



32<sup>ème</sup> congrès de l'AGRH  
Paris, 13-14-15 octobre 2021

## Mutations de l'environnement, mutations des organisations, mutations de la GRH ?

### L'IMPLICATION AU TRAVAIL : UNE NOUVELLE MESURE POUR UN CONCEPT EN MUTATION.

**ALAIN LACROUX**

Université Polytechnique des Hauts-de-France

#### **Introduction**

Selon les sources, entre 6% et ... 87% des salariés français se déclareraient aujourd'hui engagés ou impliqués dans leur travail (Arnaud & Bardon, 2019; Gallup Inc., 2017). Ce grand écart peut sans doute être expliqué par des problèmes de terminologie et, de manière plus fondamentale, par les outils de mesure utilisés pour évaluer cet « engagement ». Au niveau de la terminologie, engagement et implication sont utilisés de manière indifférenciée pour traduire le terme anglais de *commitment*, non seulement dans la presse spécialisée mais aussi par les chercheurs canadiens francophones (ex : Bentein et al., 2000; Vandenberghe, 2015). Neveu (1996) propose pourtant de distinguer l'implication considérée comme un lien psychologique entre l'individu et son univers de travail de l'engagement (traduisible par le terme anglais *involvement*) qui définirait plutôt un comportement d'attachement vis-à-vis de son emploi. Nous souscrivons à cette distinction, qui est reprise par plusieurs chercheurs français en GRH (Biétry & Laroche, 2011; Charles-Pauvers & Peyrat-Guillard, 2012) ; dans la suite de la présente communication le terme d'implication sera donc utilisé comme traduction de *commitment*, afin de mettre l'accent sur son aspect attitudinal.

Au-delà des problèmes de terminologie, les différences constatées dans les enquêtes citées plus haut révèlent la complexité du concept même d'implication et la nécessité d'en adopter une définition unifiée. L'implication fait l'objet d'un courant de recherche très important, marqué par la domination de certains thèmes —au premier rang desquels l'implication dans l'organisation— et marqué également par un foisonnement conceptuel qui a très tôt amené les spécialistes à proposer des typologies visant à limiter la redondance conceptuelle (Morrow, 1993 ; Cohen, 2003 ; Thévenet, 2000). Les définitions du concept varient significativement, mais convergent vers un « noyau dur » : l'implication apparaît comme un lien psychologique plus ou moins complexe avec des objets ou cibles appartenant à l'univers de travail de la personne, qui l'amène à adopter des comportements visant à maintenir et développer ce lien.

L'implication est un concept clé en comportement organisationnel mais également pour les praticiens, par sa capacité à augmenter la prédictibilité de comportements particulièrement recherchés dans les organisations contemporaines (Meyer, in Biétry & Creusier, 2015) : la fidélité, l'effort au travail, le présentisme et les comportements discrétionnaires.

Dans la sphère académique, la domination de la cible organisationnelle associée à la domination d'une approche tridimensionnelle (*Three Component Model* ou TCM) initiée par Allen & Meyer (1991) pour la cible organisationnelle et généralisée par la suite (Meyer & Herscovitch, 2001), ont toutefois suscité des débats depuis le début des années 2000. Aujourd'hui ce modèle

continue pourtant de dominer dans les recherches menées sur l'implication, et les propositions de refonte peinent à s'imposer.

Parmi ces propositions, il en est une qui présente selon nous un grand intérêt, car elle permet de régler plusieurs problèmes fondamentaux posés par l'approche TCM (Klein et al., 2012, 2014). Elle s'accompagne de la proposition d'un outil de mesure compact et versatile (KUT : *Klein & al Unidimensionnal Target free measure of commitment*) qui n'a jusqu'alors pas été validé en contexte francophone. Or, en comportement organisationnel, les concepts nouveaux peuvent plus aisément gagner en visibilité lorsqu'ils sont associés à un outil de mesure validé. L'objectif de la présente communication est de contribuer à cette validation en contexte francophone. Nous avons réalisé cette opération en plusieurs étapes, en nous appuyant sur les recommandations récentes sur la validation des échelles de mesure (Boateng et al., 2018; Roussel, 2005; Wright et al., 2017) et en mobilisant cinq échantillons regroupant au total 2096 salariés travaillant dans quatre pays francophones (France, Suisse, Belgique, Canada). Cette procédure sera détaillée dans la seconde partie de la communication, après une première partie consacrée aux principales limites du modèle dominant et aux arguments en faveur d'une mesure alternative.

## Première partie : L'implication au travail, un concept à réexaminer ?

### 1.1 Un concept clé en comportement organisationnel

Les recherches menées sur l'implication ont tendance à converger progressivement vers une prise en compte élargie du concept : l'implication dans l'entreprise ou l'organisation demeure le concept phare, mais d'autres objets sont également pris en compte. Il s'agit essentiellement du travail en tant que tel (Blau & Ryan, 1997), de la profession (Meyer et al., 1993), du groupe ou équipe de travail (Randall et Cote., 1991) ou de l'emploi occupé (Kanungo, 1982). Il est rapidement apparu également que le concept d'implication intégrait plusieurs dimensions. Il correspond à la fois à différents états psychologiques – multi dimensionnalité « interne » ou dimensions de l'implication (O'Reilly et Chatman, 1986 ; Allen et Meyer, 1990) – et peut s'appliquer à diverses cibles ou facettes – multi dimensionnalité « externe » ou objets de l'implication : (Carmeli et al., 2007; Morrow & McElroy, 1986; Reichers, 1985).

On en arrive finalement à une conceptualisation matricielle de l'implication (figure n°1), qui rend bien compte de la complexité de ce construit.

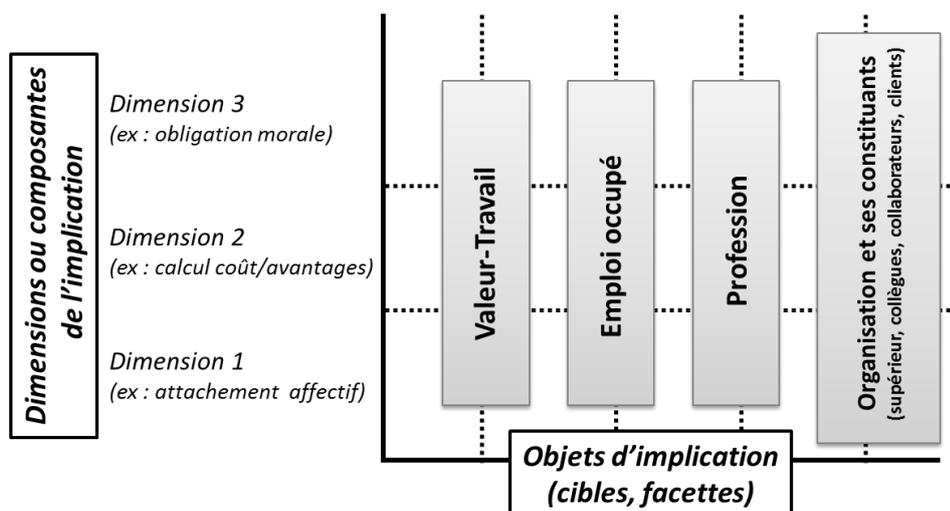


Figure1 : La matrice multidimensionnelle de l'implication

Au risque de complexifier encore cette représentation, certains auteurs ont remarqué qu'il existe différents niveaux d'analyse pour les cibles : un niveau intra-organisationnel qui rassemble les cibles proximales et concrètes (les collègues, les supérieurs, les clients...), avec une faible distance cognitive et un niveau plus global, mais aussi plus attaché à l'individu, qui concerne des entités abstraites, comme la profession ou le travail. L'approche intra-organisationnelle (Becker, 1992; Reichers, 1985) intéresse tout particulièrement les praticiens et les chercheurs en GRH, car elle repose sur l'idée d'une implication qui naît de la relation avec des interlocuteurs immédiats du salarié. L'approche « personnelle » est davantage basée sur la personnalité de l'individu, elle décrit sa relation avec des objets plus abstraits (le travail, le métier, la carrière) et se révèle moins dépendante de l'organisation dans laquelle il évolue.

Le concept d'implication multiple ou d'implication globale au travail (*work commitment*) vient finalement donner une cohérence théorique aux différents objets, en mettant en évidence les points communs entre les différents objets et construits d'implication. Cette recherche de cohérence trouve son aboutissement à travers la proposition de modèles intégrateurs. Les typologies les plus usitées dans la recherche sont celles proposées par O'Reilly & Chatman (1986) qui distinguent implication instrumentale, identification et internalisation et surtout le modèle tridimensionnel de l'implication (*Three Component Model*, ou TCM dans la suite de cette communication) proposé par Meyer, Allen et Smith en 1993, avec une généralisation proposée par Meyer & Herscovitch (2001). Les auteurs y définissent l'implication comme une force qui contraint l'individu et le pousse à adopter une ligne de conduite en vue d'atteindre une ou plusieurs cibles. Cette force qui lie le sujet à un objet d'implication spécifique peut reposer sur le désir (« je veux... »), le calcul (« j'ai besoin de... »), et/ou l'obligation morale (« je ressens le devoir de... »). Le modèle considère explicitement les dimensions affective, calculée et normative comme composantes universelles de l'implication.

Les recherches sur le concept même d'implication, ses composantes et ses cibles demeurent dynamiques. Trois axes majeurs semblent structurer l'évolution récente du champ :

- Un premier axe de développement naturel et « buissonnant » conduit à une complexification et un approfondissement des diverses composantes et cibles de l'implication, à travers le cadre de l'implication multiple (*multiple commitment*), conformément au modèle matriciel présenté dans la figure 1.

- Un second axe qui s'appuie sur un changement de point de vue méthodologique, à travers l'adoption d'une approche centrée sur les personnes (analyses de profils).

- Un troisième axe qui prône une remise en cause radicale de l'existant, par la proposition d'une simplification et d'une unification du concept d'implication.

