

[Page de garde]

HEC MONTRÉAL

**Validation psychométrique de L'échelle sur le sens du travail et au travail en
français, allemand et portugais
par
Samuel Paquin**

**Pr. Léandre-Alexis Chénard-Poirier PhD.
HEC Montréal
Codirecteur de recherche**

**Pr. Estelle M. Morin PhD.
HEC Montréal
Codirectrice de recherche**

**Sciences de la gestion
(Spécialisation Développement organisationnel)**

**Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences en gestion
(M. Sc.)**

**Août 2024
© Samuel Paquin, 2024**

Résumé

Ce mémoire présente la validation de *L'échelle sur le sens du travail et au travail* (SDTSAT), un outil destiné à évaluer jusqu'à quel point une personne trouve du sens dans son travail (sens *du* travail) et dans ses relations professionnelles (sens *au* travail). Développée à partir des travaux de Morin, E. M. (1996, 2008), cette échelle multidimensionnelle évalue l'attribution du sens à son travail et à ses relations professionnelles en plus de quatre composantes, soit la sensation, la signification, le but et la cohérence. Ce mémoire teste les propriétés psychométriques de l'échelle SDTSAT grâce aux données collectées à l'occasion de deux études menées dans trois pays européens, auprès de participants s'exprimant en trois langues. La première étude soutient la validité structurelle de l'outil, sa consistance interne, et sa validité critériée avec divers critères de bien-être (c.-à-d. engagement au travail, affectivité positive et négative, bien-être psychologique, détresse psychologique) dans un échantillon de 1427 travailleurs français. La deuxième étude corrobore ces résultats, démontrant la fiabilité et la validité structurelle de l'échelle SDTSAT, et soutenant sa validité discriminante dans trois échantillons de travailleurs européens (c.-à-d., France, $n = 124$; Allemagne $n = 177$; Portugal, $n = 200$) et diverses caractéristiques démographiques (c.-à-d., âge, genre, rôle de gestionnaire). En conclusion, les résultats soutiennent la validité psychométrique de l'échelle SDTSAT et son utilité pour l'évaluation et la compréhension du sens au travail dans les sphères de recherche académique et d'intervention professionnelle. Les implications théoriques et pratiques sont discutées.

Mots clés : sens au travail, sens du travail, validation psychométrique, bien-être.

Méthodes de recherche : Recherche quantitative, enquête, analyse factorielle bifactorielle, comparaison interculturelle, analyse multigroupe

Abstract

This thesis presents the validation of the *Meaningfulness of and at Work Scale* (MIWMAW), a tool designed to assess the extent to which a person finds meaning in their work (meaningfulness of work) and in their professional relationships (meaningfulness at work). Developed from the work of Morin, E. M. (1996, 2008), this multidimensional scale assesses the attribution of meaning to one's work and professional relationships, in addition to four components: sensation, meaning, purpose and coherence. This thesis tests the psychometric properties of the SDTSAT using data collected from two studies conducted in three European countries, among participants speaking three different languages. The first study supports the tool's structural validity, internal consistency, and criterion validity with various well-being criteria (i.e., work engagement, positive and negative affectivity, psychological well-being, psychological distress) in a sample of 1,427 French workers. The second study corroborates these findings, demonstrating the reliability and structural validity of the SDTSAT scale, and supporting its discriminant validity in three samples of European workers (i.e., France, $n = 124$; Germany, $n = 177$; Portugal, $n = 200$) and various demographic characteristics (i.e., age, gender, managerial role). In conclusion, the results support the psychometric validity of the SDTSAT scale and its usefulness for assessing and understanding meaning at work in academic and professional spheres. Theoretical and practical implications are discussed.

Keywords: meaningful work, meaningfulness of work, meaningfulness at work, psychometric validation, well-being.

Research methods: quantitative research, surveys, bifactor analysis, intercultural comparison, multi-group analysis.

Table des matières

Résumé	i
Abstract	ii
Table des matières	iii
Liste des figures	v
Liste des tableaux	v
Liste des abréviations et leur traduction.....	vi
Remerciements	vii
Chapitre 1 Introduction	1
Chapitre 2 Revue de la littérature.....	6
L'expérience de sens au travail : examen des définitions clés.....	7
Sens <i>du</i> travail et sens <i>au</i> travail : deux sources complémentaires de l'expérience subjective du sens.....	10
Le modèle de Morin (1996, 2008) : une clarification du concept de sens au travail ..	13
Les échelles du sens au travail : une revue critique des instruments existants	17
Élaboration de l'Échelle sur le sens <i>du</i> travail et <i>au</i> travail : une démarche déductive basée sur la théorie et les échelles existantes	19
Validation de l'échelle sur le sens <i>du</i> travail et <i>au</i> travail (SDTSAT) : une approche en deux études.....	23
Chapitre 3 Étude 1 — Analyse psychométrique de l'échelle SDTSAT : évaluation de sa structure, de sa fiabilité et de ses corrélations avec les critères empiriques	24
Évaluation de la structure factorielle du sens au travail.....	24
Évaluation de la fiabilité : analyse de la consistance interne	27
Évaluation de la validité critériée : relation avec les corrélats du bien-être.....	28
Méthode.....	30

Participants et procédures	30
Échelles de mesure	30
Stratégie analytique	31
Résultats et brève discussion.....	34
Modèle de mesure de l'échelle SDTSAT et consistance interne	34
Validité critériée du modèle ESEM bifactoriel de l'échelle SDTSAT	36
Chapitre 4 Étude 2 — Généralisation et invariance de mesure de l'échelle SDTSAT : une perspective comparative entre cultures européennes	39
Méthode.....	41
Participants et procédures	41
Échelles de mesure	42
Stratégie d'analyse	42
Résultats et brève discussion.....	45
Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT selon les groupes culturels et linguistiques	45
Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT selon les caractéristiques sociodémographiques	50
Chapitre 5 Discussion générale et conclusion.....	54
Implications théoriques	54
Implications pratiques	58
Limitations et recherches futures	59
Conclusion	61
Bibliographie.....	62

Liste des figures

Figure 1. <i>Vue d'ensemble de la création de sens dans le travail et au travail du point de vue de l'identité</i>	12
Figure 2. <i>Modèle général de la qualité de vie au travail</i>	16

Liste des tableaux

Tableau 1. <i>Statistiques descriptives et items de l'échelle SDTSAT en français, en allemand et en portugais</i>	22
Tableau 2. <i>Étude 1 — Indices d'ajustement des modèles de mesure de l'échelle SDTSAT (CFA et ESEM)</i>	34
Tableau 3. <i>Étude 1 — Résultats des comparaisons de modèles imbriqués de l'échelle SDTSAT</i>	35
Tableau 4. <i>Étude 1 — Saturations et variances résiduelles des items dans le modèle ESEM bifactoriel (Modèle 4)</i>	36
Tableau 5. <i>Étude 1 — Corrélations latentes entre les variables du modèle de mesure du sens au travail et ses corrélats et indices de fiabilité (alpha et oméga)</i>	38
Tableau 6. <i>Étude 2 — Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT entre les cultures et les langues</i>	48
Tableau 7. <i>Étude 2 — Coefficients de saturation et variances résiduelles des items du modèle ESEM bifactorielle de l'échelle SDTSAT le plus invariant entre les groupes linguistiques</i>	49
Tableau 8. <i>Étude 2 — Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT entre le genre, le groupe d'âge et le statut professionnel</i>	53

Liste des abréviations et leur traduction

SDTSAT : Échelle sur le sens *du* travail et le sens *au* travail (*Meaningfulness of Work and at Work Scale; MINMAW Scale*)

SDT : Sens *du* travail (*Meaningfulness of Work*)

SAT : Sens *au* travail (*Meaningfulness at Work*)

SGT : Sens *au* travail (*Meaningful Work*)

SEM : Modélisation par équation structurelle (*Structural Equation Modeling*)

ESEM : Modélisation par équation structurelle exploratoire (traduction libre de *Exploratory Structural Equation Modeling*)

CFA : Analyse factorielle confirmatoire (*Confirmatory Factor Analysis*)

EFA : Analyse factorielle exploratoire (*Exploratory Factor Analysis*)

MLR : Maximum de vraisemblance avec erreurs standard robustes (traduction libre de *Maximum Likelihood with Robust Standard Errors*)

FIML : Maximum de vraisemblance à information complète (traduction libre de *Full Information Maximum Likelihood*)

CFI : Indice comparatif d'ajustement (traduction libre de *Comparative Fit Index*)

TLI : Indice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index*)

RMSEA : Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation (*Root Mean Square Error of Approximation*)

Remerciements

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à toutes les personnes qui ont été avec moi pendant cette aventure intellectuelle enrichissante. Ce projet de recherche a réellement confirmé ma passion pour la recherche.

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à mes superviseurs, Léandre et Estelle, pour votre soutien inestimable tout au long de mon mémoire. Tout d'abord, merci à Estelle de m'avoir offert l'opportunité de participer au 90e congrès de l'association francophone pour le savoir (ACFAS). J'ai grandement apprécié de pouvoir présenter les résultats préliminaires de ce projet à un public de chercheurs et de gestionnaires. Je te remercie également Léandre pour ton accompagnement précieux dans la méthodologie et les statistiques. Tes conseils avisés et ses encouragements constants m'ont permis de mener à bien mon travail de recherche et de devenir autonome !

Je tiens également à remercier chaleureusement mes collègues étudiant(e)s, pour les échanges stimulants, les rires partagés et l'entraide précieuse. Votre camaraderie a rendu mon expérience encore plus enrichissante.

J'adresse mes sincères remerciements au Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH), à la chaire Sens et Travail de l'ICAM et à Monsieur Robert Denis pour les généreuses bourses qui ont facilité la réalisation de ce projet. Votre soutien financier m'a permis de me consacrer pleinement à ma recherche, d'acquérir des ressources essentielles et de participer à des conférences enrichissantes, approfondissant ainsi mes connaissances dans ce domaine qui me passionne.

À tous, du fond du cœur, merci pour votre contribution à cette étape importante de mon parcours académique. Je me sens définitivement prêt pour l'étape suivante : le doctorat !

Chapitre 1 | Introduction

Si l'on voulait réduire un homme à néant — le punir atrocement, l'écraser d'une manière telle que le meurtrier le plus endurci tremblerait devant un tel châtiment et prendrait peur à l'avance —, il faudrait donner à son travail un caractère d'inutilité totale, voire d'absurdité (Dostoevsky, 1862, traduction libre).

Les propos de Dostoïevski, qui soulignent le rôle central du travail dans le fonctionnement humain, trouvent un écho dans le monde du travail contemporain. Une occupation ne se limite pas à une dimension économique ; elle joue également un rôle crucial dans la construction de l'identité, l'épanouissement personnel et la quête de sens à la vie (Pratt et Asforth, 2003). En effet, une étude du *Pew Research Center* (2021) révèle que le travail est perçu comme la deuxième source la plus contributive de sens à la vie, après la famille, dans plus d'une quinzaine de pays développés. Selon l'enquête *Work in America* de l'*American Psychological Association* (2023), 93 % des travailleurs accordent une grande importance à un emploi porteur de sens, dont 60 % le jugent très important et 33 % assez important. L'apport du travail dans l'attribution de sens global à la vie des individus, notamment des activités professionnelles quotidiennes accomplies en emploi, est aussi appuyé par de multiples études empiriques (Romney *et al.*, 2024; Steger et Dik, 2009). Ces constats suggèrent que le sens à l'existence serait un besoin psychologique fondamental et que le travail s'avère être l'un de ses déterminants les plus importants. Heureusement, des enquêtes montrent qu'une majorité de travailleurs occidentaux rapportent que leur travail a du sens. Aux États-Unis, 87 % des travailleurs sont totalement (48 %) ou plutôt (40 %) d'accord pour dire que leur travail a un sens (American Psychological Association, 2023). En Europe, une large majorité des travailleurs (82 %) estiment que leur travail est bien fait « toujours » ou « la plupart du temps », et un peu plus de la moitié (52 %) des travailleurs déclarent avoir toujours l'impression que leur travail est utile¹ (Eurofound, 2017). Cela suggère que le travail moderne, bien que parfois critiqué, parvient en grande partie à répondre à cette aspiration humaine fondamentale.

¹ Selon Eurofound (2017), le sentiment d'effectuer un travail utile, combiné au sentiment du travail bien fait, contribue au sens au travail.

En raison des nombreux avantages qu'apporte le concept de sens au travail, tant pour les individus que pour les organisations (Pratt et Asforth, 2003; Rosso *et al.*, 2010), ce concept suscite un intérêt croissant dans les domaines des affaires et de la gestion (Burghardt et Möller, 2023). Le sens au travail influence positivement les attitudes, le bien-être et les comportements des employés. En effet, une méta-analyse réalisée par Allan *et al.* (2019) montre que le sens au travail est associé à des niveaux plus élevés d'attitudes positives (p. ex. engagement au travail, envers l'organisation et satisfaction au travail), de bien-être (p. ex. satisfaction dans la vie, un sens général plus fort vis-à-vis de la vie, et un bien-être psychologique) et comportements positifs (p. ex. citoyenneté organisationnelle et performance). Enfin, le sens au travail influence des processus clés en gestion des ressources humaines, tels que l'attraction, la rétention, et la rémunération. Hu et Hirsh (2017) ont même montré que les individus seraient plus enclins à accepter un salaire moindre pour un emploi qu'ils jugent personnellement plus significatif. Ils ont également constaté que les travailleurs ayant une vie professionnelle riche de sens étaient plus susceptibles de refuser des offres d'emploi mieux rémunérées ailleurs et de rester dans leur organisation, une tendance qui se serait renforcée entre 2005 et 2015.

Bien que bénéfique pour les travailleurs et stratégique pour les organisations, promouvoir le sens au travail devient de plus en plus complexe. La mondialisation, les avancées technologiques et les nouveaux modèles d'entreprise entraînent des transformations profondes des tâches au travail et du marché de l'emploi, affectant la capacité des organisations à offrir un travail porteur de sens (Yeoman *et al.*, 2019). Par exemple, un facteur qui prend de l'ampleur est l'intégration croissante de l'intelligence artificielle (IA) dans le monde du travail. Dans l'enquête *Work in America*, environ deux travailleurs sur cinq expriment des inquiétudes quant à l'impact futur de l'automatisation sur leurs tâches professionnelles (American Psychological Association, 2023). L'impact de l'IA sur le sens au travail dépendra donc largement de la manière dont les organisations choisiront de l'intégrer dans le travail des employés (Arora et Garg, 2024; Bankins et Formosa, 2023; Smids *et al.*, 2019). Si l'IA offre le potentiel de libérer les employés des tâches répétitives pour leur permettre de se concentrer sur des activités à plus forte valeur ajoutée, favorisant ainsi le sens au travail, elle suscite également des préoccupations concernant l'autonomie des travailleurs et la surveillance accrue qu'elle pourrait engendrer, menaçant

potentiellement le sens au travail (Ravid *et al.*, 2022). Afin de constater l'impact des transformations au travail et même des interventions mises en place par les organisations, les chercheurs et praticiens ont besoin d'une conception claire de ce construit et d'outils valides permettant de le mesurer.

Malheureusement, trois enjeux majeurs persistent dans la littérature scientifique, limitant considérablement notre compréhension du sens au travail. Le premier enjeu réside dans l'ambiguïté du concept lui-même. Cette ambiguïté engendre une confusion tant chez les employés, les leaders, que chez les chercheurs (Lips-Wiersma *et al.*, 2022). En effet, Martela et Pessi (2018) ont recensé plus de 30 définitions différentes du sens au travail, englobant des aspects tels que le but plus large du travail (traduction libre de *purpose*), la signification du travail, la réalisation de soi par le travail, la cohérence du travail avec l'identité et l'appartenance à travers le travail, etc. Ces multiples définitions suggèrent l'absence de consensus sur les aspects définitionnels et dimensionnels qui caractérise le concept de sens. Face à cette diversité de perspectives, de nombreux chercheurs ont appelé à une clarification du concept du sens au travail (Martela et Pessi, 2018; Pratt et Asforth, 2003; Rosso *et al.*, 2010).

Le deuxième enjeu majeur dans l'étude du sens au travail réside dans la diversité et l'hétérogénéité des outils de mesure disponibles. Bailey *et al.* (2019) ont identifié plus de 28 échelles distinctes, illustrant l'ambiguïté conceptuelle qui entoure ce construit. Cette multiplicité d'instruments pose plusieurs problèmes méthodologiques et conceptuels. Premièrement, il existe une variabilité significative dans la conceptualisation et l'opérationnalisation du sens au travail. Certaines échelles intègrent des concepts périphériques tels que la motivation intrinsèque (p. ex., Treadgold, 1999), tandis que d'autres évaluent des états « opposés » au sens au travail, tel que l'aliénation (p. ex., Tummers et Den Dulk, 2013). Cette hétérogénéité complique la comparaison des résultats entre les études et empêche l'accumulation cohérente de connaissances dans ce domaine. Deuxièmement, on observe une tendance à la simplification excessive de la mesure du sens au travail. Certains chercheurs utilisent des échelles ultra-courtes d'un ou deux items (p. ex., Correia et Almeida, 2020; Scott, 2019). Bien que pratiques, ces échelles posent des questions de validité. Fuchs et Diamantopoulos (2009) avertissent que des échelles trop courtes risquent de ne pas saisir toutes les nuances de concepts abstraits et

multidimensionnels, comme celui du sens au travail. Troisièmement, Bailey *et al.* (2019) ont constaté que certaines échelles sont très peu utilisées, souvent dans une ou deux études seulement. Cette utilisation ponctuelle limite la validation des qualités psychométriques des outils. La validation d'un instrument de mesure est un processus itératif qui nécessite des utilisations répétées dans divers contextes pour établir sa fiabilité, sa validité et sa généralisation (Hogan, 2019). Sans réplication, il est difficile de développer des instruments robustes et fiables à long terme.

Un troisième enjeu majeur dans l'étude du sens au travail est le déséquilibre géographique marqué dans la recherche empirique. Une revue systématique de la littérature couvrant la période 2000-2020 (Tan *et al.*, 2023) montre une concentration des études en Amérique du Nord et en Asie, avec une représentation limitée des contextes européens, africains (à l'exception de l'Afrique du Sud) et sud-américains. Cette sous-représentation de certaines régions limite la généralisation des résultats à l'échelle mondiale, créant ainsi des angles morts dans notre compréhension du phénomène. En effet, l'attribution de sens au travail pourrait varier selon les contextes culturels, sociaux et économiques (Bailey *et al.*, 2019; Tan *et al.*, 2023). Ainsi, les instruments de mesure développés principalement dans des contextes nord-américains et asiatiques pourraient ne pas capter adéquatement les nuances culturelles propres à d'autres régions.

L'objectif principal de ce mémoire est de valider *L'échelle sur le sens du et au travail* (SDTSAT) proposé par Morin, E. M. (1996, 2008). Cette échelle s'appuie sur les fondements théoriques établis par Pratt et Asforth (2003) et les fondements empiriques de May *et al.* (2004). Il est essentiel de développer un instrument de mesure qui répond à plusieurs critères : (a) être solidement ancré dans la théorie, (b) être multidimensionnel pour capturer la complexité du construit, (c) être valide, fiable et concis, (d) faire l'objet d'utilisations répétées, de préférence dans des régions moins étudiées, afin de permettre l'accumulation de preuves de validation, et (e) être exempt de biais de traduction pour permettre une comparaison équivalente du concept entre les cultures. Ce mémoire répondra à ces critères de trois manières.

Premièrement, ce mémoire présente une conceptualisation du sens au travail ancrée dans la théorie de l'organisation du travail (Morin, E. M., 2008) et de l'identité sociale (Pratt

et Asforth, 2003). De plus, cette conceptualisation est multidimensionnelle, distinguant le sens *du* travail (lié au rôle et aux tâches) du sens *au* travail (lié aux relations professionnelles ; Morin, E. M., 2008; Pratt et Asforth, 2003). Également, cette conceptualisation est cohérente avec le modèle à trois composantes du sens personnel (Reker et Wong, 1988, 2013). Spécifiquement, le sens au travail intègre des aspects motivationnels (c.-à-d., signification et but), cognitifs (c.-à-d., cohérence) et émotionnels (c.-à-d., sensation). Cela répond à deux appels dans la littérature : premièrement, celui de Lysova *et al.* (2019) pour développer une échelle de mesure ancrée théoriquement, et deuxièmement, celui de Tan *et al.* (2023) pour développer une échelle multidimensionnelle permettant une exploration plus fine et nuancée du concept de sens au travail, contrastant avec l'approche unidimensionnelle encore fréquente dans la littérature.

Deuxièmement, ce mémoire présente le processus de validation psychométrique de l'échelle SDTSAT à travers deux études, suivant les recommandations de MacKenzie *et al.* (2011). Cette validation comprend, entre autres, l'évaluation de la validité structurelle, critériée et discriminante de l'échelle de mesure. L'évaluation de la validité structurelle dans différents échantillons garantit la cohérence et la stabilité entre le construit et ses items dans divers échantillons et contextes. L'examen de la validité critériée permet de vérifier si l'échelle évalue effectivement le sens au travail en s'assurant que les résultats obtenus sont en accord avec les attentes théoriques concernant sa relation avec le bien-être. Enfin, l'évaluation de la validité discriminante garantit l'absence de biais psychométriques dans la mesure. En d'autres termes, elle permet de vérifier que l'outil discrimine les personnes en fonction de leur niveau de sens et non pas de caractéristiques sociodémographiques ou culturelles. Cette validation rigoureuse vise à fournir aux chercheurs et aux praticiens en développement organisationnel et en ressources humaines un outil fiable et valide pour évaluer le sens au travail (Both-Nwabuwe *et al.*, 2017), qui pourra être utilisé de manière répétée.

