

Impact de la Qualité de Vie au Travail sur l'Engagement Affectif des enseignants au Maroc : une analyse empirique du rôle modérateur de l'intelligence artificielle

Impact of Quality of Work Life on Affective Commitment of Teachers in Morocco: An Empirical Analysis of the Moderating Role of Artificial Intelligence

Lamiaa BELKADI, (Doctorante-Chercheuse)

*Laboratoire de l'Economie et Management des organisations
Faculté d'économie et de gestion,
Université Ibn Tofail Kénitra, Maroc*

Fatima IBN CHAHID, (Docteur-chercheuse)

*Ecole Nationale de Commerce et de Gestion Tanger
Université Abdelmalek Essaadi – Maroc*

Wafae JARACHI, (Doctorante-Chercheuse)

*Laboratoire de l'Economie et Management des organisations
Faculté d'économie et de gestion,
Université Ibn Tofail Kénitra, Maroc*

Youssef KHATORI, (Enseignant-chercheur)

*Laboratoire de l'Economie et Management des organisations
Faculté d'économie et de gestion,
Université Ibn Tofail Kénitra, Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté de science juridiques économiques et sociales Campus universitaire, BP.242 Université Ibn Tofail (UIT) Maroc (Kenitra) 14000
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	BELKADI, L., IBN CHAHID, F., JARACHI, W., & KHATORI, Y. (2025). Impact de la Qualité de Vie au Travail sur l'Engagement Affectif des enseignants au Maroc : une analyse empirique du rôle modérateur de l'intelligence artificielle. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 6(11), 438–458. https://doi.org/10.5281/zenodo.17391471
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: 23/08/2025

Accepted: 25/10/2025

Impact de la Qualité de Vie au Travail sur l'Engagement Affectif des enseignants au Maroc : une analyse empirique du rôle modérateur de l'intelligence artificielle

Résumé :

La qualité de vie au travail (QVT) constitue un levier majeur du management contemporain, influençant à la fois l'engagement des employés et la performance organisationnelle. Dans le contexte éducatif marocain, l'engagement affectif organisationnel (EAO) des enseignants apparaît comme un facteur clé de réussite institutionnelle. Cette recherche s'interroge sur la manière dont la qualité de vie au travail influence l'engagement affectif organisationnel des enseignants, tout en examinant le rôle modérateur de la perception de l'intelligence artificielle (IA) dans cette relation.

Les données collectées auprès d'un échantillon de 224 enseignants, issus à la fois du secteur public et du secteur privé, révèlent que la QVT évaluée par le bien-être, l'équilibre entre travail et vie personnelle, la satisfaction, l'autonomie et les conditions de travail favorise significativement l'EAO. Les données ont été traitées à l'aide de la méthode des équations structurelles (SEM) selon l'approche LISREL, permettant de tester simultanément les relations directes, modératrices du modèle conceptuel.

Les résultats révèlent que la QVT, évaluée à travers le bien-être, l'équilibre travail-vie personnelle, la satisfaction, l'autonomie et les conditions de travail, favorise significativement l'EAO. La satisfaction professionnelle joue un rôle médiateur central dans ce processus. Par ailleurs, la perception favorable de l'IA amplifie cette dynamique, tandis qu'une perception négative en limite les effets. Ces résultats mettent en évidence la pertinence d'une stratégie managériale qui conjugue la promotion de la QVT avec une adoption raisonnée et progressive des outils d'IA. En plaçant le bien-être des enseignants au cœur des pratiques de gestion, tout en exploitant le potentiel de l'IA, les établissements peuvent renforcer durablement l'engagement, la motivation et la performance collective.

Mots clés : Qualité de vie au travail ; Engagement affectif ; Management éducatif ; Intelligence artificielle ; Variable modératrice.

JEL Classification : M54

Type du papier : Recherche empirique

Abstract:

Quality of life at work (QLW) is a major lever in contemporary management, influencing both employee engagement and organizational performance. In the Moroccan educational context teachers, emotional engagement appears to be a key factor in institutional success.

This research examines how quality of work life (QWL) influences teachers' affective organizational commitment, while analyzing the moderating role of the perception of artificial intelligence (AI) in this relationship. Data collected from a sample of 224 teachers from both the public and private sectors reveals that QWL, as assessed by well-being, work-life balance, satisfaction, autonomy, and working conditions, significantly promotes EAO. Job satisfaction plays a central mediating role in this process. Were analyzed using the **Structural Equation Modeling (SEM)** method based on the **LISREL approach**, allowing for the simultaneous testing of the direct, mediating, and moderating relationships within the conceptual model.

Furthermore, a favorable perception of AI amplifies this dynamic, while a negative perception limits its effects.

These results confirm the relevance of a managerial approach that simultaneously integrates the promotion of QWL and the thoughtful adoption of AI tools. By placing the well-being of teachers at the heart of management practices, while exploiting the potential of AI, institutions can sustainably strengthen commitment, motivation, and collective performance.

Keywords: Quality of life at work; Emotional commitment; Educational management; Artificial intelligence; Moderating variable.

JEL Classification: M54

Paper type: Empirical research

1. Introduction

La qualité de vie au travail (QVT) est aujourd'hui au coeur de recherche et de pratique en management, vue son importance dans la performance organisationnelle et la durabilité institutionnelle. Au-delà d'une simple approche centrée sur le bien-être, la QVT s'impose comme un levier stratégique de management des ressources humaines, contribuant à la création de valeur et au renforcement du capital immatériel des organisations. Selon le Job Demands-Resources Model (JD-R), un environnement organisationnel riche en ressources telles que la reconnaissance, l'autonomie ou le soutien technologique qui constitue un élément essentiel pour le bien-être et l'engagement des collaborateurs, tout en réduisant les effets délétères des contraintes professionnelles (Bakker & Demerouti, 2017). Dans ce contexte, la QWL n'est pas uniquement un indice de satisfaction au travail, elle est également un facteur stratégique influant sur la compétitivité et l'efficacité managériale.

Dans le contexte marocain de l'enseignement secondaire et supérieur, la question de la QVT prend une acuité particulière. Le secteur éducatif est marqué par des pressions structurelles (surcharge de travail, manque de moyens, dualité public/privé) qui influencent directement la façon dont les enseignants perçoivent leur milieu de travail. Or, comme le souligne la théorie de l'engagement organisationnel de Meyer et Allen (1993), un climat de travail perçu comme positif favorise l'EAO, c'est-à-dire l'attachement émotionnel des individus à leur organisation, qui se traduit par une implication accrue dans les missions pédagogiques, une meilleure qualité de l'enseignement et une fidélité renforcée (Kanten & Sadullah, 2012 ; Arif & Ilyas, 2013). Dans cette perspective, la QVT constitue un levier de management essentiel pour améliorer la performance éducative et renforcer la durabilité des établissements.