En ce qui concerne le premier axe, on peut remarquer que le côté « buissonnant » des études constitue une évolution naturelle pour un concept par nature multidimensionnel et complexe. Les recherches menées conduisent vers une spécialisation et une parcellisation qui touche non seulement les facettes de l'implication, avec l'identification de nouvelles cibles, comme l'environnement ou l'activité (Meldrum & McCarville, 2010), mais également les composantes du modèle TCM. Il existe aujourd'hui un consensus pour reconnaître que l'implication à continuer n'est pas unidimensionnelle, mais comporte deux sous-dimensions : l'absence d'alternative à l'emploi occupé et les sacrifices associés au fait de quitter l'organisation (McGee & Ford, 1987; Vandenberghe & Panaccio, 2015). La composante normative a également fait l'objet d'un réexamen et une distinction de deux sous-dimensions a été proposée (Meyer & Parfyonova, 2010), afin de distinguer devoir moral et obligation perçue de réciprocité. Dans la continuité directe de l'approche TCM, on se retrouve aujourd'hui devant une vision singulièrement complexe de l'implication qui ne comporterait donc pas 3 mais 5 composantes (attachement affectif, manque d'alternatives, sacrifices perçus, obligation morale, dette perçue).

Outre la parcellisation, la complexification du champ de recherche passe également par la prise en compte du caractère dynamique de l'implication, conduisant à l'adoption de designs longitudinaux (Klein et al., 2017; Vandenberghe et al., 2011). Ces travaux, qui prennent appui sur des analyses corrélationnelles entre variables (approches dite « centrées sur les variables »), commencent à trouver leurs limites : la complexité croissante des designs qui cherchent à rendre compte de l'évolution et de l'interaction entre les différentes variables excède les cadres des analyses statistiques standards fondées sur des modèles de régressions plus ou moins complexes (Meyer et al., 2013, p. 194).

Le deuxième axe d'évolution des recherches sur l'implication s'appuie sur ce constat : face à ce qui peut constituer dans cette complexification une « difficulté insurmontable », l'un des auteurs majeurs du domaine (J.P. Meyer) plaide aujourd'hui pour une approche différente, basée sur l'exploration des différences interindividuelles (analyses de profil ou typologies). Cette approche « centrée sur la personne » se différencie de l'approche centrée sur les variables dans le sens où elle postule que la population enquêtée est fondamentalement hétérogène, et que l'étude de cette hétérogénéité peut être riche d'enseignements. Elle se développe rapidement (Meyer et al., 2015; Morin et al., 2016; Somers, 2010). Dans le domaine de la GRH, une approche centrée sur les personnes présente un grand intérêt, car elle permet d'isoler à l'aide d'analyses typologiques plus ou moins sophistiquées des « profils types » d'implication, que l'on peut associer à des politiques RH adaptées, voire personnalisées. Selon Biétry (2012), la combinaison de cette approche avec un choix de cibles d'implication cognitivement proches de la personne (cibles proximales comme les collègues, le supérieur ou les clients) est l'une des voies de recherche les plus prometteuses. Ce deuxième axe de recherche présente un caractère plus opératoire pour les managers, mais il n'échappe pas au risque de complexification croissante : les interactions entre cibles, composantes, variables antécédentes ou résultantes risquent de se révéler très délicates à modéliser et à interpréter au-delà d'un certain niveau.

Un troisième axe d'évolution est issu directement de ces critiques sur la complexité, mais aussi de questionnements sur la validité psychométrique des outils de mesure (Jaros, 2007; Ko et al., 1997) et des questions portant sur la prolifération et le manque d'unité des différentes définitions de l'implication (Morrow, 1983) ainsi que la distinction avec des concepts proches comme la satisfaction au travail (Le et al., 2010). L'ensemble de ces critiques a conduit à une remise en cause progressive du modèle dominant que nous allons détailler à présent.

## **1.2. Un concept « bancal » ou trop « élastique » ?**

L'approche TCM demeure aujourd'hui dominante pour opérationnaliser l'implication : il est donc naturel qu'elle concentre la majorité des critiques, surtout en ce qui concerne la cible organisationnelle.

Au niveau théorique, cette approche a été critiquée car elle serait conceptuellement inconsistante (Solinger et al., 2008, p. 74) en combinant une attitude envers une cible (implication affective envers l'organisation) et des attitudes envers des comportements de retrait ou vis-à-vis de l'organisation. Force est de constater que les trois dimensions fondamentales de l'implication dans le modèle dominant reposent sur des cadres conceptuels largement distincts : l'analyse sociologique pour la dimension normative, une analyse coût-avantage typiquement économique pour l'implication à continuer, et les théories psychologiques de l'attachement et de l'identification pour la dimension affective (Jaros, 2009). Une autre critique interroge l'aspect dynamique de la TCM, qui combinerait des construits temporellement inconsistants (Cohen, 2007) : l'implication normative est une propension, et apparaît comme un antécédent à l'implication affective.

Il semble également que la signification des trois dimensions soit sujette à variations selon les cultures surtout pour la dimension normative (Fischer & Mansell, 2009; Wasti, 2005) qui est parfois absente (Cheng & Stockdale, 2003).

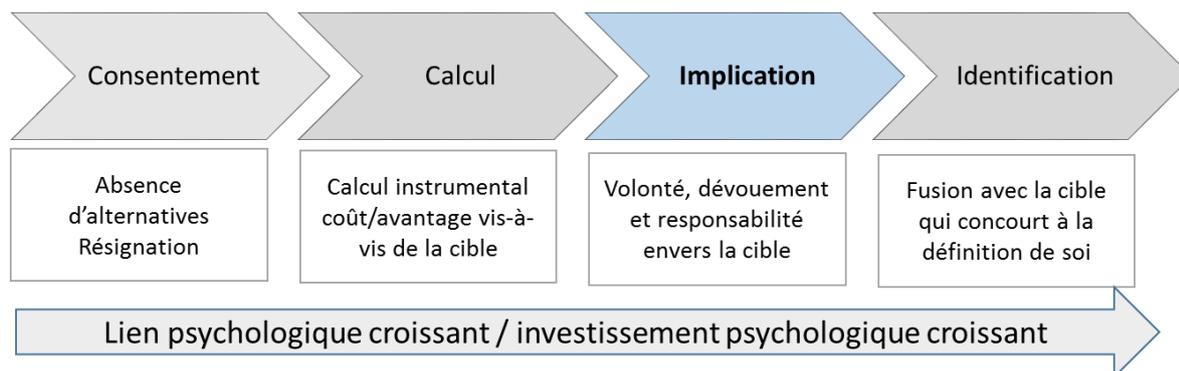
Une critique plus globale et synthétique considère finalement que le modèle TCM mesure « plus de choses » que l'implication (Klein et al., 2012) et couvrirait une gamme de réactions étendues telles que l'évaluation, les intentions comportementales, voire les comportements. Or, comme le font remarquer Pittinsky & Shih, (2004), si on utilise une définition et un outil de mesure de l'implication incorporant une dimension conative (ex : intention de rester membre de l'organisation), on se retrouve dans une situation de chevauchement entre variables dépendantes et indépendantes. Autrement dit, les chercheurs incorporent l'intention de rester dans leur définition de l'implication, puis essaient de prédire l'intention de rester à partir de l'implication. Il en résulte des corrélations artificiellement élevées entre l'implication et certaines de ses conséquences.

Au niveau empirique, le principal problème posé par le TCM est qu'il peine à prédire correctement certaines conséquences de l'implication comme l'absentéisme ou la performance en poste. Les faibles corrélations constatées dans les méta analyses avec la dimension affective considérée comme la plus prédictive (ex : - 0.2 pour l'absentéisme ou + 0.26 pour la conscience professionnelle dans la méta-analyse de Meyer et al., 2002), même si elles sont communes en comportement organisationnels, posent tout de même question.

### 1.3. Une nouvelle conceptualisation et une nouvelle mesure

Ces critiques ont conduit à une proposition de reconceptualisation, initiée par un article ambitionnant de « redresser un concept bancal » (*redress a stretched construct*, Klein, Molloy, et Brinsfield, 2012). Les auteurs y présentent une solution radicale : la simplification de la définition et la mise au point d'un outil de mesure réduit et multi-cible (Klein et al., 2014).

L'implication est présentée comme un lien psychologique parmi d'autres, qui s'insère dans une continuité de liens de force croissante (du consentement à l'identification) entre la personne et l'objet de son attachement (Figure 2). Klein et ses collègues préfèrent le terme de lien à celui d'attitude, car la dimension évaluative en est absente : il n'y a pas de jugement sur la cible de l'implication, alors que ce jugement porté est central dans la conceptualisation classique des attitudes comme une combinaison d'une inclination et d'une évaluation envers un objet (ex : Eagly & Chaiken, 2007).



**Figure 2.** Continuum de liens (traduit d'après Klein & al, 2012)

La nouvelle définition propose de considérer l'implication comme « un lien psychologique volontaire reflétant dévouement et sens des responsabilités envers une cible particulière » (Klein et al., 2014, p. 225). La principale rupture avec l'approche TCM tient dans cette réduction conceptuelle : l'implication « élastique » ou étendue définie dans l'approche TCM recouvre presque l'ensemble du continuum, alors que l'implication redéfinie par Klein et ses collègues apparaît comme un élément distinct dans ce continuum, centré sur le sentiment de responsabilité et le dévouement, terme que l'on retrouve dans la définition de l'engagement au

sens de Bakker & Demerouti, (2008). Schématiquement, Klein et ses collègues plaident pour une définition unifiée et une dimension unique d'engagement, qui peut s'appliquer à toute cible identifiée. L'échelle de mesure associée au nouveau concept (KUT : *Klein et al. Unidimensional Target free measure of commitment*) ne comporte que 4 énoncés (tableau 2). Cette proposition a ensuite été testée sur plusieurs cibles et plusieurs échantillons, et a donné lieu à un article programmatique publié en 2014 dans le *Journal of Applied Psychology* (Klein, Cooper, Molloy, et Swanson, 2014).

**Tableau 1.** Définition du construit, items et format de réponse (Klein et al, 2014, p. 225)

<i>Définition</i> Commitment is a volitional psychological bond reflecting dedication to and responsibility for a particular target
<i>Items</i> 1. How committed are you to [your/the/this] [target]? 2. To what extent do you care about [your/the/this] [target]? 3. How dedicated are you to [your/the/this] [target]? 4. To what extent have you chosen to be committed to [your/the/this] [target]?
<i>Responses</i> 1. Not at all / 2. Slightly /3. Moderately / 4. Quite a bit / 5. Extremely

Cette proposition présente, selon les auteurs, au moins trois avantages : une définition plus concise qui évite de recourir à des concepts auxiliaires pour décrire les différents types de liens unissant le sujet aux cibles d'implication, une applicabilité à une large série de cibles et une plus grande cohérence conceptuelle.

Il est indiscutable que cette simplification radicale devrait rendre le concept plus facile à opérationnaliser, et à intégrer dans des études de modèles d'interrelations complexes, qui sont très répandus dans les champs du comportement organisationnel.