Troisièmement, l'échelle SDTSAT, initialement en français, a été traduite en quatre langues (anglais, allemand, espagnol et portugais). L'objectif de ce mémoire est d'étendre la portée de l'échelle SDTSAT et d'évaluer la traduction des échelles avec les versions allemande et portugaise. Cette validation transculturelle permettra non seulement de

comparer les niveaux de sens au travail dans différents contextes culturels, mais aussi d'explorer son utilisation dans des pays et des langues traditionnellement moins étudiés dans ce domaine de recherche.

Ce mémoire est structuré en quatre parties principales. Le chapitre 2 propose une revue de la littérature sur les conceptualisations et les mesures existantes du sens au travail. Elle introduit le cadre théorique de Morin, E. M. (1996, 2008) ainsi que l'échelle SDTSAT qui en découle. Le chapitre 3 expose la première étude de validation, axée sur l'analyse de la validité structurelle et critériée de l'échelle. Le chapitre 4 détaille la seconde étude, évaluant répliquabilité du modèle de mesure de l'outil dans différents échantillons et contextes culturels. Elle vérifie également sa validité discriminante en fonction de variables sociodémographiques (langue, genre, âge, rôle de gestionnaire). Enfin, le chapitre 5 discute des contributions de ce mémoire, aborde ses limites et propose des pistes pour de futures recherches.

Chapitre 2 | Revue de la littérature

Le sens au travail suscite un vif intérêt dans diverses disciplines : comportement organisationnel, psychologie industrielle et organisationnelle, éthique des affaires, sociologie (Bailey *et al.*, 2017; Bailey *et al.*, 2019; Laaser et Karlsson, 2022; Lepisto et Pratt, 2016; Lysova *et al.*, 2019; Michaelson *et al.*, 2014; Rosso *et al.*, 2010). Ce dialogue interdisciplinaire, source d'enrichissement, suscite également débats et discussions sur la conceptualisation du sens au travail (Blustein *et al.*, 2023). Ce mémoire s'ancre dans la littérature du comportement organisationnel et de la psychologie industrielle et organisationnelle pour explorer l'expérience psychologique du sens au travail.

L'étude approfondie du sens au travail en psychologie industrielle et organisationnelle s'inscrit dans le courant de la psychologie positive (Bailey *et al.*, 2019). Cette branche de la psychologie vise à identifier les éléments constitutifs d'une vie épanouie et à comprendre leurs antécédents (Seligman et Csikszentmihalyi, 2000). Elle s'intéresse particulièrement aux facteurs favorisant le bien-être et l'épanouissement des individus, des groupes et des organisations (Gable et Haidt, 2005).

Émergeant des théories humanistes, des théoriciens tels que Maslow (1971) et McGregor (1960) ont avancé l'idée que la recherche de sens au travail est un besoin fondamental. Ils ont affirmé que cette quête de sens à travers l'activité professionnelle est un moteur essentiel de la motivation et de la satisfaction, tant dans la sphère professionnelle que dans d'autres aspects de la vie. Maslow (1971) a même suggéré qu'un employé ne trouvant pas de sens dans son travail pourrait ne pas réaliser pleinement son potentiel, entraînant une diminution de sa performance et de sa satisfaction.

Dans le sillage de ces théoriciens, une multitude de définitions et de conceptualisations du sens au travail ont émergé (Both-Nwabuwe *et al.*, 2017; Martela et Pessi, 2018; Tan *et al.*, 2023), témoignant de la complexité de ce construit. Les caractéristiques et les dimensions ou sources du sens au travail suscitent d'intenses débats au sein de la communauté scientifique. Deux questions fondamentales se dégagent de ces discussions. La première concerne la nature du sens au travail : relève-t-il de l'affect (émotion ou sentiment), de la perception (interprétation subjective) ou de l'orientation motivationnelle (force guidant les actions) ? La seconde question porte sur la dimensionnalité du sens au travail : s'agit-il d'un construit unidimensionnel ou multidimensionnel ? La littérature tend de plus en plus à conceptualiser le sens au travail comme un construit multidimensionnel (Both-Nwabuwe *et al.*, 2017; Martela et Pessi, 2018; Rosso *et al.*, 2010). Ainsi, quelles en sont les composantes et comment interagissent-elles ?

En suivant les recommandations de Podsakoff, Philip M. *et al.* (2016), les deux prochaines sections clarifieront les contours conceptuels du sens au travail. Nous explorerons d'abord un ensemble représentatif de définitions issues de la littérature pour déterminer ce qu'est le concept de sens au travail. Ensuite, nous examinerons les différentes dimensions proposées pour ce construit multidimensionnel. Cette exploration permettra de proposer une conceptualisation claire et opérationnelle du sens au travail.

L'expérience de sens au travail : examen des définitions clés

Le manque de consensus sur les éléments définitionnels du sens au travail a engendré une ambiguïté conceptuelle, contribuant à la prolifération de définitions et de conceptualisations. Martela et Pessi (2018), ont recensé plus de 36 définitions différentes du sens au travail, chacune mettant en avant un ou des caractéristiques spécifiques.

Certaines définitions se concentrent sur des aspects tels que la signification du travail, le but plus large du travail, et la réalisation de soi par le travail. Cependant, d'autres mettent en lumière des éléments qui ne font pas consensus, comme l'appartenance à travers le travail (p. ex., Schnell, Tatjana *et al.*, 2013), qui renvoie au sentiment de faire partie de quelque chose de plus grand et d'avoir une place dans le monde (Schnell, Tatjana, 2020).

Une source de confusion dans les conceptualisations et les opérationnalisations du sens au travail réside dans la tendance à intégrer des éléments qui devraient être considérés comme des antécédents ou des conséquences. Par exemple, l'échelle *Engagement in Meaningful Work Scale* évalue « le degré dans quelle mesure les personnes perçoivent leur travail comme quelque chose qu'elles sont intrinsèquement motivées à faire et qu'elles se sentent également appelées à faire par leur guidance intérieure » (Treadgold, 1999, p. 90, traduction libre). Cependant, selon le modèle multiniveau des antécédents du sens au travail proposé par Lysova *et al.* (2019), la motivation intrinsèque est un antécédent, ce qui conduit à une contamination du construit en mélangeant le sens au travail avec ses causes. Ainsi, pour mieux comprendre le sens au travail, il est essentiel de se concentrer sur les définitions les plus influentes et largement acceptées dans la littérature scientifique, en distinguant clairement le concept du sens de ses antécédents et de ses conséquences.

Les travaux pionniers de Hackman et Oldham (1975, 1976) ont ouvert la voie à l'étude empirique du sens au travail. Leur recherche, ancrée dans la théorie de l'organisation du travail, visait à identifier les caractéristiques fondamentales du travail susceptibles d'améliorer à la fois la performance et l'expérience des employés. Dans leur modèle, le sens au travail joue un rôle central en tant que variable médiatrice, influencée par les caractéristiques du travail (c.-à-d., variété des compétences utilisées, l'accomplissement de l'intégralité de la tâche et l'importance de la tâche) et affectant à son tour les attitudes (p. ex., motivation intrinsèque, satisfaction au travail) et les comportements des employés (p. ex., performance). Hackman et Oldham ont été parmi les premiers à définir le sens au travail comme « la mesure par laquelle un employé perçoit son travail comme étant généralement significatif, utile et intéressant » (Hackman et Oldham, 1976, p. 256, traduction libre).

Par la suite, Kahn (1990) a reconnu l'importance du sens au travail en l'intégrant comme une composante essentielle de son modèle des conditions psychologiques de l'engagement et du désengagement au travail, le définissant comme « le sentiment de recevoir un retour sur les investissements de soi dans une monnaie d'énergie physique, cognitive ou émotionnelle » (Kahn, 1990, p. 703-704, traduction libre). May *et al.* (2004), s'appuyant sur les travaux de Kahn (1990), ont approfondi l'étude du sens au travail en l'intégrant comme un élément central de leur modèle de l'engagement au travail. Selon leur modèle, le sens au travail agit comme un médiateur entre les caractéristiques du travail (c.-à-d., enrichissement des tâches, adéquation entre le travail et le rôle de l'employé) et l'engagement au travail. Ils ont défini le sens au travail comme « la valeur d'un objectif ou d'un but professionnel, jugée par rapport aux idéaux ou aux normes d'un individu » (May *et al.*, 2004, p. 14, traduction libre).

Bien que les définitions du sens au travail varient, mettant en lumière des aspects tels que la signification du travail, la réalisation de soi par le travail, le but ou l'alignement avec les valeurs, elles convergent vers une compréhension holistique de ce concept. Le modèle à trois composantes du sens personnel (Battista et Almond, 1973; Reker et Wong, 1988, 2013) offre un cadre intégrateur pour comprendre cette expérience subjective. Ce modèle propose que le sens personnel s'articule autour de trois composantes interdépendantes : (1) la composante cognitive, englobant les croyances et valeurs de l'individu ; (2) la composante motivationnelle, incluant les désirs, besoins et efforts pour atteindre les objectifs ; et (3) la composante émotionnelle, représentant les sentiments de satisfaction et d'épanouissement résultant de la poursuite et de la réalisation des objectifs.

Selon le modèle à trois composantes du sens personnel (Battista et Almond, 1973; Reker et Wong, 1988, 2013), l'interaction des trois composantes du sens personnel — cognitive, motivationnelle et émotionnelle — contribue à la perception de sens chez l'individu. D'abord, la composante cognitive se manifeste par l'évaluation de la signification, de l'utilité et de l'intérêt du travail (Hackman et Oldham, 1975). L'employé évalue la valeur de son travail en fonction de ses propres croyances et de l'importance qu'il accorde à différents aspects de celui-ci. Cette évaluation cognitive influence ensuite sa motivation et son engagement. Par la suite, la composante motivationnelle est liée à la « valeur d'un objectif ou d'un but professionnel » (May *et al.*, 2004). Lorsque l'employé attribue une

valeur à ses objectifs professionnels, cela alimente son désir de s'engager et de persévérer dans son travail. L'attribution de cette valeur résulte d'un alignement avec ses valeurs personnelles et ses aspirations. Enfin, la composante émotionnelle se manifeste par une résonance affective positive lorsque l'employé se sent reconnu et valorisé pour son travail (Kahn, 1990). Cette expérience émotionnelle positive engendre des émotions telles que la satisfaction, la fierté et l'épanouissement, qui renforcent son engagement et sa motivation, créant ainsi un cercle vertueux.

Sens *du* travail et sens *au* travail : deux sources complémentaires de l'expérience subjective du sens

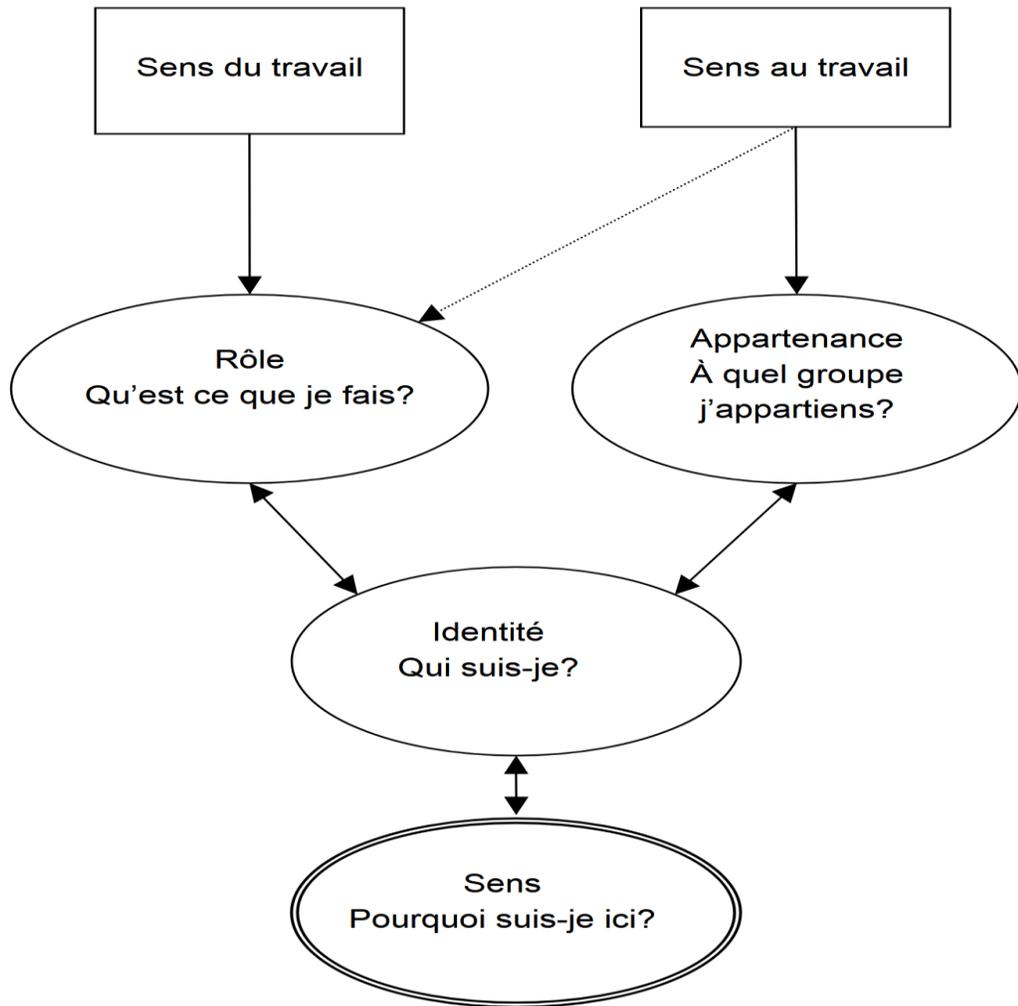
La recherche contemporaine sur le sens au travail privilégie souvent l'étude du sens lié aux tâches (p. ex., Martela et Pessi, 2018), négligeant ainsi l'exploration d'autres sources de sens et limitant notre compréhension de ce phénomène complexe. Pratt et Asforth (2003) ont proposé d'envisager le sens au travail dans la perspective de la théorie de l'identité et en particulier de l'identité sociale. Dans cette perspective, le sens qu'une personne trouve dans son travail n'est pas seulement influencé par le travail qu'elle accomplit, mais aussi par l'appartenance à des groupes associés à son travail. Ainsi, ils distinguent le sens *du* travail (*meaningfulness of work*) du sens *au* travail (*meaningfulness at work*), les deux concourant à donner un sens au travail. Ils définissent le concept de sens au travail comme le « travail et/ou l'appartenance à des groupes perçus par les employés comme étant, au minimum, utiles et importants » (Pratt et Asforth, 2003, p. 311, traduction libre). Ainsi, le travail et l'appartenance à des groupes professionnels deviennent deux sources distinctes, mais interreliées, du sens au travail. Conséquemment, ceux-ci proposent une conceptualisation du sens au travail articulée autour de deux dimensions : le sens *du* travail, intrinsèque et lié à la nature des tâches, et le sens *au* travail, extrinsèque et issu des relations professionnelles. Ces deux dimensions, bien que distinctes, sont interreliées et contribuent ensemble à l'expérience globale du sens au travail.

Wrzesniewski *et al.* (2003) soulignent le rôle des relations interpersonnelles dans l'expérience du sens au travail. Elles suggèrent que ces interactions peuvent valider le travail d'un individu et renforcer le sens, illustrant ainsi l'interdépendance entre le sens

du travail (découlant de la nature des tâches) et le sens *au* travail (découlant des relations interpersonnelles et du contexte organisationnel).

En s'appuyant sur les théories de l'identité (Stryker et Serpe, 1982; Tajfel et Turner, 1979), Pratt et Asforth (2003) mettent en avant le rôle crucial de l'identité personnelle, façonnée par le rôle professionnel et le sentiment d'appartenance organisationnel, dans l'expérience subjective du sens au travail (voir Figure 1). C'est précisément lorsqu'il y a concordance entre l'identité personnelle, le rôle professionnel et le contexte professionnel que le sens au travail émerge. Autrement dit, dans cette perspective d'« adéquation personne-environnement », un individu trouve du sens dans son travail lorsqu'il peut répondre aux questions fondamentales « qui suis-je ? » et « pourquoi suis-je ici ? ».

Figure 1. *Vue d'ensemble de la création de sens dans le travail et au travail du point de vue de l'identité*



Source : Pratt et Asforth (2003), adapté en français par Morin, E. M. (2008, p. 16).

La distinction conceptuelle entre le sens *du* travail et le sens *au* travail, établie par Pratt et Asforth (2003), reste pertinente dans la recherche actuelle. Lysova *et al.* (2019) ont utilisé cette distinction pour développer un modèle multiniveau du sens au travail. Selon ce modèle, les caractéristiques des tâches influencent principalement le sens *du* travail, tandis que le contexte social et la culture organisationnelle affectent davantage le sens *au* travail. Fletcher et Schofield (2021) ont également appliqué cette distinction dans une intervention visant à améliorer le sens au travail de 80 travailleurs anglais. Cependant, en l'absence d'échelles validées pour évaluer séparément ces deux dimensions, Fletcher et

Schofield (2021) ont dû développer leur propre outil de mesure, qui n'a pas encore été validé.

En somme, bien que la distinction entre le sens *du* travail et le sens *au* travail soit pertinente dans la recherche et la pratique, elle se heurte à un défi majeur : l'absence d'outils de mesure validés pour évaluer ces deux dimensions de manière distincte. Un tel outil permettrait de mieux comprendre l'impact spécifique de chaque source sur l'expérience subjective du sens au travail et de développer des interventions plus ciblées pour améliorer le bien-être, les attitudes, et les comportements des employés.

Le modèle de Morin (1996, 2008) : une clarification du concept de sens au travail

Malgré les progrès réalisés, des divergences persistent dans la littérature quant à la définition du sens au travail et à ses dimensions. Le modèle proposé par Morin, E. M. (1996, 2008) se présente comme une réponse prometteuse à ces défis. Premièrement, ce modèle propose une définition englobante du sens au travail, s'appuyant sur les éléments définitionnels précédemment identifiés. Deuxièmement, en cohérence avec le modèle à trois composantes du sens personnel (Reker et Wong, 1988, 2013), les sources de sens au travail impliquent une composante motivationnelle (c.-à-d., signification du travail et des relations au travail et but plus large du travail et des relations au travail), cognitive (c.-à-d., cohérence du travail et des relations au travail) et émotionnelle (c.-à-d., sensation du travail et des relations au travail), des composantes interreliées. Troisièmement, ce modèle s'appuie sur Pratt et Asforth (2003) pour proposer deux sources distinctes, mais interreliées du sens au travail : le sens issu du travail lui-même (sens *du* travail), et le sens issu des relations au travail (sens *au* travail). Explorons ces points en détail.

Premièrement, Morin, E. M. (2010) propose une définition holistique et intégrative du sens au travail. Selon Morin, E. M. (2010, p. 34) : « un travail a un sens lorsqu'il existe une cohérence entre la personne et le travail qu'elle accomplit, lorsqu'elle se sent en harmonie avec ce qu'elle fait tous les jours (Isaksen, 2000 ; Morin, 1996). Cet effet de cohérence incite la personne à considérer que son travail à un but, un dessein, de la valeur, de l'importance (May et al., 2004). » Morin englobe ainsi les éléments définitionnels tels

que la signification du travail (Hackman et Oldham, 1975), la réalisation de soi par le travail (Kahn, 1990), le but plus large du travail et la cohérence entre le travail et les valeurs personnelles (May *et al.*, 2004) dans une conception globale du sens au travail. Elle met en évidence l'interconnexion de ces aspects, à la fois cognitifs (« incite la personne à *considérer* ») et émotionnels (« l'individu se *sent* en harmonie »), pour former une expérience de sens au travail complète et significative.

Deuxièmement, les caractéristiques clés du sens au travail proposées par Morin, E. M. (1996) — signification, but et cohérence — s'alignent avec le modèle à trois composantes du sens personnel de (Reker et Wong, 1988, 2013), soit la composante motivationnelle, cognitive et émotionnelle. De plus, ces éléments font écho aux caractéristiques du sens dans la vie définie plus récemment par Martela et Steger (2016). Chaque caractéristique du sens correspond ainsi à une composante spécifique de l'expérience du sens personnel du modèle à trois composantes, renforçant la cohérence et la pertinence de cette approche pour comprendre et évaluer le sens au travail.

La composante motivationnelle du sens au travail, englobant la signification et le but, est un puissant moteur de l'action (Heintzelman et King, 2014). La signification, reflétant la valeur accordée au travail par l'individu et les représentations mentales de sa vie professionnelle (Morin, E. M., 1996), permet de trouver valeur et importance au travail, le rendant pertinent et enrichissant. Elle se rattache à la racine latine du mot « sens », *sensus*, évoquant la capacité de recevoir des impressions, de connaître et de juger (Morin, E. M. et Forest, 2007). Le but, lié à l'orientation professionnelle et englobant les objectifs, aspirations et motivations qui guident les actions au travail (Morin, E. M., 1996), donne une direction et une finalité au travail, aidant les individus à se projeter dans l'avenir et à se sentir motivés et engagés. Il correspond aux racines germaniques du mot « sens », *sumo*, signifiant direction ou orientation (Morin, E. M. et Forest, 2007).

