure interne du questionnaire d'habilitation, une analyse factorielle exploratoire (méthode d'extraction du maximum de vraisemblance) a été réalisée. Une rotation oblique (oblimin) a été utilisée afin d'interpréter les solutions factorielles compte tenu des corrélations attendues entre les quatre dimensions de l'HP. Puis, une analyse des items a été réalisée de façon plus détaillée afin de vérifier la contribution des items à la solution factorielle (communauté) et à chacun des facteurs (saturation). Idéalement, les communautés doivent être supérieures à .30 et les items doivent avoir un poids de saturation supérieur à .30 sur un seul facteur. Le nombre de facteurs est établi en fonction du critère de Kaiser selon lequel les valeurs propres associées à chacun des facteurs doit excéder 1 ou par l'examen du graphique des valeurs propres (*scree test*), selon lequel l'atteinte d'un plateau in-

dique le nombre de facteurs à retenir (Tabachnick & Fidell, 1996).

### Résultats

Selon le critère de Kaiser, les résultats suggèrent l'existence de trois facteurs. Tel qu'anticipé, les items associés aux dimensions sens et compétence constituent deux facteurs distincts. En revanche, les trois énoncés liés à l'autodétermination et les trois énoncés liés à l'impact sont regroupés en un seul facteur. Les trois facteurs expliquent 70.1 % de la variance commune des énoncés du questionnaire. Au niveau des items, les communautés vont de .44 à .99 et les saturations factorielles sont toutes supérieures à .50 sur le facteur attendu. Une saturation croisée est néanmoins observée pour l'item Sens1, qui présente une saturation non négligeable sur deux facteurs, le sens (.54) et l'impact (.38).

En contrepartie, l'examen du graphique des valeurs propres suggère plutôt une solution en quatre facteurs. Lorsque ce modèle est soumis à l'examen, la structure factorielle obtenue correspond à la structure attendue. Le Tableau 1 présente cette solution, qui permet d'expliquer 75.7 % de la variance commune du questionnaire. Au niveau des items, les valeurs des indices de communauté vont de .64 à .99 et aucune saturation croisée n'est observée. Les coefficients de cohérence interne associés à ces quatre dimensions sont tous supérieurs à .80, ce qui est très bon. Les corrélations entre les quatre facteurs sont positives et varient de .37 (compétence et impact) à .67 (autodétermination et impact).

### Discussion

Cette première étude suggère que l'instrument pourrait être composé de trois ou de quatre dimensions. En effet, les items associés à l'autodétermination et à l'impact pourraient se référer à une seule et même chose, c'est-à-dire au contrôle perçu au travail. En revanche, l'examen des moyennes aux items montre que les participants semblent rapporter des niveaux différents d'autodétermination et d'impact (voir Tableau 1), d'où l'hypothèse privilégiée d'une structure en quatre facteurs. Conformément à l'hypothèse de départ, ces quatre dimensions présentent des coefficients de cohérence interne satisfaisants et sont corrélées positivement. Néanmoins, une analyse factorielle confirmatoire devra être effectuée afin de tester la structure hiérarchique du concept de l'HP postulée par Spreitzer (1995), ce qu'une analyse exploratoire ne permet pas de faire. Par ailleurs, l'analyse factorielle confirmatoire présente l'avantage de permettre la comparaison directe de l'adéquation aux données de structures factorielles concurrentes.

Tableau 1  
Propriétés de la solution à 4 facteurs de l'analyse factorielle exploratoire (Étude 1)<sup>a</sup>

Énoncés	<i>M</i>	É.- <i>T.</i>	F1	F2	F3	F4	Communautés
SENS1	3.63	1.10	.58				.66
SENS2	3.75	1.09	.99				.99
SENS3	3.87	1.02	.83				.72
COMP1	3.98	1.03		.85			.74
COMP2	4.03	0.89		.87			.80
COMP3	3.84	1.09		.78			.65
AUTO1	3.78	1.15			.58		.64
AUTO2	3.79	1.06			.91		.92
AUTO3	3.68	1.11			.76		.82
IMPA1	3.18	1.13				.73	.66
IMPA2	3.34	1.10				.65	.69
IMPA3	3.18	1.19				.90	.74
Valeur propre			4.56	1.33	2.57	.62	
α de Cronbach			.88	.88	.91	.87	
Corrélations factorielles:							
(F1, F2): .38							
(F1, F3): .56 (F2, F3): .43							
(F1, F4): .57 (F2, F4): .37 (F3, F4): .67							

Notes. <sup>a</sup> saturations < .25 non affichées; *N* = 120.

## Étude 2: Confirmation de la Structure Factorielle et de la Validité Nomologique de l'HP

L'étude 2 vise à poursuivre la validation de la mesure francophone de l'HP par deux stratégies. Premièrement, nous vérifierons la structure factorielle de l'HP par le biais d'analyses confirmatoires. Puis, nous vérifierons la validité nomologique de la mesure de l'HP.

### Confirmation de la Structure Factorielle de l'HP

La présente étude vise à confirmer si la structure factorielle constituée de quatre dimensions de premier ordre et d'un facteur d'ordre supérieur proposée par Spreitzer (1995) est celle qui s'ajuste le mieux aux données. L'adéquation de cette structure factorielle sera comparée à trois structures factorielles concurrentes. Une première option concurrente pourrait être une structure factorielle quadridimensionnelle sans facteur d'ordre supérieur. Une deuxième structure possible, suggérée par l'Étude 1 et les recherches antérieures (Gobert & Vandenberghe, 1998; Kraimer et al., 1999), serait une structure composée de trois dimensions, regroupant les items liés à l'autodétermination et à l'impact. Enfin, une autre possibilité pourrait être une structure unidimensionnelle, où tous les items constitueraient des indicateurs directs de l'HP. Nous émettons l'*Hypothèse 1*, selon

laquelle la structure factorielle de l'HP, constituée de quatre dimensions de premier ordre et d'un facteur d'ordre supérieur, s'ajustera aux données de façon satisfaisante et mieux que les structures factorielles concurrentes.

### Validité Nomologique de la Mesure

Le réseau nomologique de l'habilitation psychologique a d'abord été élaboré par Spreitzer (1995, 1996, 1997), puis a continué d'être développé par d'autres chercheurs (Gobert, 2000; Gobert & Vandenberghe, 1998). Ainsi, un certain nombre d'antécédents et de conséquences potentiels de l'HP ont été précisés ou démontrés. Dans le but de valider l'instrument francophone, nous avons privilégié la démonstration de liens avec des antécédents et conséquences reconnus et bien documentés pour l'instrument anglophone de Spreitzer (1995).