Un projet de validation interculturelle de cette échelle est actuellement en cours<sup>1</sup>. La présente communication s'inscrit dans ce projet, en proposant dans la partie suivante une traduction et une validation de l'échelle en langue française, en étudiant 4 cibles d'implication (organisation, collègues, emploi, profession) sur un échantillon global de 2096 salariés francophones.

## **Deuxième partie : Validation de la version française de l'échelle de Klein & al. (2014)**

### **2.1. Procédure générale**

#### **2.1.1. Échantillons et outils de mesure**

Nous avons eu recours à 5 échantillons distincts de salariés en emploi ; les données ont été collectées sur une période de deux ans par l'intermédiaire d'un institut d'études en ligne. Cette méthode est utilisée de façon croissante dans les recherches en gestion (particulièrement en marketing), et de récents travaux empiriques ont montré que la qualité des données recueillies (en termes de normalité, de fiabilité, et de restriction d'amplitude) et les résultats obtenus sur un panel en ligne ne différaient pas de ceux obtenus lors de recherches en comportement organisationnel s'appuyant sur des échantillons recueillis en entreprise (Roulin, 2015) .

Les caractéristiques des échantillons sont présentées en annexe 1. Il est à noter que le premier échantillon se distingue des quatre autres par une surreprésentation des salariés avec un statut

<sup>1</sup> <https://u.osu.edu/commitmentmeasure/>

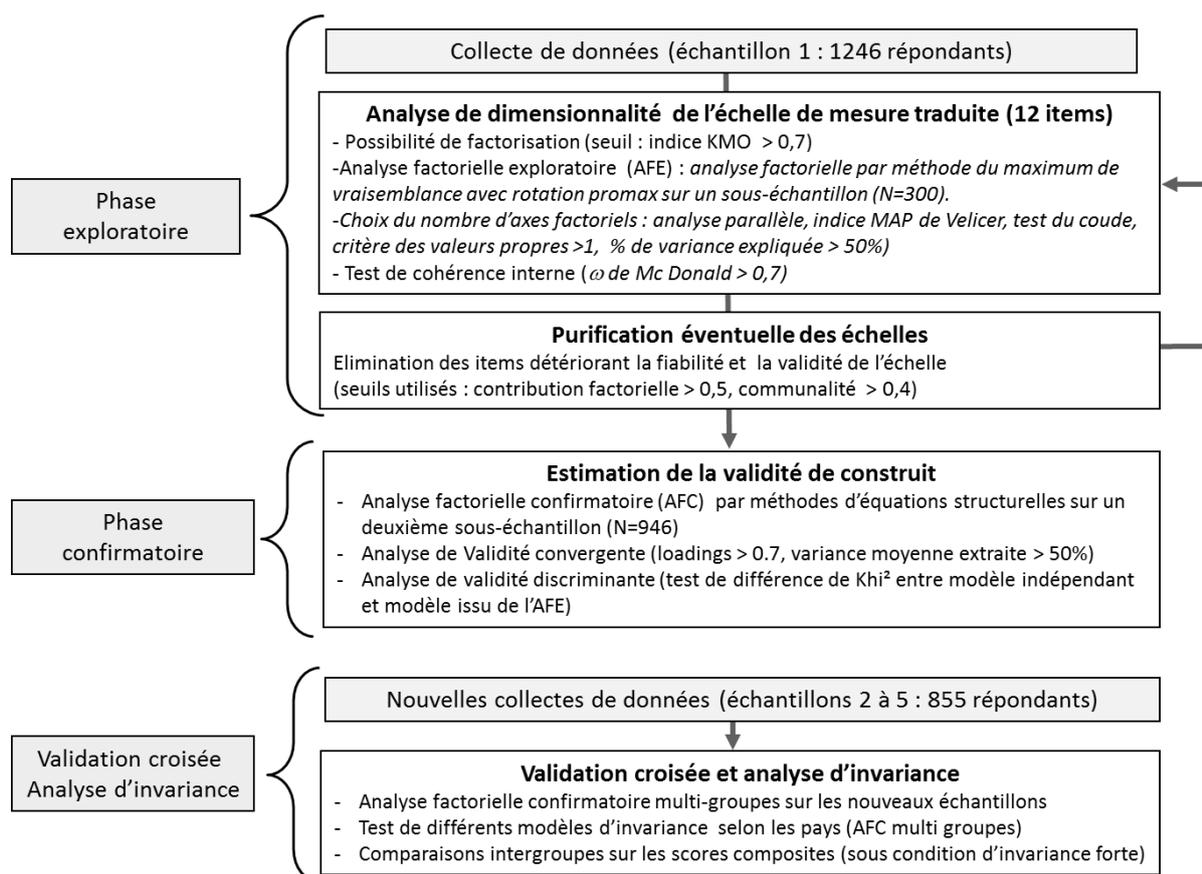
de cadre, qui s'explique par le fait que la cible de l'enquête dans laquelle le questionnaire a été inséré concernait les personnes participant régulièrement à des processus de recrutement.

Afin de démontrer l'intérêt du nouvel outil de mesure (KUT), nous avons prévu des mesures sur plusieurs cibles : les collègues (KUTC) et l'emploi occupé (KUTW) comme cibles proximales, l'organisation (KUTO) comme cible intermédiaire et la profession (KUTP) comme cible distale. En ce qui concerne la traduction de l'échelle, nous avons procédé selon les recommandations de Vallerand (1989). La première traduction en français a été faite par l'auteur et un professeur d'anglais expérimenté. La traduction inversée a été réalisée par un traducteur indépendant (professeur d'anglais expérimenté). La comparaison entre les deux versions a été effectuée par l'auteur et un professionnel de langue maternelle anglaise. Le questionnaire a ensuite été pré-testé sur un groupe d'étudiants, et a été soumis à trois chercheurs expérimentés en management. La traduction de l'échelle, ainsi que celle des autres échelles de mesure utilisées dans la procédure sont présentées en annexe 2.

### **2.1.2. Stratégie de validation**

La procédure suivie est inspirée de (Roussel, 2005) sur le modèle général initialement proposé par Churchill (1979), avec l'intégration de certaines recommandations récentes (Boateng et al., 2018; Morgado et al., 2017; Wright et al., 2017). S'agissant d'une échelle traduite, les étapes initiales de génération des items et de validité faciale ne sont pas traitées. Nous avons privilégié une procédure séquentielle recourant à plusieurs échantillons pour la validation croisée des résultats, l'usage de matrices polychoriques et d'estimateurs adaptés pour l'analyse factorielle qui prennent en compte le fait que nous travaillons sur des données ordinales issues d'échelles de type Likert. Nous privilégions aussi l'usage du coefficient Omega de Mc Donald en lieu et place de l'Alpha de Cronbach, qui fait l'objet de critiques récurrentes en raison de sa propriété de tau-équivalence, qui suppose que les contributions factorielles des items sont égales. L'indice Omega de Mc Donald, qui ne repose pas sur cette hypothèse, est considéré comme plus fiable et mieux adaptés aux distributions non normales (Béland et al., 2017; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016). Les indices et seuils utilisés sont détaillés dans l'annexe 3.

La procédure de validation est résumée dans la figure 3. Les calculs ont été effectués dans l'environnement du logiciel libre R, en utilisant les package *psych* (Revelle, 2017) et *lavaan* (Rosseel, 2012).



**Figure 3.** Procédure de validation d'échelle (avec seuils de décision)

## 2.2. Étude 1 : Validation de la traduction française de l'échelle KUT (N=1246)

Dans cette première étude, nous cherchons à répondre aux questions de recherche suivantes :

- L'échelle est-elle fiable dans sa version française ?
- Les trois cibles (organisation, collègues, emploi) sont-elles bien distinctes ?
- L'échelle est-elle distincte de celle de celle du modèle TCM ? A la suite de Klein & al. (2014), nous vérifierons cette distinction en formulant l'hypothèse que le lien entre l'échelle d'implication organisationnelle (KUTO) et la dimension affective du modèle TCM est fort et que le lien avec la dimension calculée est faible. Nous formulons également l'hypothèses que le lien avec l'intention de quitter ou la satisfaction est moins fort pour l'échelle KUTO que pour la dimension affective du modèle TCM (ce qui illustre l'idée que l'échelle de mesure TCM présente un chevauchement avec l'intention se manifestant par une corrélation artificiellement élevée).

### 2.2.1. Analyse exploratoire

Les variables incluses dans ce premier échantillon comprennent 3 cibles d'implication (organisation, collègues et emploi), deux variables dépendantes identifiées dans la littérature (satisfaction et intention de quitter) et deux variables représentant les dimensions affective et calculée dans le modèle TCM d'implication organisationnelle (Meyer & Allen, 1991).

L'analyse factorielle exploratoire a pour but de vérifier que la structure de l'instrument de mesure et sa dimensionnalité sont bien répliquées sur l'échelle traduite, et que les trois cibles sont distinctes. Elle a été menée sur un échantillon aléatoire de 300 répondants issus de l'échantillon collecté pour la première étude.

L'examen du *scree plot* et des différents tests et méthodes de détermination du nombre de facteurs (analyse parallèle, test MAP de Velicer, variance extraite, valeurs propres) conduit vers une solution à 3 facteurs, détaillée en annexe 3. La solution retenue après extraction par la méthode du maximum de vraisemblance avec rotation promax est très satisfaisante : les trois facteurs extraits correspondent aux trois cibles d'implication. La variance totale restituée est élevée (69%), et la fiabilité des échelles représentant chaque dimension est très bonne (respectivement 0.93, 0.92 et 0.92 pour les dimensions organisation, collègues et emploi). On note toutefois une forte corrélation entre les dimensions « organisation » et « emploi » ( $r = 0.76$ ), signe d'un potentiel problème de validité discriminante.

### 2.2.2. Analyse confirmatoire

L'analyse confirmatoire a été menée sur les 946 répondants non sélectionnés pour l'analyse exploratoire en utilisant des méthodes d'équations structurelles. L'examen de la multinormalité des échelles de mesure montre une déviation importante par rapport à la normalité pour l'ensemble des indicateurs (Kurtosis multivarié = 83.35,  $p < .001$ ) ; nous avons donc choisi un estimateur adapté à cette situation et au fait que nos données sont ordinales ; l'estimateur WLSMV, notamment recommandé par Beauducel & Herzberg (2006). Les indices d'ajustement du modèle sont acceptables (tableau 2), selon seuils généralement recommandés (Beauducel & Herzberg, 2006; Hu & Bentler, 1999; Xia & Yang, 2019)<sup>2</sup>.