La composante cognitive du sens au travail est principalement représentée par la cohérence (Heintzelman et King, 2014), qui renvoie à la congruence entre les croyances, les attentes et la réalité du travail quotidien (Morin, E. M., 1996). S'appuyant sur la phénoménologie, Morin, E. M. et Forest (2007) associent le sens aux sensations de

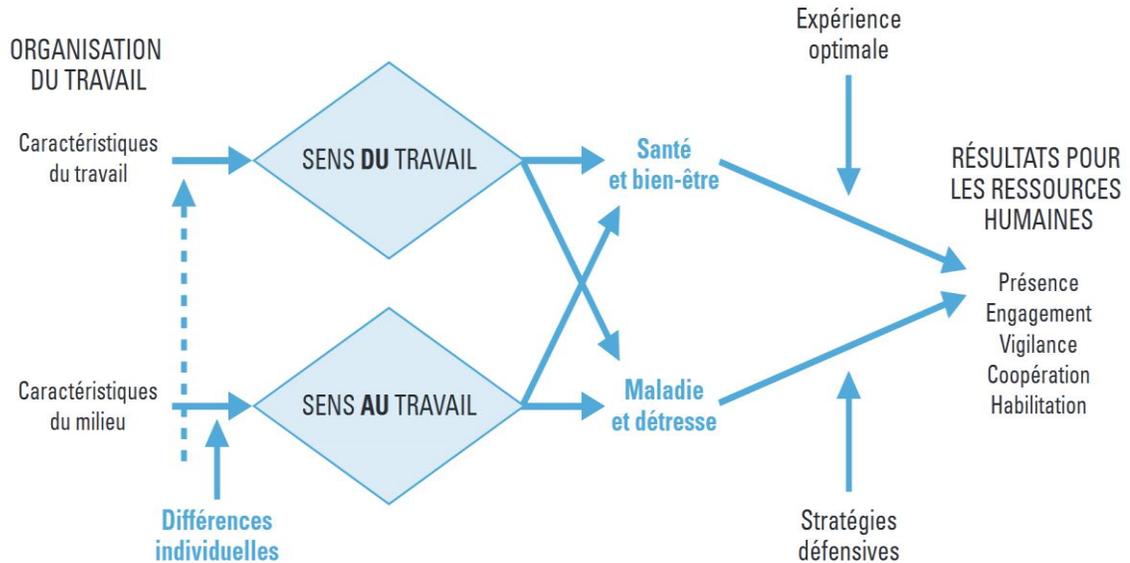
cohérence, d'équilibre et d'accomplissement (Frankl, 1969). Ainsi, la cohérence permet à l'individu de ressentir une harmonie entre ses valeurs personnelles et les exigences de son travail, favorisant une expérience de travail cohérente et satisfaisante. Également, il est important de noter que, bien que la signification soit un élément clé de la composante motivationnelle, les représentations mentales qu'elle implique la rapprochent également de la composante cognitive du sens.

La composante émotionnelle du sens au travail est représentée par la sensation. Cette dernière a été ajoutée par les travaux de Falque *et al.* (2019) qui ont étendu la conceptualisation de Morin, E. M. (1996). La sensation met l'accent sur les émotions positives suscitées par le sens au travail, complétant ainsi les dimensions cognitive et motivationnelle. Cette addition souligne l'importance cruciale des affects dans l'expérience subjective du sens, enrichissant ainsi la compréhension de ce concept complexe.

Troisièmement, le modèle de qualité de vie au travail de Morin, E. M. (2008, 2010) place le sens au travail au cœur de sa conceptualisation (voir Figure 2). Ce modèle met en évidence l'influence de l'organisation du travail sur le sens que les employés trouvent dans leur activité professionnelle. S'appuyant sur Pratt et Asforth (2003), deux dimensions distinctes du sens sont identifiées : le sens *du* travail, lié aux tâches et au rôle de l'employé, et le sens *au* travail, lié aux relations interpersonnelles. Les caractéristiques du travail lui-même, telles que l'autonomie et la complexité des tâches, influencent directement le sens *du* travail. En parallèle, les caractéristiques du milieu de travail, comme la qualité des relations et le soutien perçu, façonnent le sens *au* travail. Le sens global au travail, ainsi nourri par ces deux dimensions, joue un rôle de médiateur déterminant. Son effet s'observerait sur la santé mentale des employés, englobant à la fois la santé et le bien-être psychologique, mais aussi la maladie et la détresse psychologique. L'état de santé entraînera des conséquences sur les résultats en ressources humaines, comme l'engagement, la vigilance, la collaboration et l'équilibre travail-vie privée. Ainsi, le modèle de Morin propose une chaîne d'effets allant des caractéristiques de l'organisation du travail aux indicateurs de la qualité de vie au travail, valorisé par les employeurs. Dans ce modèle, le sens *du* travail et le sens *au* travail sont des facteurs qui

occupent une fonction médiatrice entre les pratiques de management du travail et les indicateurs de la QVT.

Figure 2. *Modèle général de la qualité de vie au travail*



Source : Morin, E. M. (2008), adapté par Morin, E. M. (2010, p. 35)

En somme, les divergences persistantes dans la littérature concernant la définition du sens au travail et ses dimensions, mettent en avant le modèle de Morin, E. M. (1996, 2008) comme une réponse prometteuse à ces défis. Ce modèle propose une conception intégrative du sens au travail, articulée autour de trois composantes : motivationnelle (signification et but), cognitive (cohérence), et émotionnelle (sensation), en cohérence avec le modèle de sens personnel de Reker et Wong (1988, 2013). S'inspirant de Pratt et Asforth (2003), Morin distingue deux sources principales de sens : le sens *du* travail, façonné par les caractéristiques des tâches, et le sens *au* travail, modelé par les relations interpersonnelles. Une évaluation attribution favorable du sens *du* travail implique que les tâches sont perçues comme significatives, alignées sur les valeurs de l'individu, atteignant des objectifs désirés et générant des émotions positives. De même, une attribution favorable du sens *au* travail se traduit par des relations professionnelles significatives, cohérentes avec les besoins et les valeurs de l'individu, qui soutiennent l'atteinte d'objectifs personnels et suscitent des émotions positives.

Les échelles du sens au travail : une revue critique des instruments existants

Malgré l'existence de 28 échelles différentes publiées dans les revues savantes, peu sont utilisées de manière récurrente (Bailey *et al.*, 2019). Cette section se concentre donc sur les échelles les plus fréquemment utilisées dans les études empiriques (Tan *et al.*, 2023). Nous explorerons d'abord les principales échelles unidimensionnelles, puis les échelles multidimensionnelles.

La première tentative d'opérationnalisation du concept du sens au travail remonte à plus de 40 ans, avec la sous-échelle dans le *Job Diagnostic Survey* (JDS) d'Hackman et Oldham (1974). Cette échelle pionnière a soulevé plusieurs critiques. D'abord, certains items sont formulés négativement, évaluant l'inverse du sens du travail et pouvant introduire un biais de négativité (p. ex., *most of the things I have to do on this job seems useless or trivial*). Ensuite, certains items évaluent la perception des sentiments des collègues quant à la signification du travail, plutôt que le sens du travail pour l'individu lui-même, ce qui peut être une source de biais supplémentaire (p. ex., *most people on this job find the work very meaningful*).

Suivant l'approche de Hackman et Oldham (1975), Spreitzer (1995) a intégré le sens du travail comme une dimension de l'habilitation psychologique (traduction de *psychological empowerment*), mesurée en trois items. De même, May *et al.* (2004) ont développé une échelle de six items pour mesurer l'expérience de sens proposée dans le modèle de Kahn (1990). Cette échelle intègre un item modifié du JDS de Hackman et Oldham (1974), trois items de l'échelle de Spreitzer (1995) et deux items issus d'une thèse non publiée.

En somme, ces échelles de mesure unidimensionnelles du sens au travail se concentrent sur la quantification du degré de sens que les individus trouvent dans leur travail (Lips-Wiersma et Wright, 2012), sans approfondir les caractéristiques spécifiques ou les sources qui contribuent à cette attribution de sens (Martela et Pessi, 2018). Bien que répandues (Tan *et al.*, 2023), ces approches ont été critiquées pour leur simplification excessive du concept du sens au travail (Bailey *et al.*, 2019). Elles négligent notamment des

caractéristiques cruciales telles que la cohérence, l'aspect émotionnel du sens et le rôle du contexte de travail dans l'expérience de sens au travail.

Face aux limites des échelles unidimensionnelles, des échelles multidimensionnelles ont été développées pour mieux saisir la complexité du sens au travail. Le *Comprehensive Meaningful Work Scale* (CMWS ; Lips-Wiersma et Wright, 2012), élaboré à partir d'études qualitatives, explore le processus dynamique de découverte de sens au travail. Cette échelle comprend sept dimensions : l'unité avec les autres, le service aux autres, l'expression de son plein potentiel, le développement personnel, la réalité, l'inspiration et l'équilibre des tensions. Schnell, T. et Hoffmann (2020) critiquent cet outil, car ses 28 items se concentrent davantage sur le processus de recherche de sens que sur l'évaluation du construit du sens au travail lui-même. En d'autres termes, le CMWS confondrait le construit du sens au travail avec ses antécédents, c'est-à-dire les conditions qui favorisent le sens au travail.

Le *Work and Meaning Inventory* (WAMI), développé de manière déductive par Steger *et al.* (2012), propose une approche tridimensionnelle du sens au travail, couvrant la signification positive (traduction libre de *positive meaning*), la création de sens à travers le travail (traduction libre de *meaning making through work*) et la motivation envers le bien commun (traduction libre de *greater good motivations*). La première dimension évalue l'attribution de l'importance et du sens du travail. La deuxième dimension explore comment le travail participe à un sens global de la vie et à la croissance personnelle, situant ainsi le travail dans le contexte plus large de la vie de l'individu. Enfin, la troisième dimension examine l'impact perçu du travail sur autrui, mettant en lumière l'importance des motivations altruistes et de la contribution à un bien supérieur à soi-même.

Le WAMI est l'outil le plus utilisé dans la recherche pour évaluer le sens au travail (Tan *et al.*, 2023). Malgré sa popularité, le WAMI fait l'objet de critiques. Schnell, T. et Hoffmann (2020) remettent en question la validité de son cadre conceptuel, soulignant l'absence de justification théorique claire pour la sélection de ses dimensions. De plus, la structure factorielle originale du WAMI n'a pas pu être généralisée dans certains échantillons de travailleurs, comme en témoignent les adaptations allemande et polonaise de l'échelle, nécessitant l'adoption de modèles de mesure alternatifs (Harzer et Steger,

2012; Puchalska-Kamińska *et al.*, 2019). Cette variabilité soulève des doutes quant à la répliquabilité de la structure du WAMI à travers les cultures. Enfin, Both-Nwabuwe *et al.* (2017) ont rendu explicites des limites en termes de validité convergente du WAMI. Les corrélations avec d'autres échelles mesurant le sens du travail, comme le *Brief Calling Scale* et le *Scale for Work Orientations*, n'atteignent pas le seuil recommandé par Carlson et Herdman (2012) de $r = 0,70$ suggérant que le WAMI pourrait ne pas capturer pleinement le concept du sens au travail comme il est évalué par ces autres échelles.

En résumé, les échelles unidimensionnelles ne parviennent pas à saisir la complexité du sens au travail. Les échelles multidimensionnelles existantes, telles que le CMWS et le WAMI, présentent également des limites psychométriques. Le CMWS confond le construit du sens au travail avec ses antécédents, tandis que le WAMI suscite des interrogations quant au choix de ses dimensions et à certains aspects de sa validité, notamment la répliquabilité de sa structure. Également, aucune échelle validée ne distingue clairement le sens *du* travail et le sens *au* travail, deux dimensions essentielles pour une compréhension globale de l'expérience du sens au travail. Ces lacunes soulignent l'importance de valider une nouvelle échelle multidimensionnelle du sens au travail.

Élaboration de l'Échelle sur le sens *du* travail et *au* travail : une démarche déductive basée sur la théorie et les échelles existantes

L'échelle SDTSAT est développée de manière déductive (Hinkin, 1995) pour pallier le manque d'ancrage théorique des outils de mesure existants dans le domaine du sens au travail (Lysova *et al.*, 2019). En s'appuyant sur l'étymologie du mot «sens», les publications en psychologie existentielle, et la recherche sur le sens du travail, notamment la proposition de Pratt et Asforth (2003), Morin, E. M. (2008, 2010) a construit une échelle qui distingue deux cibles de sens distinctes : le sens *du* travail et le sens *au* travail. L'échelle SDTSAT est structurée en deux dimensions correspondantes. Chacune de ces dimensions évalue quatre composantes qui constituent le domaine conceptuel de la notion de sens : la sensation, la signification, le but et la cohérence (Morin, E. M., 1996; Morin, E. M. et Forest, 2007). Cette définition est compatible avec le modèle à trois composantes du sens personnel (Reker et Wong, 1988, 2013).

L'échelle SDTSAT est disponible en français, en anglais, en allemand, en espagnol et en portugais (du Portugal et du Brésil). Les données que nous avons utilisées pour notre étude sont issues des échelles en français, en allemand et en portugais (du Portugal ; voir Tableau 1).

La première dimension de l'échelle, intitulée sens *du* travail, comprend cinq items qui évaluent ses caractéristiques clés (c.-à-d., la sensation, la signification, le but et la cohérence), en lien avec les trois composantes du sens personnel (c.-à-d., motivationnel, cognitif et émotionnel). L'item 1, adapté de l'échelle de May *et al.* (2004), évalue la signification que l'individu attribue à son travail (composante motivationnelle). L'item 2, adapté de May *et al.* (2004), évalue dans quelle mesure le travail permet à l'individu d'atteindre des buts et aspirations désirés (composante motivationnelle). L'item 3, créé spécifiquement pour cette échelle, évalue l'alignement entre les valeurs personnelles de l'individu et les réalités de son travail, c'est-à-dire la cohérence (composante cognitive). L'item 4, inspiré par les travaux de Falque *et al.* (2019), évalue la fierté ressentie à l'égard de son travail (composante émotionnelle). Enfin, l'item 5, adapté de May *et al.* (2004), vise à évaluer globalement le sens que l'individu trouve dans son travail lui-même.

La deuxième dimension de l'échelle, intitulée sens *au* travail, transpose les cinq items de la première dimension aux relations professionnelles. Ainsi, l'item 6 évalue la signification que l'individu attribue à ses relations au travail (composante motivationnelle). L'item 7 évalue dans quelle mesure les relations au travail permettent d'atteindre des buts et aspirations désirés (composante motivationnelle). L'item 8 examine la cohérence perçue entre les valeurs personnelles de l'individu et la nature de ses relations professionnelles (composante cognitive). L'item 9 évalue le bien-être ressenti dans les relations de travail (composante émotionnelle). Enfin, l'item 10 propose une évaluation globale du sens trouvé dans les relations professionnelles.

En somme, l'échelle SDTSAT, avec ses dix items répartis en deux sous-dimensions, offre une évaluation complète et nuancée du sens au travail. Elle évalue à la fois le sens *du* travail, lié aux tâches et au rôle de l'employé, et le sens *au* travail, lié aux relations interpersonnelles. Cette échelle prend en compte les aspects motivationnels (signification et but), cognitifs (cohérence) et émotionnels (sensation) du sens personnel, permettant

ainsi une compréhension approfondie de l'expérience subjective du sens au travail. Le construit du sens au travail est réflexif, ce qui signifie que les niveaux observés sur les items évaluant les composantes motivationnelles, cognitives et émotionnelles du sens reflètent les niveaux sous-jacents des construits latents, à savoir le sens *du* travail et le sens *au* travail.

Tableau 1. *Statistiques descriptives et items de l'échelle SDTSAT en français, en allemand et en portugais*

	Items en français	Étude 1	Étude 2,	Items en allemand	Étude 2,	Items en portugais	Étude 2,
		(Français)	échantillon 1		échantillon 2		échantillon 3
			(Français)		(allemand)		(portugais)
		<i>M (ET)</i>	<i>M (ET)</i>		<i>M (ET)</i>		<i>M (ET)</i>
1	J'attache beaucoup d'importance à mon travail. *	4,403 (1,489)	5,520 (0,542)	Meine Arbeit ist mir sehr wichtig.	5,381 (0,645)	Atribuo grande importância ao meu trabalho.	5,525 (0,441)
2	Le travail que je fais en vaut la peine. *	4,243 (1,390)	5,231 (0,856)	Meine Arbeit ist die Mühe wert.	5,017 (0,887)	O trabalho que faço vale a pena.	5,308 (0,708)
3	Je fais un travail qui est cohérent avec mes valeurs.	4,256 (1,374)	5,230 (0,685)	Meine Arbeit steht in Einklang mit meinen Werten.	5,143 (0,694)	Faço um trabalho que é consistente com os meus valores.	5,384 (0,499)
4	Je me sens fier(ère) du travail que je fais.	4,296 (1,430)	5,180 (0,967)	Ich bin stolz auf meine Arbeit.	5,153 (0,857)	Sinto-me orgulhoso do trabalho que faço.	5,367 (0,671))
5	Je fais un travail qui a du sens. *	4,279 (1,321)	5,189 (0,760)	Ich gehe einer sinnvollen Arbeit nach.	5,218 (0,676)	Faço um trabalho significativo.	5,338 (0,598)
6	Les relations que j'ai au travail sont importantes pour moi.	4,423 (1,333)	5,325 (0,626)	Die Kontakte zu anderen an meinem Arbeitsplatz sind mir wichtig.	5,295 (0,651)	As relações que tenho no trabalho são importantes para mim.	5,232 (0,673)
7	Les relations que j'ai au travail ont de la valeur à mes yeux.	4,434 (1,362)	5,528 (0,461)	Die Kontakte zu anderen an meinem Arbeitsplatz sind für mich wertvoll.	5,326 (0,631)	As relações que tenho no trabalho são valiosas para mim.	5,298 (0,502)
8	Les relations que j'ai au travail sont cohérentes avec mes valeurs.	4,283 (1,399)	5,207 (0,709)	Die Kontakte zu anderen an meinem Arbeitsplatz stehen in Einklang mit meinen Werten.	5,023 (0,747)	As relações que tenho no trabalho são consistentes com os meus valores.	5,030 (0,928)
9	Je me sens bien avec les personnes que je rencontre au travail.	4,368 (1,248)	5,123 (0,534)	Ich fühle mich wohl mit den Menschen, mit denen ich auf der Arbeit zu tun habe.	5,006 (0,740)	Sinto-me confortável com as pessoas que encontro no trabalho.	5,051 (0,856)
10	Je trouve du sens dans les relations que j'ai au travail.	4,246 (1,240)	5,098 (0,597)	Die Kontakte zu anderen an meinem Arbeitsplatz fühlen sich für mich sinnvoll an.	5,034 (0,650)	Encontro sentido nas relações que tenho no trabalho.	5,000 (0,939)

Note. L'amorce de l'échelle était : « Que pensez-vous de votre travail ? » en français, « Wie stehen Sie zu Ihrer Arbeit? » en allemand et « O que pensa do seu trabalho? » en portugais. Les répondants ont exprimé leur degré d'accord avec les items en choisissant une valeur comprise entre 1 (indiquant un désaccord total) et 6 (indiquant un accord total). Les versions linguistiques de l'échelle étaient les suivantes : français (« Pas du tout d'accord » à « Tout à fait d'accord »), allemand (« Stimme überhaupt nicht zu » à « Stimme voll und ganz zu ») et portugais (« Nada de acordo » à « Concordo plenamente »).

*Les items ont été adaptés et traduits de May et al. (2004).

Validation de l'échelle sur le sens *du* travail et *au* travail (SDTSAT) : une approche en deux études

L'objectif de ce mémoire est de valider l'échelle SDTSAT, construite à partir du cadre théorique de Morin, E. M. (1996, 2008), en adoptant la démarche méthodologique de MacKenzie *et al.* (2011) pour la validation psychométrique d'une échelle de mesure. Des questionnaires en ligne ont été utilisés pour recueillir des données auprès d'un échantillon diversifié de travailleurs actifs dans différents pays européens. Deux études successives ont été menées pour évaluer la fiabilité et plusieurs aspects de la validité de l'échelle SDTSAT.

La première étude visait à tester la validité structurelle et la fiabilité de l'échelle SDTSAT auprès d'un échantillon de travailleurs français. La validité critériée de l'échelle a également été examinée en analysant ses relations avec des variables liées au bien-être et au mal-être au travail, telles que l'engagement au travail, l'affectivité positive et négative, le bien-être psychologique et la détresse psychologique.

La deuxième étude visait à vérifier la validité externe (généralisation) et la validité discriminante de l'échelle SDTSAT. Plus précisément, elle a examiné si la structure et les propriétés psychométriques de l'échelle étaient similaires (invariance de mesure) à travers différents groupes de travailleurs. Des tests d'invariance statistique ont été utilisés pour évaluer d'éventuels biais de mesure et différences qualitatives entre des échantillons de travailleurs provenant de trois cultures distinctes (c.-à-d., française, portugaise, allemande) et présentant des caractéristiques sociodémographiques variées (genre, âge, statut professionnel). L'échantillon de participants français de la première étude a également été inclus dans cette deuxième étude, permettant ainsi une comparaison et réplique directe de certains résultats des deux études.