### Antécédents de l'habilitation psychologique

Au niveau des caractéristiques des individus, Spreitzer (1995) a proposé que le lieu de contrôle puisse influencer l'HP. Les individus qui ont un lieu de contrôle interne se sentent généralement plus confiants que ceux ayant un lieu de contrôle externe quant à la possibilité de pouvoir jouer un rôle d'agent actif dans leur milieu de travail. Les études empiriques soutiennent majoritairement l'existence d'un lien positif entre le lieu de contrôle interne et l'habilitation d'un individu (Koberg, Boss, Senjem & Goodman, 1999;

Spreitzer, 1995). Deux études ont permis d'observer des corrélations de l'ordre de .28 (Koberg et al., 1999) et de .44 (Whiley, 1999) entre le lieu de contrôle interne et le score global d'HP.

Au niveau des caractéristiques de la tâche, plusieurs études ont montré que le degré d'enrichissement d'une tâche est susceptible de favoriser l'HP (Gagné, Senécal & Koestner, 1997; Kraimer et al., 1999; Liden, Wayne & Sparrowe, 2000). L'enrichissement d'une tâche contribuerait à accroître la signification attribuée à ce travail et à susciter des sentiments d'autodétermination et d'impact. À cet égard, l'étude de Liden et al. (2000) a permis d'observer des corrélations variant de .16 à .57 ( $r$  moyen de .43) entre les quatre dimensions du questionnaire d'habilitation de Spreitzer (1995) et un score global d'enrichissement de la tâche.

L'HP des employés est également susceptible d'être accrue par le niveau de clarté de leur rôle au sein de l'organisation. Ainsi, les employés doivent bien comprendre leur rôle au sein de l'organisation afin d'être en mesure de contribuer pleinement à l'atteinte des objectifs organisationnels. Plus le rôle d'un individu est défini clairement, plus il est susceptible de saisir la valeur de son travail et de considérer qu'il peut avoir de l'impact dans son milieu de travail. Les recherches de Spreitzer (1996) et de Joiner et Barham (2004) révèlent que l'ambiguïté de rôle, qui est l'inverse de la clarté de rôle, est reliée négativement à l'HP ( $r$  moyen de  $-.21$ ).

Enfin, certaines pratiques de supervision favoriseraient l'émergence d'un sentiment d'habilitation chez les employés. Ainsi, les employés se sentiraient davantage habilités lorsque leur supérieur les implique dans les processus décisionnels, contribue à développer leur capacité à réaliser leur travail, leur transmet des informations utiles à la tâche, manifeste de la reconnaissance au regard de leur performance et contribue à maintenir des relations interpersonnelles harmonieuses (Arnold, Arad, Rhoades & Drasgow, 2000; Konczak, Stelly & Trusty, 2000). De telles pratiques de supervision permettraient aux employés d'accorder plus de valeur à leurs contributions, de se sentir davantage confiant au regard de leurs compétences, de ressentir davantage d'autodétermination dans leur travail et d'être en mesure d'avoir de l'impact dans leur milieu de travail. Plusieurs études empiriques montrent que les pratiques de supervision sont associées positivement à l'HP (Koberg et al., 1999; Konczak et al., 2000; Liden et al., 2000; Wat & Shaffer, 2005). Les corrélations trouvées entre les pratiques d'habilitation du superviseur et le score global d'HP varient de .23 à .65 ( $r$  moyen de .40). Nous émettons donc l'*Hypothèse 2*: Le lieu de contrôle interne (2a), l'enrichissement de la tâche (2b), la clarté du rôle (2c) et les pratiques d'habilitation du supérieur immédiat (2d) seront corrélés positivement à la mesure de l'habilitation psychologique.

### Conséquences de l'habilitation psychologique

Le fait d'éprouver un degré élevé d'habilitation est susceptible d'augmenter la probabilité d'observer des con-

séquences positives, telles que l'implication active dans l'organisation et l'engagement affectif envers l'organisation, et de réduire l'occurrence de conséquences négatives, telles que l'épuisement professionnel et l'intention de quitter.

Plusieurs chercheurs postulent que plus les individus ressentent un niveau élevé d'habilitation dans leur travail, plus ils sont enclins à s'impliquer de façon active dans leur travail (Conger & Kanungo, 1988; Spreitzer, 1997; Thomas & Velthouse, 1990). Ainsi, l'HP devrait conduire à des comportements d'implication tels que a) réaliser ses tâches de façon consciencieuse, b) améliorer de façon continue la façon de réaliser son travail, c) collaborer avec ses collègues afin d'assurer un fonctionnement efficace de son unité de travail, d) améliorer de façon continue l'efficacité du groupe et e) participer au maintien et à l'amélioration de l'efficacité de l'organisation (Boudrias & Savoie, 2006). Plusieurs études empiriques militent en ce sens et montrent des corrélations positives entre des scores élevés au questionnaire d'HP de Spreitzer (1995) et divers comportements traduisant l'implication, tels que la performance dans les tâches (Liden et al., 2000), les comportements de citoyenneté organisationnelle (Alge, Ballinger, Tangirala & Oakley, 2006; Wat & Schaffer, 2005) et l'innovation (Spreitzer, 1995). Les corrélations observées entre l'HP et ces comportements varient généralement entre .20 et .40 selon la méthode de mesure des comportements (auto-déclaration > évaluation par des tiers; Boudrias, Gobert et al., 2003).

Deuxièmement, il a été observé que les individus qui ressentent un niveau élevé d'HP dans leur travail démontrent davantage d'engagement envers leur organisation (Kraimer et al., 1999; Liden et al., 2000). Ce résultat pourrait s'expliquer par un processus de réciprocité entre l'individu et l'organisation. Les individus apprécieraient les organisations leur permettant de prendre des décisions et de mettre en œuvre leurs compétences dans un rôle significatif. En échange de ces opportunités, les individus s'engageraient envers leur organisation et y demeureraient loyaux. Les études montrent de fortes corrélations ( $r$  moyen de .60) entre le score global d'HP et l'engagement affectif envers l'organisation (Boudrias, Gobert et al., 2003).