La validité convergente évaluée par le niveau des contributions (*loadings* > 0.7) et le critère de la variance moyenne extraite (> 50%) est bonne. En ce qui concerne la validité discriminante, nous avons comparé le modèle à 3 facteurs issu de l'AFE avec un modèle indépendant où tous les items sont associés à un facteur général. Le modèle à trois dimensions présente une meilleure qualité d'ajustement, et la différence de  $\text{Khi}^2$  (566 / 3 degrés de liberté) entre les deux modèles est très significative. Cela permet de confirmer que les trois cibles sont bien distinctes pour les répondants, malgré la forte corrélation entre les cibles emploi et organisation repérée dans l'AFE.

**Tableau 2** : Analyse factorielle confirmatoire des trois cibles

Indices d'ajustement du modèle factoriel* : $\text{Khi}^2(51) = 133, p < .001$			
CFI = 0,98 ; TLI = 0,97 ; SRMR = 0.02 ; RMSEA = 0,041 ; IC 90% <sub>RMSEA</sub> [0,035 ; 0,048]			
Coefficients de régression (loadings)			
Cible	Organisation (KUTO)	Collègues (KUTC)	Emploi (KUTW)
Item1 (implication)	0.819	0.845	0.833
Item2 (responsabilité)	0.796	0.813	0.725
Item 3 (dévouement)	0.795	0.808	0.781
Item4 (choix)	0.807	0.830	0.784
Fiabilité (Omega de mc Donald)	0.88	0.89	0.87
Variance moyenne extraite (AVE)	0.64	0.66	0.62
Validité discriminante : Test de différence de $\text{Khi}^2$ entre modèles			
Modèle indépendant / Modèle à 3 dimensions : diff. $\text{Khi}^2 = 566$ , diff.ddf = 3 , $p\text{-value} < .001$			

\*Estimateur MLR, avec erreurs standard robustes (ajustement du  $\text{Khi}^2$  de Yuan Bentler). Les indices d'ajustement sont également calculés à partir des erreurs standard robustes.

<sup>2</sup> Les seuils retenus sont : CFI > 0.95, TLI > 0.95, SRMR < 0.08, RMSEA < 0.06

### 2.2.3. Analyse prédictive (réseau nomologique)

Nous avons évalué l'ampleur des corrélations entre les trois cibles d'implication et quatre construits : les dimensions affectives et de continuité du TCM, la satisfaction au travail et l'intention de quitter (Tableau 3). Conformément aux résultats précédemment établis dans les études et les méta-analyses sur les différentes cibles d'implication, l'implication organisationnelle est positivement associée à la satisfaction et négativement associée à l'intention de départ (Mathieu & Zajac, 1990; Meyer et al., 2002). Il en est de même pour l'implication dans l'emploi (en cohérence avec les résultats de Brown, 1996; Cooper-Hakim & Viswesvaran, 2005) et l'implication auprès des collègues (en cohérence avec les résultats de Randall & Cote, 1991; Vandenberghe et al., 2004).

**Tableau 3.** Corrélations entre les construits (réseau nomologique)

	KUTO	KUTC	KUTW	TCMA	TCMC	Satisfaction
Implication orga. (KUTO)	1					
Implication collègues (KUTC)	0.432**	1				
Implication emploi (KUTW)	0.712**	0.443**	1			
TCM (affective)	0.509**	0.340**	0.427**	1		
TCM (continuité)	-0.007	-0.036	-0.051	-0.104**	1	
Satisfaction	0.459**	0.297**	0.426**	0.653**	-0.154**	1
Intention de quitter	-0.267**	-0.166**	-0.245**	-0.602**	0.220**	-0.680**

Pour tester l'hypothèse concernant les liens avec les dimensions affectives et calculées du TCM, nous pouvons remarquer dans un premier temps que le lien entre l'implication organisationnelle (KUTO) et la dimension calculée du TCM n'est pas significatif ( $r = -0.07$ ). Dans un second temps, nous avons comparé la magnitude des corrélations entre l'implication et les variables conséquences (satisfaction et intention de quitter) pour le modèle TCM et la variable KUTO. Conformément aux résultats obtenus par Klein & al. (2014), les différences de magnitude entre corrélations sont statistiquement significatives (tableau 4) : le lien entre l'implication organisationnelle selon la nouvelle mesure (KUTO) et ses conséquences est *plus faible* que celui trouvé pour le modèle TCM, ce qui dénote un chevauchement moindre entre l'implication et ses conséquences dans le modèle de Klein & al (2014).

**Tableau 4.** Test de comparaison de corrélations entre modèle TCM et KUTO (Cible organisationnelle)

Variables	Modèle TCM	Corrélation avec le modèle TCM	Corrélations avec les variables KUTO	Z-test <sup>3</sup>
Satisfaction	TCM Aff	0.65**	0.46**	8.76**
Intention de quitter	TCM Cont	-0.60**	-0.27**	-13.8**

\*\*  $p < .001$

L'ensemble des résultats obtenus sur ce premier échantillon nous permettent d'affirmer que la version traduite de l'échelle KUT appliquée à trois cibles distinctes présente de bonnes qualités psychométriques et se distingue du modèle TCM par une capacité prédictive plus faible sur les variables de satisfaction et d'intention de quitter (ce point sera discuté plus loin). Nous allons à

<sup>3</sup> Z test réalisé en ligne avec l'outil de Lee & Preacher (2013) <http://quantpsy.org/corrtest/corrtest2.htm>

présent mettre à l'épreuve ces qualités auprès de quatre nouveaux échantillons, avec un objectif de validation croisée et de vérification d'invariance interculturelle.

### 2.3. Étude 2 : Validation interculturelle sur 4 échantillons francophones (N= 850)

Lors de cette deuxième collecte, nous souhaitons répondre aux questions de recherche suivantes :

-L'ajout de nouvelles variables au réseau nomologique confirme-t-elle la validité prédictive des échelles KUT ?

-L'échelle KUT est-elle invariante selon les cultures (préalable à une utilisation comparative en contexte francophone) ?

#### 2.3.1 Échantillons et échelles de mesure

L'analyse a été menée sur quatre échantillons de salariés francophones sélectionnés en Belgique, Canada, France et Suisse. Nous avons volontairement ciblé une population générale, les salariés du secteur privé.

Deux modifications ont été apportées aux instruments de mesure. En premier lieu, nous avons remplacé la cible « emploi » par la cible « profession /métier ». Nous avons tenu compte du fait que la forte corrélation entre les dimensions « emploi » et « organisation » peut révéler une confusion possible dans l'esprit des répondants entre emploi occupé et lieu de travail. La substitution de la cible emploi occupé par une cible plus précise et universellement comprise (la profession) permet aux de réduire les risques de confusion.

Nous avons également ajouté deux variables dans le réseau nomologique : l'identification organisationnelle et l'engagement dans le travail, qui ont été utilisés comme corrélats dans l'article de Klein & al (2014).

#### 2.3.2. Analyse confirmatoire

Les distributions des indicateurs sur l'ensemble des quatre échantillons étant non normales (Kurtosis multivarié = 69.2,  $p < .001$ ), nous avons utilisé à nouveau un estimateur WLSMV. Les indices d'ajustement du modèle factoriel confirmatoire complet pour les quatre échantillons sont conformes aux seuils d'acceptabilité (tableau 5).

**Tableau 5.** Analyses confirmatoires pour les quatre échantillons

	Khi <sup>2</sup> (ddl), p-value	CFI/TLI	RMSEA [IC à 90%]	SRMR
Belgique	780(506), $p < .001$	0.99 / 0.99	0.028 [0.024 ; 0.032]	0.049
Canada	935(506), $p < .001$	0.99 / 0.99	0.032 [0.029 ; 0.035]	0.048
France	765 (506), $p < .001$	0.98 / 0.97	0.028 [0.024 ; 0.032]	0.049
Suisse	797 (506), $p < .001$	0.99 / 0.99	0.029 [0.025 ; 0.033]	0.050

#### 2.3.3. Réseau nomologique

L'examen de la matrice des corrélations pour les quatre échantillons cumulés (tableau 6) montre que l'ajout des deux variables supplémentaires (identification organisationnelle et engagement au travail) apporte des informations supplémentaires : le lien avec l'identification organisationnelle est positif pour les trois cibles, et il apparaît logiquement plus fort pour la cible organisationnelle que pour les deux autres cibles, en cohérence avec les propositions de Klein & al (2014) sur le continuum d'implication. L'engagement dans le travail apparaît quant à lui positivement lié aux trois cibles, et plus fortement lié à l'implication professionnelle, en cohérence avec les résultats de la méta analyse de Lee et al. (2000) sur les antécédents et conséquences de l'implication dans la profession. Les matrices de corrélation détaillées par pays figurent en annexe 4.

**Tableau 6** : matrice de corrélations entre les variables du réseau nomologique (4 échantillons)

	KUTO	KUTC	KUTP	SAT	IDO	ENG	IQ
Implication orga. (KUTO)	<b>(0.9)</b>						
Implication collègues (KUTC)	0.57	<b>(0.9)</b>					
Implication prof.(KUTP)	0.74	0.49	<b>(0.91)</b>				
Satisfaction au travail (SAT)	0.58	0.43	0.57	<b>(0.8)</b>			
Identification orga. (IDO)	0.60	0.43	0.46	0.57	<b>(0.87)</b>		
Engagement au travail (ENG)	0.63	0.46	0.65	0.74	0.60	<b>(0.92)</b>	
Intention de quitter (IQ)	-0.33	-0.23	-0.37	-0.80	-0.33	-0.51	<b>(0.88)</b>

*Diagonale : fiabilité (coefficient omega)*

Les résultats de cette deuxième collecte confirment ceux obtenus sur la première, ce qui permet d'envisager une analyse d'invariance, étape supplémentaire de validation indispensable pour envisager des comparaisons intergroupes.

### 2.3.4. Analyse d'invariance interculturelle

Si l'objectif du chercheur désireux d'utiliser l'échelle KUT est de comparer par exemple des variables d'implication mesurées sur des échelles multi-items sur différents groupes issus de cultures différentes, il est nécessaire que la structure factorielle de l'outil de mesure ne varie pas selon ces cultures. Une vérification de l'invariance de la mesure est donc nécessaire.