Parallèlement, l'essor de l'IA ouvre de nouvelles perspectives pour le management des organisations éducatives. L'IA, en réduisant les tâches répétitives, en facilitant la personnalisation de l'apprentissage et en améliorant la gestion du temps, peut être envisagée comme une ressource organisationnelle susceptible de renforcer la QVT et par conséquent, l'engagement des enseignants (Holmes et al., 2022). Toutefois, conformément à la Social Exchange Theory (Blau, 1964), les effets de l'IA dépendent largement de sa perception par les utilisateurs : perçue comme un soutien, elle génère un sentiment de réciprocité et stimule l'engagement; perçue comme une contrainte ou une menace, elle peut engendrer stress, résistance et désengagement (Lee et al., 2015 ; Dwivedi et al., 2023). Même si l'IA suscite de plus en plus d'intérêt dans le management de l'éducation, son rôle modérateur dans la relation entre QVT et EAO demeure peu exploré, en particulier dans les contextes émergents. À la lumière de ces considérations, cette recherche vise à déterminer dans quelle mesure la qualité de vie au travail influence l'engagement affectif des enseignants et à examiner le rôle modérateur exercé par la perception de l'intelligence artificielle dans cette relation.

Cette étude s'inscrit dans cette dynamique et vise deux objectifs. D'une part, elle cherche à examiner empiriquement l'impact de la QVT sur l'EAO des enseignants marocains du secondaire et du supérieur. D'autre part, elle introduit l'utilisation de l'IA au travail comme variable modératrice, dans le but d'analyser dans quelle mesure l'intégration technologique peut renforcer ou atténuer cette relation. Afin de répondre à cette question, une approche quantitative a été adoptée auprès de 224 enseignants marocains. Les relations entre les variables latentes ont été testées au moyen de la méthode des équations structurelles (SEM) selon l'approche LISREL, qui permet d'évaluer simultanément les effets directs, médiateurs et modérateurs du modèle conceptuel. Ce choix méthodologique se justifie par le caractère confirmatoire de l'étude et par la volonté de tester un modèle théorique préétabli. En effet, contrairement à l'approche PLS-SEM, davantage exploratoire et prédictive, l'approche LISREL (CB-SEM) est fondée sur la covariance et vise à vérifier l'adéquation globale du modèle aux données empiriques à travers des indices d'ajustement (CFI, GFI, RMSEA). Ce

cadre analytique offre une rigueur statistique supérieure pour la validation du modèle et l'interprétation des relations structurelles entre les dimensions de la QVT, l'EAO et la perception de l'IA.

D'un point de vue théorique, cette recherche apporte une contribution à l'enrichissement du champ du management en articulant la QVT, l'engagement organisationnel et l'intégration des technologies émergentes. Sur le plan managérial, elle fournit des recommandations pratiques aux décideurs éducatifs pour une intégration optimale de l'IA, favorisant la satisfaction, la motivation et la rétention des enseignants.

La structure de l'article est la suivante : la première section propose une revue de littérature et développe les hypothèses de recherche ; la deuxième décrit la méthodologie, les instruments de mesure et les techniques d'analyse ; la troisième expose les résultats empiriques ; enfin, la quatrième section présente les implications théoriques et managériales, ainsi que les limites et les pistes de prochaines recherches.

2. Revue de la littérature

La présente section éclaire deux concepts fondamentaux pour la compréhension du comportement organisationnel des enseignants : la QVT et l'EAO.

2.1 Qualité de Vie au Travail (QVT)

La QVT occupe une place centrale dans les recherches contemporaines en management et psychologie organisationnelle. Elle reflète la perception subjective du bien-être global d'un individu dans son environnement professionnel et englobe des dimensions telles que le bien-être psychologique, la conciliation vie professionnelle-vie privée, la satisfaction liée aux conditions de travail, ainsi que l'autonomie et la reconnaissance (Danna & Griffin, 1999 ; Van Laar, Edwards & Easton, 2007).

Les travaux fondateurs de Walton (1975), enrichis par l'échelle Work-Related Quality of Life (WRQoL) (Van Laar et al., 2007), démontrent que la QVT ne se limite pas aux aspects matériels ou organisationnels, mais englobe une vision plus holistique, intégrant la santé psychologique, la sécurité et l'équilibre de vie. Une QVT élevée s'associe à des bénéfices organisationnels tangibles : réduction du stress et de l'absentéisme, motivation accrue et performance durable (Warr, 2011; Karimi et al., 2014).

2.2. L'engagement affectif organisationnel (AEO)

Parmi les différentes facettes de l'engagement organisationnel, l'EAO s'impose comme la plus déterminante. D'après Meyer et Allen (1993), il reflète la profondeur du lien émotionnel et psychologique qui rattache un employé à son organisation. Les individus qui présentent un engagement affectif élevé développent un sentiment d'appartenance fort, s'identifient aux valeurs de leur institution et manifestent une volonté d'y contribuer activement (Allen & Meyer, 1990).

La littérature empirique souligne que cet attachement affectif favorise non seulement la satisfaction au travail, mais aussi la résilience face aux contraintes et aux pressions professionnelles (Bakker & Demerouti, 2008 ; Hakanen, Bakker & Schaufeli, 2006). Dans le contexte éducatif, il constitue un levier essentiel pour stimuler la motivation des enseignants et renforcer la qualité de l'expérience pédagogique.

2.3. Le lien entre QVT et EAO

De multiples recherches soulignent l'influence positive de la QVT sur l'EAO. Un environnement professionnel marqué par le respect, la reconnaissance, des conditions de travail favorables et un équilibre vie professionnelle-vie privée favorise un attachement émotionnel durable à l'organisation (Eisenberger et al., 1986 ; Rich, Lepine & Crawford, 2010). De plus,

des pratiques managériales axées sur la qualité de vie – telles que le soutien organisationnel ou la participation aux décisions – amplifient la propension des salariés à développer un engagement affectif (Schaufeli & Bakker, 2010).

Comparativement, des études menées dans différents secteurs montrent que lorsque la QVT est faible (stress élevé, surcharge de travail, manque de soutien), les employés manifestent une baisse de leur engagement affectif et un risque accru de désengagement ou de turnover (Karimi et al., 2014). Ainsi, la QVT agit comme un catalyseur clé du lien émotionnel des salariés avec leur organisation.

Selon le modèle WRQoL (Work-Related Quality of Life), chaque composante de la QVT contribue différemment au renforcement de l'attachement émotionnel des employés à leur organisation.