Le fait d'éprouver un sentiment élevé d'HP dans son travail serait également un «antidote» au fait d'éprouver des malaises ou sentiments négatifs par rapport à son travail. À cet égard, des études montrent que l'HP est corrélée négativement au fait d'éprouver des tensions et de l'épuisement professionnel (Spreitzer, Kizilos & Nason, 1997). À certains égards, l'HP et l'épuisement professionnel constituent des expériences antinomiques. Alors que l'HP est caractérisée par le fait de percevoir un sens à son travail et d'éprouver un sentiment de compétence, le burnout est caractérisé par l'épuisement émotionnel, un niveau élevé de cynisme par rapport à son emploi (perte de sens) et une perception de réduction de son efficacité professionnelle (Schaufeli, Leiter, Maslach & Jackson, 1996). Les études de Laschinger, Finegan, Shamian et Wilk (2001, 2003) montrent que le score d'HP au questionnaire Spreitzer (1995) est relié négative-

ment aux tensions ( $\beta = -.57$ ) et à l'épuisement émotionnel ( $\beta = -.28$ ) vécus chez les infirmières.

Enfin, un individu qui ressent un niveau élevé d'HP devrait être enclin à vouloir conserver son emploi, alors qu'un individu qui vit peu d'habilitation devrait avoir davantage l'intention de quitter son emploi pour trouver un travail plus satisfaisant. Une corrélation de  $-.27$  a d'ailleurs été observée entre l'HP et l'intention de quitter (Koberg et al., 1999). Nous émettons donc l'*Hypothèse 3*: La mesure de l'habilitation psychologique sera corrélée positivement à des comportements d'habilitation (3a) et à l'engagement organisationnel (3b) tandis qu'elle sera corrélée négativement à l'épuisement professionnel (3c) et à l'intention de quitter l'emploi (3d).

## Méthode

Le questionnaire d'HP a été administré à deux échantillons lors de collectes de données indépendantes. Le premier échantillon vise surtout à vérifier les relations entre l'HP et ses antécédents, alors que le deuxième permet de tester les relations entre l'HP et ses conséquences. Les deux échantillons seront utilisés pour vérifier la structure factorielle de l'instrument.

## Échantillons

L'Échantillon 1 est composé de salariés francophones recrutés dans des organisations de secteurs hétérogènes au Canada (province de Québec). L'échantillon compte 222 employés qui n'assument aucune responsabilité d'encadrement. Ceux-ci sont âgés en moyenne de 38 ans (*écart-type* = 11.5) et sont en majorité de sexe masculin (57 %). Les domaines d'emplois concernent notamment la recherche, le soutien technique, la vente et les conseils financiers. Leur ancienneté moyenne est de 6.1 ans (*écart-type* = 7.8) dans le poste et de 8.9 ans (*écart-type* = 10) dans l'organisation.

L'Échantillon 2 est composé de 248 salariés francophones provenant de milieux organisationnels diversifiés au Canada (province de Québec). Les participants sont âgés en moyenne de 37.3 ans (*écart-type* = 12.7) et sont en majorité de sexe féminin (58 %). La grande majorité des répondants occupent un poste sans responsabilité d'encadrement (81 %).

## Mesures

### Habilitation psychologique

L'instrument de mesure de l'HP est le même que celui utilisé lors de l'Étude 1 (Annexe 1).

### Lieu de contrôle

Le lieu de contrôle a été mesuré à l'aide de l'échelle de Paulhus (1983). Les participants répondent à 10 items selon une échelle en sept points (1 = *totalelement en désaccord* à 7 = *totalelement en accord*). Ces items sont regroupés en une seule échelle sur laquelle un score plus élevé représente un lieu de contrôle plus interne.

### Enrichissement de la tâche

La traduction française du *Job Diagnostic Survey* (JDS) de Hackman et Oldham (1975) a été employée pour évaluer le caractère enrichi de la tâche (Mottay, 2003). Douze items ont été retenus pour évaluer la signification, l'identité, la variété et la rétroaction offerte par la tâche (à l'instar de Liden et al. (2000), la composante autonomie a été laissée de côté vu son caractère trop redondant avec la mesure d'autodétermination de l'HP). Ces items, répondus selon une échelle en sept points (1 = *totalelement faux* à 7 = *totalelement vrai*), sont regroupés en une seule échelle représentant le score moyen du degré d'enrichissement de la tâche.

### Clarté du rôle

L'échelle de neuf items de Breaugh et Colihan (1994) a été utilisée pour mesurer la clarté du rôle. Cette échelle permet d'évaluer la clarté des méthodes de travail, de l'horaire de travail et des critères de performance. Les participants répondent sur une échelle en sept points (1 = *totalelement en désaccord* à 7 = *totalelement en accord*).

### Pratiques d'habilitation du supérieur

La mesure de Boudrias (2004) a été retenue pour mesurer les pratiques d'habilitation du supérieur. Cet instrument de 15 items dont le contenu est fondé sur les travaux d'Arnold et al. (2000) et de Konczak et al. (2000) permet d'évaluer à quel point le supérieur immédiat encourage l'exercice de l'influence par ses subordonnés, stimule le développement de leurs compétences, partage l'information cruciale à la réalisation de leur travail, reconnaît leur performance et maintient des relations interpersonnelles de qualité avec eux. Les participants répondent sur une échelle en cinq points en y indiquant la fréquence à laquelle leur supérieur immédiat effectue chacun des comportements décrits (1 = *jamais* à 5 = *toujours*). Des études (Boudrias, Gaudreau, Savoie & Morin, 2009; Migneault, Rousseau & Boudrias, 2009) confirment le caractère unidimensionnel et la validité discriminante de cette mesure. Ainsi, ces 15 items sont regroupés en une seule échelle globale.

## Habilitation comportementale

L'habilitation comportementale (HC) a été mesurée à l'aide d'une échelle développée par Boudrias et Savoie (2006) et comportant 19 items évaluant à quel point un individu estime (a) réaliser son travail de façon consciencieuse, (b) collaborer efficacement avec ses collègues, (c) déployer des efforts afin d'améliorer l'efficacité dans ses tâches, (d) déployer des efforts d'amélioration continue dans son groupe de travail et (e) s'impliquer au niveau organisationnel. Les participants indiquent la fréquence à laquelle ils ont manifesté les comportements énoncés au cours des six derniers mois sur une échelle en sept points (1 = *jamais* à 7 = *toujours*).