Chapitre 3 | Étude 1 — Analyse psychométrique de l'échelle SDTSAT : évaluation de sa structure, de sa fiabilité et de ses corrélations avec les critères empiriques

Évaluation de la structure factorielle du sens au travail

Dans la recherche sur le sens au travail qui fait une distinction entre le sens *du* travail et le sens *au* travail, deux conceptualisations se distinguent en termes de hiérarchisation des concepts. D'une part, Morin, E. M. (2008, 2010) envisage le sens au travail comme un construit bidimensionnel, sans hiérarchie explicite. Le sens *du* travail et le sens *au* travail sont considérés comme deux cibles d'évaluation du sens au travail. D'autre part, Pratt et Asforth (2003) adoptent également une approche bidimensionnelle, mais ils proposent une hiérarchie implicite. Selon eux, le sens *du* travail et le sens *au* travail convergent pour former une dimension supérieure du sens, liée à l'identité personnelle et sociale.

Afin de déterminer la conceptualisation la plus appropriée pour représenter la structure de l'échelle SDTSAT, une validation empirique des modèles de mesure est essentielle. Cette étape correspond à spécifier la relation entre le construit (sens au travail) et ses indicateurs (MacKenzie *et al.*, 2011). Pour déterminer la structure factorielle d'une échelle de mesure, Morin, A. J. S. *et al.* (2020) proposent trois types d'analyses : (a) l'analyse factorielle exploratoire (EFA), (b) l'analyse factorielle confirmatoire (CFA) et (c) la modélisation par équation structurelle exploratoire (ESEM). Ces techniques permettent de vérifier si les items évaluent effectivement les dimensions sous-jacentes auxquelles ils sont liés contribuant ainsi à la validation de la structure de l'échelle SDTSAT (Hogan, 2019).

Premièrement, l'EFA est une technique inductive utilisée pour déterminer les structures factorielles potentielles qui émergent des données (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020). L'application de méthodes de rotation (p. ex., orthogonale ou oblique) permet d'estimer librement les coefficients de saturation croisée, facilitant ainsi l'identification de multiples facteurs corrélés à partir d'un ensemble d'items. L'EFA est particulièrement utile lorsque les attentes théoriques sur la structure sont limitées.

Deuxièmement, la CFA est une méthode confirmatoire qui permet de tester des modèles de mesure théoriquement établis en évaluant la correspondance entre les données empiriques et la structure factorielle présumée (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020). Dans cette approche, chaque item est associé à un seul facteur (p. ex., sens *du* travail ou sens *au* travail), et les coefficients de saturation croisée sont fixés à zéro. Cependant, lorsque l'on traite de construits psychologiques interreliés, il n'est pas rare, voire il est même attendu qu'un item soit principalement lié à son facteur théorique principale, mais aussi, dans une moindre mesure, à un second facteur secondaire lié tel une autre dimension d'un concept (Asparouhov et Muthén, 2009; Morin, A. J. S. *et al.*, 2016). Ne pas permettre l'estimation des coefficients de saturation croisée peut s'avérer être une contrainte irréaliste limitant l'adéquation au modèle (c.-à-d., ne pas représenter les relations observées dans les données) qui risque de converger vers une solution biaisée, avec des corrélations factorielles surévaluées dans les CFA (Asparouhov *et al.*, 2015) ou des coefficients de saturation du facteur général (G) surévaluées dans les modèles CFA bifactoriels (Morin, A. J. S. *et al.*, 2016; Murray et Johnson, 2013).

Troisièmement et en réponse à cette problématique, l'ESEM est un modèle hybride combinant les approches exploratoires et confirmatoires de l'analyse factorielle qui peut s'avérer utile lorsque les chercheurs cherchent à étudier la structure factorielle d'instruments multidimensionnels mesurant des concepts interdépendants (Asparouhov et Muthén, 2009; Marsh *et al.*, 2009). L'ESEM permet donc de surmonter les limitations de la CFA en estimant librement tous les coefficients de saturation croisée, tout en spécifiant a priori les facteurs (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020). Bien que l'ESEM puisse être utilisé à des fins exploratoires, elle est principalement employée dans un cadre confirmatoire, c'est-à-dire en se fondant sur des a priori théoriques (Marsh *et al.*, 2014). Pour tenir compte de l'approche confirmatoire de l'ESEM, il est recommandé d'utiliser la méthode de « rotation cible » (traduction libre de *Target rotation*), qui permet aux coefficients de saturation d'être aussi proches de zéro que possible, tout en laissant toutes les charges principales librement estimées (Marsh *et al.*, 2014; Morin, A. J. S. *et al.*, 2016; Morin, A. J. S. *et al.*, 2020). Ainsi, l'ESEM se révèle particulièrement utile pour tester des modèles théoriques a priori complexes, composés de plusieurs dimensions, ce qui correspond précisément à notre situation.

Lorsqu'on souhaite vérifier si les dimensions d'un construit multidimensionnel, comme ceux proposés par Pratt et Asforth (2003) et Morin, E. M. (2008), sont organisées hiérarchiquement, deux méthodes psychométriques sont généralement utilisées : (1) les modèles factoriels d'ordre supérieur et (2) les modèles factoriels bifactoriels (Morin, A. J. S. *et al.*, 2016). Ces deux approches peuvent être testées à la fois en CFA et en ESEM, mais non en EFA, car elles nécessitent des hypothèses a priori sur la structure factorielle.

La première approche repose sur les modèles d'ordres supérieurs. Cette méthode consiste à définir des facteurs de premier ordre (p. ex., sens *du* travail et sens *au* travail) à partir des indicateurs, puis à regrouper ces facteurs sous un facteur de second ordre (p. ex. le sens global au travail). Cette approche est illustrée dans l'étude de validation de l'échelle WAMI (Steger *et al.*, 2012, p. 329). Cependant, les modèles d'ordres supérieurs présentent certaines limites. Premièrement, ils imposent une contrainte de proportionnalité, où le rapport de la variance expliquée par le facteur de second ordre et les facteurs de premier ordre doit être constant pour tous les items d'un même facteur de premier ordre (Gignac, 2016; Morin, A. J. S. *et al.*, 2016). De plus, ces modèles peuvent être perçus comme conceptuellement redondants, car les facteurs de premier ordre capturent déjà les sources de variance globale et spécifique (Morin, A. J. S. *et al.*, 2016).

La deuxième approche repose sur les modèles bifactoriels. Dans ce modèle, un facteur général (G) est estimé à partir de l'ensemble des indicateurs, tandis que des facteurs spécifiques (S) non corrélés entre eux (orthogonaux) sont également estimés. Contrairement au modèle d'ordre supérieur, le modèle bifactoriel n'est pas soumis à la contrainte de proportionnalité, offrant ainsi une plus grande flexibilité dans l'estimation des relations entre les facteurs (Gignac, 2016; Morin, A. J. S. *et al.*, 2016). Cette approche permet de distinguer de manière claire le facteur global (par exemple, le sens global au travail) des deux facteurs spécifiques (par exemple, le sens *du* travail et le sens *au* travail). Ainsi, les modèles bifactoriels constituent une alternative intéressante pour étudier la structure hiérarchique du sens au travail, en évitant les limitations inhérentes aux modèles d'ordre supérieur.

En conclusion, un des objectifs de cette étude est d'analyser la structure de l'échelle SDTSAT en explorant la complexité des relations entre les items et les facteurs, tout en

examinant l'hypothèse d'une organisation hiérarchique des dimensions (Morin, A. J. S. *et al.*, 2016). Pour ce faire, des méthodes confirmatoires seront utilisées, ce qui est particulièrement pertinent compte tenu de nos attentes théoriques (Lambert et Newman, 2022).

Concernant la complexité des relations entre items et facteurs, nous postulons que l'ESEM offre une approche plus nuancée que la CFA, en permettant l'estimation des saturations croisées entre les indicateurs. À ce sujet, Pratt et Asforth (2003) ont suggéré que le sens *au* travail contribue au sens *du* travail, illustrant ainsi la complexité des relations entre ces facteurs. Par conséquent, il est probable que certains items soient influencés par les deux facteurs. Par exemple, l'item 9 « Je fais un travail qui a du sens » pourrait être influencé non seulement par le facteur « sens du travail », mais également, dans une moindre mesure, par le facteur « sens au travail », car la nature du travail peut aussi affecter le sens perçu dans les relations professionnelles.

En ce qui concerne l'organisation hiérarchique des dimensions, la littérature propose des conceptualisations inscrites dans des perspectives théoriques différentes (Morin, E. M., 2008, 2010; Pratt et Asforth, 2003). Nous adoptons donc une approche comparative en testant des modèles CFA et ESEM, à la fois bifactoriels (structure hiérarchique) et présentant des facteurs simples (structure non hiérarchique). Pour choisir la solution optimale, nous comparerons des modèles imbriqués, c'est-à-dire des modèles où les paramètres du modèle plus restreint sont contraints par rapport à un modèle plus général (Kline, 2023). Cette comparaison se basera principalement sur les différences entre les indices d'adéquation des modèles comparés (Chen, 2007). En complément, nous examinerons les coefficients de saturation, les corrélations factorielles et l'importance des saturations croisées pour identifier le modèle le plus approprié (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020).

Évaluation de la fiabilité : analyse de la consistance interne

Dans le cas d'une administration unique d'un test, la fiabilité est évaluée par des mesures de consistance interne (Revelle et Condon, 2019). La consistance interne reflète l'homogénéité des items d'une échelle ou sous échelle, indiquant dans quelle mesure ils sont corrélés entre eux et mesurent un même construit (Hogan, 2019). Une forte

consistance interne signifie que les items sont interreliés et évaluent de manière cohérente le même construit sous-jacent.

Le coefficient alpha de Cronbach, couramment utilisé pour évaluer cette consistance interne (Cho, 2016), représente la moyenne pondérée des corrélations interitems. Il varie de 0 à 1, un seuil de 0,7 étant le minimum recommandé. Cependant, ce coefficient présente des limites, notamment l'hypothèse d'une contribution égale de tous les items au facteur latent (hypothèse d'équivalence tau ; Cho et Kim, 2014), rarement appuyé en pratique (Cheung *et al.*, 2023).

Par conséquent, cette étude estimera également le coefficient oméga (ω ; McDonald, 1970), qui évalue la proportion de variance du facteur commun expliquée par les items, tout en tenant compte de leurs contributions variables à l'explication du facteur latent (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020). Le coefficient oméga est un indicateur robuste de la consistance interne (Cho et Kim, 2014; Cortina *et al.*, 2020). Une valeur supérieure à 0,7 est également souhaitable pour ce coefficient de fiabilité (Hair *et al.*, 2009).

Évaluation de la validité critériée : relation avec les corrélats du bien-être

Pour évaluer la validité critériée de l'échelle SDTSAT, nous examinerons ses relations avec le bien-être et le mal-être. Cette évaluation nécessite de définir la nature théorique des relations entre le sens au travail et d'autres construits pertinents, puis de vérifier empiriquement si ces relations se manifestent dans les données (MacKenzie *et al.*, 2011). À cet égard, nous considérerons les indicateurs de bien-être et de mal-être comme des corrélats du sens au travail, c'est-à-dire des états qui covarient avec lui.

Pour évaluer la validité critériée de l'échelle SDTSAT, nous avons sélectionné cinq concepts : (1) l'engagement au travail, défini comme un état d'esprit positif persistant et rempli d'énergie envers son travail (Schaufeli et Bakker, 2004) ; (2) l'affectivité positive, représentant la tendance à éprouver des émotions positives telles que la joie, l'enthousiasme et la satisfaction (Watson *et al.*, 1988) ; (3) l'affectivité négative, représentant la tendance à éprouver des émotions négatives telles que la tristesse, la colère et l'inquiétude (Watson *et al.*, 1988) ; (4) le bien-être psychologique, un état global de bien-être mental (Ryff et Keyes, 1995) ; et (5) la détresse psychologique, un état de

souffrance psychologique incluant des symptômes tels que l'anxiété et la dépression (Kessler *et al.*, 2002).

Des recherches antérieures ont démontré des liens positifs et significatifs entre le sens au travail et l'engagement au travail ($0,63 < r < 0,77$; Fairlie, 2011; May *et al.*, 2004), l'affectivité positive ($0,61 < r < 0,67$; Arnold *et al.*, 2007; Colbert *et al.*, 2016) et le bien-être psychologique ($0,24 < r < 0,44$; Arnold *et al.*, 2007; Soane *et al.*, 2013). Également, des études antérieures ont montré des liens négatifs et significatifs entre le sens au travail et la détresse psychologique ($-0,05 < r < -0,31$; Allan *et al.*, 2018; Steger *et al.*, 2012) ainsi que l'affectivité négative ($r = -0,16$; Pradhan et Jena, 2017).

Dans nos hypothèses, nous précisons la direction et la force des relations entre le sens au travail et ses corrélats, en nous appuyant sur la recommandation d'Edwards et Berry (2010). Pour interpréter la force des corrélations, nous utilisons les catégories proposées par Cohen (1992), qui distingue les effets faibles ($.10 \geq r < .30$), les effets moyens ($.30 \geq r < .50$) et les effets forts ($r \geq .50$). En nous basant sur les recherches antérieures, nous formulons les hypothèses suivantes :

Hypothèse 1a. Le sens au travail², mesuré par l'échelle SDTSAT, sera positivement et fortement corrélé à l'engagement au travail ($r \geq ,50$).

Hypothèse 1b. Le sens au travail, mesuré par l'échelle SDTSAT, sera positivement et modérément corrélé au bien-être psychologique ($,30 \leq r < ,50$).

Hypothèse 1c. Le sens au travail, mesuré par l'échelle SDTSAT, sera positivement et fortement corrélé à l'affectivité positive ($r \geq ,50$).

Hypothèse 1d. Le sens au travail, mesuré par l'échelle SDTSAT, sera négativement et faiblement corrélé à la détresse psychologique ($-,10 \leq r < -,30$).

Hypothèse 1e. Le sens au travail, mesuré par l'échelle SDTSAT, sera négativement et faiblement corrélé à l'affectivité négative ($-,10 \leq r < -,30$).

² NB. Le terme « sens au travail » est utilisé pour qualifier généralement la structure factorielle qui sera retenue, soit une structure à deux facteurs (c.-à-d., sens au travail et sens du travail) ou une structure présentant un facteur de sens global (c.-à-d., structure hiérarchique bifactorielle).

Méthode

Participants et procédures

Un institut de sondage français a recruté les participants en deux temps : de mai à juillet 2019 auprès d'employés d'entreprises privées de plus de 50 salariés en France métropolitaine (hors Île-de-France), puis de septembre à octobre 2019 en Île-de-France. Une méthode d'échantillonnage par quotas a été utilisée, alignant l'échantillon sur la population générale française selon l'âge, le genre, le secteur d'activité, la taille d'entreprise et la région.

Sur les 1 487 réponses reçues à l'enquête, 60 ont été exclues pour assurer la qualité des données. Les critères d'exclusion visaient à détecter les réponses potentiellement négligées, telles que les réponses systématiques et les questionnaires complétés trop rapidement (moins de 8 minutes pour le questionnaire destiné à des gestionnaires et 15 minutes pour celui qui était destiné à des non gestionnaires — ce dernier comptait un plus grand nombre de questions à répondre).

Après cette exclusion, l'échantillon final comprenait 1 427 participants. Majoritairement masculin (57,11 %, $n = 815$), l'âge moyen était de 43,97 ans ($ET = 10,24$). Les participants avaient en moyenne 12,71 ans d'expérience dans leur organisation ($ET = 10,27$ ans) et 8,29 ans dans leur poste actuel ($ET = 7,87$ ans). Une proportion importante (45,47 %, $n = 649$) occupait un poste de gestion. La répartition sectorielle était la suivante : 43,17 % dans le secteur industriel (c.-à-d., fabrication, manufacture et agroalimentaire), 26,98 % dans le secteur commercial (c.-à-d., commerce, échanges et vente) et 18,64 % dans le secteur des services (c.-à-d., conseil, assistance, soins et relation d'aide). Enfin, la majorité des participants (60,77 %, $n = 867$) avaient un niveau d'éducation inférieur au premier cycle, 11,91 % ($n = 170$) avaient un diplôme de premier cycle et 27,32 % ($n = 390$) possédaient des qualifications de deuxième ou troisième cycle.

Échelles de mesure

Sens au travail. La version française de l'échelle SDTSAT a été utilisée pour évaluer le sens au travail des participants (voir Tableau 1). Cet outil psychométrique comprend deux sous-échelles de 5 items chacune : la première évalue le sens *du* travail lui-même, tandis

que la seconde se concentre sur le sens *au* travail issu des relations interpersonnelles. Les participants ont indiqué leur niveau de sens sur une échelle de Likert à 6 points, allant de 1 (*pas du tout d'accord*) à 6 (*tout à fait d'accord*).

Engagement au travail. L'engagement au travail a été évalué à l'aide de la version française de l'échelle *Utrecht Work Engagement Scale-3* (UWES-3 ; Schaufeli *et al.*, 2019). Cette échelle concise à trois items mesure trois aspects fondamentaux de l'engagement : la vigueur (c.-à-d., *quand je travaille, je me sens plein d'énergie*), le dévouement (c.-à-d., *je suis enthousiaste à propos de mon travail*) et l'absorption (c.-à-d. *quand je travaille, toute mon attention est absorbée par ce que je fais*). Les participants ont évalué leur degré d'engagement pour chaque aspect sur une échelle de fréquence en 5 points, allant de 1 (*presque jamais — quelques fois par an*) à 5 (*tout le temps — chaque jour de travail*), en se basant sur leurs expériences professionnelles de l'année précédente.

Santé psychologique générale. La santé psychologique générale a été évaluée à l'aide de la version française du *General Health Questionnaire* à 12 items (GHQ-12 ; Goldberg *et al.*, 1997). Ce questionnaire, composé de deux sous-échelles de six items chacun (Motamed *et al.*, 2017), évalue respectivement le bien-être psychologique (items positifs, p. ex., *vous êtes-vous senti(e) bien dans votre peau, en forme ?*) et la détresse psychologique (items négatifs, p. ex., *vous êtes-vous senti(e) malheureux[se] ou déprimé[e] ?*). Les participants ont indiqué la fréquence de leurs expériences récentes, au cours du dernier mois, sur une échelle de 1 (*rarement, voire pas du tout*) à 4 (*presque tout le temps*).

Affectivité. L'affectivité des participants a été évaluée à l'aide d'une version modifiée et traduite de l'échelle *Positive and Negative Affect Scale* (PANAS ; Watson *et al.*, 1988), adaptée par Song *et al.* (2008). Cette échelle de 10 items couvre un large éventail d'émotions, tant positives (p. ex., *intéressé, enthousiaste*) que négatives (p. ex., *contrarié, irritable*). Les participants ont évalué leur vécu affectif au cours du dernier mois sur une échelle de Likert de 1 (*pas du tout*) à 6 (*complètement*).

Stratégie analytique

Les statistiques descriptives de l'échantillon et le coefficient d'alpha ont été calculés à l'aide du logiciel RStudio (Posit Team, 2024) et de la version 4.4.1 de R. L'analyse de la

structure interne de l'outil SDTSAT et ses relations avec les corrélats ont été effectuées à l'aide du logiciel Mplus 8.10 (Muthén et Muthén, 1998-2019). Le paquet R MplusAutomation (Hallquist et Wiley, 2018) a été utilisé pour faciliter l'interface entre R et Mplus.

L'estimateur du maximum de vraisemblance avec erreurs standard robustes (MLR : *Maximum Likelihood with Robust Standard Error*) a été utilisé, car il est robuste aux écarts de normalité et ne génère pas de biais dans les erreurs types ni dans les indices d'ajustement. Les données manquantes, représentant entre 0,00 % et 11,14 % des échelles utilisées, ont été traitées à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML : Full Information Maximum Likelihood ; Enders, 2022).

Validité structurelle et consistance interne. Pour évaluer la structure factorielle de l'échelle SDTSAT, nous avons utilisé la CFA et l'ESEM pour tester cinq modèles distincts. Trois modèles CFA ont été spécifiés : un modèle unidimensionnel avec tous les items saturant sur un seul facteur (Modèle 0), un modèle à deux facteurs avec des saturations sur deux facteurs distincts représentant le sens *du* travail (SDT) et le sens *au* travail (SAT; Modèle 1), et un modèle bifactoriel incluant un facteur général de sens au travail (SGT) et deux facteurs spécifiques (SDT et SAT ; Modèle 2). Deux modèles ESEM ont également été spécifiés : un modèle à deux facteurs avec rotation cible, permettant aux items de saturer sur les deux facteurs SDT et SAT et aux facteurs latents de corrélérer (Modèle 3), et un modèle bifactoriel avec un facteur général (SGT) et deux facteurs spécifiques (SDT et SAT), utilisant une rotation cible orthogonale (Modèle 4).

Pour évaluer l'adéquation des modèles estimés aux données, nous utilisons plusieurs critères, notamment l'indice d'ajustement comparatif (CFI : *Comparative Fit index*), l'indice de Tucker-Lewis (TLI) et l'erreur quadratique moyenne d'approximation (RMSEA : *Root Mean Square Error of Approximation*), ainsi que son intervalle de confiance (Hu et Bentler, 1999; Marsh *et al.*, 2005). Conformément aux directives d'interprétation habituelles (Hu et Bentler, 1999; Marsh *et al.*, 2005), des valeurs de CFI et de TLI supérieures à ,900 et ,950 indiquent respectivement une adéquation bonne et excellente du modèle. Pour le RMSEA, des valeurs inférieures à ,080 et ,050 représentent respectivement une bonne et une excellente adéquation aux données.