2.3.1. Bien-être général et engagement émotionnel

Le bien-être général reflète la satisfaction psychologique et émotionnelle d'un individu dans son environnement professionnel. Yuh (2022) a démontré que les enseignants ayant un niveau de bien-être élevé développent une attitude positive et un fort sentiment d'appartenance à leur institution. Il est donc possible de formuler l'hypothèse suivante :

H1 : *Le bien-être général perçu a un effet positif significatif sur l'engagement affectif des enseignants.*

2.3.2 Relations sociales au travail et engagement affectif

Les relations sociales sont un pilier fondamental de la QW. Des études récentes (Laribi, 2020 ; Bousalama & Ghazali, 2025) ont montré que les relations professionnelles basées sur la confiance et le soutien mutuel renforcent l'attachement émotionnel et la cohésion au sein des équipes éducatives. Cette observation conduit à l'hypothèse suivante :

H2 : *Les relations sociales positives et solidaires ont une influence positive sur l'engagement émotionnel des enseignants.*

2.3.3. Équilibre entre vie professionnelle et vie privée et engagement émotionnel

L'équilibre entre vie professionnelle et vie privée est un facteur déterminant de la QVT. Michelin (2024) a révélé que la capacité à concilier travail et vie privée réduit la fatigue émotionnelle et renforce l'attachement émotionnel. De même, Lahlimi (2024) a observé que les enseignants qui bénéficient d'un bon équilibre entre vie professionnelle et vie privée font preuve d'un engagement émotionnel plus fort envers leur école. À la lumière de ces résultats, l'hypothèse suivante peut être formulée :

H3 : *Un meilleur équilibre entre vie professionnelle et vie privée a un effet positif sur l'engagement émotionnel des enseignants.*

2.3.4. Conditions de travail et engagement émotionnel

Les conditions de travail influencent directement la satisfaction et la motivation des employés. Hermanto (2024) a montré que des conditions favorables contribuent à l'épanouissement professionnel, tandis que Biyouda (2023) a indiqué que des conditions précaires entraînent une baisse de l'attachement émotionnel. Par conséquent, l'hypothèse suivante est proposée :

H4 : *Les conditions de travail perçues comme favorables influencent positivement l'engagement émotionnel des enseignants.*

2.3.5. Développement professionnel et engagement émotionnel

Le développement professionnel joue un rôle essentiel dans la perception de la reconnaissance et de l'appréciation. Abebe (2023) a montré que les enseignants qui ont des possibilités de formation et d'avancement font preuve d'une loyauté émotionnelle plus élevée. Ces résultats

sont corroborés par Hichami (2021), qui souligne que l'appréciation des compétences renforce l'attachement émotionnel. Sur cette base, l'hypothèse suivante est formulée :

H5 : *Les possibilités de développement professionnel et d'avancement de carrière influencent positivement l'engagement émotionnel des enseignants.*

2.3.6. Autonomie au travail et engagement émotionnel

L'autonomie favorise la responsabilisation et le sentiment de contrôle sur son travail. Bourdu (2016) et Fracchia et al. (2012) ont montré que la latitude décisionnelle et la participation aux décisions organisationnelles stimulent la motivation et l'attachement émotionnel. Ainsi, l'hypothèse suivante est formulée :

H6 : *Une autonomie perçue comme élevée au travail renforce l'engagement affectif des enseignants.*

2.3.7. Satisfaction au travail et engagement affectif

La satisfaction au travail résume l'évaluation globale que les individus font de leurs conditions et expériences de travail. Sajjad (2013) et Lahlimi (2024) ont montré que la satisfaction est un prédicteur majeur de l'engagement affectif, car elle reflète une perception positive du contexte professionnel. De cette observation découle l'hypothèse suivante :

H7 : *Une satisfaction au travail élevée a un effet positif significatif sur l'engagement émotionnel des enseignants.*

Hypothèse générale

Sur la base des résultats de la littérature, il apparaît que la QVT dans son ensemble a une influence décisive sur l'attachement émotionnel des individus à leur organisation.

Hypothèse générale (H0) : *La qualité de vie au travail a une influence positive sur l'engagement émotionnel des enseignants.*

2.4 L'utilisation de l'IA au travail

Dans un environnement où le numérique modifie radicalement les structures organisationnelles, l'emploi de l'IA en milieu professionnel révèle de nouvelles dimensions concernant la QVT et l'implication émotionnelle. L'intelligence artificielle, lorsqu'elle est mobilisée comme outil d'assistance plutôt que de substitution, contribue à optimiser la gestion des tâches répétitives, à favoriser un équilibre harmonieux entre vie professionnelle et vie personnelle, et à renforcer l'autonomie des employés (Brynjolfsson & McAfee, 2017).

Certaines études récentes suggèrent que l'intégration de l'IA dans l'environnement professionnel, si elle est accompagnée d'une communication transparente et de pratiques éthiques, peut contribuer à une meilleure QVT et indirectement à un engagement affectif plus fort (Jarrahi, 2018 ; Davenport & Ronanki, 2018). À l'inverse, une adoption perçue comme intrusive ou menaçante risque de susciter de l'anxiété et d'affaiblir l'attachement affectif des employés envers leur organisation.

3. Méthodologie

Cette étude adopte une approche quantitative rigoureuse, complétée par une perspective exploratoire pour examiner les relations structurelles entre la QVT et l'EAO des enseignants. L'objectif principal est de valider empiriquement les instruments de mesure et d'analyser la dynamique de l'EAO sur les différentes dimensions de la QVT en intégrant l'effet modérateur de l'utilisation de l'IA au travail.

L'enquête a été menée auprès de 224 enseignants marocains. L'échantillonnage non probabiliste raisonné a ciblé des participants directement concernés par les problématiques étudiées. La répartition démographique indique que 5,6 % des participants ont entre 20 et 30 ans, 35,2 % entre 30 et 40 ans, 41,6 % entre 40 et 50 ans et 17,6 % entre 50 et 60 ans.

3.1. Outils de mesure

La QVT a été mesurée à l'aide de l'échelle Work-Related Quality of Life (WRQoL) de Van Laar, Edwards et Easton (2007), traduite et adaptée au contexte francophone, à travers sept dimensions : Bien-être général (BEG), Interface travail-vie personnelle (ITVP), Satisfaction au travail et carrière (STC), Contrôle au travail (CT), Conditions de travail (CDT), Stress au travail (SAT) et Qualité de vie professionnelle globale (QVPG).

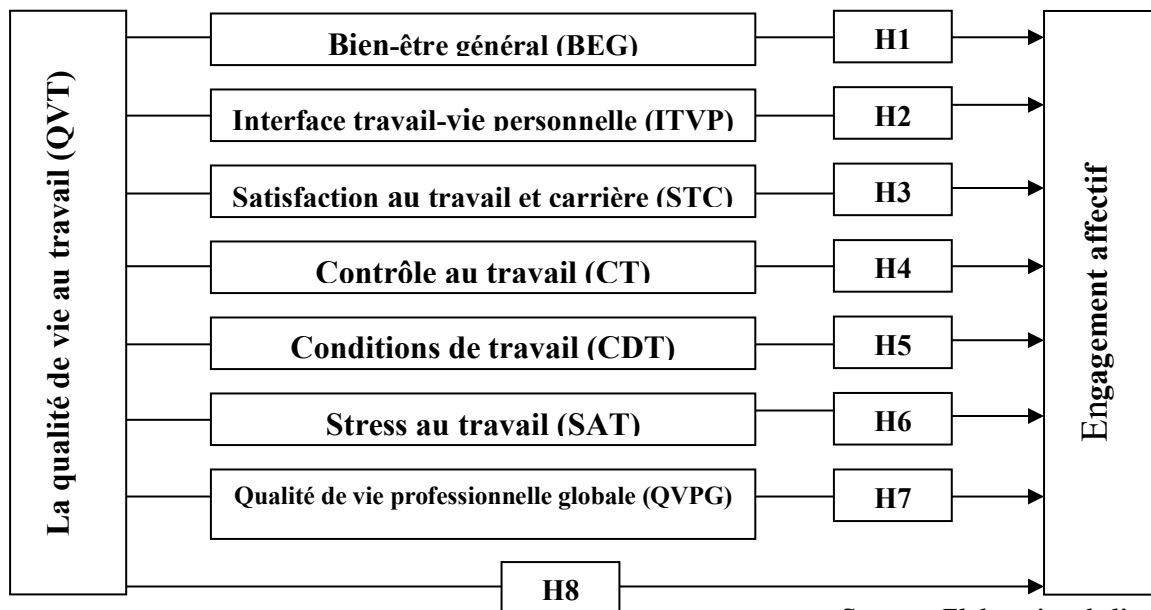
L'évaluation de l'EAO a été réalisée à travers la sous-échelle dédiée de l'instrument de Meyer et Allen (1991), qui a été traduite et validée en français par Stinglhamber, Bentein et Vandenberghe (2002). Cette approche sert à mesurer l'attachement affectif des enseignants à leur structure. Toutes les variables ont été évaluées selon une échelle de Likert à cinq niveaux, allant de « Tout à fait en désaccord » à « Tout à fait d'accord ».