## Engagement organisationnel affectif

L'engagement affectif envers l'organisation a été mesuré à l'aide de l'instrument de Cook et Wall (1980). Les participants doivent répondre selon une échelle en sept points (1 = *absolument en désaccord* à 7 = *absolument en accord*). Les neuf items de cet instrument se regroupent en une seule échelle d'engagement organisationnel.

## Épuisement professionnel

L'épuisement professionnel a été mesuré par une version francophone du Maslach Burnout Inventory General-Survey (Schaufeli et al., 1996). Ce questionnaire comporte 16 énoncés visant à évaluer les trois dimensions du burnout: (a) l'épuisement, (b) le cynisme et (c) la réduction de l'efficacité professionnelle. Les énoncés sont évalués sur une échelle en sept points (1 = *jamais* à 7 = *quotidiennement*).

## Intention de quitter

L'intention de quitter son emploi a été évaluée avec trois items de Becker et Billings (1993). Ces items, évalués sur une échelle en sept points (1 = *absolument en désaccord* à 7 = *absolument en accord*), forment un score global.

## Analyses Statistiques

Les analyses factorielles confirmatoires ont été réalisées avec le logiciel AMOS 7.0. Les matrices de covariances générées par la méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance ont été retenues afin de vérifier l'ajustement des structures factorielles. Différents indices ont permis d'évaluer l'ajustement des modèles testés. Un modèle s'ajuste de façon absolue aux données lorsque le chi-carré est non significatif. Des indices d'ajustement relatifs ont aussi été considérés. Ainsi, des valeurs de CFI et de TLI supérieures à .90 indiquent un ajustement satisfaisant du

modèle, alors que des valeurs supérieures à .95 indiquent un excellent ajustement. Par ailleurs, des valeurs inférieures à .06 ou à .08 pour le RMSEA et à .08 ou à .10 pour le SRMR indiquent respectivement un ajustement satisfaisant ou excellent aux données (Hu & Bentler, 1999; Vandenberg & Lance, 2000). Deux indices ont été utilisés afin de comparer les modèles testés. Premièrement, la différence de chi-carré ( $\Delta\chi^2$ ) permet d'estimer si deux modèles nichés présentent une différence significative dans leur ajustement absolu aux données. L'indice CAIC, quant à lui, prend simultanément en considération le degré d'ajustement des modèles et leur nombre de degrés de liberté afin d'estimer le modèle le plus approprié. Comme aucun seuil minimal n'existe pour le CAIC, le modèle ayant la plus petite valeur est considéré le plus approprié (Bozdogman, 1987).

## Résultats

### Structure Factorielle de l'HP

Les résultats des analyses factorielles confirmatoires, présentées au Tableau 2, indiquent que la structure proposée par Spreitzer (1995), composée de quatre facteurs de premier ordre et d'un facteur d'ordre supérieur, s'ajuste très bien aux données dans les deux échantillons. L'ajustement est très satisfaisant dans l'Échantillon 1 (CFI et TLI > .95; SRMR < .08 et RMSEA = .062), alors qu'il est excellent dans l'Échantillon 2 ( $\chi^2$  non significatif; CFI et TLI > .95; SRMR < .08 et RMSEA < .06).

Ce modèle de référence a ensuite été comparé à des structures factorielles concurrentes, en vue de déterminer s'il s'ajuste mieux aux données que ces dernières. Tout d'abord, le modèle de référence a été comparé à un modèle constitué de quatre facteurs intercorrélés, sans facteur d'ordre supérieur. Dans l'Échantillon 1, les résultats indiquent que l'ajustement de ce modèle concurrent est excellent (CFI et TLI > .95; SRMR < .08 et RMSEA < .06) et qu'il est significativement meilleur que celui du modèle de référence ( $\Delta\chi^2(2) = -9.57, p < .05$ ). Dans l'Échantillon 2, l'ajustement de ce modèle concurrent est lui aussi excellent ( $\chi^2$  non significatif; CFI et TLI > .95; SRMR < .08 et RMSEA < .06) mais ne s'ajuste pas significativement mieux que le modèle de référence ( $\Delta\chi^2(2) = -4.90, p > .05$ ), tout en étant moins parcimonieux. Enfin, tant dans l'Échantillon 1 que l'Échantillon 2, le modèle de référence a une plus petite valeur de CAIC que le modèle concurrent sans facteur de second-ordre. Le modèle hiérarchique serait donc à privilégier selon cet indice.

Les deux autres modèles concurrents testés ne s'ajustent pas bien aux données. En effet, le modèle à trois facteurs, regroupant les items d'autodétermination et d'impact en un facteur, ne rencontre pas des critères d'ajustement satisfaisants dans les deux échantillons (CFI et TLI < .90; RMSEA > .08). De la même façon, le modèle à un facteur est très

Tableau 2  
Analyses Factorielles Confirmatoires (Étude 2)

	$\chi^2$	<i>dl</i>	<i>p</i>	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	CAIC	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta$ <i>dl</i> )
<i>Échantillon 1 (N = 222)</i>									
4 facteurs + 1 facteur de second-ordre	92.249	50	<.001	.975	.967	.045	.062	271.524	
4 facteurs de premier ordre	82.676	48	<.001	.979	.972	.033	.057	274.756	-9.57 (2)**
3 facteurs (combine autodétermination et impact)	272.737	51	<.001	.868	.829	.100	.140	445.609	180.49 (1)**
1 facteur	771.071	54	<.001	.573	.479	.135	.245	924.735	678.82 (4)**
<i>Échantillon 2 (N = 248)</i>									
4 facteurs + 1 facteur de second-ordre	65.122	50	.074	.988	.984	.040	.035	247.498	
4 facteurs de premier ordre	60.227	48	.111	.990	.987	.034	.032	255.630	-4.90 (2)
3 facteurs (combine autodétermination et impact)	188.517	51	<.001	.893	.861	.083	.104	364.379	123.40 (1)**
1 facteur	536.502	54	<.001	.624	.540	.118	.190	692.824	471.38 (4)**

Notes. CFI = comparative fit index, TLI = Tucker-Lewis index, SRMR = standardized root-mean-square residual, RMSEA = root-mean-square error of approximation, CAIC = consistent Aikaike information criterion; \*\**p* < .01, \**p* < .05.