L'imbrication des cinq modèles estimés (M0 à M4) permet de comparer directement leur ajustement aux données. Pour évaluer la supériorité relative de chaque modèle, nous examinerons les différences des indices d'adéquation. Selon Chen (2007), si on observe une diminution de l'adéquation inférieure à 0,010 pour les indices CFI et TFI, cela suggère un soutien raisonnable pour le modèle le plus parcimonieux (c.-à-d., ayant le plus de degrés de liberté). De même, si la RMSEA varie de moins de 0,015, le modèle plus parcimonieux est également soutenu. Si l'un de ces critères est dépassé, alors le modèle présentant les meilleurs indices d'adéquation devrait être conservé.

En complément des indices d'ajustement traditionnels (CFI, TLI, RMSEA), nous analyserons des paramètres spécifiques à chaque modèle pour une évaluation plus détaillée. Nous suivons les recommandations de Morin, A. J. S. *et al.* (2020), qui préconisent de retenir l'ESEM lorsque (1) les corrélations factorielles dans les modèles CFA et ESEM non bifactoriels sont réduits, (2) que les coefficients de saturation croisée faibles à modérées et justifiables sont observées, (3) et que les facteurs, en particulier le facteur général, sont bien définis par les items en termes de coefficient de saturation.

Conformément aux recommandations de Morin, A. J. S. *et al.* (2020), nous estimerons la consistance interne à l'aide du coefficient oméga (ω ; McDonald, 1970). Ce coefficient de fiabilité congénérique sera calculé sur la base des coefficients de saturation et de la variance résiduelle des items du modèle final retenu.

Validité critériée. Pour évaluer la validité critériée de l'échelle SDTSAT, nous avons estimé un modèle de mesure hybride CFA-ESEM. Ce modèle, intégrera la solution retenue à l'étape de la validité structurelle, ainsi que les corrélats du sens au travail — l'engagement au travail (Schaufeli *et al.*, 2019), le bien-être psychologique (items positifs) et la détresse psychologique (items négatifs ; Motamed *et al.*, 2017), ainsi que l'affectivité positive et négative (Song *et al.*, 2008) — sont modélisés comme des facteurs latents uniques à une dimension selon une approche CFA. Cette unidimensionnalité empêche la spécification de coefficients de saturation croisés, rendant impossible l'utilisation d'une approche ESEM pour ces corrélats. La modélisation de construits latents permet de contrôler l'erreur de mesure inhérente aux instruments, offrant ainsi une estimation plus précise des corrélations entre ces variables.

Résultats et brève discussion

Modèle de mesure de l'échelle SDTSAT et consistance interne

Le Tableau 2 présente les indices d'ajustement des modèles de mesure de l'échelle SDTSAT. L'analyse des indices d'ajustement (CFI, TLI, RMSEA) a montré que le modèle à un facteur (M0) ne s'ajuste pas adéquatement aux données et a donc été rejeté. Les modèles CFA à deux facteurs (M1), CFA bifactoriel (M2) et ESEM à deux facteurs (M3) présentent des indices d'ajustement bons à excellents. Le modèle ESEM bifactoriel (M4) se démarque avec des indices d'ajustement excellents sur tous les indices d'ajustement.

Tableau 2. *Étude 1 — Indices d'ajustement des modèles de mesure de l'échelle SDTSAT (CFA et ESEM)*

Modèle de mesure	χ^2 (<i>df</i>)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]
M0 <i>CFA à un facteur</i>	732,088 (35) *	,875	,839	,118 [,111, ,126]
M1 <i>CFA à deux facteurs</i>	283,933 (34) *	,955	,940	,072 [,064, ,080]
M2 <i>CFA bifactoriel</i>	227,196 (25) *	,964	,935	,075 [,067, ,084]
M3 <i>ESEM à deux facteurs</i>	264,792 (26) *	,957	,926	,080 [,072, ,089]
M4 <i>ESEM bifactoriel</i>	76,441 (18) *	,989	,974	,048 [,037, ,059]

Note. χ^2 = Khi carré ; *df* = Degrés de liberté ; CFI = Indice comparatif d'ajustement ; TLI = Indice de Tucker-Lewis ; RMSEA = Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation ; IC 90 % = Intervalle de confiance à 90 % de la RMSEA.

* $p \leq 0,05$.

Les modèles imbriqués ont été comparés à l'aide des critères de Chen (2007). Les résultats de ces comparaisons sont présentés dans le Tableau 3. On observe que le modèle CFA bifactoriel (M2), malgré l'ajout d'un facteur général (G), n'améliore pas significativement l'ajustement par rapport au modèle CFA à deux facteurs (M1). De même, l'amélioration apportée par le modèle ESEM à deux facteurs (M3), autorisant les saturations croisées, est marginale par rapport au modèle CFA à deux facteurs. Bien que le modèle CFA bifactoriel (M2) présente un meilleur ajustement que le modèle ESEM à deux facteurs (M3), c'est le modèle ESEM bifactoriel (M4) qui se démarque, avec une amélioration

significative de tous les indices d'ajustement par rapport aux autres modèles (M1, M2 et M3). En d'autres mots, l'inclusion d'un facteur général, combinée à la saturation des coefficients sur les facteurs secondaires, offre la meilleure représentation des données. Cette conclusion est corroborée par les fortes corrélations factorielles observées dans les modèles à deux facteurs simples (M1-CFA : $r = 0,829$; M3-ESEM : $r = 0,815$), suggérant une variance partagée entre les deux dimensions mieux prise en compte par un modèle bifactoriel.

Tableau 3. *Étude 1 — Résultats des comparaisons de modèles imbriqués de l'échelle SDTSAT*

Comparaison de modèle	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
M2 c. M1	65,842 (9) *	+0,009	-,005	+0,003
M3 c. M1	34,553 (8) *	+0,002	-,014	+0,008
M4 c. M1	188,849 (16) *	+0,034	+0,034	-,024
M3 c. M2	16,399 (1) *	-,007	-,009	+0,005
M4 c. M2	185,201 (7) *	+0,025	+0,039	-,027
M4 c. M3	175,591 (8) *	+0,032	+0,048	-,032

Note. M1 = CFA à deux facteurs, M2 = CFA bifactoriel ; M3 = ESEM à deux facteurs ; M4 = ESEM bifactoriel ; c. = contre ; χ^2 = Khi carré ; df = Degrés de liberté ; CFI = Indice comparatif d'ajustement ; TLI = Indice de Tucker-Lewis ; RMSEA = Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation.

* $p \leq 0,05$.

Le Tableau 4 présente les détails du modèle ESEM bifactoriel retenu (M4). Ce modèle met en évidence un facteur général (SGT) bien défini ($,633 < \lambda < ,862$). Concernant les facteurs spécifiques, le facteur SDT conserve une variance spécifique ($,277 < \lambda < ,534$), tandis que le facteur SAT ne présente pas de variance spécifique significative ($-,209 < \lambda < ,161$). Dans les modèles bifactoriels, il est fréquent d'observer des éléments qui contribuent davantage à la définition du facteur G qu'à celle de leur facteur S. C'est le cas des items 7, 8 et 9, qui saturent davantage sur le facteur général que sur leur facteur spécifique. Cette situation n'est pas problématique tant que ces items contribuent clairement à la définition d'au moins un facteur, confirmant ainsi leur pertinence dans le modèle (Morin, A. J. S. *et al.*, 2020).

Le coefficient oméga du facteur global ($\omega = ,951$) atteste de la consistance avec laquelle les items évaluent le même construit sous-jacent. Cette excellente fiabilité confirme la

précision du facteur global dans l'évaluation du concept qu'il représente. Cependant, les coefficients oméga des facteurs SDT ($\omega = ,645$) et SAT ($\omega = ,077$) se situent en deçà du seuil de ,70. Cette observation, combinée aux coefficients de saturation faibles à modérés, suggère que ces facteurs spécifiques ne devraient pas être interprétés individuellement dans une configuration ESEM bifactorielle. Néanmoins, cette situation n'est pas problématique, car les données soutiennent la pertinence du facteur général (SGT), qui demeure l'élément central de l'interprétation du modèle.

Tableau 4. *Étude 1 — Saturations et variances résiduelles des items dans le modèle ESEM bifactoriel (Modèle 4)*

Item	<i>SGT-λ</i>	<i>SDT-λ</i>	<i>SAT-λ</i>	δ
1	,633	,277	-,209	,479
2	,701	,520	-,008	,238
3	,723	,457	,037	,268
4	,685	,534	,003	,246
5	,675	,497	,161	,271
6	,815	-,032	,021	,334
7	,862	-,108	-,170	,217
8	,796	,091	-,047	,356
9	,769	,005	,252	,345
10	,834	,051	,432	,114

Note. SGT = facteur général du sens au travail ; SDT = facteur spécifique du sens *du* travail ; SAT = facteur spécifique du sens *au* travail ; λ = coefficient de saturation standardisé ; δ = variance résiduelle. Les coefficients de charge principaux sont en gras et ceux qui sont significatifs ($p \leq 0,05$) sont en italique.

Validité critériée du modèle ESEM bifactoriel de l'échelle SDTSAT

La combinaison du modèle ESEM bifactoriel du sens au travail avec un modèle CFA à dimension unique pour les cinq corrélats (engagement au travail, bien-être psychologique, détresse psychologique, affectivité positive et négative) a confirmé la validité du modèle hybride ($\chi^2(518) = 2052,415, p < ,001, CFI = ,934, TLI = ,925, RMSEA = ,046, IC\ 90\% [,044, ,048]$).

Les corrélats intégrés au modèle ont démontré des coefficients de saturation et des niveaux de consistance interne satisfaisant : (a) l'engagement au travail ($,605 < \lambda < ,913 ; \omega = ,841$), (b) le bien-être psychologique ($,498 < \lambda < ,718 ; \omega = ,791$), (c) l'affectivité positive

(,721 < λ < ,907 ; $\omega = .922$), (d) la détresse psychologique (,597 < λ < ,801 ; $\omega = ,854$) et (e) l'affectivité négative (,396 < λ < ,850 ; $\omega = ,854$).

Les corrélations latentes entre le sens au travail et ses corrélats sont détaillés dans le Tableau 5. Étant donné que les résultats précédents ont montré que le facteur SAT était peu défini et que le facteur SDT, bien que spécifique, manquait de fiabilité, cette section se concentrera sur l'analyse du facteur général SGT, élément central du modèle bifactoriel.

Le facteur SGT affiche des corrélations positives fortes avec l'engagement au travail (H1a) et l'affectivité positive (H1c), ainsi qu'une corrélation positive modérée avec le bien-être psychologique (H1b), confirmant ainsi les hypothèses H1a à H1c. De plus, des corrélations négatives et faibles sont observées avec l'affectivité négative et la détresse psychologique, soutenant les hypothèses H1d et H1e. Ces résultats, corroborés par des études antérieures, établissent des liens significatifs entre le SGT et des variables liées au bien-être et au mal-être, renforçant ainsi la validité critériée de l'échelle SDTSAT.

Tableau 5. *Étude 1 — Corrélations latentes entre les variables du modèle de mesure du sens au travail et ses corrélats et indices de fiabilité (alpha et oméga)*

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Sens général au travail (SGT)	,939/,951							
2. Sens <i>du</i> travail (SDT)		,911/,645						
3. Sens <i>au</i> travail (SAT)			.907/,077					
4. Engagement au travail	,647*	,387*	,028	,833/,841				
5. Affectivité positive	,667*	,322*	,038	,800*	,921/,922			
6. Affectivité négative	-,212*	-,103	-,272*	-,302*	-,229*	,851/,854		
7. Bien-être psychologique	,475*	,245*	,100*	,606*	,583*	-,319*	,788/,791	
8. Détresse psychologique	-,189*	-,148*	-,141*	-,314*	-,250*	,586*	-,499*	,851/,854

Note. Les coefficients alpha (α)/oméga (ω) sont indiqués sur la diagonale pour chaque variable.

* $p \leq 0,05$.

Chapitre 4 | Étude 2 — Généralisation et invariance de mesure de l'échelle SDTSAT : une perspective comparative entre cultures européennes

Les recherches antérieures sur le sens au travail ont mis en évidence que l'attribution du sens varie selon les cultures et les pays. Par exemple, il a été proposé que les pays plus individualistes manifestent une préférence plus marquée pour un travail qui a du sens (Woodard *et al.*, 2016), tandis que les cultures collectivistes accordent une plus grande importance aux aspects sociaux et relationnels du travail qui renforcent le sens (Coetzee *et al.*, 2023). De plus, au niveau de la mesure du concept, des études menées en Allemagne (Harzer et Steger, 2012) et en Pologne (Puchalska-Kamińska *et al.*, 2019) ont rencontré des difficultés à reproduire la structure factorielle de l'échelle WAMI, développée initialement auprès d'employés européens et américains d'une université (Steger *et al.*, 2012). Ainsi, ces résultats soulignent l'importance d'évaluer la stabilité des propriétés psychométriques des instruments de mesure du sens au travail dans différents contextes culturels et linguistiques.

L'étude 1 a révélé une structure ESEM bifactorielle de l'échelle SDTSAT auprès d'un échantillon de travailleurs français, mettant en évidence un facteur général du sens au travail ainsi que deux facteurs spécifiques (sens *du* travail et sens *au* travail). Pour appuyer ces résultats initiaux, le premier objectif de l'étude 2 est de vérifier la répliquabilité de ce modèle factoriel dans un nouvel échantillon de travailleurs français.

Au-delà de cette confirmation initiale, le deuxième objectif consiste à étendre la portée de cette échelle à d'autres échantillons européens. L'échelle SDTSAT, disponible en français, a été traduite en quatre autres langues (anglais, allemand, espagnol et portugais). Bien que le sens au travail ait été largement étudié auprès de populations nord-américaines et asiatiques, les échantillons européens restent relativement moins explorés (Tan *et al.*, 2023). Plus précisément, le deuxième objectif de l'étude 2 est d'examiner la généralisabilité du modèle de mesure et la traduction de l'échelle SDTSAT auprès d'échantillons allemands et portugais.

Pour évaluer la validité de traduction d'échelles de mesure, Vandenberg et Lance (2000) recommandent d'analyser l'invariance de mesure de l'instrument. L'invariance de mesure signifie qu'un instrument mesure le même concept de la même manière dans différents sous-groupes de répondants (Chen, 2008; Meredith, 1993; Millsap, 2011). En d'autres termes, un manque d'invariance de mesure compromet la comparaison entre les échantillons de groupes différents (Chen, 2008). Ainsi, pour soutenir la validité de l'échelle SDTSAT, il est souhaitable qu'elle démontre une invariance de mesure entre les différentes traductions, par exemple entre la version française et allemande. Par conséquent, nous formulons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 2 (H2). L'échelle SDTSAT présentera une invariance de mesure entre les cultures et langues.

Si l'invariance de mesure est établie, nous approfondirons notre analyse en comparant les groupes culturels au niveau du construit latent. En utilisant les modèles d'invariance de la variance et de la moyenne latentes (Millsap, 2011), nous examinerons si des différences significatives existent entre les groupes culturels et linguistiques en termes de variance et/ou de moyenne des construits latents (SGT, SDT et SAT). En absence d'hypothèse, nous posons la question de recherche suivante :

Question de recherche 1. Existe-t-il des différences qualitatives significatives du sens au travail entre les cultures et les langues ?

Troisièmement, le troisième objectif de l'étude 2 est d'évaluer l'invariance de mesure de l'échelle SDTSAT en fonction de caractéristiques sociodémographiques clés telles que le genre, l'âge et le statut professionnel (gestionnaire ou non-gestionnaire). Cette analyse est cruciale pour s'assurer que l'échelle peut être utilisée sans biais pour comparer les niveaux de sens au travail entre différentes catégories sociodémographiques, et pour évaluer explicitement la validité discriminante. En effet, cette évaluation garantit l'absence de biais psychométriques dans la mesure, ce qui est fondamental pour la comparaison équitable des résultats entre différents groupes. Ainsi, nous formulons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 3 (H3). L'échelle SDTSAT présentera une invariance de mesure entre les différents groupes sociodémographiques, à savoir (a) le genre, (b) le groupe d'âge et (c) le statut professionnel.

Si l'invariance de mesure est confirmée, nous approfondirons notre analyse en comparant les groupes sociodémographiques sur les construits latents, de manière similaire à ce qui a été fait pour les groupes culturels et linguistiques. En l'absence d'hypothèse, nous formulons la question de recherche suivante :

Question de recherche 2. Existe-t-il des différences qualitatives significatives du sens au travail entre (a) le genre, (b) l'âge et (c) le statut professionnel ?

Méthode

Participants et procédures

L'étude 2 s'appuie sur des données recueillies lors d'un sondage en ligne réalisé par un institut de sondage français entre le 16 février et le 30 avril 2022. La sélection des participants, assurée par des représentants d'entreprises de divers secteurs et tailles, a garanti une certaine variété des industries. Les employés ont été invités à répondre à un questionnaire sur une plateforme indépendante assurant la confidentialité de leurs réponses.

Afin de garantir la qualité des données, les réponses complétées en moins de 6 minutes et celles présentant un motif linéaire systématique ont été exclues de l'analyse.

L'étude 2 a été réalisée auprès de trois échantillons totalisant 501 employés issus de trois pays européens. L'échantillon français ($n = 124$) était principalement masculin ($n = 69$, 55,65 %) et présentait un âge moyen de 43,72 ans ($ET = 10,64$). La plupart des participants occupaient des postes de gestion ($n = 95$ %, 76,61 %) et provenaient principalement des secteurs du commerce (25,00 %), des services (23,39 %) et industriels (20,97 %). En ce qui concerne le niveau d'éducation, 9,68 % des participants n'avaient pas de formation aux études supérieures, 39,52 % avaient suivi de 1 à 3 ans d'études supérieures, alors que 50,81 % avaient suivi 4 ans ou plus.

L'échantillon allemand ($n = 177$) présentait une légère majorité féminine ($n = 92$, 51,98 %) avec une minorité masculine ($n = 83$, 46,89 %) et une très faible proportion de personnes s'identifiant comme « autre » ($n = 2$, 1,13 %). L'âge moyen était de 43,77 ans ($ET = 12,41$), similaire à celui observé dans l'échantillon français. La majorité des participants occupaient également des postes de gestion ($n = 107$, 60,45 %) et étaient issus principalement des services (32,20 %), du commerce (23,16 %) et industriels (16,38 %). Le niveau d'éducation était comparable à celui de l'échantillon français, avec 10,17 % des participants sans formation aux études supérieures, 37,29 % ayant suivi de 1 à 3 ans d'études supérieures et 52,54 % ayant suivi 4 ans ou plus.

Enfin, l'échantillon portugais ($n = 200$) se distinguait par une majorité de femmes ($n = 125$, 62,5 %) et un âge moyen légèrement inférieur, soit 40,79 ans ($ET = 10,03$). La majorité des participants étaient également des gestionnaires ($n = 109$, 54,5 %) et provenaient principalement du secteur des services (42,00 %), suivi du secteur commercial (22,50 %) et industriel (13,00 %). Le niveau d'éducation était similaire aux autres échantillons avec 10 % des participants qui n'avaient pas de formation supérieure, 39,5 % qui avaient suivi de 1 à 3 ans d'études supérieures et 50,5 % qui avaient suivi 4 ans ou plus.

Échelles de mesure

Afin de garantir la précision et la fidélité des échelles de mesure utilisées dans cette étude, l'équipe de l'institut de sondage a porté une attention particulière à la traduction de ces échelles du français vers l'allemand et le portugais. Les énoncés traduits sont présentés dans le Tableau 1.

Sens au travail. Pour évaluer le sens au travail chez les participants, nous avons utilisé la même échelle de mesure que celle employée dans la première étude, afin de maintenir une cohérence méthodologique et de faciliter les comparaisons entre les résultats.

Stratégie d'analyse

Les données descriptives des échantillons ont été calculées à l'aide de la version logiciel R Studio (Posit Team, 2024) et de la version 4.4.1 de R. Les analyses d'invariance de mesure de l'échelle SDTSAT ont été réalisées à l'aide du logiciel Mplus 8.10 (Muthén et

Muthén, 1998-2019), avec l'appui du paquet R MplusAutomation (Hallquist et Wiley, 2018) pour faciliter l'interface entre R et Mplus.

L'estimateur MLR a été utilisé pour les mêmes raisons que dans l'étude 1. Les données manquantes, représentant entre 0 % et 0,80 % des données, ont été traitées par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML ; Enders, 2022).

Généralisabilité de la structure factorielle. Les mêmes critères d'adéquation (CFI, TLI, RMSEA) que ceux utilisés dans l'étude 1 (Hu et Bentler, 1999; Marsh *et al.*, 2005) ont été retenus pour évaluer les modèles.

Invariance de mesure. L'invariance interculturelle et sociodémographique de l'échelle SDTSAT a été évaluée à l'aide d'analyses multigroupes (Millsap, 2011). Dans chacune de ces analyses, le modèle ESEM bifactoriel du sens au travail, identique à celui établi dans l'étude 1, a été estimé. L'invariance d'analyse multigroupe consiste à estimer une série de six modèles de mesure (i -vi) où les paramètres sont progressivement contraints à l'égalité entre les groupes. (i) Le premier modèle, dit configural, vérifie si la même structure factorielle est estimée entre les groupes, sans imposer de contraintes supplémentaires. (ii) Ensuite, l'invariance métrique teste si, en plus de la structure factorielle, les coefficients de saturations des items (λ) sont identiques entre les groupes. (iii) L'invariance scalaire va plus loin en vérifiant l'égalité des intercepts (τ) en plus des paramètres précédents. (iv) L'invariance stricte ajoute une contrainte supplémentaire par rapport à l'égalité des variances résiduelles des items (δ). (v) En plus de l'égalité des autres paramètres, l'invariance des variances latentes examine si les variances des facteurs latents (ξ) sont égales entre les groupes. (vi) Enfin, l'invariance de la moyenne latente teste l'égalité des moyennes latentes (η) en plus de tous les paramètres précédents. Ces modèles d'invariance, du modèle configural au modèle strict, permettent de vérifier l'absence de biais de mesure entre les groupes, condition essentielle pour établir l'invariance d'un instrument de mesure (Morin, A. J. S., 2023). Même si l'invariance des variances et des moyennes latentes n'est pas une condition nécessaire à la validation psychométrique, il n'en demeure pas moins que ces analyses offrent des informations pertinentes sur les différences potentielles entre les groupes.