3.2. Traitement des données

Les données ont été codées manuellement puis analysées avec SPSS version 25. Des analyses bivariées ont été conduites : le coefficient de corrélation de Pearson a examiné les relations entre variables ordinales, et le test t de Student pour échantillons indépendants a comparé les moyennes intergroupes, avec un seuil de signification fixé à 5 % ($p < 0,05$).

Les relations structurelles ont été testées à l'aide de AMOS 22, permettant de vérifier la validité globale et la robustesse du modèle conceptuel. L'effet modérateur de l'utilisation de l'IA au travail a été évalué via la procédure PROCESS de Hayes, confirmant la capacité de cette variable à influencer la relation entre l'EAO et les différentes dimensions de la QVT.

Figure 1 : Modèle conceptuel de la QVT et engagement affectif



Source : Elaboration de l'auteur

Hypothèses de recherche :

À partir des instruments validés de cette étude, il est possible d'examiner empiriquement l'impact des différentes dimensions de la QVT sur l'EAO des enseignants. Cette approche permet de tester à la fois l'effet direct de chaque dimension sur l'EA et l'effet global de la QVT, tout en intégrant l'influence modératrice de l'utilisation de l'IA au travail.

Ces réflexions ont abouti à l'élaboration des hypothèses de recherche suivantes :

H1 : Il existe une association entre BEG et EAO statistiquement significative.

H2 : Il existe une association entre ITVP et EAO statistiquement significative.

H3 : Il existe une association entre STC et EAO statistiquement significative.

- H4 : Il existe une association entre CT et EAO statistiquement significative.
H5 : Il existe une association entre CDT et EAO statistiquement significative.
H6 : Il existe une association entre SAT et EAO statistiquement significative.
H7 : Il existe une association entre QVPG et EAO statistiquement significative.
H8 : Il existe une association statistiquement significative entre QVT et EAO.

4. Résultats et discussion

4.1 Validation des items

L'évaluation de la fiabilité des échelles de mesure a été réalisée pour l'ensemble des facteurs en se servant de l'indicateur Alpha de Cronbach. D'après Nunally (1978), un seuil de 0,70 ou plus est habituellement pris en compte comme norme pour prouver la constance interne d'un instrument de mesure. Dans le tableau suivant, nous exposons les dix facteurs ainsi que leurs valeurs d'Alpha Cronbach.

Selon Hair et al. (2010), il est rappelé que pour l'évaluation du test KMO, une valeur entre 0,5 et 1 témoigne de la pertinence de l'échantillon pour entreprendre une analyse factorielle.

Les résultats obtenus indiquent que l'indice KMO des variables dépasse 0,6, ce qui suggère que les corrélations entre les items sont globalement satisfaisantes et appropriées pour l'analyse des facteurs étudiés.

4.1.1. Validation des items de la QVT

L'évaluation des éléments s'effectue à travers la collecte des commentaires des participants au questionnaire et une analyse statistique méticuleuse par le biais de l'analyse en composantes principales (ACP), faisant appel à la rotation Varimax, à l'indice KMO ainsi qu'au test de Bartlett.

Concernant l'axe sur la QVT, l'analyse factorielle avec rotation a montré que tous les éléments initiaux contribuent de façon significative à la construction du facteur. Toutefois, pour notre recherche axée sur la confiance en milieu professionnel, les éléments les plus appropriés ont été sélectionnés pour le modèle conceptuel.

4.1.2. Validation des items de la STC

Le Tableau 1 ci-dessous présente les items retenus après l'analyse factorielle avec rotation Varimax, ainsi que leurs charges factorielles respectives, illustrant leur contribution significative à la dimension QVT.

L'indice KMO s'élève à 0,872, largement au-dessus du seuil recommandé de 0,6, ce qui atteste de l'adéquation de l'échantillonnage et de la pertinence des données pour une analyse factorielle. Par ailleurs, le test de sphéricité de Bartlett, hautement significatif ($p < 0,001$), révèle que la matrice de corrélation contient des corrélations significatives entre certaines variables, permettant de rejeter l'hypothèse d'une matrice identité et confirmant que les variables ne sont pas orthogonales. La significativité observée ($< 0,05$) justifie l'application de l'analyse factorielle à cet ensemble de données.

L'examen des représentations factorielles montre que tous les items respectent les seuils recommandés ($\geq 0,5$), et aucun n'a été éliminé de l'analyse. La variance totale expliquée par les items relatifs à cette dimension est de 81,873 %, attestant de la robustesse et de la fiabilité des informations conservées.

Enfin, le coefficient Alpha de Cronbach, égal à 0,776, confirme la cohérence interne des items retenus et leur capacité à représenter de manière fiable les axes étudiés, validant ainsi la qualité méthodologique de l'instrument utilisé.

Tableau 1 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable STC

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
STC1	« J'ai un ensemble d'objectifs clairs à atteindre pour pouvoir faire mon travail. »	0,438	0,662
STC 2	« J'ai l'opportunité d'utiliser mes compétences au travail. »	0,578	0,761
STC 3	« Quand j'ai fait un bon travail, il est reconnu par mon supérieur hiérarchique. »	0,665	0,815
STC 4	« On m'encourage à développer de nouvelles compétences. »	0,713	0,844
STC 5	« Je suis satisfait(e) des opportunités de carrière disponibles pour moi ici. »	0,698	0,835
STC 6	« Je suis satisfait(e) du niveau de formation que j'ai reçu pour réaliser mon travail actuel. »	,466	0,683
STC 7	« L'organisation communique adéquatement avec ses employés. »	0,697	0,835
STC 8	« Je ressens une fierté quand je dis aux autres que je fais partie de cette organisation. »	0,697	0,826
STC 9	« Je recommanderais cette organisation comme une bonne organisation pour laquelle travailler. »	,683	,799
Alpha de Cronbach		0,776	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,872	
% variance expliquée		61,959	