Tableau 3  
Moyenne, écarts-type et indices de consistance interne des variables (Étude 2)<sup>a</sup>

Variabes	Échantillon	<i>M</i>	É.-T.	$\alpha$
<i>Habilitation psychologique (HP)</i>				
HP – construit global	1	3.69	0.73	0.90
	2	3.97	0.54	
HP – Sens	1	3.76	1.04	0.90
	2	4.01	0.77	
HP – Compétence	1	4.24	0.69	0.87
	2	4.29	0.51	
HP – Autodétermination	1	3.95	0.94	0.84
	2	4.01	0.78	
HP – Impact	1	2.81	1.10	0.90
	2	3.57	0.85	
<i>Antécédents et résultantes</i>				
Lieu de contrôle	1	5.52	0.78	0.68
Tâche enrichie	1	5.10	0.97	0.89
Clarté de rôle	1	5.37	1.11	0.94
Pratiques d'habilitation du supérieur	1	3.07	0.92	0.96
HC – efficacité dans la tâche	1	6.02	0.89	0.87
HC – amélioration dans la tâche	1	5.36	1.21	0.88
HC – collaboration efficace	1	5.28	1.14	0.86
HC – amélioration dans le groupe	1	4.41	1.47	0.90
HC – implication au niveau organisationnel	1	3.25	1.60	0.92
Engagement affectif envers l'organisation	2	5.21	0.95	0.84
Burnout – épuisement émotionnel	2	3.08	1.38	0.90
Burnout – cynisme	2	2.35	1.29	0.82
Burnout – réduction efficacité professionnelle	2	1.98	0.81	0.71
Intention de quitter l'emploi	2	2.21	1.39	0.89

Note. Échantillon 1 (*N* = 222), Échantillon 2 (*N* = 248).



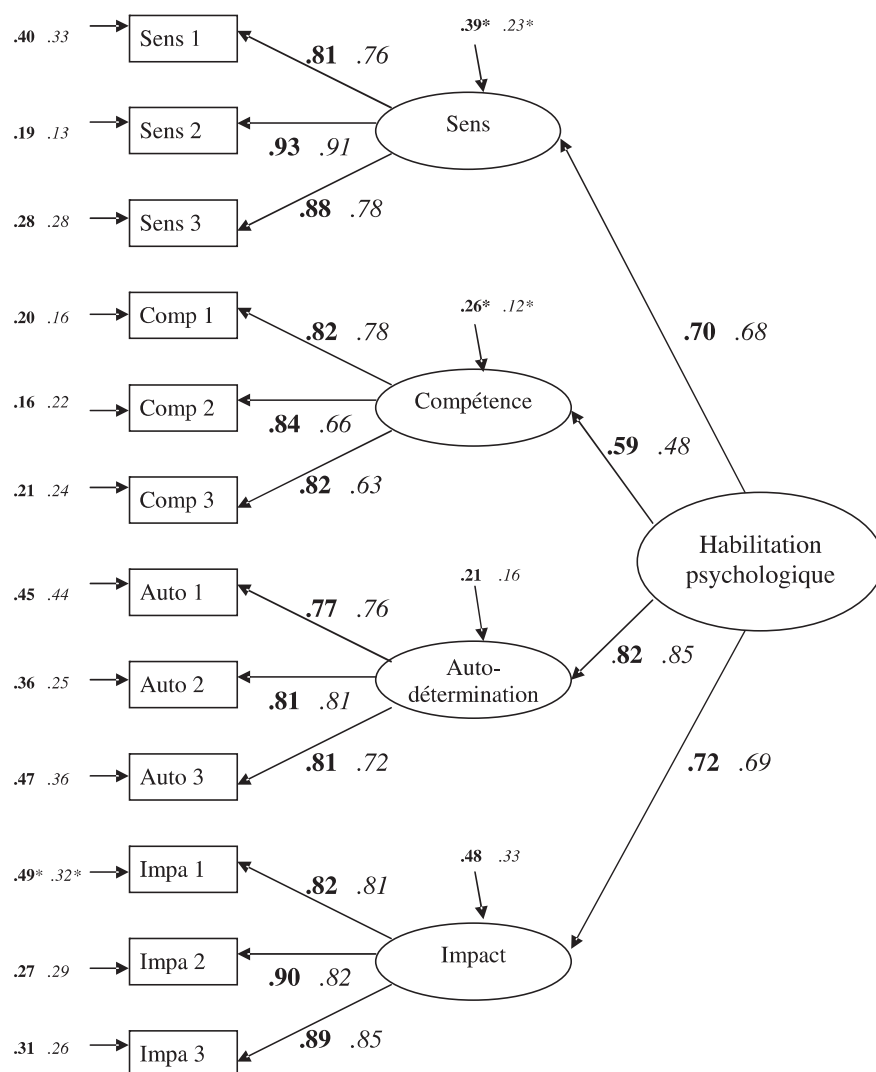


Figure 1. Estimation standardisée des paramètres du modèle de référence de l'habilitation psychologique pour l'échantillon 1 (caractères gras) et l'échantillon 2 (caractères italiques). Tous les paramètres sont significatifs au plan statistique à  $p < .01$ . À l'exception des paramètres marqués par un astérisque (\*), tous les paramètres affichés sont invariants à travers les deux échantillons.

loin de rencontrer les critères d'ajustement minimaux. Ces deux modèles sont donc rejetés.