Pour déterminer le niveau d'invariance, chaque modèle est comparé à son prédécesseur dans la séquence, ce dernier étant moins parcimonieux (c.-à-d., présentent moins de degrés de liberté) car il impose moins de contraintes. Les critères de comparaison de modèles imbriqués de Chen (2007) sont utilisés pour des fins de comparaison. Plus précisément, deux modèles sont considérés comme équivalents lorsque la différence de CFI ou de TLI est inférieure ou égale à $-.010$, ou si la différence de RMSEA est inférieure ou égale à $.015$. Dans ce cas, le modèle le plus parcimonieux (c'est-à-dire, le modèle le plus avancé dans la séquence) est considéré comme offrant une meilleure adéquation aux données. Si les différences dépassent ces critères, le modèle présentant les meilleurs indices d'ajustement sera retenu.

Dans un premier temps, l'invariance de mesure a d'abord été examinée parmi les participants français issus des deux études (étude 1 : $n = 1427$; étude 2 : $n = 123^3$). Cette étape préliminaire vise à répliquer la structure factorielle de l'échelle SDTSAT et à vérifier l'absence de biais entre différents échantillons au sein d'une même population.

Ensuite, l'examen de l'invariance s'est étendu à un niveau interculturel, en comparant les réponses de tous les participants français ($n = 1550$) avec celles des participants portugais ($n = 198^4$) et allemands ($n = 177$). Cette analyse multigroupe visait à évaluer la stabilité des propriétés psychométriques de l'échelle SDTSAT à travers différentes langues et cultures.

Enfin, l'invariance de l'échelle a été explorée en fonction de variables sociodémographiques clés, telles que le genre (hommes : $n = 1042$; femmes : $n = 884$), le groupe d'âge⁵ (18-43 ans : $n = 922$; 44 et plus ans : $n = 1006$) et le statut professionnel (gestionnaires : $n = 960$; non gestionnaires : $n = 968$). Cette dernière étape visait à évaluer la validité discriminante de l'échelle, c'est-à-dire sa capacité à mesurer le même construit de manière cohérente indépendamment des caractéristiques sociodémographiques des participants.

³ Un participant n'a pas été inclus car il a répondu au questionnaire en anglais.

⁴ Deux participants n'ont pas été inclus car ils ont répondu au questionnaire en anglais.

⁵ Les groupes d'âge ont été déterminés par la médiane de l'âge de l'échantillon total.

La fiabilité des facteurs généraux et spécifiques a été évaluée à l'aide des coefficients oméga (McDonald, 1970) , calculés à partir des modèles factoriels ESEM bifactoriels les plus invariants (Morin, A. J. S., 2023; Morin, A. J. S. *et al.*, 2020).

Résultats et brève discussion

Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT selon les groupes culturels et linguistiques

Le Tableau 6 présente les résultats des analyses d'invariance de mesure effectuées entre les échantillons français, allemand et portugais. Le Tableau 7, quant à lui, expose les coefficients de saturation et la variance résiduelle des items du modèle ESEM bifactoriel qui affiche le plus haut niveau d'invariance de mesure entre les groupes comparés.

Une analyse préliminaire comparant les échantillons français des études 1 et 2 a révélé une invariance stricte du modèle de mesure, confirmant ainsi la comparabilité des résultats et l'absence de biais méthodologiques. Les résultats soutiennent aussi la présence de l'invariance des variances latentes, mais ne soutiennent pas celle des moyennes latentes. Ainsi, le modèle de mesure le plus invariant atteint est celui de l'invariance des variances latentes. Ce modèle présente un excellent ajustement selon les indices CFI et TLI, et un bon ajustement selon l'indice RMSEA. Le facteur général (SGT) présente des coefficients de saturation élevés ($,638 < \lambda < ,867$) et une forte fiabilité ($\omega = ,950$). Le facteur SDT affiche des coefficients de saturation modérés ($,273 < \lambda < ,535$) et une fiabilité légèrement insuffisante ($\omega = 0,645$). Le facteur SAT présente un des coefficients faibles à modérés ($,170 < \lambda < ,429$) avec un coefficient oméga largement insuffisant ($\omega = ,097$).

Par ailleurs, puisque les résultats ne soutiennent pas l'invariance des moyennes latentes, il est possible d'identifier une différence significative entre les deux groupes (question de recherche 1). Plus précisément, les participants français de l'étude 1 affichent des scores moyens standardisés significativement inférieurs pour le facteur SGT (1,060, $p < ,001$) et significativement supérieurs pour le facteur SAT (0,316, $p < ,05$) par rapport aux Français de l'étude 2, sans différence significative pour le facteur SDT. Étant donné que l'invariance de mesure est observée jusqu'au modèle de variances latentes, les deux échantillons français ont été combinés pour les analyses d'invariance multigroupe ultérieures.

Par la suite, les résultats soutiennent l'invariance stricte du modèle de mesure de l'échelle SDTSAT à travers toutes les comparaisons interculturelles : (1) Français⁶ c. Allemands, (2) Français c. Portugais, et (3) Allemands c. Portugais, soutenant ainsi l'hypothèse H2.

Dans la première comparaison (Français c. Allemands) et dans la troisième comparaison (Allemands c. Portugais), le modèle le plus invariant atteint est celui de l'invariance des moyennes latentes. Ces deux modèles présentent un excellent ajustement selon les indices CFI et TLI, et un bon ajustement selon l'indice RMSEA.

Dans la première comparaison (Français vs. Allemands), le facteur SGT se distingue par des coefficients de saturation élevés ($0,666 < \lambda < 0,881$) et une forte fiabilité ($\omega = 0,955$). Le facteur SDT présente des coefficients de saturation modérés ($0,285 < \lambda < 0,521$) et une fiabilité insuffisante ($\omega = 0,650$). Enfin, le facteur SAT affiche des coefficients de saturation allant de faibles à modérés ($-0,185 < \lambda < 0,402$) et une fiabilité largement insuffisante ($\omega = 0,078$).

Dans la troisième comparaison (Allemands vs. Portugais), le facteur SGT présente des coefficients de saturation élevés ($0,477 < \lambda < 0,867$) et une forte fiabilité ($\omega = 0,922$). Le facteur SDT affiche des coefficients de saturation modérés à élevés ($0,429 < \lambda < 0,679$), mais une fiabilité légèrement au seuil acceptable ($\omega = 0,664$). Le facteur SAT présente des coefficients de saturation allant de faibles à modérés ($-0,328 < \lambda < 0,483$) et une fiabilité largement en dessous du seuil acceptable ($\omega = 0,064$).

Dans la deuxième comparaison (Français vs. Portugais), le modèle le plus invariant atteint est celui de l'invariance des variances latentes. Ce modèle présente un excellent ajustement selon les indices CFI et TLI, et un bon ajustement selon l'indice RMSEA. Le facteur SGT présente des coefficients de saturation élevés ($,664 < \lambda < ,875$) et une forte fiabilité ($\omega = ,952$). Le facteur SDT affiche des coefficients de saturation modérés ($,272 < \lambda < ,519$) avec une fiabilité inférieure au seuil acceptable ($\omega = ,639$). Le facteur SAT montre des coefficients de saturation allant de faibles à modérés ($-,142 < \lambda < ,433$) et une fiabilité largement en dessous du seuil acceptable ($\omega = ,136$).

⁶ Le groupe « Français » désigne l'échantillon combiné des participants français et francophone des études 1 et 2.

Ces résultats nous permettent d'aborder la question de recherche 1, qui vise à identifier les différences qualitatives du construit du sens entre les groupes culturels et linguistiques. Plus précisément, les participants portugais rapportent niveaux moyens standardisés significativement plus élevés de SGT (0,824, $p < ,001$) et de SDT (0,648, $p < ,001$), mais un niveau significativement plus faible de SAT (-0,227, $p < ,05$) par rapport aux participants français.

Tableau 6. Étude 2 — Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT entre les cultures et les langues

Modèle d'invariance	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90 %]	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
<i>Français (étude 1) c. Français (étude 2)</i>								
Configurale	150,543 (36) *	,984	,960	,064 [0,054, 0,075]				
Métrique (λ)	163,670 (57) *	,985	,976	,049 [0,040, 0,058]	27,944 (21)	+0,001	+0,016	-,015
Scalaire (λ , τ)	179,882 (64) *	,984	,977	,048 [0,040, 0,057]	15,572 (7) *	-,001	+0,001	-,001
Stricte (λ , τ , δ)	238,598 (74) *	,977	,972	,054 [0,046, 0,061]	51,782 (10) *	-,007	-,005	+0,006
Variance latente (λ, τ, δ, ξ)	274,533 (80) *	,973	,969	,056 [0,049, 0,063]	29,284 (6) *	-,004	-,003	+0,002
Moyenne latente (λ , τ , δ , ξ , η)	371,118 (83) *	,960	,956	,067 [0,060, 0,074]	212,806 (3) *	-,013	-,013	+0,011
<i>Français c. Allemands</i>								
Configurale	123,474 (36) *	,990	,975	,053 [0,043, 0,063]				
Métrique (λ)	166,876 (57) *	,987	,980	,047 [0,039, 0,056]	42,459 (21) *	-,003	+0,005	-,006
Scalaire (λ , τ)	194,519 (64) *	,985	,979	,049 [0,041, 0,057]	29,985 (7) *	-,002	-,001	+0,002
Stricte (λ , τ , δ)	274,095 (74) *	,977	,972	,056 [0,049, 0,063]	79,401 (10) *	-,008	-,007	+0,007
Variance latente (λ , τ , δ , ξ)	311,252 (80) *	,973	,970	,058 [0,051, 0,065]	31,128 (6) *	-,004	-,002	+0,002
Moyenne latente (λ, τ, δ, ξ, η)	396,079 (83) *	,964	,961	,066 [0,060, 0,073]	164,747 (3) *	-,009	-,009	+0,008
<i>Français c. Portugais</i>								
Configurale	125,585 (36) *	,986	,966	,053 [0,043, 0,064]				
Métrique (λ)	158,718 (57) *	,984	,975	,045 [0,037, 0,054]	41,101 (21) *	-,002	+0,009	-,008
Scalaire (λ , τ)	179,116 (64) *	,982	,975	,045 [0,038, 0,053]	20,995 (7) *	-,002	,000	,000
Stricte (λ , τ , δ)	237,251 (74) *	,975	,969	,050 [0,043, 0,057]	42,814 (10) *	-,007	-,006	+0,005
Variance latente (λ, τ, δ, ξ)	295,882 (80) *	,967	,963	,056 [0,049, 0,062]	48,679 (6) *	-,008	-,006	+0,006
Moyenne latente (λ , τ , δ , ξ , η)	392,379 (83) *	,952	,948	,065 [0,059, 0,072]	265,579 (3) *	-,015	-,015	+0,009
<i>Allemands c. Portugais</i>								
Configurale	62,544 (36) *	,979	,948	,063 [0,035, 0,088]				
Métrique (λ)	88,315 (57) *	,975	,961	,054 [0,030, 0,075]	27,351 (21)	-,004	+0,013	-,009
Scalaire (λ , τ)	99,551 (64) *	,972	,960	,054 [0,032, 0,075]	11,338 (7)	-,003	-,001	,000
Stricte (λ , τ , δ)	113,530 (74) *	,969	,962	,053 [0,033, 0,072]	14,357 (10)	-,003	+0,002	-,001
Variance latente (λ , τ , δ , ξ)	125,784 (80) *	,964	,959	,055 [0,036, 0,073]	11,408 (6)	-,005	-,003	+0,002
Moyenne latente (λ, τ, δ, ξ, η)	137,417 (83) *	,957	,953	,059 [0,041, 0,076]	15,856 (3) *	-,007	-,006	+0,004

Note. Les données de l'étude 1 et 2 ont été utilisées dans ces analyses. Les Français font référence aux participants français de l'étude 1 combinés à ceux de l'étude 2. χ^2 = Khi carré ; df = degrés de liberté ; CFI = indice comparatif d'ajustement ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; RMSEA = Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation ; IC 90 % = intervalles de confiance à 90 % pour la RMSEA ; Δ , changement par rapport au modèle précédent. λ = coefficient de saturation ; τ = intercept ; δ = variance résiduelle ; ξ = variances factorielles ; η = moyennes factorielles. Le modèle d'invariance de mesure en gras représente le modèle le plus invariant retenu.

* $p \leq ,05$

Tableau 7. Étude 2 — Coefficients de saturation et variances résiduelles des items du modèle ESEM bifactorielle de l'échelle SDTSAT le plus invariant entre les groupes linguistiques

Item	SGT- λ	SDT- λ	SAT- λ	δ
<i>Français étude 1 c. Français étude 2^a</i>				
1	,638	,273	-,209	,476
2	,697	,527	-,006	,236
3	,719	,454	,053	,274
4	,679	,535	,009	,253
5	,673	,506	,161	,265
6	,809	-,034	,034	,342
7	,867	-,116	-,170	,206
8	,786	,093	-,018	,373
9	,759	,005	,285	,343
10	,823	,063	,429	,135
<i>Français combiné c. Allemands^b</i>				
1	,666	,285	-,195	,437
2	,716	,509	,003	,228
3	,742	,439	,050	,255
4	,703	,521	,004	,235
5	,696	,496	,146	,248
6	,829	-,027	,009	,312
7	,881	-,101	-,185	,179
8	,798	,086	-,017	,355
9	,763	,002	,272	,344
10	,840	,052	,402	,130
<i>Français combiné c. Portugais^a</i>				
1	,664	,272	-,202	,444
2	,703	,493	,009	,263
3	,726	,453	,043	,266
4	,693	,519	,017	,250
5	,678	,510	,145	,260
6	,822	-,031	,051	,321
7	,875	-,109	-,142	,202
8	,786	,074	,013	,377
9	,757	,009	,316	,328
10	,813	,070	,433	,147
<i>Allemand vs Portugais^b</i>				
1	,586	,458	-,208	,404
2	,549	,429	,115	,501
3	,561	,534	-,015	,400
4	,585	,571	,031	,331
5	,477	,679	,020	,312
6	,823	-,007	-,062	,319
7	,867	-,029	-,328	,140
8	,687	,001	,125	,512
9	,638	-,032	,483	,359
10	,769	,055	,280	,328

Note. Les données de l'étude 1 et 2 ont été utilisées dans ces analyses. SGT = facteur général du sens au travail ; SDT = facteur spécifique du sens *du* travail ; SAT = facteur spécifique du sens *au* travail ; λ = coefficient de saturation standardisé ; δ = variance résiduelle. Les coefficients de charge principaux sont en gras et ceux qui sont significatifs ($p \leq 0,05$) sont en italique.

^a Modèle d'invariance de mesure de variances latentes ; ^b Modèle d'invariance de mesure de moyennes latentes

Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT selon les caractéristiques sociodémographiques

Le Tableau 8 présente les résultats des analyses d'invariance de mesure effectuées en fonction des caractéristiques sociodémographiques telles que le genre, l'âge et le statut professionnel.

Les résultats confirment l'invariance stricte du modèle de mesure de l'échelle SDTSAT pour toutes les comparaisons sociodémographiques (genre, âge, et statut professionnel), soutenant ainsi l'hypothèse H3. Cette invariance indique que l'échelle évalue le concept de sens au travail de manière équivalente pour les différents groupes sociodémographiques, ce qui permet des comparaisons fiables et renforce la validité de l'échelle dans divers contextes.

Ces résultats permettent également d'aborder la question de recherche 2, qui examine les différences qualitatives selon les caractéristiques sociodémographiques. L'analyse de l'invariance de la variance latente et des moyennes des facteurs latents de l'échelle SDTSAT montre qu'aucune différence significative n'a été observée dans les scores des facteurs latents en fonction du genre, de l'âge ou du statut professionnel des répondants.

En conclusion, les résultats de l'étude 2 valident favorablement l'échelle SDTSAT. La structure factorielle ESEM bifactorielle se réplique dans des échantillons de langues et cultures différentes (francophone, allemand et portugais). Les résultats concordent avec ceux de l'étude 1 : le facteur SGT est bien défini et fiable dans toutes les comparaisons, le facteur SDT conserve sa variance spécifique, et le facteur SAT joue un rôle plus important dans l'explication du facteur général. Les tests d'invariance multigroupe ont montré une invariance stricte pour tous les groupes comparés (langue, genre, âge, statut professionnel), validant ainsi la traduction et l'adaptation de l'échelle dans chaque contexte culturel et permettant une comparaison fiable du concept de sens au travail. Deux différences qualitatives du sens au travail ont été identifiées entre les échantillons : une différence significative entre les échantillons français des études 1 et 2, qui pourrait s'expliquer par les caractéristiques de l'échantillon 1, et une absence d'invariance des

moyennes latentes entre les échantillons français et portugais, possiblement attribuable aux variations culturelles influençant l'expérience du sens au travail.

Tableau 8. Étude 2 — Invariance de mesure de l'échelle SDTSAT entre le genre, le groupe d'âge et le statut professionnel

Modèles d'invariance	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90 %]	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
<i>Homme c. femmes</i>								
Configurale	115,798 (36) *	,990	,975	,048 [.038, .058]				
Scalaire (λ)	164,799 (57) *	,986	,978	,044 [.037, .052]	50,194 (21) *	-,004	+,003	-,004
Métrique (λ, τ)	181,763 (64) *	,985	,979	,044 [.036, .051]	15,010 (7) *	-,001	+,001	,000
Stricte (λ, τ, δ)	190,829 (74) *	,985	,982	,041 [.033, .048]	14,276 (10)	,000	+,003	-,003
Variance-covariance latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi$)	207,598 (80) *	,984	,982	,041 [.034, .048]	16,531 (6) *	-,001	,000	,000
Moyenne latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi, \eta$)	225,089 (83) *	,982	,980	,042 [.036, .049]	24,616 (3) *	-,002	-,002	+,001
<i>Moins âgé c. plus âgé</i>								
Configurale	121,570 (36) *	,989	,973	,050 [.040, .060]				
Scalaire (λ)	156,297 (57) *	,988	,980	,043 [.035, .051]	36,146 (21) *	-,001	+,007	-,007
Métrique (λ, τ)	169,501 (64) *	,987	,981	,041 [.034, .049]	9,657 (7)	-,001	+,001	-,002
Stricte (λ, τ, δ)	225,410 (74) *	,981	,977	,046 [.039, .053]	51,690 (10) *	-,006	-,004	+,005
Variance-covariance latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi$)	228,748 (80) *	,981	,979	,044 [.037, .051]	5,908 (6)	,000	+,002	-,002
Moyenne latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi, \eta$)	236,993 (83) *	,981	,979	,044 [.037, .050]	8,015 (3) *	,000	,000	,000
<i>Gestionnaire c. non gestionnaire</i>								
Configurale	111,070 (36) *	,990	,975	,047 [.037, .056]				
Scalaire (λ)	154,167 (57) *	,987	,980	,042 [.034, .050]	43,988 (21) *	-,003	+,005	-,005
Métrique (λ, τ)	174,048 (64) *	,986	,980	,042 [.035, .050]	20,552 (7) *	-,001	,000	,000
Stricte (λ, τ, δ)	187,759 (74) *	,985	,982	,040 [.033, .047]	17,237 (10)	-,001	+,002	-,002
Variance-covariance latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi$)	247,353 (80) *	,978	,975	,047 [.040, .053]	63,714 (6) *	-,007	-,007	+,007
Moyenne latente ($\lambda, \tau, \delta, \xi, \eta$)	310,631 (83) *	,970	,968	,053 [.047, .060]	81,781 (3) *	-,008	-,007	+,006

Note. Les données de l'étude 1 et 2 ont été utilisées dans ces analyses. χ^2 = Khi carré ; df = degrés de liberté ; CFI = indice comparatif d'ajustement ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; RMSEA = Racine carrée de l'erreur quadratique moyenne d'approximation ; IC 90 % = intervalles de confiance à 90 % pour la RMSEA ; Δ = changement par rapport au modèle précédent. λ = coefficient de saturation ; τ = intercept ; δ = variance résiduelle ; ξ = variances factorielles ; η = moyennes factorielles. Le modèle d'invariance de mesure en gras représente le modèle le plus invariant retenu.

* $p \leq 0,05$.

Chapitre 5 | Discussion générale et conclusion

Ce mémoire avait pour objectif d'évaluer la validité psychométrique de l'échelle SDTSAT, un outil de mesure du sens au travail fondé sur le modèle de Morin, E. M. (1996, 2008). La première étude a évalué la structure factorielle de l'échelle SDTSAT via des analyses factorielles confirmatoires sein d'un échantillon de travailleurs français. Par ailleurs, la validité critériée de l'outil a été examinée en analysant ses relations avec des échelles de mesure de l'engagement au travail, de bien-être psychologique, de détresse psychologique, ainsi que des émotions positives et négatives au quotidien. La deuxième étude s'est centrée sur la généralisation et l'invariance de mesure de l'échelle SDTSAT. Le premier objectif était de répliquer le modèle de mesure identifié dans l'étude 1 sur d'autres échantillons de travailleurs européens. Le deuxième objectif était d'analyser l'invariance de mesure de l'échelle à travers trois échantillons européens (France, Allemagne, Portugal) et en trois langues (français, allemand, portugais), pour vérifier la qualité des traductions et s'assurer de la comparabilité des résultats entre ces langues et pays. Le troisième objectif visait à évaluer la validité discriminante en testant l'invariance de l'échelle entre différents groupes sociodémographiques (genre, âge, statut professionnel) pour s'assurer que l'outil ne présente pas de biais de mesure lié à ces caractéristiques. Les résultats de cette étude ont démontré la robustesse psychométrique de l'échelle SDTSAT, attestant de sa fiabilité et de sa validité pour évaluer le sens au travail dans divers contextes culturels et démographiques. Les implications théoriques et pratiques de ces résultats seront examinées en détail dans la section suivante.