La méthode d'analyse d'invariance utilisée repose sur une logique de comparaison de modèles (Biétry & Creusier, 2016; Vandenberg & Lance, 2000) appliquée à la validation interculturelle (Milfont & Fischer, 2010)<sup>4</sup>. L'idée consiste à construire un modèle de mesure puis de le tester simultanément sur les différents groupes (analyse factorielle confirmatoire multi groupe) selon une logique de contraintes ascendantes : à chaque étape, un modèle contraint est comparé au modèle précédent moins contraint en utilisant des indices d'ajustement ( $\chi^2$ , RMSEA, CFI, SRMR). Si le modèle contraint n'est pas moins bien ajusté que le modèle précédent, on peut accepter l'invariance et le processus continue. En règle générale, cinq niveaux successifs d'invariance sont testés en partant d'une invariance minimale dite configurale pour parvenir à une invariance des moyennes qui signale que les deux groupes sont identiques sur la variable mesurée (tableau 7). Pour décider de passer d'une étape à l'autre, on s'intéresse aux différences entre les indicateurs d'ajustement. Nous suivrons ici les recommandations issues d'études par simulation (Chen, 2007; Pokropek et al., 2019) en considérant en priorité les variations des indices CFI et RMSEA : une variation inférieure à 0,005 du CFI ou une variation inférieure à 0,01 du RMSEA entre le modèle plus contraint et son prédécesseur suggère une invariance.

**Tableau 7.** Les niveaux d'invariance

Niveaux d'invariance	Définition
Invariance configurale	Même structure pour les modèles de mesure entre les groupes
Invariance faible ou métrique	Invariance des coefficients de régression des indicateurs ( <i>loadings</i> )
Invariance forte ou scalaire	Invariance des <i>loadings</i> et des ordonnées à l'origine ( <i>intercepts</i> )
Invariance stricte	Invariance des <i>loadings</i> , des <i>intercepts</i> et des variances résiduelles
Invariance des moyennes	Invariance précédente + invariance des moyennes latentes

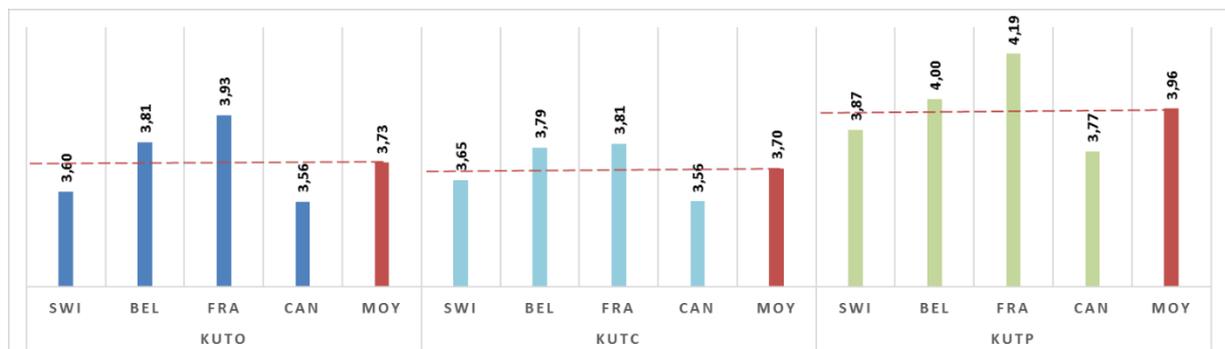
<sup>4</sup> Les tests d'invariance ont également été menés sur les variables genre et ancienneté. Dans les deux cas, une invariance forte a été établie.

Dès lors que l'on parvient à un niveau d'invariance forte, on peut envisager de réaliser des comparaisons intergroupes en étant confiants sur la fiabilité du modèle de mesure.

Les indicateurs d'ajustement du modèle confirmatoire de mesure multi groupes (composé des 3 variables cibles KUTO, KUTC et KUTP) qui a servi de base aux tests d'invariance montrent un bon ajustement du modèle aux données :  $\text{Khi}^2(204) = 332, p < .001$  ; CFI = 0,97 ; TLI = 0,97 ; RMSEA = 0.064 [0.052, 0.076] ; SRMR = 0.034.

En ce qui concerne le test des différents modèles d'invariance, l'analyse des variations des  $\text{Khi}^2$ , des indicateurs CFI et RMSEA suggère de s'en tenir à un modèle d'invariance forte : la variation du CFI (-0,012) et celle du RMSEA (+0,06) entre les modèles d'invariance forte et stricte excède les seuils recommandés. Les résultats détaillés figurent en annexe 4.

En synthèse, on peut conclure que la structure de l'outil de mesure est identique dans les quatre pays. On peut donc envisager des analyses comparatives simples, comme par exemple des tests de moyenne sur des variables composites (obtenues par sommation des items), ou des analyses multi groupes plus complexes comparant des modèles en pistes causales sur variables latentes (Vandenberg & Lance, 2000). Le format de la présente communication ne permet pas de poursuivre ce type d'analyses détaillées ; nous avons simplement effectué à titre exploratoire la comparaison des scores moyens d'implication entre les 4 échantillons (Figure 3)



**Figure 3.** Scores moyens d'implication sur les 4 échantillons

Les ANOVA menées sur les différentes cibles sont significatives, avec des tailles d'effet modestes (respectivement  $F[3,846] = 11.09, p > .001$  eta-carré = 0.04 pour KUTO ;  $F[3,846] = 5.13, p = .002$  eta-carré = 0.02 pour KUTC ;  $F[3,846] = 12.553, p < .001$  eta-carré = 0.04 pour KUTP). Les tests de différence de moyennes bilatérales menés (voir annexe 5) montrent que les scores moyens diffèrent significativement pour les trois cibles entre certains pays. C'est la cible d'implication dans la profession qui présente le score moyen le plus élevé (la différence est significative avec les cibles collègues et organisation). Au niveau des pays, c'est l'échantillon français présente des scores significativement supérieurs aux échantillons canadien et suisse pour les trois variables.

### 3. Discussion et perspectives de recherche

#### 3.1. Une nouvelle échelle, pour quels usages ?

Au terme de cette procédure de validation, il nous semble important de revenir sur la question de l'utilité de la nouvelle mesure proposée. Pourquoi concurrencer l'approche TCM, qui demeure à la fois largement acceptée et largement employée (Somers et al., 2019) ? Pourquoi participer à la prolifération des outils de mesure, qui est régulièrement critiquée, tout particulièrement dans le domaine de l'implication (Morrow, 1983) ?

Trois types d'arguments peuvent selon nous être apportés qui permettent de justifier d'une valeur ajoutée pour ce nouvel instrument.

-Au niveau conceptuel tout d'abord, l'échelle est précise et limitée à la stricte implication entendue comme lien psychologique volontaire. Cette caractéristique la rend à la fois distincte et compatible avec les mesures existantes. Ceci permet d'envisager des recherches s'appuyant sur le « continuum de liens » en intégrant des mesures spécifiques pour mesurer les différents types de liens psychologiques. À titre d'exemple, l'implication organisationnelle (KUTO) peut très bien être combinée avec la dimension calculée de l'implication selon le modèle TCM, voire avec l'identification organisationnelle, afin d'évaluer trois types de liens distincts dans un réseau nomologique.

-Au niveau empirique ensuite, si l'on se réfère aux associations entre les différentes cibles d'implication et des variables connues pour être des conséquences ou des corrélats de l'implication (identification, satisfaction, engagement et intention de quitter), la magnitude et le signe des corrélations sont cohérents avec ceux issus des méta-analyses disponibles sur l'implication. Ceci indique que la nouvelle mesure ne constitue pas une « anomalie » et mesure un construit bien spécifique (Klein & al, 2014, p. 234). La faiblesse de certains liens, comme par exemple celui entre implication organisationnelle et intention de quitter est paradoxalement selon nous un point fort de l'outil : ceci indique le lien entre ces variables n'est sans doute pas direct et invite à s'intéresser à des médiateurs potentiels permettant d'accéder à une compréhension plus fine des mécanismes d'implication.

- Au niveau pratique enfin, la mesure proposée est courte, précise, unidimensionnelle et versatile. Une cible étant mesurée à l'aide de 4 items, il est aisé d'inclure des mesures d'implication dans des questionnaires en comportement organisationnel. Cette parcimonie conceptuelle et opérationnelle constitue un atout, et une réponse face aux réticences et risques d'abandon par les répondants, qui augmentent en proportion de la longueur des questionnaires (Galesic & Bosnjak, 2009).

### **3.2. Quelles limites pour cette nouvelle échelle ?**

Nous avons vu que sur le plan statistique la nouvelle échelle présente de bonnes propriétés psychométriques. Elle n'est toutefois pas exempte de limites, notamment au niveau conceptuel. On peut en effet noter que l'échelle KUT mesure l'implication, en utilisant deux items (les items 1 et 4) qui demandent directement aux répondants s'ils se sentent impliqués : il s'agit schématiquement du même problème que celui posé par les échelles à item unique qui mesurent un concept psychologique de manière directe (ex : « êtes-vous globalement satisfaits de votre emploi ? »). Cette approche est peu compatible avec le modèles de Likert suivant lequel un construit doit être mesuré par une batterie d'indicateurs le mesurant *indirectement*. Plusieurs recherches ont toutefois montré que dans certains cas les mesures uniques et directes montrent de bonnes qualités prédictives comparées aux mesures multi-items (Gardner et al., 1998; Wanous et al., 1997).

Une seconde limite, liée à la première, concerne le concept même d'implication : il est légitime de s'interroger sur le sens que les répondants donnent au terme d'implication, compte tenu de la complexité du concept (dont témoignent les débats dans la littérature académique évoqués plus haut). Klein et ses collègues ont traité le problème en proposant leur définition de l'implication en début de questionnaire. Ce faisant, on peut se questionner sur le fait qu'ils induisent un biais d'acquiescement ou un effet de demande, qui amèneraient les répondant à adhérer à la définition proposée (Choi & Pak, 2004). Nous avons tenté d'évaluer l'existence de ce biais éventuel en supprimant aléatoirement la définition pour la moitié de l'échantillon français de l'étude 2. Les scores moyens d'implication déclarés pour le groupe exposé à la définition (N=108) sont légèrement supérieurs à ceux du groupe non exposé (N=109), soit une différence de 0.02 pour KUTO, 0.16 pour KUTC et 0.14 pour KUTP. Les tests de comparaisons de moyenne de Student montrent qu'il n'y a pas de différence significative de moyennes entre

les groupes pour les trois cibles d'implication : respectivement :  $t(215) = 0.23, p = 0.81$  pour KUTO ;  $t(215) = 1.62, p = 0.11$  pour KUTC ;  $t(215) = 1.67, p = 0.09$  pour KUTP ).