L'Hypothèse 1 est donc largement confirmée. La structure factorielle proposée par Spreitzer (1995) s'ajuste très bien aux données et présente un ajustement supérieur à celui des modèles alternatifs à un ou trois facteurs. En revanche, l'ajustement du modèle hiérarchique de Spreitzer (1995) est similaire, voire inférieur selon certains indices, à l'ajustement d'un modèle à quatre facteurs, sans facteur d'ordre supérieur. Néanmoins, l'indice CAIC suggère que le modèle hiérarchique devrait être privilégié. Ce modèle est d'ailleurs plus parcimonieux par deux degrés de liberté, remplaçant six corrélations pour seulement quatre saturations factorielles. La Figure 1 présente l'estimation des paramètres de ce modèle avec un facteur de second ordre dans les deux échantillons. Une analyse d'invariance a montré que la majorité des paramètres du modèle retenu

sont invariants à travers les deux échantillons, ce qui permet de croire en une stabilité suffisante du modèle pour permettre des comparaisons valides entre les échantillons (Cheung, 2008; Cheung & Rensvold, 2002; Meredith, 1993). Plus précisément, les résultats (disponibles sur demande auprès du premier auteur) soutiennent l'invariance complète des saturations factorielles de premier ordre, l'invariance partielle des intercepts de premier ordre (contrainte d'invariance relâchée pour Auto3) et des résidus de premier ordre (contrainte relâchée pour Impa1). S'appuyant sur ces résultats, une invariance complète a été observée pour les saturations factorielles de deuxième ordre tandis qu'une invariance partielle a été observée pour les intercepts de deuxième ordre (c'est-à-dire pour les moyennes des facteurs de premier ordre – contrainte relâchée pour le facteur impact) et les résidus de deuxième ordre (c'est-à-dire pour les variances des facteurs de premier ordre – con-

Tableau 4  
Corrélations entre la mesure de l'habilitation psychologique (HP) et des antécédents (Étude 2, Échantillon 1)

	Sens	Compétence	Auto-détermination	Impact	HP
Lieu de contrôle	.26**	.39**	.25**	.21**	.35**
Tâche enrichie	.57**	.45**	.42**	.41**	.60**
Clarté de rôle	.31**	.55**	.31**	.25**	.44**
Pratiques d'habilitation du supérieur	.45**	.24**	.24**	.40**	.44**

Note: \* $p < .05$ , bilatéral. \*\* $p < .01$ , bilatéral.  $N = 222$  participants.

Tableau 5  
Corrélations entre la mesure de l'habilitation psychologique (HP) et des conséquences (Étude 2, Échantillon 1 et Échantillon 2)

	Sens	Compétence	Auto-détermination	Impact	HP
HC – Efficacité dans la tâche <sup>a</sup>	.47**	.41**	.35**	.28**	.48**
HC – Amélioration dans la tâche <sup>a</sup>	.52**	.35**	.29**	.32**	.48**
HC – Collaboration efficace <sup>a</sup>	.47**	.31**	.33**	.42**	.51**
HC – Amélioration dans le groupe <sup>a</sup>	.37**	.22**	.18**	.44**	.41**
HC – Implication dans l'organisation <sup>a</sup>	.36**	.22**	.17*	.47**	.41**
Engagement envers l'organisation <sup>b</sup>	.49**	.24**	.33**	.28**	.46**
Burnout – épuisement <sup>b</sup>	-.32**	-.24**	-.23**	-.14*	-.30**
Burnout – cynisme <sup>b</sup>	-.59**	-.20**	-.34**	-.27**	-.49**
Burnout – réduction efficacité prof. <sup>b</sup>	-.51**	-.32**	-.37**	-.40**	-.55**
Intention de quitter <sup>b</sup>	-.48**	-.16*	-.26**	-.18**	-.37**

Note: HC = Habilitation comportementale

a) Échantillon 1 ( $N = 222$ ), b) Échantillon 2 ( $N = 248$ ); \* $p < .05$ , bilatéral. \*\* $p < .01$ , bilatéral.

trainte relâchée pour les facteurs sens et compétence). Soulignons qu'en présence d'une invariance complète ou partielle de la structure de premier ordre, l'invariance de la structure de second ordre ne représente pas un pré-requis aux comparaisons entre échantillons mais fournit plutôt une information importante au regard de ces différences.

## Validation Nomologique

Les statistiques descriptives des variables sont présentées au Tableau 3. Les coefficients  $\alpha$  de Cronbach sont tous au-dessus du seuil de .70 sauf pour la mesure du lieu de contrôle.

Les corrélations entre les antécédents et le construit global d'HP, ainsi que pour ses quatre dimensions constitutives, sont présentées au Tableau 4. Tel qu'anticipé à l'Hypothèse 2, l'habilitation des individus serait influencée positivement par le fait d'avoir un lieu de contrôle interne, une tâche enrichie, un rôle clair et un superviseur manifestant des pratiques de gestion habilitantes. Ainsi, confirmant les Hypothèses 2a, 2b, 2c, et 2d, l'instrument francophone mesurant l'HP est effectivement relié à des antécédents de son réseau nomologique.

Les corrélations entre la mesure de l'HP et des résultantes sont présentées au Tableau 5. Tel qu'anticipé aux Hypothèses 3a, 3b, 3c et 3d, le construit global d'HP est, d'une

part, associé positivement à l'habilitation comportementale et à l'engagement envers l'organisation et, d'autre part, associé négativement à l'épuisement professionnel et à l'intention de quitter.

## Discussion Générale

Cet article avait pour but d'étayer la validité d'un instrument francophone mesurant l'habilitation psychologique au travail. À cet égard, des données provenant de trois échantillons ont permis d'étudier la structure factorielle du questionnaire, la cohérence interne des dimensions, ainsi que sa validité en lien avec d'autres variables.

Premièrement, la présente étude permet de statuer sur la structure factorielle de l'instrument de l'HP. Des analyses factorielles confirmatoires ont montré que la structure quadridimensionnelle et hiérarchique proposée par Spreitzer (1995) s'ajuste bien aux données. À cet égard, il est possible de comparer l'ajustement de l'instrument francophone avec les données sur l'ajustement de l'instrument anglophone de Spreitzer. La présente recherche montre que la structure factorielle de l'instrument francophone s'est ajustée de façon satisfaisante aux données sans que des modifications soient nécessaires comme cela avait été le cas avec l'instrument anglophone dans deux études an-

térieures (Boudrias et al., 2004; Kraimer et al., 1999). Par ailleurs, certaines de ces modifications suggéraient la possibilité qu'une structure en trois facteurs, regroupant les items d'autodétermination et d'impact, soit supérieure à une structure en quatre dimensions. Ceci n'a pas été observé dans la présente recherche: l'analyse factorielle confirmatoire a clairement établi qu'une structure en quatre facteurs s'ajuste mieux aux données qu'une structure en trois facteurs.