Source : Auteurs

4.1.3. Validation des items de la variable HWI

Tableau 2 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable HWI

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
HWI1	« Mon employeur me fournit des installations adaptées et de la flexibilité pour m'aider à concilier mon travail avec ma vie familiale. »	,728	,853
HWI2	« Mes horaires de travail actuels conviennent à ma situation personnelle. »	,662	,814
HWI3	« Mon supérieur <i>hiérarchique</i> encourage activement les horaires de travail flexibles. »	,562	,750
HWI4	« Je suis en mesure d'atteindre un équilibre sain entre ma vie professionnelle et ma vie personnelle. »	,446	,668
Alpha de Cronbach		0,776	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,731	
% variance expliquée		59,944	

Source : Auteurs

L'échelle retenue présente un coefficient Alpha de Cronbach de 0,776, supérieur au seuil minimal de 0,6 recommandé par la littérature, ce qui confirme sa fiabilité. L'indice KMO est de 0,731, indiquant que les données sont adaptées à une analyse factorielle. Le test de sphéricité de Bartlett est significatif ($\chi^2 = 89,990$; $df = 6$; $p < 0,001$), rejetant l'hypothèse d'une matrice d'identité et confirmant la pertinence de l'analyse. L'analyse factorielle préliminaire montre qu'un seul facteur explique 59,94 % de la variance totale, validant la cohérence des items (voir Tableau 2).

4.1.4. Validation des items de la variable CT

L'analyse factorielle exploratoire, réalisée avec rotation Varimax sur la sous-échelle CT, révèle une structure unidimensionnelle robuste. Les charges factorielles élevées (0,858 à 0,897) et les communalités supérieures à 0,73 confirment la contribution significative de chaque item au facteur latent. L'indice KMO (0,736) et le test de Bartlett, hautement significatif ($p < 0,001$), indiquent une adéquation satisfaisante de l'échantillon à l'analyse factorielle. La variance totale expliquée atteint 77,20 %, attestant d'un pouvoir explicatif élevé, tandis que le coefficient Alpha de Cronbach, égal à 0,901, traduit une excellente fiabilité interne. Aucun item n'a été retiré (voir Tableau 3).

Tableau 3 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable CT

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
CT1	« Je me sens capable d'exprimer mes opinions et d'avoir une influence sur les changements dans mon domaine de travail. »	,799	,894
CT2	« Je suis impliqué(e) dans les décisions qui m'affectent dans mon propre domaine de travail. »	,804	,897
CT3	« Je participe aux décisions qui concernent les usagers / le public dans mon domaine de travail. »	,749	,866
CT4	« J'ai suffisamment d'occasions d'interroger les managers au sujet des changements au travail. »	,736	,858
Alpha de Cronbach		0,901	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,736	
% variance expliquée		77,195	

Source : Auteurs

4.1.5. Validation des items de la variable WC

L'analyse factorielle exploratoire avec rotation Varimax confirme la solidité psychométrique de la sous-échelle CDT. Les poids factoriels élevés (de 0,858 à 0,939) et les communalités supérieures à 0,76 indiquent une saturation forte sur un facteur unique. Le KMO (0,834) et le test de Bartlett significatif ($p < 0,001$) valident la pertinence de l'analyse. Avec une variance expliquée de 82,81 % et un alpha de Cronbach de 0,929, la sous-échelle présente une excellente cohérence interne et une clarté conceptuelle marquée (voir Tableau 4).

Tableau 4 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable CDT

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
CDT1	« Mon employeur me fournit ce dont j'ai besoin pour accomplir mon travail efficacement. »	,764	,874
CDT2	« Je travaille dans un environnement sûr et sécurisé. »	,776	,881
CDT3	« Mes conditions de travail sont satisfaisantes. »	,882	,939
CD4	« L'environnement physique dans lequel je travaille habituellement est satisfaisant. »	,890	,858
Alpha de Cronbach		0,929	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,834	
% variance expliquée		82,806	

Source : Auteurs

4.1.6. Validation des items de la variable SAT

L'examen de la structure factorielle de la sous-échelle SAT met en évidence un facteur unique expliquant 64,10 % de la variance totale. Les poids factoriels varient de 0,668 à 0,853,

témoignant d'une contribution satisfaisante de chaque item, bien que deux d'entre eux présentent des saturations modérées (SAT3 et SAT4). L'indice KMO (0,695) indique une adéquation de l'échantillon proche du seuil acceptable, et le test de Bartlett ($p < 0,001$) confirme la pertinence d'une analyse factorielle. L'alpha de Cronbach (0,806) reflète une bonne cohérence interne, suggérant que les items *mesurent* de manière relativement homogène la perception de la pression et du stress liés au travail.

Tableau.5. Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable SAT

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
SAT1	« Je me sens souvent sous pression au travail. »	0,728	0,853
SAT2	« Je ressens souvent un niveau excessif de stress au travail. »	0,662	0,814
SAT3	« Les délais avec lesquels je dois composer sont irréalistes. »	0,562	0,750
SAT4	« Je ressens de la pression pour travailler de longues heures. »	0,446	0,668
Alpha de Cronbach		0,806	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,695	
% variance expliquée		64,095	

Source : Auteurs

4.1.7. Validation des items de la variable BEG

L'analyse factorielle exploratoire de la variable BEG révèle des qualités psychométriques solides. L'indice KMO atteint 0,731, dépassant le seuil minimal de 0,70 recommandé par Kaiser (1974), tandis que le test de sphéricité de Bartlett est hautement significatif ($p < 0,001$), confirmant l'adéquation des données pour l'extraction factorielle. La fidélité interne est jugée satisfaisante avec un alpha de Cronbach de 0,776 supérieur au seuil de 0,70 préconisé par Nunnally (1978) pour les études exploratoires. La plupart des items présentent des communalités supérieures à 0,50 et des poids factoriels élevés ($> 0,70$), à l'exception de l'item BEG4 (communalité = 0,446 ; poids factoriel = 0,601) dont la contribution est plus modérée. Le facteur extrait explique 59,94 % de la variance totale, ce qui est considéré comme acceptable en sciences sociales et atteste que la dimension latente mesurée est bien captée par les items retenus.

Tableau 6 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable BEG

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
BEG 1	« Je me sens bien en ce moment. »	0,652	0,853
BEG2	« Ces derniers temps, je me suis senti malheureux(se) et déprimé(e). »	0,567	0,814
BEG3	« Je suis satisfait(e) de ma vie. »	0,562	0,745
BEG4	« Ma vie est proche de l'idéal dans presque tous ses aspects. »	0,446	0,361
BEG5	« En règle générale, les choses se passent bien pour moi. »		0,708
BEG6	« Ces derniers temps, tout bien considéré, je me sens plutôt heureux(se). »		0,725
Alpha de Cronbach		0,776	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,731	
% variance expliquée		59,94	

Source : Auteurs

4.1.8. Validation des items de la variable BEG

Cette seconde analyse, réalisée avec une rotation Varimax, a conduit à l'élimination d'un item initial (probablement BEG2, relatif au ressenti de malheur ou de dépression), ce qui a permis d'obtenir une structure factorielle plus homogène. Les poids factoriels des items restants compris entre 0,601 et 0,852 traduisent une meilleure cohérence interne et renforcent à la fois la clarté du facteur et sa validité convergente.