### **3.3. Quelles perspectives de recherche ?**

Cette nouvelle mesure apparaît utile, car les recherches dans le domaine de l'implication demeurent plus que jamais nécessaires : un article programmatique récent trace quelques-unes de ces pistes (van Rossenberg et al., 2018). Deux sujets importants émergent : comment rendre compte de la complexité et la dynamique des liens entre cibles d'implication et comment faire évoluer la notion même d'implication liée à un lieu de travail (*workplace commitment*) face à un marché du travail de plus en plus fragmenté et à un délitement des relations d'emploi stables, cadre naturel de l'étude de l'implication jusqu'alors ?

La « théorie des systèmes d'implication » récemment proposée tente de donner un cadre intégrateur à l'étude de la dynamique des liens d'implication via une approche centrée sur les personnes, qui modélise l'implication sous la forme de « structures malléables et interconnectées » (Klein et al., 2020). Cette approche qui n'est pas à ce jour opérationnalisée semble prometteuse (à condition de faire face au défi de la complexité de la mesure...). En ce qui concerne l'évolution du concept d'implication face à la redéfinition du lieu de travail engendrée par le recours massif au télétravail, les précédentes recherches menées sur l'implication de télétravailleurs volontaires et qualifiés (Martin & MacDonnell, 2012) méritent d'être poursuivies auprès d'une population de « nouveaux télétravailleurs », aux profils plus diversifiés.

## Références

- Arnaud, N., & Bardon, T. (2019). *Les salariés français sont moins désengagés qu'on ne le dit*. The Conversation. <http://theconversation.com/les-salaries-francais-sont-moins-desengages-quon-ne-le-dit-117541>
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2008). Towards a model of work engagement. *Career development international*.
- Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling*, 13(2), 186-203.
- Becker, T. E. (1992). Foci and bases of commitment : Are they distinctions worth making? *Academy of management Journal*, 35(1), 232-244.
- Béland, S., Cousineau, D., & Loye, N. (2017). Utiliser le coefficient omega de McDonald à la place de l'alpha de Cronbach. *McGill Journal of Education/Revue des sciences de l'éducation de McGill*, 52(3), 791-804.
- Bentein, K., Vandenberghe, C., & Stinglhamber, F. (2000). L'engagement des salariés dans le travail. *Revue Québécoise de psychologie*, 23(3), 26.
- Biétry, F. (2012). *L'implication organisationnelle : Un concept à emprunter?* XXIIIème congrès de l'AGRH, Nancy.
- Biétry, F., & Creusier, J. (2015). Chronique : Les coulisses d'une découverte majeure en Gestion des Ressources Humaines. *Revue de gestion des ressources humaines*, 2015/2(96), 73-79.
- Biétry, F., & Creusier, J. (2016). Comment allez-vous ? How are you doing? Как поживаешь ? extension de la validité de l'échelle positive de mesure du bien-être au travail (EPBET). *Revue de gestion des ressources humaines*, N° 99(1), 62-80.
- Biétry, F., & Laroche, P. (2011). L'implication dans l'organisation, le syndicat et/ou la carrière. *Revue de gestion des Ressources Humaines*, 3, 19-38.
- Blau, G., & Ryan, J. (1997). On measuring work ethic : A neglected work commitment facet. *Journal of Vocational Behavior*, 51(3), 435-448.
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quiñonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research : A primer. *Frontiers in public health*, 6, 149.
- Brown, S. P. (1996). A meta-analysis and review of organizational research on job involvement. *Psychological bulletin*, 120(2), 235.
- Cammann, C., Fichman, M., Jenkins, M. G., & Klech, J. R. (1983). Assessing the attitudes and perceptions of organizational members. In *Assessing organizational change : A guide to methods, measures, and practices* (S.E. Seashore, p. 71-138). Wiley.
- Carmeli, A., Elizur, D., & Yaniv, E. (2007). The theory of work commitment : A facet analysis. *Personnel Review*, 36(4), 638-649.
- Charles-Pauvers, B., & Peyrat-Guillard, D. (2012). L'implication (ou l'engagement?) au travail : Quoi de neuf? *23ème Congrès de l'AGRH*.

- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504.
- Cheng, Y., & Stockdale, M. S. (2003). The validity of the three-component model of organizational commitment in a Chinese context. *Journal of Vocational Behavior*, 62(3), 465-489. [https://doi.org/10.1016/S0001-8791\(02\)00063-5](https://doi.org/10.1016/S0001-8791(02)00063-5)
- Choi, B. C. K., & Pak, A. W. P. (2004). A Catalog of Biases in Questionnaires. *Preventing Chronic Disease*, 2(1), A13.
- Cohen, A. (2007). Commitment before and after : An evaluation and reconceptualization of organizational commitment. *Human resource management review*, 17(3), 336-354.
- Cooper-Hakim, A., & Viswesvaran, C. (2005). The construct of work commitment : Testing an integrative framework. *Psychological bulletin*, 131(2), 241.
- Dwivedi, S. (2015). Turnover intentions : Scale construction & validation. *Indian Journal of Industrial Relations*, 50(3), 452-469.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (2007). The Advantages of an Inclusive Definition of Attitude. *Social Cognition*, 25(5), 582-602. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.582>
- Fischer, R., & Mansell, A. (2009). Commitment across cultures : A meta-analytical approach. *Journal of International Business Studies*, 40(8), 1339-1358.
- Galesic, M., & Bosnjak, M. (2009). Effects of Questionnaire Length on Participation and Indicators of Response Quality in a Web Survey. *Public Opinion Quarterly*, 73(2), 349-360. <https://doi.org/10.1093/poq/nfp031>
- Gallup Inc. (2017). *State of the Global Workplace*. Gallup Press. <https://www.gallup.com/workplace/238079/state-global-workplace-2017.aspx>
- Gardner, D. G., Cummings, L. L., Dunham, R. B., & Pierce, J. L. (1998). Single-item versus multiple-item measurement scales : An empirical comparison. *Educational and psychological measurement*, 58(6), 898-915.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis : Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Jaros, S. (2007). Meyer and Allen Model of Organizational Commitment : Measurement Issues. *ICFAI Journal of Organizational Behavior*, 6(4), 7-25.
- Jaros, S. (2009). Measurement of commitment. In *Commitment in organizations : Accumulated wisdom and new directions* (p. 347-381). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Kanungo, R. N. (1982). Measurement of job and work involvement. *Journal of applied psychology*, 67(3), 341.
- Klein, H. J., Brinsfield, C. T., Cooper, J. T., & Molloy, J. C. (2017). Quondam Commitments : An Examination of Commitments Employees No Longer Have. *Academy of Management Discoveries*, 3(4), 331-357. <https://doi.org/10.5465/amd.2015.0073>
- Klein, H. J., Cooper, J. T., Molloy, J. C., & Swanson, J. A. (2014). The Assessment of Commitment : Advantages of a Unidimensional, Target-Free Approach. *Journal of Applied Psychology*, 99(2), 222-238. <https://doi.org/10.1037/a0034751>

- Klein, H. J., Molloy, J. C., & Brinsfield, C. T. (2012). Reconceptualizing Workplace Commitment to Redress a Stretched Construct : Revisiting Assumptions and Removing Confounds. *Academy of Management Review*, *37*(1), 130-151. <https://doi.org/10.5465/arma.2010.0018>
- Klein, H. J., Solinger, O. N., & Dufлот, V. (2020). Commitment system theory : The evolving structure of commitments to multiple targets. *Academy of Management Review*, *ja*.
- Ko, J.-W., Price, J. L., & Mueller, C. W. (1997). Assessment of Meyer and Allen's three-component model of organizational commitment in South Korea. *Journal of applied psychology*, *82*(6), 961.
- Le, H., Schmidt, F. L., Harter, J. K., & Lauver, K. J. (2010). The problem of empirical redundancy of constructs in organizational research : An empirical investigation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, *112*(2), 112-125.
- Lee, K., Carswell, J. J., & Allen, N. J. (2000). A meta-analytic review of occupational commitment : Relations with person- and work-related variables. *Journal of Applied Psychology*, *85*(5), 799-811. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.5.799>
- Mael, F., & Ashforth, B. E. (1992). Alumni and their alma mater : A partial test of the reformulated model of organizational identification. *Journal of organizational Behavior*, *13*(2), 103-123.
- Martin, B. H., & MacDonnell, R. (2012). Is telework effective for organizations? *Management Research Review*.
- Mathieu, J. E., & Zajac, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates, and consequences of organizational commitment. *Psychological bulletin*, *108*(2), 171.
- McGee, G. W., & Ford, R. C. (1987). Two (or more?) dimensions of organizational commitment : Reexamination of the affective and continuance commitment scales. *Journal of applied Psychology*, *72*(4), 638.
- Meldrum, J. T., & McCarville, R. (2010). Understanding commitment within the leisure service contingent workforce. *Managing Leisure*, *15*(1/2), 48-66. <https://doi.org/10.1080/13606710903448004>
- Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human resource management review*, *1*(1), 61-89.
- Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations : Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of applied psychology*, *78*(4), 538.
- Meyer, J. P., & Herscovitch, L. (2001). Commitment in the workplace : Toward a general model. *Human resource management review*, *11*(3), 299-326.
- Meyer, J. P., Morin, A. J. S., & Vandenberghe, C. (2015). Dual commitment to organization and supervisor : A person-centered approach. *Journal of Vocational Behavior*, *88*, 56-72. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.02.001>
- Meyer, J. P., & Parfyonova, N. M. (2010). Normative commitment in the workplace : A theoretical analysis and re-conceptualization. *Human Resource Management Review*, *20*(4), 283-294. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2009.09.001>