L'aspect hiérarchique de la mesure d'habilitation peut néanmoins être débattu. Comme cela avait aussi été observé pour la mesure anglophone (Boudrias et al., 2004), il a été observé qu'une structure factorielle composée de quatre dimensions de premier ordre s'ajuste de façon comparable, voire mieux selon certains indices dans l'Échantillon 1, que la structure hiérarchique ajoutant un construit de second-ordre. Ainsi, la présente recherche suggère que l'une ou l'autre de ces modélisations peuvent être utilisées en recherche. Il convient néanmoins de relever que la structure hiérarchique proposée par Spreitzer (1995) s'ajuste aux données de façon très satisfaisante et demeure plus parcimonieuse que la structure alternative de premier ordre. En ceci, cette solution apparaît supérieure. De même, au niveau théorique, ces résultats confirment la possibilité d'utiliser un score global d'HP dans les études à ce sujet, ce qui peut dans certains cas s'avérer un avantage important.

Au niveau de la fiabilité de l'instrument francophone, la présente recherche a permis de constater que la mesure présente de très bons indices de cohérence interne. Autant au niveau du construit global que des quatre dimensions, les coefficients  $\alpha$  trouvés sont supérieurs à .80 à l'exception du sentiment de compétence évalué dans l'Échantillon 2 de la seconde étude ( $\alpha = .73$ ). Ces données sont très semblables à celles concernant le questionnaire anglophone de Spreitzer (1995), où la dimension compétence tend aussi à présenter des indices de cohérence interne plus faibles que les autres dimensions (voir Boudrias, Gobert et al., 2003).

En outre, la présente recherche a permis d'établir que la mesure francophone de l'habilitation psychologique présente des indices de validité nomologique. En effet, il a été établi que la mesure est liée significativement à des variables reconnues comme étant des antécédents et à des variables conçues comme des conséquences de l'HP. De surcroît, les relations découvertes sont à peu près de la même ampleur que celles trouvées dans les études réalisées avec la mesure anglophone de Spreitzer (1995). Enfin, cette étude nomologique a permis d'entrevoir que les quatre dimensions de l'HP montrent des relations différenciées avec d'autres variables, ce qui pourrait militer en faveur d'un traitement multidimensionnel de l'instrument.

## Limites et Recherches Futures

Cette étude a permis de présenter plusieurs indices montrant que la mesure francophone de l'HP est fidèle et valide.

Néanmoins, d'autres appuis restent à obtenir. La stabilité test-retest de l'instrument francophone n'a pas été évaluée et reste à établir. Par ailleurs, l'étude de la validité nomologique a reposé sur l'analyse de mesures auto-déclarées, recueillies à un seul moment. Ce devis de recherche ne permet ni de statuer ni d'inférer sur la causalité des relations et pourrait présenter le biais de surestimer la taille des relations entre les variables. Aussi, bien que la présente recherche ait permis de fournir des indices sur la validité de l'instrument francophone d'habilitation et d'obtenir des données comparables à l'instrument anglophone de Spreitzer (1995), il n'est pas possible de conclure à l'équivalence des deux mesures. D'une part, des modifications ont été apportées à l'instrument francophone en comparaison à l'instrument original. D'autre part, une étude d'invariance structurelle devrait être réalisée afin de conclure à l'équivalence d'une mesure anglophone et francophone. Enfin, il serait aussi pertinent que de futures études puissent établir la validité de la mesure d'habilitation psychologique, étudiée ici auprès de salariés canadiens-français, avec des échantillons provenant d'autres pays francophones (p. ex., France, Suisse, Belgique). De tels travaux seront nécessaires afin d'étayer le caractère transculturel de la mesure et établir si celle-ci peut constituer une base commune pour la recherche sur l'habilitation à travers la francophonie.

## Note

Cette recherche a bénéficié d'une subvention du Fonds québécois de la recherche sur la société et la culture.

## Références

- Alge, B. J., Ballinger, G. A., Tangirala, S., & Oakley, J. L. (2006). Information privacy in organizations: Empowering creative and extrarole performance. *Journal of Applied Psychology, 91*, 221–232.
- Arnold, J. J., Arad, S., Rhodes, J. A., & Drasgow, F. (2000). The Empowering Leadership Questionnaire: The construction and validation of a new scale for measuring leader behaviours. *Journal of Organizational Behavior, 21*, 249–269.
- Becker, T. E., & Billings, R. S. (1993). Profiles of commitment: An empirical test summary. *Journal of Organizational Behavior, 14*, 177–190.
- Boudrias, J.-S. (2004). *L'habilitation des employés: De l'habilitation psychologique à l'habilitation comportementale*. Thèse de doctorat, Université de Montréal, Montréal.
- Boudrias, J.-S., Gaudreau, P., & Laschinger, H. K. S. (2004). Testing the structure of psychological empowerment: Does gender make a difference? *Educational and Psychological Measurement, 64*, 861–877.
- Boudrias, J.-S., Gaudreau, P., Savoie, A., & Morin, A. J. S. (2009). Employee empowerment: From managerial practices to em-