Implications théoriques

Nos résultats contribuent de manière à l'avancement théorique de la compréhension du sens au travail. Premièrement, la comparaison des approches CFA et ESEM a permis de mettre en lumière les avantages de l'ESEM, qui est de plus en plus privilégiée en psychologie positive (p. ex., Longo *et al.*, 2020; Sánchez-Oliva *et al.*, 2017) pour mieux appréhender la complexité des construits multidimensionnels. Pour ceux qui souhaitent approfondir cette méthode, van Zyl et Ten Klooster (2022) offrent un tutoriel appliqué.

Les résultats de nos deux études soutiennent un modèle de mesure bifactoriel ESEM, indiquant que le sens au travail est un concept complexe, à la fois multidimensionnel et hiérarchisé. Ce modèle révèle l'existence de deux facteurs spécifiques (SDT et SAT) et un facteur général (SGT). Ainsi, nos résultats corroborent le modèle théorique de Pratt et Asforth (2003), qui propose une conception du sens au travail structuré en deux dimensions distinctes : le sens *du* travail et le sens *au* travail, lesquelles convergent vers un construit global. Nos analyses factorielles suggèrent que ces deux sources sont distinctes et ne peuvent être fusionnées en une seule dimension. Ainsi, le sens *au* travail provient des tâches effectuées et de l'activité professionnelle elle-même, tandis que le sens *du* travail est associé aux relations interpersonnelles et au contexte social du travail. Cette distinction suggère une boucle récursive : le sens émanant des tâches pourrait renforcer le développement du sens lié au contexte social, et inversement. Cette hypothèse est soutenue par la variance commune captée par le facteur global de sens au travail identifié dans nos analyses.

Également, un aspect particulièrement intéressant de nos résultats réside dans la contribution différenciée des deux sources de sens à l'évaluation globale du sens au travail. D'une part, la variance liée au sens *au* travail est presque entièrement absorbée par le construit hiérarchique de sens global. Cela suggère que l'évaluation globale du sens au travail est fortement influencée par les relations interpersonnelles et l'environnement social professionnel. D'autre part, bien que le sens *du* travail contribue également de manière significative à cette évaluation globale, une portion légèrement plus importante de sa variance reste associée au facteur spécifique. Cela indique que le sens dérivé des tâches conserve une certaine autonomie par rapport au facteur global.

Cette différence dans la répartition de la variance ouvre la voie à l'hypothèse d'un effet additif du sens lié aux tâches (sens *du* travail). Concrètement, dans une étude portant sur les conséquences du sens au travail sur la performance en utilisant l'échelle SDTSAT, il est plausible que le sens *du* travail explique une part supplémentaire de la variance de la performance, au-delà de celle expliquée par l'évaluation globale du sens. Également, le sens *du* travail pourrait entretenir des relations distinctes avec certains antécédents et conséquences au sein du réseau nomologique de ce construit, comparativement au sens

global au travail. Par exemple, concernant les antécédents, prenons le cas de l'autonomie. Alors que le sens global pourrait être positivement corrélé à l'autonomie générale mesurée par le JDS (Hackman et Oldham, 1975), le sens lié aux tâches pourrait être plus spécifiquement associé à l'autonomie des méthodes de travail, telle que mesurée par le *Work Design Questionnaire* (Morgeson et Humphrey, 2006). Toutefois, des études supplémentaires explorant les ramifications nomologiques du sens au travail sont nécessaires pour capturer toute la complexité et la nuance des effets découlant du modèle hiérarchique identifié dans ces deux études.

Deuxièmement, nos résultats confirment la validité critériée de l'échelle SDTSAT en mettant en évidence des relations significatives avec des échelles de mesure établies du bien-être et du mal-être. Plus précisément, nous avons observé de fortes corrélations positives entre le sens global au travail, l'engagement au travail et l'affectivité positive, ainsi qu'une corrélation positive modérée avec le bien-être psychologique. En parallèle, l'échelle SDTSAT, notamment le facteur global de sens, présente des corrélations faibles et négatives avec l'affectivité négative et la détresse psychologique. Ces relations sont systématiquement cohérentes avec les attentes théoriques et les recherches antérieures, notamment la méta-analyse d'Allan *et al.* (2019).

Les associations positives et relativement élevées du sens global au travail avec les échelles de bien-être (engagement au travail, affectivité positive et bien-être psychologique) peuvent être expliquées par le modèle à trois composantes du sens personnel de Reker et Wong (1988, 2013). Ce modèle propose que le sens comporte une composante motivationnelle, cognitive et émotionnelle. Il n'est donc pas surprenant que le sens au travail, bien qu'étant un construit distinct, converge avec des échelles qui impliquent principalement des aspects motivationnels (engagement au travail), cognitifs (bien-être psychologique) et émotionnels (affectivité positive et bien-être psychologique).

Quant aux relations négatives et faibles avec les échelles de mal-être (affectivité négative et détresse psychologique), ces résultats suggèrent que le sens au travail pourrait jouer un rôle protecteur contre le stress, la dépression et les émotions négatives, ouvrant ainsi des perspectives intéressantes pour la prévention des risques psychosociaux.

Troisièmement, les résultats appuient l'invariance stricte de l'échelle SDTSAT, démontrant que cet outil de mesure conserve les mêmes propriétés psychométriques (Flake *et al.*, 2022; Morin, A. J. S., 2023) à travers quatre échantillons de participants provenant de trois pays européens, parlant trois langues différentes. Cette invariance est maintenue indépendamment du genre (homme ou femme), de l'âge (moins âgé ou plus âgé), et du statut professionnel (gestionnaire ou non). En d'autres mots, l'échelle SDTSAT évalue le sens au travail de manière équivalente entre tous les groupes étudiés. Par conséquent, les différences observées entre ces groupes reflètent des variations réelles dans l'expérience du sens au travail, plutôt que des biais liés à l'outil de mesure.

Quatrièmement, les analyses d'invariance entre les échantillons français ont révélé deux différences significatives au niveau des moyennes latentes. D'un côté, les participants français de l'étude 1 présentent des scores moyens standardisés inférieurs pour le SGT et supérieurs pour le SAT par rapport aux participants français de l'étude 2. Cette disparité pourrait s'expliquer par la forte représentation des travailleurs du secteur industriel dans l'échantillon français de l'étude (43,17 %) comparativement à l'échantillon français de l'étude 2 (20,97 %). Une enquête européenne (Eurofound, 2017) suggère que les employés dans le secteur industriel attribuent moins de sens au travail comparativement à la moyenne des 28 pays membres de l'Union européenne. En mobilisant les caractéristiques du travail proposées par Hackman et Oldham (1976), on peut supposer que ces emplois offrent une moindre variété de compétences utilisées, un accomplissement moins complet des tâches, et une importance moindre de celles-ci — autant d'éléments qui contribuent au sens au travail.

De l'autre côté, les participants portugais rapportent des niveaux standardisés plus élevés de SGT et de SDT, mais un niveau significativement plus faible de SAT par rapport aux participants français. Pour interpréter ces résultats, il est pertinent de prendre en compte les différences culturelles entre la France et le Portugal, notamment en termes d'individualisme et de collectivisme, comme le suggère le modèle de Hofstede (1980).

En France, la culture est plus individualiste, valorisant l'autonomie, l'indépendance, et la réalisation personnelle, tandis qu'au Portugal, la culture tend à être plus collectiviste,

mettant l'accent sur l'appartenance au groupe, la coopération, et l'harmonie sociale (Hofstede, 1994). Ces valeurs culturelles peuvent influencer la manière dont les participants perçoivent et évaluent leur travail. Par exemple, les participants français, en accord avec leur culture individualiste, pourraient être plus exigeants dans l'évaluation du SDT, ce qui pourrait expliquer les scores plus faibles observés. En revanche, l'évaluation du SAT pourrait être plus sévère au Portugal, ce qui pourrait justifier les scores plus élevés pour le SGT et le SDT dans ce pays.

Une autre explication possible est que les personnes qui ont rempli le questionnaire ne sont pas nécessairement représentatives de leur culture nationale (Taras *et al.*, 2016). En effet, des variations individuelles existent au sein de chaque pays (Hofstede *et al.*, 2010). Ainsi, la différence de scores entre les Français et les Portugais pourrait être influencée par des facteurs individuels, contextuels ou organisationnels qui ne sont pas directement liés à la culture nationale.

En somme, les résultats des études 1 et 2 confirment la validité structurelle, critériée et discriminante de l'échelle SDTSAT. La structure bidimensionnelle et hiérarchique soutient la proposition théorique de Pratt et Asforth (2003) et se généralise en français, l'allemand et portugais. De plus, le facteur global de l'échelle SDTSAT montre des relations cohérentes avec les recherches antérieures en termes de direction et d'intensité. Enfin, l'échelle SDTSAT ne présente aucun biais de mesure selon la langue, le genre, l'âge ou le statut professionnel. Validée en français, allemand et portugais, l'échelle SDTSAT s'avère être un outil psychométrique essentiel pour mesurer les différentes dimensions du sens au travail.

Implications pratiques

Les résultats de cette étude offrent plusieurs implications pratiques pour les praticiens du développement organisationnel, les chercheurs appliqués en comportement organisationnel et en psychologie industrielle, ainsi que pour les gestionnaires et les dirigeants d'entreprises.

Le sens au travail est une variable cruciale dans le monde organisationnel, servant de lien entre l'organisation du travail et les résultats individuels tels que les attitudes, le bien-être

et les comportements des employés (Allan *et al.*, 2019; Humphrey *et al.*, 2007). Le dernier rapport de Deloitte (2024) sur le capital humain, souligne l'importance du sens au travail, tant comme levier de performance que comme objectif en soi pour le capital humain.

L'échelle SDTSAT, validée, fiable et concise, constitue un instrument précieux pour évaluer ce construit. Grâce à ses qualités psychométriques, elle peut servir d'outil diagnostique pour identifier les forces et les faiblesses en matière de sens au travail au sein des organisations. Les deux études dans ce mémoire mettent en lumière l'importance de favoriser diverses sources de sens au travail. En effet, le sens au travail ne se limite pas aux tâches accomplies ; il englobe également la qualité des relations interpersonnelles et le sentiment d'appartenance à des groupes professionnels.

Pour promouvoir le sens au travail, les stratégies organisationnelles devraient cibler à la fois le contenu du travail et la dynamique des équipes. Enrichir le contenu du travail pourrait passer par l'adoption de pratiques managériales offrant une direction claire et inspirante, un style de leadership qui valorise l'autonomie des équipes, ainsi que des opportunités de développement des compétences. Parallèlement, renforcer le sentiment d'appartenance nécessite de cultiver des relations basées sur la bienveillance, l'équité, et la réciprocité, tout en gérant efficacement les tensions interpersonnelles avant qu'elles n'évoluent en conflit.

La validation de l'échelle SDTSAT en français, allemand et portugais permet d'évaluer de manière fiable le sens au travail dans divers contextes linguistiques et culturels. Cette validation multilingue ouvre des perspectives intéressantes pour les comparaisons interculturelles et interorganisationnelles, facilitant notamment l'établissement de normes entre différentes industries et pays. En conséquence, les organisations peuvent se situer par rapport à d'autres entreprises dans leur écosystème d'affaires et mieux comprendre les facteurs qui contribuent au sens au travail dans divers contextes.

Limitations et recherches futures

Bien que les études présentées dans ce mémoire aient apporté un soutien empirique à la validité psychométrique de l'échelle SDTSAT, il est important de souligner certaines limites à cette recherche, ainsi que des pistes pour de futures recherches.

Premièrement, les études 1 et 2 reposent sur des données transversales, ce qui limite notre capacité à comprendre la dynamique longitudinale (stable ou évolutive) du sens au travail. Pour remédier à cette limite, il est essentiel que de futures recherches adoptent un devis longitudinal, permettant ainsi d'examiner l'évolution du sens au travail au fil du temps.

Deuxièmement, cette étude a révélé des liens entre l'échelle SDTSAT et certains corrélats liés au bien-être et au mal-être. Toutefois, un réseau nomologique englobe également des antécédents (causes potentielles) et des conséquences (effets potentiels ; MacKenzie *et al.*, 2011). Ainsi, une évaluation approfondie de sa validité nomologique reste nécessaire (Lambert et Newman, 2022). Pour évaluer la validité nomologique de l'échelle SDTSAT, les recherches futures devraient s'appuyer sur le cadre analytique proposé par Lysova *et al.* (2019), qui englobe les niveaux individuel (p. ex., personnalité, motivation), occupationnel (p. ex., type de travail, organisation du travail), organisationnel (p. ex., culture organisationnelle, politique, style de leadership) et sociétal (p. ex., culture sociétale, accès à un travail décent). En intégrant ces différents niveaux d'analyse, ces recherches pourraient examiner un éventail plus large de variables potentiellement liées au sens au travail et à ses deux dimensions (sens découlant des tâches et sens découlant des relations). Ces connaissances contribueraient significativement à la conception d'interventions ciblées pour promouvoir efficacement le sens *du* travail et le sens *au* travail.

Troisièmement, les données de cette étude proviennent exclusivement de données autorapportées. Bien que cette méthode soit courante en psychologie organisationnelle, et implicite, étant donné la nature même du construit — seul le sujet de l'expérience est habilité à dire si cela fait sens pour lui — elle présente des limites lorsqu'il s'agit d'estimer l'association du sens au travail avec d'autres construits comme le bien-être ou l'engagement au travail, où le biais de méthode commune peut intervenir (Podsakoff, P. M. *et al.*, 2003; Podsakoff, Philip M. *et al.*, 2024). Ce biais peut artificiellement augmenter la variance partagée entre les variables et fausser les estimations de coefficients entre les variables. Pour atténuer ce biais, les recherches futures devraient recourir à une triangulation des méthodes, en combinant les données autorapportées avec des sources de données complémentaires, comme des évaluations par les pairs, des mesures objectives de performance, des indicateurs organisationnels ou des statistiques nationales. Par

exemple, dans une étude sur le lien entre le travail décent et le sens au travail (voir Blustein *et al.*, 2023), il serait pertinent de croiser les données autorapportées sur l'accès à un travail décent avec des statistiques nationales sur le marché du travail (Duffy *et al.*, 2017). Cette approche permettrait d'obtenir une vision plus nuancée et fiable des relations entre le sens au travail et ses déterminants, en minimisant les biais potentiels.

Quatrièmement, les études 1 et 2 ont permis de valider l'échelle SDTSAT en français, allemand et portugais (du Portugal). Cependant, il est essentiel d'étendre cette validation à d'autres langues et contextes culturels. Dans un premier temps, la validation de l'échelle en anglais, langue dominante dans la recherche académique, favoriserait sa diffusion mondiale et son utilisation dans de nombreuses études comparatives. Dans un second temps, l'Amérique latine offre un terrain d'étude particulièrement pertinent pour valider l'échelle SDTSAT, étant donné le relatif manque de recherches sur le sens au travail dans cette région (Tan *et al.*, 2023). Bien qu'il existe déjà des adaptations en espagnol (Mexique) et en portugais (Brésil), une validation rigoureuse à l'échelle régionale s'impose pour garantir leur pertinence.

Conclusion

Bien que l'intérêt pour le concept de sens au travail ait considérablement augmenté ces dernières années (Burghardt et Möller, 2023), les enjeux entourant sa définition (Both-Nwabuwe *et al.*, 2017; Martela et Pessi, 2018) ont mené à la création d'une multitude d'opérationnalisations (Bailey *et al.*, 2019). Le cadre théorique de Morin, E. M. (1996, 2008) cherche à clarifier la conceptualisation du sens au travail afin d'en faciliter la mesure. En s'appuyant sur ce modèle, l'échelle SDTSAT a été développée pour évaluer de manière cette expérience multidimensionnelle, caractérisée par deux sources distinctes : le sens *du* travail et le sens *au* travail. Les résultats des deux études présentées dans ce mémoire appuient la validité psychométrique de cette échelle à travers différentes cultures. Ainsi, cet outil permettra aux chercheurs et organisations de comprendre le niveau d'expérience de sens ressentie par les employés et de mettre en place des interventions ciblées. De plus, la disponibilité de l'échelle SDTSAT dans plusieurs langues ouvre la porte aux études cherchant à mieux comprendre les différences interculturelles relatives au sens au travail.

Bibliographie

- Allan, B. A., Batz-Barbarich, C., Sterling, H. M. et Tay, L. (2019). Outcomes of Meaningful Work: A Meta-Analysis. *Journal of Management Studies*, 56(3), 500-528. <https://doi.org/10.1111/joms.12406>
- Allan, B. A., Dexter, C., Kinsey, R. et Parker, S. (2018). Meaningful work and mental health: job satisfaction as a moderator. *Journal of Mental Health*, 27(1), 38-44. <https://doi.org/10.1080/09638237.2016.1244718>
- American Psychological Association. (2023). *2023 Work in America Survey: Workplaces as engines of psychological health and well-being*. Récupéré le 2024-08-07 de <https://www.apa.org/pubs/reports/work-in-america/2023-workplace-health-well-being>
- Arnold, K. A., Turner, N., Barling, J., Kelloway, E. K. et McKee, M. C. (2007). Transformational leadership and psychological well-being: the mediating role of meaningful work. *Journal of Occupational Health Psychology*, 12(3), 193-203. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.12.3.193>
- Arora, N. et Garg, N. (2024). Meaningful Work in the Digital Age- A Comprehensive Review and Framework. *Human Resource Development International*, 1-25. <https://doi.org/10.1080/13678868.2024.2336866>
- Asparouhov, T. et Muthén, B. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Asparouhov, T., Muthén, B. et Morin, A. J. S. (2015). Bayesian structural equation modeling with cross-loadings and residual covariances: Comments on Stromeyer et al. *Journal of Management*, 41(6), 1561-1577. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/0149206315591075>
- Bailey, C., Madden, A., Alfes, K., Shantz, A. et Soane, E. (2017). The mismanaged soul: Existential labor and the erosion of meaningful work. *Human Resource Management Review*, 27(3), 416-430. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2016.11.001>
- Bailey, C., Yeoman, R., Madden, A., Thompson, M. et Kerridge, G. (2019). A Review of the Empirical Literature on Meaningful Work: Progress and Research Agenda. *Human Resource Development Review*, 18(1), 83-113. <https://doi.org/10.1177/1534484318804653>
- Bankins, S. et Formosa, P. (2023). The Ethical Implications of Artificial Intelligence (AI) For Meaningful Work. *Journal of Business Ethics*, 185(4), 725-740. <https://doi.org/10.1007/s10551-023-05339-7>
- Battista, J. et Almond, R. (1973). The development of meaning in life. *Psychiatry*, 36(4), 409-427. <https://doi.org/10.1080/00332747.1973.11023774>
- Blustein, D. L., Lysova, E. I. et Duffy, R. D. (2023). Understanding Decent Work and Meaningful Work. *Annual review of organizational psychology and organizational behavior*, 10(1), 289-314. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-031921-024847>
- Both-Nwabuwe, J. M. C., Dijkstra, M. T. M. et Beersma, B. (2017). Sweeping the Floor or Putting a Man on the Moon: How to Define and Measure Meaningful Work. *Frontiers in Psychology*, 8, 1-14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01658>

- Burghardt, J. et Möller, K. (2023). The use of management controls to enhance the perception of meaningful work – a systematic literature review and conceptual model development. *Journal of Accounting Literature*, 45(2), 209-255. <https://doi.org/10.1108/JAL-07-2022-0073>
- Carlson, K. D. et Herdman, A. O. (2012). Understanding the impact of convergent validity on research results. *Organizational Research Methods*, 15(1), 17-32.
- 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. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *Journal of Personality And Social Psychology*, 95(5), 1005-1018. <https://doi.org/10.1037/a0013193>
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S. et Wang, L. C. (2023). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 41, 745–783. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Cho, E. et Kim, S. (2014). Cronbach's Coefficient Alpha. *Organizational Research Methods*, 18(2), 207-230. <https://doi.org/10.1177/1094428114555994>
- Coetzee, M., Ferreira, N. et Potgieter, I. L. (2023). Pathways to meaningful work in the digital workspace: A qualitative exploration. *SA Journal of Industrial Psychology*, 49. <https://doi.org/10.4102/sajip.v49i0.2080>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.112.1.155>
- Colbert, A. E., Bono, J. E. et Purvanova, R. K. (2016). Flourishing via Workplace Relationships: Moving Beyond Instrumental Support. *Academy of Management Journal*, 59(4), 1199-1223. <https://doi.org/10.5465/amj.2014.0506>
- Correia, I. et Almeida, A. E. (2020). Organizational Justice, Professional Identification, Empathy, and Meaningful Work During COVID-19 Pandemic: Are They Burnout Protectors in Physicians and Nurses? *Frontiers in Psychology*, 11, 1-13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.566139>
- Cortina, J. M., Sheng, Z., Keener, S. K., Keeler, K. R., Grubb, L. K., Schmitt, N., Tonidandel, S., Summerville, K. M., Heggstad, E. D. et Banks, G. C. (2020). From alpha to omega and beyond! A look at the past, present, and (possible) future of psychometric soundness in the Journal of Applied Psychology. *Journal of Applied Psychology*, 105(12), 1351-1381. <https://doi.org/10.1037/apl0000815>
- Deloitte. (2024). *2024 Global Human Capital Trends*. https://www2.deloitte.com/content/dam/insights/articles/glob176836_global-human-capital-trends-2024/DI_Global-Human-Capital-Trends-2024.pdf
- Dostoevsky, F. (1862). Chapter 3 - First Impressions. Dans *The House of the Dead*. Récupéré le 2024-01-01 de <https://www.online-literature.com/dostoevsky/house-of-the-dead/3/>
- Duffy, R. D., Allan, B. A., England, J. W., Blustein, D. L., Autin, K. L., Douglass, R. P., Ferreira, J. et Santos, E. J. R. (2017). The development and initial validation of