- Meyer, J. P., Stanley, D. J., Herscovitch, L., & Topolnytsky, L. (2002). Affective, continuance, and normative commitment to the organization : A meta-analysis of antecedents, correlates, and consequences. *Journal of vocational behavior, 61*(1), 20-52.
- Meyer, J. P., Stanley, L. J., & Vandenberg, R. J. (2013). A person-centered approach to the study of commitment. *Human Resource Management Review, 23*(2), 190-202. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2012.07.007>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups : Applications in cross-cultural research. *International Journal of psychological research, 3*(1), 111-130.
- Morgado, F. F., Meireles, J. F., Neves, C. M., Amaral, A., & Ferreira, M. E. (2017). Scale development : Ten main limitations and recommendations to improve future research practices. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 30*.
- Morin, A. J. S., Meyer, J. P., Creusier, J., & Biétry, F. (2016). Multiple-Group Analysis of Similarity in Latent Profile Solutions. *Organizational Research Methods, 19*(2), 231-254. <https://doi.org/10.1177/1094428115621148>
- Morrow, P. C. (1983). Concept redundancy in organizational research : The case of work commitment. *Academy of management Review, 8*(3), 486-500.
- Morrow, P. C., & McElroy, J. C. (1986). On assessing measures of work commitment. *Journal of Occupational Behaviour, 7*(2), 139-145.
- Neveu, J. P. (1996). *L'intention de démission chez les cadres*. Economica.
- O'Reilly, C. A., & Chatman, J. (1986). Organizational commitment and psychological attachment : The effects of compliance, identification, and internalization on prosocial behavior. *Journal of applied psychology, 71*(3), 492.
- Pittinsky, T. L., & Shih, M. J. (2004). Knowledge nomads : Organizational commitment and worker mobility in positive perspective. *American Behavioral Scientist, 47*(6), 791-807.
- Pokropek, A., Davidov, E., & Schmidt, P. (2019). A monte carlo simulation study to assess the appropriateness of traditional and newer approaches to test for measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 26*(5), 724-744.
- Randall, D. M., & Cote, J. A. (1991). Interrelationships of Work Commitment Constructs. *Work and Occupations, 18*(2), 194-211. <https://doi.org/10.1177/0730888491018002004>
- Reichers, A. E. (1985). A review and reconceptualization of organizational commitment. *Academy of management review, 10*(3), 465-476.
- Revelle, W. R. (2017). *psych : Procedures for personality and psychological research* (Version 1-8-4) [R package]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 1.8.4.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan : An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(5), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>

- Roulin, N. (2015). Don't Throw the Baby Out With the Bathwater : Comparing Data Quality of Crowdsourcing, Online Panels, and Student Samples. *Industrial & Organizational Psychology*, 8(2), 190-196. <https://doi.org/10.1017/iop.2015.24>
- Roussel, P. (2005). Méthodes de développement d'échelles pour questionnaires d'enquête. In *Management des ressources humaines*, (Roussel P. & Wacheux F., p. 245-276). De Boeck Supérieur. <http://www.cairn.info/management-des-ressources-humaines--9782804147112-page-245.htm>
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire : A cross-national study. *Educational and psychological measurement*, 66(4), 701-716.
- Solinger, O. N., van Olffen, W., & Roe, R. A. (2008). Beyond the three-component model of organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 93(1), 70-83. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.1.70>
- Somers, M. (2010). Patterns of attachment to organizations : Commitment profiles and work outcomes. *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 83(2), 443-453. <https://doi.org/10.1348/096317909X424060>
- Somers, M., Birnbaum, D., & Casal, J. (2019). An empirical test of conceptual arguments to retire the three-component model of work commitment : Implications for commitment research. *Personnel Review*, 49(3), 887-902. <https://doi.org/10.1108/PR-05-2019-0246>
- Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best Alternatives to Cronbach's Alpha Reliability in Realistic Conditions : Congeneric and Asymmetrical Measurements. *Frontiers in Psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques : Implications pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 30(4), 662.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature : Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4.
- Vandenberghe, C. (2015). Le rôle des interactions entre engagements multiples dans la prédiction du risque de démission. (French). *Relations Industrielles / Industrial Relations*, 70(1), 62-85.
- Vandenberghe, C., Bentein, K., & Stinglhamber, F. (2004). Affective commitment to the organization, supervisor, and work group : Antecedents and outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 64(1), 47-71. [https://doi.org/10.1016/S0001-8791\(03\)00029-0](https://doi.org/10.1016/S0001-8791(03)00029-0)
- Vandenberghe, C., & Panaccio, A. (2015). Delving into the motivational bases of continuance commitment : Locus of control and empowerment as predictors of perceived sacrifice and few alternatives. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 24(1), 1-14.
- Vandenberghe, C., Panaccio, A., Bentein, K., Mignonac, K., & Roussel, P. (2011). Assessing longitudinal change of and dynamic relationships among role stressors, job attitudes,

- turnover intention, and well-being in neophyte newcomers. *Journal of Organizational Behavior*, 32(4), 652-671. <https://doi.org/10.1002/job.732>
- van Rosenberg, Y. G. T., Klein, H. J., Asplund, K., Bentein, K., Breitsohl, H., Cohen, A., Cross, D., de Aguiar Rodrigues, A. C., Duflot, V., & Kilroy, S. (2018). The future of workplace commitment : Key questions and directions. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 27(2), 153-167.
- Wanous, J. P., Reichers, A. E., & Hudy, M. J. (1997). Overall job satisfaction : How good are single-item measures? *Journal of applied Psychology*, 82(2), 247.
- Wasti, S. A. (2005). Commitment profiles : Combinations of organizational commitment forms and job outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 67(2), 290-308. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2004.07.002>
- Wright, T. A., Quick, J. C., Hannah, S. T., & Blake Hargrove, M. (2017). Best practice recommendations for scale construction in organizational research : The development and initial validation of the Character Strength Inventory (CSI). *Journal of organizational Behavior*, 38(5), 615-628.
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data : The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409-428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>

**Annexe 1 : Présentation des 5 échantillons (N<sub>total</sub> = 2096)**

	Echantillon 1 (N= 1246) FR.1	Echantillon 2 (N= 201) BEL	Echantillon 3 (N= 213) SWI	Echantillon 4 (N= 219) CAN	Echantillon 5 (N= 217) FR.2
Pays de collecte	France	Belgique	Suisse	Québec	France
Genre					
Féminin	68,5%	71.1 %	52.1 %	52.5 %	54.4 %
Masculin	31,5%	28.9 %	47.9 %	47.5 %	45.6 %
Cible	Salariés du secteur privé en emploi*	Salariés du secteur privé en emploi			
Age					
Moyenne	36.4	39.4	39	42.7	41.4
Ecart type	9.3	10.8	11.2	11.2	10.3
Etendue	21 à 60 ans	19 à 63 ans	18 à 63 ans	21 à 60 ans	20 à 62 ans
Position hiérarchique					
Manager	46.9 %	22.9 %	25.8 %	21.9 %	15.7 %
Non manager	53.1%	77.1 %	74.2 %	74.2 %	84.2 %
Nombre de salariés de l'organisation					
Moins de 10	13.1 %	23.9 %	23.9 %	13.7 %	10.5 %
11 à 49	25.9 %	27.4 %	16.9 %	16.9 %	20.7 %
50 à 200	21.4 %	17.9 %	17.4 %	21.9 %	23.5 %
Plus de 200	39.7 %	34.8 %	41.8 %	47.5 %	45.15 %
Ancienneté dans l'organisation					
Moins d'un an	16.5 %	11.4 %	13.1 %	10.5 %	7.37 %
Un à deux ans	36.5 %	9.5 %	19.7 %	7.3 %	14.28 %
Trois à 5 ans	27.9 %	17.9 %	26.8 %	16 %	17.9 %
Plus de 5 ans	19.1 %	61.2 %	40.4 %	67.3 %	61.18 %
Variables attitudinales mesurées sur les différents échantillons	Implication organisationnelle KUTO : échantillons 1,2,3,4,5 Implication auprès des collègues KUTC : échantillons 1,2,3,4,5 Implication dans l'emploi KUTW : échantillon 1 Implication dans la profession KUTP : échantillons 2,3,4,5 Satisfaction au travail SAT : échantillons 1,2,3,4,5 Intention de quitter IQ : échantillons 1,2,3,4,5 Identification organisationnelle IDO : échantillons 2,3,4,5 Engagement au travail ENG : échantillons 2,3,4,5 Implication organisationnelle affective (TCM) TCMA : échantillon 1 Implication organisationnelle calculée (TCM) TCMA : échantillon 1 Variables sociodémographiques communes à tous les échantillons : âge, genre, niveau hiérarchique, taille de l'organisation, ancienneté.				

\*Salariés impliqués dans les processus de recrutement dans leur entreprise (examen et présélection des candidatures, et/ou entretiens).

## **Annexe 2 : Echelles de mesure utilisées**

### **Echelles de mesure de l'implication, d'après (Klein et al., 2014)**

Réponses sur une échelle à 5 degrés (Pas du tout, Peu, Modérément, Plutôt, Extrêmement)

#### **Cible organisation (KUTO)**

- 1 Jusqu'à quel point êtes-vous impliqué(e) envers votre organisation ?
- 2 Dans quelle mesure vous préoccupez-vous de votre organisation ?
- 3 Jusqu'à quel point êtes-vous dévoué(e) envers votre organisation ?
- 4 Dans quelle mesure avez-vous choisi d'être impliqué(e) envers votre organisation ?

#### **Cible Collègues (KUTC)**

- 1 Jusqu'à quel point êtes-vous impliqué(e) envers vos collègues ?
- 2 Dans quelle mesure vous préoccupez-vous de vos collègues ?
- 3 Jusqu'à quel point êtes-vous dévoué(e) envers vos collègues ?
- 4 Dans quelle mesure avez-vous choisi d'être impliqué(e) envers vos collègues ?

#### **Cible Profession (KUTP)**

- 1 Jusqu'à quel point êtes-vous impliqué(e) envers votre métier/profession ?
- 2 Dans quelle mesure vous préoccupez-vous de votre métier/profession ?
- 3 Jusqu'à quel point êtes-vous dévoué(e) envers votre métier/ profession ?
- 4 Dans quelle mesure avez-vous choisi d'être impliqué(e) envers votre métier/profession ?

#### **Cible Travail/emploi (KUTW)**

- 1 Jusqu'à quel point êtes-vous impliqué(e) envers votre travail ?
- 2 Dans quelle mesure vous préoccupez-vous de votre travail ?
- 3 Jusqu'à quel point êtes-vous dévoué(e) envers votre travail ?
- 4 Dans quelle mesure avez-vous choisi d'être impliqué(e) envers votre travail ?

#### **Intention de quitter**

Source : échelle traduite de Dwivedi (2015)

Réponses sur une échelle de Likert à 5 échelons (de pas du tout d'accord à tout à fait d'accord)

1. J'ai l'intention de quitter mon emploi cette année pour me consacrer à d'autres activités.
2. Je pense souvent à quitter mon organisation.
3. J'ai l'intention de me renseigner sur de nouvelles opportunités d'emploi.
4. Mon emploi actuel ne correspond pas à mes aspirations personnelles.