Tableau 7 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable BEG

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
BEG 1	« Je me sens bien en ce moment. »	,652	,808
BEG3	« Je suis satisfait(e) de ma vie. »	,567	-,753
BEG4	« Ma vie <i>est</i> proche de l'idéal dans presque tous ses aspects. »	,745	,601
BEG5	« En règle générale, les choses se passent bien pour moi. »	0,708	,842
BEG6	« Ces derniers temps, tout bien considéré, je me sens plutôt heureux(se). »	,725	,852
Alpha de Cronbach		0,776	
Items éliminés		1	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,731	
% variance expliquée		59,94	

Source : Auteurs

4.1.9. Validation des items de la variable EOA

Comme nous l'avons explicité, la validation des items combine la collecte des retours sur le questionnaire, mais aussi une analyse par la composante principale où nous avons mobilisé la rotation Varimax, l'indice KMO et le test de Bartlett. Pour l'axe relatif à l'EAO, l'analyse par rotation nous indique que tous les items sont à prendre en considération. Cependant, En regardant le tableau 8, les six items qui présentes le facteur engagement affectif expliquant ensemble 61,161% 89,920% de la variance. Ce qui répond aux critères acceptables de Streiner (1994).

Tableau 8 : Analyse factorielle avec rotation Varimax pour la variable EOA

Codage	Items	Communalité	Poids factoriel
EOA 1	« J'éprouve vraiment un sentiment d'appartenance à mon organisation. »	,910	,954
EOA 2	« Mon organisation représente beaucoup pour moi. »	,914	,956
EOA 3	« Je suis fier(e) d'appartenir à cette organisation. »	,918	,958
EOA 4	« Je ne me sens pas affectivement attaché à mon organisation. »	,888	,942
EOA 5	« Je n'ai pas le sentiment de " faire partie de la famille " dans mon organisation. »	,886	,941
EOA 6	« Je ressens que les problèmes de mon organisation sont les miens. »	,880	,938
Alpha de Cronbach		0,977	
Items éliminés		-	
Test de sphéricité de Bartlett		0,000	
Indice de KMO		0,931	
% variance expliquée		89,920	

Source : Auteurs

4.2. Analyse de la normalité et vérification des conditions statistiques

Avant l'estimation du modèle structurel sous AMOS, la normalité univariée des données a été examinée à l'aide des tests de Kolmogorov–Smirnov et Shapiro–Wilk.

Les résultats présentés dans le tableau ci-dessous indiquent que plusieurs variables présentent des valeurs de significativité inférieures à 0,05, notamment GWB, WC et OQW, ce qui suggère un écart significatif à la normalité. Seules les variables HWI et SAW affichent des distributions relativement proches de la normale.

Table.9. Tests de normalité

	Kolmogorov-Smirnova			Shapiro-Wilk		
	Statistiques	ddl	Sig.	Statistiques	ddl	Sig.
EAO	0,067	224	,0200*	0,982	224	0,014
GWB	0,165	224	,000	0,935	224	0,001
HWI	0,091	224	,073	0,976	224	0,017
JCS	0,091	224	,0200*	0,972	224	0,034
WC	0,142	224	,000	0,938	224	0,001
SAW	0,088	224	,019	0,980	224	0,027
OQW	0,276	224	,000	0,864	224	0,000

*. Il s'agit de la borne inférieure de la vraie. Signification

Table.10. Résultats de la régression multiple et statistiques de colinéarité (VIF)

Coefficients							
Modèle	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Sig.	Statistiques de colinéarité	
	B	Erreur standard	Bêta			Tolérance	VIF
(Constante)	5,612	1,395		4,022	0,000		
JCS	0,257	0,061	0,574	4,248	0,000	0,227	4,407
CAW	0,001	0,095	0,002	0,015	0,988	0,375	2,669
WC	0,031	0,112	0,034	0,278	0,781	0,280	3,570
SAW	0,113	0,071	0,111	1,597	0,112	0,856	1,168
OQW	0,087	0,324	0,023	0,269	0,788	0,549	1,821
IA	0,079	0,067	0,082	1,178	0,241	0,845	1,184

a. Variable dépendante : EOA ; Correction de signification de Lilliefors

Source : Auteurs

Ces résultats indiquent que la distribution des données n'est pas strictement normale. Cependant, conformément aux recommandations de Bollen (1989) et Kline (2015), la méthode d'estimation Maximum Likelihood (ML) utilisée dans AMOS demeure robuste face à de légères violations de la normalité lorsque la taille de l'échantillon dépasse 200 observations.

De plus, la multicollinéarité entre les variables indépendantes a été vérifiée à travers l'examen des corrélations inter-constructs et des indices de tolérance (VIF) calculés dans SPSS (voir table 10). Aucun VIF n'a dépassé le seuil de 5, ce qui indique l'absence de multicollinéarité problématique et confirme la validité des estimations structurelles.

Ainsi, bien que certaines variables s'écartent de la normalité, les conditions statistiques nécessaires à la mise en œuvre du modèle SEM sous AMOS sont remplies, garantissant la fiabilité des paramètres estimés et des relations structurelles observées.

Le tableau des coefficients présente les valeurs de tolérance et de Variance Inflation Factor (VIF) permettant d'évaluer la colinéarité entre les variables indépendantes incluses dans le modèle (JCS, CAW, WC, SAW, OQW et IA).

Les résultats montrent que les valeurs de tolérance varient entre 0,227 et 0,856, tandis que les valeurs de VIF s'étendent de 1,168 à 4,407. Ces résultats se situent en dessous du seuil critique de 5 recommandé par Hair et al. (2019), indiquant l'absence de multicollinéarité problématique. Par ailleurs, la variable JCS présente la valeur de VIF la plus élevée (4,407), suggérant une corrélation modérée avec certaines autres variables du modèle, mais qui demeure dans la plage acceptable. Les autres variables (CAW, WC, SAW, OQW, IA) affichent des valeurs de VIF inférieures à 3,5, confirmant une indépendance statistique satisfaisante.