- ployees' behavioral empowerment. *Leadership and Organization Development Journal*, 30, 625–638.
- Boudrias, J.-S., Gobert, P., Savoie, A., & Vandenberghe, C. (2003). L'habilitation psychologique au travail: Que savons-nous après une décennie de recherche? *Revue Québécoise de Psychologie*, 24, 43–73.
- Boudrias, J.-S., & Savoie, A. (2006). Les manifestations comportementales de l'habilitation au travail: Développement d'un cadre conceptuel et d'un instrument de mesure. *Psychologie du Travail et des Organisations*, 12, 119–138.
- Boudrias, J.-S., Savoie, A., & Morin, E. M. (2003). L'habilitation au travail: Des pratiques de gestion aux comportements des employés. In C. Vandenberghe, N. Delobbe & G. Karnas (Eds.), *Dimensions individuelles et sociales de l'investissement professionnel* (pp. 282–292). Louvain-la-Neuve: Presses Universitaires de Louvain.
- Bozdogman, H. (1987). Model selection and Akaike's information criterion (AIC): The general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, 52, 345–370.
- Breaugh, J. A., & Colihan, J. P. (1994). Measuring facets of job ambiguity: Construct validity evidence. *Journal of Applied Psychology*, 79, 191–202.
- Cheung, G. W. (2008). Testing equivalence in the structure, means, and variances of higher-order constructs with structural equation modeling. *Organizational Research Methods*, 11, 593–613.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233–255.
- Conger, J. A., & Kanungo, R. N. (1988). The empowerment process: Integrating theory and practice. *Academy of Management Review*, 13, 471–482.
- Cook, J. D., & Wall, T. D. (1980). New work attitudes measures of trust, organizational commitment, and personal need non-fulfilment. *Journal of Occupational Psychology*, 53, 39–52.
- Gagné, M., Senécal, C. B., & Koestner, R. (1997). Proximal job characteristics, feelings of empowerment, and intrinsic motivation: A multidimensional model. *Journal of Applied Social Psychology*, 27, 1222–1240.
- Gobert, P. (2000). *L'habilitation psychologique comme variable intermédiaire entre les caractéristiques du travail, le leadership du superviseur, et la satisfaction au travail, la performance individuelle, le stress*. Article non publié présenté au 11<sup>e</sup> Congrès de l'Association Internationale de Psychologie du Travail de Langue Française, Rouen.
- Gobert, P., & Vandenberghe, C. (1998). *L'habilitation psychologique: Une nouvelle théorie de la motivation ou un nouveau nom pour d'anciennes théories? Élaboration du construit et validation d'une mesure*. Article non publié présenté au 10<sup>e</sup> Congrès de l'Association Internationale de Psychologie du Travail de Langue Française, Bordeaux.
- Hackman, J. R., & Oldham, G. R., (1975). Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60, 159–170.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Joiner, T. A., & Bartham, T. (2004). How empowerment and social support affect Australian nurse's work stressors. *Australian Health Review*, 28, 56–64.
- Koberg, C. S., Boss, R. W., Senjem, J. S., & Goodman, E. A. (1999). Antecedents and outcomes of empowerment. *Group and Organization Management*, 24, 71–91.
- Konczak, L., Stelly, D. J., & Trusty, M. L. (2000). Defining and measuring empowering leader behaviors: Development of an upward feedback instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 301–331.
- Kraimer, M. L., Seibert, S. E., & Liden, R. C. (1999). Psychological empowerment as a multidimensional construct: A test of construct validity. *Educational and Psychological Measurement*, 59, 127–142.
- Laschinger, H. K. S., Finegan, J., Shamian, J., & Wilk, P. (2001). Impact of structural and psychological empowerment on job strain in nursing work settings: Expanding Kanter's model. *Journal of Nursing Administration*, 31, 260–272.
- Laschinger, H. K. S., Finegan, J., Shamian, J., & Wilk, P. (2003). Workplace empowerment as a predictor of nurse burnout in restructured healthcare settings. *Longwoods Review*, 1, 2–11.
- Liden, R. C., Wayne, S. J., & Sparrowe, R. T. (2000). An examination of the mediating role of psychological empowerment on the relations between the job, interpersonal relationships, and work outcomes. *Journal of Applied Psychology*, 85, 407–416.
- Menon, S. T. (2001). Employee empowerment: An integrative psychological approach. *Applied Psychology: An International Review*, 50, 153–180.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525–543.
- Migneault, P., Rousseau, V., & Boudrias, J.-S. (2009). L'influence des composantes du climat de travail sur l'habilitation des individus. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 59, 239–252.
- Mottay, D. (2003). Contenu du travail et satisfaction des salariés: Résultats d'une étude empirique en milieu hospitalier. *Revue de Gestion des Ressources Humaines*, 49, 42–53.
- Paulhus, D. (1983). Sphere-specific measures of perceived control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 1253–1265.
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). MBI-general survey. In C. Maslach, S. F. Jackson & M. P. Leiter (Eds.), *Maslach Burnout Inventory manual* (3rd ed., pp. 19–26). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Spreitzer, G. M. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement and validation. *Academy of Management Journal*, 38, 1442–1465.
- Spreitzer, G. M. (1996). Social structural characteristics of psychological empowerment. *Academy of Management Journal*, 39, 483–504.
- Spreitzer, G. M. (1997). Toward a common ground in defining empowerment. In W. A. Pasmore & R. W. Woodman (Eds.), *Research in organizational change and development* (Vol. 10, pp. 31–62). Greenwich: JAI.
- Spreitzer, G. M., Kizilos, M. A., & Nason, S. W. (1997). A dimensional analysis of the relationship between psychological empowerment and effectiveness, satisfaction, and strain. *Journal of Management*, 23, 679–704.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics* (3d ed.). New York: HarperCollins College Publishers.
- Thomas, K. W., & Velthouse, B. A. (1990). Cognitive elements of empowerment: An «interpretive» model of intrinsic task motivation. *Academy of Management Review*, 15, 666–681.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, prac-

tices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4–69.

Wat, D., & Schaffer, M. A. (2005). Equity and relationship quality influences on organizational citizenship behaviors: The mediating role of trust in the supervisor and empowerment. *Personnel Review*, 34, 406–422.

Whiley, D.M. (1999). *Impact of locus of control and empowerment on organizational commitment*. Unpublished doctoral dissertation, United States International University, United States.

Jean-Sébastien Boudrias

Département de psychologie  
Université de Montréal  
C. P. 6128, succursale Centreville  
Montréal, QC, H3C 3J7  
Canada  
jean-sebastien.boudrias@umontreal.ca

## Annexe 1

Questionnaire de l'habilitation psychologique

### CONSIGNE

Les énoncés qui suivent portent sur votre expérience actuelle au travail. Encerclez le chiffre qui reflète le mieux votre degré d'accord avec l'énoncé.

1	2	3	4	5
Pas d'accord	Un peu d'accord	Assez d'accord	Très d'accord	Tout à fait d'accord

1. Le travail que je fais a beaucoup de sens pour moi (SENS1)
2. Je me sens tout à fait capable de réaliser les résultats attendus dans mon travail (COMP1)
3. Je peux décider moi-même de la façon d'organiser mon travail (AUTO1)
4. J'ai beaucoup d'influence dans mon groupe de travail (IMPA1)
5. Ce que je réalise dans ce travail est très important pour moi (SENS2)
6. Je suis sûr de mes compétences pour réaliser de bons résultats au travail (COMP2)
7. Je suis assez libre et indépendant dans la réalisation de mon travail (AUTO2)
8. Je peux influencer les décisions au sein de mon groupe de travail (IMPA2)
9. Mes activités de travail ont beaucoup d'importance à mes yeux (SENS3)
10. J'ai toutes les capacités nécessaires pour atteindre un bon niveau de performance dans mon travail (COMP3)
11. Je peux prendre des décisions concernant mon travail de manière autonome (AUTO3)
12. Je peux influencer l'organisation de mon groupe de travail (IMPA3)