### **Satisfaction au travail**

Source : échelle traduite de Cammann et al. (1983)

Réponses sur une échelle de Likert à 5 échelons (de pas du tout d'accord à tout à fait d'accord)

1. L'un dans l'autre, je suis satisfait(e) de mon emploi actuel.
2. Je n'aime pas mon travail actuel.(codage inverse)
3. De manière générale, j'aime bien travailler dans mon organisation.

### **Identification organisationnelle**

Source : échelle traduite de Mael & Ashforth (1992)

Réponses sur une échelle de Likert à 5 échelons (de pas du tout d'accord à tout à fait d'accord)

1. Quand quelqu'un critique mon organisation, je me sens personnellement attaqué(e).
2. Je m'intéresse beaucoup à ce que les autres pensent de mon organisation.
3. Il m'arrive souvent de dire « nous » à la place de « eux » quand je parle de mon organisation.
4. Je considère les succès de mon organisation comme les miens.
5. Quand quelqu'un dit du bien de mon organisation, je le prends comme un compliment personnel.
6. Si mon organisation était critiquée dans les médias, je me sentirais mal à l'aise.

### **Engagement au travail**

Source : échelle traduite de (Schaufeli et al., 2006)

Réponses sur une échelle en 7 points (de "jamais" à "toujours")

1. Au travail, je suis débordant(e) d'énergie.
2. Au travail, je me sens plein(e) de vigueur.
3. Je suis enthousiasmé(e) par mon travail.
4. Mon travail me donne de l'inspiration.
5. Quand je me lève le matin, j'ai envie d'aller travailler.
6. Je me sens heureux(se) quand je travaille dur.
7. Je suis fier(e) du travail que je fais.
8. Je m'immerge complètement dans mon travail.
9. Je me sens transporté(e) quand je travaille.

### Annexe 3 : Analyses factorielles

Trois cibles d'implication rassemblées (organisation, collègues, emploi)  
Indice KMO = 0.91

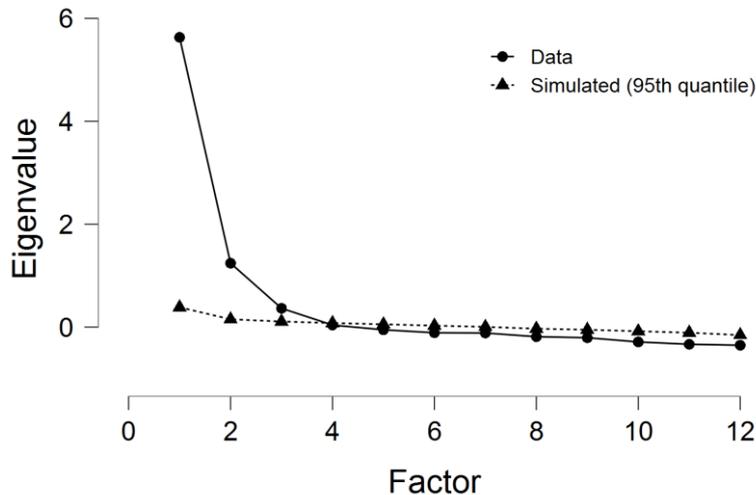
#### Analys exploratoire : Méthodes de sélection du nombre de facteurs

Les 3 méthodes sont disponibles dans le package Psych

Analyse parallèle (Holm) : 3 facteurs suggérés

Analyse MAP (Velicer) : 3 facteurs suggérés

Test du coude (Catell) : 3 facteurs suggérés



#### Solution retenue

(3 facteurs extraits, variance totale expliquée = 69.8 %)

	KUTC	KUTO	KUTW
KUTO1	-0,011	0,734	0,141
KUTO2	-0,052	0,864	0,045
KUTO3	0,070	0,905	-0,020
KUTO4	-0,007	0,774	0,017
KUTC1	0,898	-0,009	0,020
KUTC2	0,867	0,041	-0,097
KUTC3	0,860	0,108	-0,037
KUTC4	0,870	-0,143	0,146
KUTW1	0,009	0,042	0,879
KUTW2	0,006	0,028	0,836
KUTW3	0,040	0,211	0,644
KUTW4	-0,023	0,158	0,745
Fiabilité des échelles (Omega de Mc Donald)	0.92	0.93	0.92

Extraction par la méthode du maximum de vraisemblance  
avec rotation Promax

#### Corrélations entre facteurs :

KUTO – KUTC = 0.38

KUTO – KUTW = 0.76

KUTC – KUTW = 0.50

**Annexe 4 : Matrice des corrélations pour les 4 échantillons**  
*En diagonale : Fiabilité (coefficient Omega)*

**Belgique**

Variable	1	2	3	4	5	6	7
1. KUTO	<b>0.9</b>						
2. KUTC	0.437	<b>0.92</b>					
3. KUTP	0.574	0.385	<b>0.92</b>				
4. Intention quitter	-0.323	-0.303	-0.461	<b>0.88</b>			
5. Satisfaction	0.460	0.344	0.535	-0.729	<b>0.86</b>		
6. identification	0.559	0.411	0.416	-0.299	0.427	<b>0.88</b>	
7. Engagement	0.489	0.345	0.618	-0.525	0.625	0.478	<b>0.9</b>

**Canada**

Variable	1	2	3	4	5	6	7
1. KUTO	<b>0.90</b>						
2. KUTC	0.712	<b>0.86</b>					
3. KUTP	0.689	0.580	<b>0.92</b>				
4. Intention quitter	-0.291	-0.160	-0.282	<b>0.88</b>			
5. Satisfaction	0.560	0.406	0.510	-0.651	<b>0.77</b>		
6. identification	0.588	0.424	0.487	-0.238	0.508	<b>0.89</b>	
7. Engagement	0.669	0.548	0.638	-0.365	0.624	0.694	<b>0.93</b>

**France**

Variable	1	2	3	4	5	6	7
1. KUTO	<b>0.91</b>						
2. KUTC	0.342	<b>0.92</b>					
3. KUTP	0.649	0.363	<b>0.88</b>				
4. Intention quitter	-0.245	-0.191	-0.299	<b>0.89</b>			
5. Satisfaction	0.452	0.378	0.442	-0.737	<b>0.84</b>		
6. identification	0.450	0.328	0.358	-0.338	0.509	<b>0.86</b>	
7. Engagement	0.502	0.428	0.545	-0.531	0.713	0.466	<b>0.93</b>

**Suisse**

Variable	1	2	3	4	5	6	7
1. KUTO	<b>0.86</b>						
2. KUTC	0.520	<b>0.88</b>					
3. KUTP	0.707	0.393	<b>0.91</b>				
4. Intention quitter	-0.252	-0.131	-0.247	<b>0.89</b>			
5. Satisfaction	0.471	0.326	0.469	-0.625	<b>0.74</b>		
6. identification	0.578	0.370	0.404	-0.276	0.426	<b>0.87</b>	
7. Engagement	0.640	0.348	0.626	-0.419	0.622	0.547	<b>0.92</b>

## Annexe 5 : Résultats des tests d'invariance (modèle confirmatoire : 3 échelles KUT)

### Ordre de test des modèles

Modèle 1 : *fit.configural* = invariance configurale (structure factorielle)

Modèle 2 : *fit.loadings* = invariance faible ou métrique (loadings)

Modèle 3 : *fit.intercepts* = invariance forte ou scalaire (loadings + intercepts)

Modèle 4 : *fit.residual* = invariance stricte (loadings + intercepts + variances résiduelles)

Modèle 5 : *fit.means* = invariance complète (loadings + intercepts + variances + moyennes)

### Différence de $\chi^2$

	Ddl	AIC	BIC	$\chi^2$	Diff $\chi^2$	Diff. ddl	p-value
Invariance configurale	204	18964	19704	462.15			
Invariance faible	231	18933	19546	485.96	21.68	27	0.75
<i>Invariance forte</i>	258	<i>18904</i>	<i>19388</i>	<i>510.61</i>	<i>24.61</i>	27	<i>0.59</i>
Invariance stricte	294	19000	19313	678.68	78.11	36	<0.001
Invariance complète		19030	19303	726.57	48.05	9	<0.001

*En italique : seuils d'invariance retenu*

### Différences dans les indices d'ajustement

	CFI	RMSEA	Delta CFI	Delta RMSEA
Invariance configurale	0.973	0.054		
Invariance faible	0.973	0.051	0	0.003
Invariance forte	0.972	0.049	0	0.002
<i>Invariance stricte</i>	<i>0.961</i>	<i>0.054</i>	<i>0.012</i>	<i>0.006</i>
Invariance complète	0.954	0.057	0.006	0.003

*En italique : seuils de rejet de l'invariance*

## Annexe 6

### T-Test appariés

Mesure 1	Mesure 2	t	ddl	p	Diff de moyennes	Diff. ES	d de Cohen
KUTO	- KUTC	0.914	849	0.361	0.024	0.026	0.031
KUTO	- KUTP	-10.672	849	< .001	-0.230	0.022	-0.366
KUTC	- KUTP	-9.241	849	< .001	-0.254	0.027	-0.317

### Tests Post Hoc (KUTO)

		Diff de moyennes	SE	t	p tukey
Suisse	Belgique	-0.210	0.075	-2.789	0.028 *
	France	-0.324	0.074	-4.385	< .001 ***
	Canada	0.043	0.074	0.580	0.938
Belgique	France	-0.114	0.075	-1.519	0.426
	Canada	0.253	0.075	3.379	0.004 **
France	Canada	0.367	0.073	4.999	< .001 ***

Comparaisons Post Hoc (KUTC)

		Diff. de moyennes	SE	t	p tukey
Suisse	Belgique	-0.136	0.074	-1.846	0.252
	France	-0.154	0.072	-2.130	0.144
	Canada	0.090	0.072	1.246	0.598
Belgique	France	-0.018	0.073	-0.244	0.995
	Canada	0.226	0.073	3.086	0.011
France	Canada	0.244	0.072	3.397	0.004

Comparaisons Post Hoc (KUTP)

		Diff. de moyennes	SE	t	p tukey
Suisse	Belgique	-0.129	0.073	-1.753	0.297
	France	-0.322	0.072	-4.462	< .001 ***
	Canada	0.093	0.072	1.298	0.564
Belgique	France	-0.193	0.073	-2.635	0.043 *
	Canada	0.222	0.073	3.044	0.013 *
France	Canada	0.415	0.072	5.797	< .001 ***