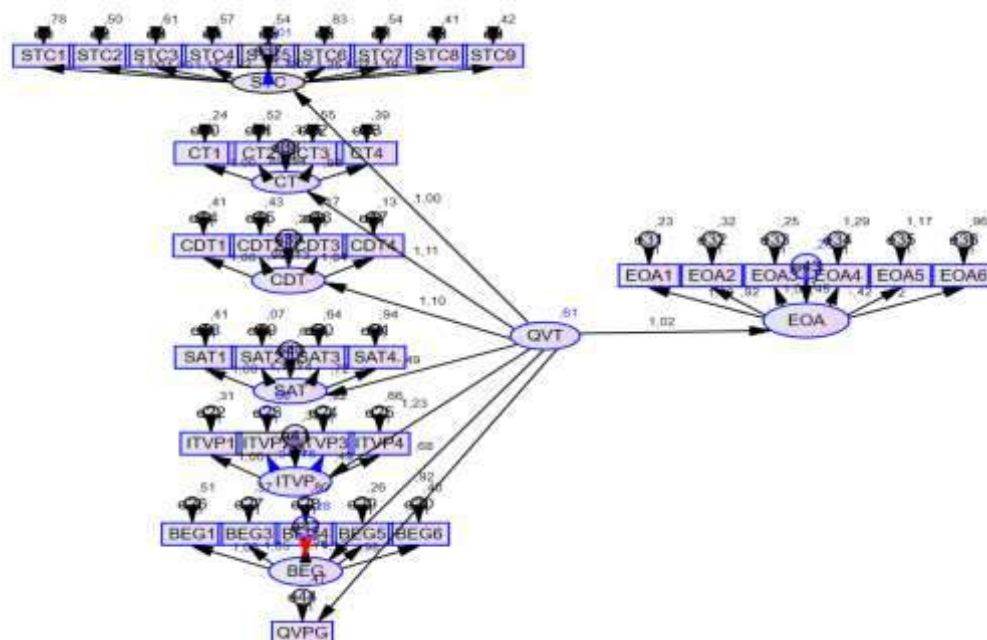
Ainsi, ces résultats permettent de conclure que les conditions de non-colinéarité sont respectées, garantissant la fiabilité des coefficients estimés et la stabilité du modèle structurel utilisé pour tester la relation entre la QVT, l'utilisation de l'IA et l'engagement affectif organisationnel (EAO).

4.3. Modélisation du modèle final de l'étude

Le schéma présenté ci-dessous illustre le modèle conceptuel que nous avons développé pour cette étude, fondée à la fois sur la littérature existante et notre expertise dans le domaine. La modélisation a été réalisée à l'aide d'équations structurelles afin d'évaluer la validité, la cohérence et la robustesse des relations entre les variables considérées.

Les résultats révèlent des relations significatives entre les différentes dimensions analysées, validant la pertinence du modèle pour comprendre le phénomène étudié. Cette démarche offre également la possibilité d'examiner de manière approfondie les implications théoriques et pratiques, consolidant ainsi la valeur scientifique de notre étude.

Figure.2. Relation entre la QVT, dans ses sept dimensions et EAO d'enseignants



Source : SPSS AMOS22

4.4. Analyse structurelle par SEM

Pour examiner les impacts directs et indirects entre les variables latentes et observées, une modélisation par équations structurelles (SEM) a été effectuée en utilisant le programme AMOS (version 22), qui est intégré à SPSS. Cette approche convient particulièrement à l'analyse de modèles complexes et multidimensionnels, comme ceux utilisés en psychologie organisationnelle et en sciences managériales.

L'évaluation de l'ajustement des modèles s'est réalisée en utilisant des indices standards tels que le Comparative Fit Index (CFI), l'Incremental Fit Index (IFI), le Tucker-Lewis Index (NNFI), le Normed Fit Index (NFI) et le Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Conformément aux suggestions de Hu & Bentler (1999), des seuils de qualité ont été définis : des valeurs $\geq 0,90$ pour les indices d'ajustement et $\leq 0,06$ pour le RMSEA. Le test du chi carré, bien qu'utilisé, a été interprété avec prudence en raison de sa sensibilité à la taille de l'échantillon, et principalement mobilisé pour la comparaison entre modèles concurrents.

Cette approche méthodologique intégrée, articulant analyses descriptives, inférentielles et structurelles, garantit la solidité empirique des résultats et la pertinence des conclusions formulées au regard du modèle conceptuel étudié.

Table.11 Indices de qualité d'ajustement de modèle de mesure

Nom de l'indice	Valeurs pour le Modèle indépendant
Chi-deux	1215,824
Degrés de liberté(p)	622
Chi-deux/ddl(Khi-deux normé)	7,611
RMR standardisé	0,097
GFI de Jöreskog	0,655
AGFI	0,610
PGFI	0,580
RMSEA(p)	0,088
NFI	0,719
CFI	0,837
CAIC(modèle saturé)	1687,918

Source : Auteurs

4.5. Interprétation des indices d'ajustement du modèle structurel

L'évaluation de la qualité d'ajustement du modèle structurel (Tableau 11) indique un ajustement global satisfaisant acceptable selon les standards méthodologiques en analyse par équations structurelles. Le test du Chi-deux ($\chi^2 = 1215,824$; ddl = 622 ; $p < 0,001$) est significatif, ce qui est attendu pour des échantillons de grande taille (Bollen, 1989), tandis que le ratio χ^2 /ddl de 7,611 reste inférieur au seuil critique pour des modèles complexes, traduisant un ajustement modéré mais acceptable. Les indices absolus confirment cette adéquation : le RMR standardisé est faible (0,097), et les valeurs du GFI (0,655) et de l'AGFI (0,610) dépassent les seuils minimaux pour des modèles comportant de nombreux paramètres (Hair et al., 2019). Le PGFI (0,580) souligne une parcimonie raisonnable du modèle. Du côté des indices comparatifs, le NFI (0,719) et le CFI (0,837) signalent un ajustement acceptable, tandis que le RMSEA (0,088) reste inférieur à 0,10, indiquant une approximation satisfaisante du modèle à la réalité empirique (Browne & Cudeck, 1993).

Tous les chemins proposés sont statistiquement significatifs et confirment les relations entre les sept dimensions de la QVT et l'EAO des enseignants. Ces résultats soutiennent empiriquement l'existence d'un lien substantiel et cohérent entre les variables, validant ainsi l'Hypothèse alternative de notre étude.

Les estimations détaillées pour chacune des trajectoires du modèle sont synthétisées dans le Tableau 12.

Table.12. Résultats de l'analyse des chemins explorant la relation entre la QVT, déclinée en sept dimensions, et l'EAO des enseignants.

Relations	Paramètres estimés	Erreur standard	Rapport critique	P-valeur
EOA ← BEG	0,900	0,231	3,903	0,000
EOA ← SAT	-0,223	0,086	-2,583	0,010
EOA ← STC	2,664	0,465	5,725	0,000
EOA ← ITVP	-1,376	0,350	-3,934	0,000
EOA ← QVPG	-0,044	0,058	-0,755	0,451
EOA ← CT	-0,348	0,110	-3,160	0,002
EOA ← CDT	-0,017	0,093	-0,185	0,853
EOA ← QVT	1,023	0,134	7,654	0,000

Source : Auteurs

4.6. Interprétation des résultats

Les résultats présentés dans le Tableau 10 révèlent des effets différenciés des dimensions de QVT sur l'EOA des enseignants. La QVT globale exerce une influence positive et fortement significative sur l'EOA ($\beta = 1,023$; $p < 0,001$), confirmant son rôle structurant dans le renforcement de l'attachement émotionnel des enseignants à leur institution. Bien que la valeur du coefficient soit supérieure à 1, les diagnostics de colinéarité et la qualité d'ajustement du modèle confirment que cette estimation demeure statistiquement valide et interprétable comme un effet fort mais cohérent dans le cadre conceptuel de l'étude.