- the Decent Work Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 64(2), 206-221.
<https://doi.org/10.1037/cou0000191>
- Edwards, J. R. et Berry, J. W. (2010). The Presence of Something or the Absence of Nothing: Increasing Theoretical Precision in Management Research. *Organizational Research Methods*, 13(4), 668-689.
<https://doi.org/10.1177/1094428110380467>
- Enders, C. K. (2022). *Applied missing data analysis*. Guilford Publications.
- Eurofound. (2017). *Sixth European Working Conditions Survey – Overview report (2017 update)*. Luxembourg : Publications Office of the European Union.
- Fairlie, P. (2011). Meaningful Work, Employee Engagement, and Other Key Employee Outcomes: Implications for Human Resource Development. *Advances in Developing Human Resources*, 13(4), 508-525.
<https://doi.org/10.1177/1523422311431679>
- Falque, L., Izoard, S. et Henry, F. (2019). *Point d'étape synthétique de la recherche sur les dirigeants, managers et leaders bâtisseurs de sens* (p. 8). Lille : ICAM.
- Flake, J. K., Davidson, I. J., Wong, O. et Pek, J. (2022). Construct validity and the validity of replication studies: A systematic review. *American psychologist*, 77(4), 576-588. <https://doi.org/10.1037/amp0001006>
- Fletcher, L. et Schofield, K. (2021). Facilitating meaningfulness in the workplace: a field intervention study. *The International Journal of Human Resource Management*, 32(14), 2975-3003.
<https://doi.org/10.1080/09585192.2019.1624590>
- Frankl, V. E. (1969). *The Will to Meaning*. New American Library.
- Fuchs, C. et Diamantopoulos, A. (2009). Using Single-Item Measures for Construct Measurement in Management Research: Conceptual Issues and Application Guidelines. *Die Betriebswirtschaft*, 69(2), 195-210. https://temme.wiwi.uni-wuppertal.de/fileadmin/_migrated/content_uploads/fuchs_diamantopoulos_2009.pdf
- Gable, S. L. et Haidt, J. (2005). What (and Why) is Positive Psychology? *Review of General Psychology*, 9(2), 103-110. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.9.2.103>
- Gignac, G. E. (2016). The higher-order model imposes a proportionality constraint: That is why the bifactor model tends to fit better. *Intelligence*, 55, 57-68.
<https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.01.006>
- Goldberg, D. P., Gater, R., Sartorius, N., Ustun, T. B., Piccinelli, M., Gureje, O. et Rutter, C. (1997). The validity of two versions of the GHQ in the WHO study of mental illness in general health care. *Psychological Bulletin*, 27(1), 191-197.
<https://doi.org/10.1017/s0033291796004242>
- Hackman, J. R. et Oldham, G. R. (1974). *The job diagnostic survey: An instrument for the diagnosis of jobs and the evaluation of job redesign projects* (Technical Report No. 4). <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED099580.pdf>
- Hackman, J. R. et Oldham, G. R. (1975). Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60(2), 159-170.
<https://doi.org/10.1037/h0076546>
- Hackman, J. R. et Oldham, G. R. (1976). Motivation through the Design of Work: Test of a Theory. *Organizational Behavior and Human Performance*, 16(2), 250-279.
[https://doi.org/10.1016/0030-5073\(76\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0030-5073(76)90016-7)

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B., J. et Anderson, R. E. (2009). *Multivariate data analysis* (7 éd.). Prentice-Hall.
- Hallquist, M. N. et Wiley, J. F. (2018). MplusAutomation: An R Package for Facilitating Large-Scale Latent Variable Analyses in Mplus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(4), 621-638. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1402334>
- Harzer, C. et Steger, M. F. (2012). Meaning at work: The German adaptation of the Work and Meaning Inventory (WAMI). European Conference on Positive Psychology (ECP), Moscow.
- Heintzelman, S. J. et King, L. A. (2014). (The feeling of) meaning-as-information. *Personality and Social Psychology Review*, 18(2), 153-167. <https://doi.org/10.1177/1088868313518487>
- Hinkin, T. (1995). A review of scale development practices in the study of organizations. *Journal of Management*, 21(5), 967-988. <https://doi.org/10.1177/014920639502100509>
- Hofstede, G. (1980). Motivation, leadership, and organization: Do American theories apply abroad? *Organizational Dynamics*, 9(1), 42-63. [https://doi.org/10.1016/0090-2616\(80\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0090-2616(80)90013-3)
- Hofstede, G. (1994). Management Scientists Are Human. *Management science*, 40(1), 4-13. <https://doi.org/10.1287/mnsc.40.1.4>
- Hofstede, G., Hofstede, G. J. et Minkov, M. (2010). *Cultures and Organizations: Software of the Mind : Intercultural Cooperation and its Importance for Survival* (3 éd.).
- Hogan, T. P. (2019). *Psychological testing: a practical introduction* (4 éd.). John Wiley & Sons, Inc.
- Hu, L. t. et 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Humphrey, S. E., Nahrgang, J. D. et Morgeson, F. P. (2007). Integrating Motivational, Social, and Contextual Work Design Features: A Meta-Analytic Summary and Theoretical Extension of the Work Design Literature. *Journal of Applied Psychology*, 92(5), 1332-1356. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.5.1332>
- Kahn, W. A. (1990). Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work. *Academy of Management Journal*, 33(4), 692-724. <https://doi.org/10.2307/256287>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., Walters, E. E. et Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychol Med*, 32(6), 959-976. <https://doi.org/10.1017/s0033291702006074>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (5 éd.). The Guilford Press.
- Laaser, K. et Karlsson, J. C. (2022, 2022/10//). Towards a Sociology of Meaningful Work. *Work, Employment and Society*, 36(5), 798-815. <https://doi.org/10.1177/09500170211055998>

- Lambert, L. S. et Newman, D. A. (2022). Construct Development and Validation in Three Practical Steps: Recommendations for Reviewers, Editors, and Authors. *Organizational Research Methods*, 26(4), 574-607. <https://doi.org/10.1177/10944281221115374>
- Lepisto, D. A. et Pratt, M. G. (2016). Meaningful work as realization and justification: Toward a dual conceptualization. *Organizational Psychology Review*, 7(2), 99-121. <https://doi.org/10.1177/2041386616630039>
- Lips-Wiersma, M., Bailey, C., Madden, A. et Morris, L. (2022). Why we don't talk about meaning at work. *MIT Sloan Management Review*.
- Lips-Wiersma, M. et Wright, S. (2012). Measuring the Meaning of Meaningful Work: Development and Validation of the Comprehensive Meaningful Work Scale (CMWS). *Group & Organization Management*, 37(5), 655-685. <https://doi.org/10.1177/1059601112461578>
- Longo, Y., Jovanovic, V., Sampaio de Carvalho, J. et Karas, D. (2020). The General Factor of Well-Being: Multinational Evidence Using Bifactor ESEM on the Mental Health Continuum-Short Form. *Assessment*, 27(3), 596-606. <https://doi.org/10.1177/1073191117748394>
- Lysova, E. I., Allan, B. A., Dik, B. J., Duffy, R. D. et Steger, M. F. (2019). Fostering meaningful work in organizations: A multi-level review and integration. *Journal of Vocational Behavior*, 110(13), 374-389. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.07.004>
- MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M. et Podsakoff, N. P. (2011). Construct Measurement and Validation Procedures in Mis and Behavioral Research: Integrating New and Existing Techniques. *Mis Quarterly*, 35(2), 293-334. <https://doi.org/10.2307/23044045>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T. et Grayson, D. (2005). Contemporary psychometrics: A festschrift for Roderick P. McDonald. Dans A. M.-O. J. M. (Eds.) (dir.), *Goodness of fit in structural equation models* (p. 275-340). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D. et Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: an integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S. et Trautwein, U. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling, Integrating CFA and EFA: Application to Students' Evaluations of University Teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 439-476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- Martela, F. et Pessi, A. B. (2018, 2018/03/26/). Significant Work Is About Self-Realization and Broader Purpose: Defining the Key Dimensions of Meaningful Work. *Frontiers in Psychology*, 9, 1-15. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00363>
- Martela, F. et Steger, M. F. (2016). The three meanings of meaning in life: Distinguishing coherence, purpose, and significance. *The Journal of Positive Psychology*, 11(5), 531-545. <https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1137623>

- Maslow, A. H. (1971). *The farther reaches of human nature* (vol. 19711). Viking press New York.
- May, D. R., Gilson, R. L. et Harter, L. M. (2004, 2004). The psychological conditions of meaningfulness, safety and availability and the engagement of the human spirit at work. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77(1), 11-37. <https://doi.org/10.1348/096317904322915892>
- McDonald, R. P. (1970). The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 23(1), 1-21. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1970.tb00432.x>
- McGregor, D. (1960). *The Human Side of Enterprise*. McGraw-Hill.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525-543. <https://doi.org/10.1007/bf02294825>
- Michaelson, C., Pratt, M. G., Grant, A. M. et Dunn, C. P. (2014, 2014/04/01/). Meaningful Work: Connecting Business Ethics and Organization Studies. *Journal of Business Ethics*, 121(1), 77-90. <https://doi.org/10.1007/s10551-013-1675-5>
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. Routledge.
- Morgeson, F. P. et Humphrey, S. E. (2006, Nov). The Work Design Questionnaire (WDQ): developing and validating a comprehensive measure for assessing job design and the nature of work. *J Appl Psychol*, 91(6), 1321-1339. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1321>
- Morin, A. J. S. (2023). Exploratory Structural Equation Modeling. Dans R. H. Hoyle (dir.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (2 éd., p. 503-524). Guilford Press.
- Morin, A. J. S., Arens, A. K. et Marsh, H. W. (2016). A Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling Framework for the Identification of Distinct Sources of Construct-Relevant Psychometric Multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116-139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Morin, A. J. S., Myers, N. D. et Lee, S. (2020). Modern factor analytic techniques: Bifactor models, exploratory structural equation modeling (ESEM), and Bifactor-ESEM. Dans *Handbook of sport psychology: Exercise, methodologies, & special topics, Vol. 2, 4th ed.* (p. 1044-1073). John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9781119568124.ch51>.
- Morin, E. M. (1996). L'efficacité organisationnelle et le sens du travail. Dans *La quête du sens : Gérer nos organisations pour la santé des personnes, de nos sociétés et de la nature.* (p. 257-286). Éditions de l'organisation, Collection Manpower.
- Morin, E. M. (2008). *Sens du travail, santé mentale et engagement organisationnel* (R-543). <https://www.irsst.qc.ca/media/documents/pubirsst/r-543.pdf>
- Morin, E. M. (2010). La santé mentale au travail : une question de gros bon sens. *Gestion*, 35(3), 34-40. <https://doi.org/10.3917/riges.353.0034>
- Morin, E. M. et Forest, J. (2007). Promouvoir la santé mentale au travail : donner un sens au travail. *Gestion*, 32(2), 31-36. <https://doi.org/10.3917/riges.322.0031>
- Motamed, N., Edalatian Zakeri, S., Rabiee, B., Maadi, M., Khonsari, M. R., Keyvani, H., Hosseini, S. H. et Zamani, F. (2017). The Factor Structure of the Twelve

- Items General Health Questionnaire (GHQ-12): a Population Based Study. *Applied Research in Quality of Life*, 13(2), 303-316. <https://doi.org/10.1007/s11482-017-9522-y>
- Murray, A. L. et Johnson, W. (2013). The limitations of model fit in comparing the bi-factor versus higher-order models of human cognitive ability structure. *Intelligence*, 41(5), 407-422. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2013.06.004>
- Muthén, L. K. et Muthén, B. O. (1998-2019). *Mplus user's guide* (8 éd.). Muthén & Muthén.
- Pew Research Center. (2021). *What Makes Life Meaningful? Views From 17 Advanced Economies*. <https://www.pewresearch.org/global/2021/11/18/what-makes-life-meaningful-views-from-17-advanced-economies/>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y. et Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B. et Podsakoff, N. P. (2016). Recommendations for Creating Better Concept Definitions in the Organizational, Behavioral, and Social Sciences. *Organizational Research Methods*, 19(2), 159-203. <https://doi.org/10.1177/1094428115624965>
- Podsakoff, P. M., Podsakoff, N. P., Williams, L. J., Huang, C. et Yang, J. (2024). Common Method Bias: It's Bad, It's Complex, It's Widespread, and It's Not Easy to Fix. *Annual review of organizational psychology and organizational behavior*, 11(1), 17-61. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-110721-040030>
- Posit Team. (2024). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. Dans Posit Software, PBC. <http://www.posit.co/>
- Pradhan, S. et Jena, L. K. (2017). Effect of abusive supervision on employee's intention to quit and the neutralizing role of meaningful work in Indian IT organizations. *International Journal of Organizational Analysis*, 25(5), 825-838. <https://doi.org/10.1108/ijoa-01-2017-1107>
- Pratt, M. G. et Asforth, B. E. (2003). Fostering meaningfulness in working and at work. Dans K. Cameron (dir.), *Positive organizational scholarship* (p. 309-327). Berrett-Koehler.
- Puchalska-Kamińska, M., Czerw, A. et Roczniowska, M. (2019). Work Meaning in Self and World Perspective: A New Outlook on the WAMI Scale. *Social Psychological Bulletin*, 14(1), 1-29. <https://doi.org/10.32872/spb.v14i1.30207>
- Ravid, D. M., White, J. C., Tomczak, D. L., Miles, A. F. et Behrend, T. S. (2022). A meta-analysis of the effects of electronic performance monitoring on work outcomes. *Personnel Psychology*, 76(1), 5-40. <https://doi.org/10.1111/peps.12514>
- Reker, G. T. et Wong, P. T. P. (1988). Aging as an individual process: Toward a theory of personal meaning. Dans J. E. Birren et V. L. Bengtson (dir.), *Emergent theories of aging*. Springer Publishing Company.
- Reker, G. T. et Wong, P. T. P. (2013). Personal meaning in life and psychosocial adaptation in the later years. Dans *The human quest for meaning* (p. 433-456). Routledge.

- Revelle, W. et Condon, D. M. (2019). Reliability from alpha to omega: A tutorial. *Psychological Assessment*, 31(12), 1395-1411. <https://doi.org/10.1037/pas0000754>
- Romney, A. C., Netchaeva, E., Smith, I. H. et Brief, A. P. (2024). Meaningfulness is a luxury? How daily meaningful work activities and financial resources influence daily meaning and purpose in life. *The International Journal of Human Resource Management*, 35(13), 2283-2308. <https://doi.org/10.1080/09585192.2024.2332466>
- Rosso, B. D., Dekas, K. et Wrzesniewski, A. (2010). On the meaning of work: A theoretical integration and review. *Research in organizational behavior*, 30(30), 91-127. <https://doi.org/10.1016/j.riob.2010.09.001>
- Ryff, C. D. et Keyes, C. L. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality And Social Psychology*, 69(4), 719-727. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.69.4.719>
- Sánchez-Oliva, D., Morin, A. J. S., Teixeira, P. J., Carraça, E. V., Palmeira, A. L. et Silva, M. N. (2017). A bifactor exploratory structural equation modeling representation of the structure of the basic psychological needs at work scale. *Journal of Vocational Behavior*, 98, 173-187. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2016.12.001>
- Schaufeli, W. B. et Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25(3), 293-315. <https://doi.org/10.1002/job.248>
- Schaufeli, W. B., Shimazu, A., Hakanen, J., Salanova, M. et De Witte, H. (2019). An Ultra-Short Measure for Work Engagement. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(4), 577-591. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000430>
- Schnell, T. (2020). *The psychology of meaning in life*. Routledge.
- Schnell, T. et Hoffmann, C. (2020). ME-Work: Development and Validation of a Modular Meaning in Work Inventory. *Frontiers in Psychology*, 11, 1-18. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.599913>
- Schnell, T., Höge, T. et Pollet, E. (2013). Predicting meaning in work: Theory, data, implications. *The Journal of Positive Psychology*, 8(6), 543-554. <https://doi.org/10.1080/17439760.2013.830763>
- Scott, K. S. (2019). Making sense of work: finding meaning in work narratives. *Journal of Management & Organization*, 28(5), 1057-1077. <https://doi.org/10.1017/jmo.2019.43>
- Seligman, M. E. et Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology. An introduction. *American psychologist*, 55(1), 5-14. <https://doi.org/10.1037//0003-066x.55.1.5>
- Smids, J., Nyholm, S. et Berkers, H. (2019). Robots in the Workplace: a Threat to—or Opportunity for—Meaningful Work? *Philosophy & Technology*, 33(3), 503-522. <https://doi.org/10.1007/s13347-019-00377-4>
- Soane, E., Shantz, A., Alfes, K., Truss, C., Rees, C. et Gatenby, M. (2013). The Association of Meaningfulness, Well-Being, and Engagement with Absenteeism: A Moderated Mediation Model. *Human Resource Management*, 52(3), 441-456. <https://doi.org/10.1002/hrm.21534>

- Song, Z., Foo, M. D. et Uy, M. A. (2008). Mood spillover and crossover among dual-earner couples: a cell phone event sampling study. *Journal of Applied Psychology*, 93(2), 443-452. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.2.443>
- Spreitzer, G. M. (1995). Psychological Empowerment in the Workplace: Dimensions, Measurement and Validation. *Academy of Management Journal*, 38(5), 1442-1465. <https://doi.org/10.2307/256865>
- Steger, M. F. et Dik, B. J. (2009). If One is Looking for Meaning in Life, Does it Help to Find Meaning in Work? *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 1(3), 303-320. <https://doi.org/10.1111/j.1758-0854.2009.01018.x>
- Steger, M. F., Dik, B. J. et Duffy, R. D. (2012). Measuring Meaningful Work: The Work and Meaning Inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322-337. <https://doi.org/10.1177/1069072711436160>
- Stryker, S. et Serpe, R. T. (1982). Commitment, identity salience, and role behavior: Theory and research example. Dans *Personality, roles, and social behavior* (p. 199-218). Springer.
- Tajfel, H. et Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. Dans W. G. Austin et S. Worchel (dir.), *The social psychology of intergroup relations* (p. 33-47). Brooks/Cole.
- Tan, K.-L., Sim, A. K. S., Yap, S. S.-N., Vithayaporn, S. et Rachmawati, A. W. (2023). A systematic review of meaningful work unifying 20 years of theoretical and substantive contributions (2000–2020). *Journal of Advances in Management Research*, 20(3), 462-512. <https://doi.org/10.1108/JAMR-11-2022-0225>
- Taras, V., Steel, P. et Kirkman, B. L. (2016). Does Country Equate with Culture? Beyond Geography in the Search for Cultural Boundaries. *Management International Review*, 56(4), 455-487. <https://doi.org/10.1007/s11575-016-0283-x>
- Treadgold, R. (1999). Transcendent Vocations: Their Relationship to Stress, Depression, and Clarity of Self-Concept. *Journal of Humanistic Psychology*, 39(1), 81-105. <https://doi.org/10.1177/0022167899391010>
- Tummers, L. G. et Den Dulk, L. (2013). The effects of work alienation on organisational commitment, work effort and work-to-family enrichment. *Journal of Nursing Management*, 21(6), 850-859. <https://doi.org/10.1111/jonm.12159>
- van Zyl, L. E. et Ten Klooster, P. M. (2022). Exploratory Structural Equation Modeling: Practical Guidelines and Tutorial With a Convenient Online Tool for Mplus. *Front Psychiatry*, 12, 795672. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
- Vandenberg, R. J. et 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), 4-70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Watson, D., Clark, L. A. et Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality And Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Woodard, M. S., Miller, J. K., Miller, D. J., Silvernail, K. D., Guo, C., Nair, S., Aydin, M. D., Lemos, A. H. d. C., Donnelly, P. F., Kumpikaite-Valiuniene, V., Marx, R. et Peters, L. M. (2016). A cross-cultural examination of preferences for work

- attributes. *Journal of Managerial Psychology*, 31(3), 702-719.
<https://doi.org/10.1108/jmp-09-2013-0289>
- Wrzesniewski, A., Dutton, J. E. et Debebe, G. (2003). Interpersonal Sensemaking and the Meaning of Work. *Research in organizational behavior*, 25, 93-135.
[https://doi.org/10.1016/s0191-3085\(03\)25003-6](https://doi.org/10.1016/s0191-3085(03)25003-6)
- Yeoman, R., Bailey, C., Madden, A. et Thompson, M. (2019). Introduction and Overview. Dans *The Oxford Handbook of Meaningful Work* (1 éd., p. 1-19). Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780198788232.001.0001>.