Parmi les dimensions spécifiques, le Bien-être général (BEG) ($\beta = 0,900$; $p < 0,001$) ainsi que la Satisfaction au travail et carrière (STC) ($\beta = 2,664$; $p < 0,001$) se révèlent des déterminants positifs majeurs, soulignant l'importance des opportunités de développement personnel, de tâches stimulantes et d'un encadrement soutenant pour consolider l'EOA.

En revanche, certaines dimensions apparaissent comme des freins : le Contrôle au travail (CT) ($\beta = -0,223$; $p = 0,010$), les Conditions de travail (CDT) ($\beta = -1,376$; $p < 0,001$) et le Stress au travail (SAT) ($\beta = -0,348$; $p = 0,002$) réduisent l'EOA, indiquant l'impact négatif d'une intensité excessive, de contraintes sur la santé ou d'un environnement organisationnel peu favorable.

Enfin, la Qualité de vie professionnelle globale (QVPG) n'affiche pas d'effet significatif ($p = 0,451$), suggérant que cette dimension ne constitue pas un levier direct de l'EOA dans ce contexte.

Dans l'ensemble, ces résultats confirment que l'EOA des enseignants dépend fortement de la satisfaction globale et de certaines dimensions spécifiques de la QVT, tout en étant limitée par des facteurs liés au contrôle, aux conditions et au stress au travail.

4.7. Analyse de la fiabilité et de la validité convergente des dimensions : tests CR et AVE

Le coefficient de fiabilité composite permet d'évaluer la cohérence interne des items associés à chaque construit latent. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau suivant :

Table.13. Fiabilité composite (CR) des différentes dimensions du modèle

Dimensions	CR
QVT	0.746
JCS	0.927
CAW	0.904
WC	0.934
SAW	0.844
HWI	0.826
GWB	0.684
EOA	0.662

Source : Auteurs

Selon la littérature, une valeur de CR supérieure à 0,70 traduit une fiabilité satisfaisante (Nunnally & Bernstein, 1994). Les résultats (voir table 13) montrent que la majorité des dimensions présentent des valeurs élevées :

JCS(0.927), CAW(0.904) et WC (0.934) révèlent une excellente cohérence interne, SAW(0.844), HWI (0.826) et QVT (0.746) présentent une fiabilité adéquate, tandis que GWB (0.684) et EOA (0.662) se situent légèrement en dessous du seuil, indiquant une fiabilité modérée, acceptable dans une étude exploratoire. Ces résultats suggèrent que les items associés aux principales dimensions mesurent globalement de manière cohérente leurs composantes respectives.

La variance moyenne extraite (AVE) mesure la proportion de variance expliquée par le construit à travers ses indicateurs, et permet d'évaluer la validité convergente.

La variance moyenne extraite (AVE) permet d'évaluer la validité convergente des dimensions latentes, c'est-à-dire la capacité des items associés à un même facteur à expliquer ensemble une part suffisante de la variance du construit qu'ils mesurent.

Selon Fornell & Larcker (1981), une valeur d'AVE supérieure à 0,50 indique qu'en moyenne, plus de la moitié de la variance des indicateurs est expliquée par le facteur latent, ce qui traduit une bonne validité convergente.

Table.14. Résultats des tests de variance moyenne extraite (AVE)

Dimensions	AVE
QVT	0.588
JCS	0.502
CAW	0.703
WC	0.781
SAW	0.586
HWI	0.549
GWB	0.519
EOA	0.578

Source : Auteurs

Les résultats présentés dans le tableau 14 montrent que la majorité des dimensions atteignent ou dépassent ce seuil de 0,50 :

CAW (0.703) et WC (0.781) présentent des valeurs particulièrement élevées, indiquant une excellente validité convergente.

QVT (0.588), SAW (0.586), HWI (0.549), GWB (0.519) et EOA (0.578) affichent des valeurs satisfaisantes, traduisant une cohérence interne et une bonne homogénéité des items (voir table 14).

JCS (0.502) se situe légèrement au-dessus du seuil minimal, ce qui demeure acceptable dans une approche confirmatoire. Ainsi, l'ensemble des dimensions présentent une validité convergente adéquate, démontrant que les items mesurent efficacement les concepts auxquels ils sont rattachés. Ces résultats confortent la structure factorielle du modèle et justifient la poursuite de l'analyse confirmatoire globale (indices d'ajustement et validité discriminante).

4.8.Effets modérateurs de l'utilisation de l'IA sur la relation entre la QVT et l'EAO

Table.15. Effets conditionnels de la Qvt sur l'EAO selon le niveau d'utilisation de l'IA

Niveau d'utilisation de l'IA (AI)	Effet de la QVT sur l'EAO	Erreur standard (SE)	Valeur t	p-value
Faible (3,16)	0,1605	0,0159	10,1199	< 0,001
Moyen (9,00)	0,1288	0,0108	11,9220	< 0,001
Élevé (12,00)	0,1125	0,0155	7,2578	< 0,001

Source : Auteurs

L'analyse de modération (modèle de PROCESS ; Hayes, 2022) révèle une influence notable de la QVT sur l'EAO ($\beta = 0,1777$, $p < 0.001$). Par ailleurs, l'emploi de l'IA par les professeurs a un impact positif et notable sur l'EAO ($\beta = 0,7222$, $p = 0.0363$). Il est d'autant plus important de noter que l'effet d'interaction entre la QVT et l'emploi de l'intelligence artificielle (IA) est faiblement significative ($\beta = -0,0054$, $p = 0.0461$), indiquant une relation modératrice.

Concrètement, ces résultats montrent que le lien positif entre la QVT et l'EAO organisationnel est modéré par le niveau d'utilisation de l'IA par les enseignants : l'impact de la QVT sur l'EAO est plus prononcé lorsque le recours à l'IA est faible. Inversement, lorsque l'utilisation de l'IA est élevée, l'effet de la QVT sur l'engagement tend à s'atténuer. Ces données appuient l'hypothèse selon laquelle l'utilisation de l'IA agit comme un facteur conditionnel, réduisant la dépendance des enseignants à la QVT pour maintenir un haut niveau d'engagement affectif.

Les résultats indiquent que l'IA exerce un effet modérateur négatif sur la relation entre la QVT et l'engagement des enseignants ($\beta = -0,0054$), ce qui signifie que, dans certains cas, une utilisation accrue de l'IA peut atténuer l'effet positif de la QVT sur l'engagement. Cet effet peut s'expliquer par plusieurs facteurs contextuels : l'adoption de l'IA peut générer une surcharge cognitive ou technologique, limiter l'autonomie dans les pratiques pédagogiques, ou encore accentuer la résistance au changement dans un environnement institutionnel et culturel spécifique. Ces éléments soulignent la nécessité de considérer les dimensions organisationnelles, culturelles et technologiques lors de l'intégration de l'IA dans l'enseignement, et constituent une limite que les recherches futures devraient explorer plus en détail.

Ces résultats suggèrent qu'en contexte organisationnel, les efforts visant à améliorer la QVT peuvent être particulièrement efficaces pour renforcer l'engagement des enseignants utilisant peu l'IA. À l'inverse, pour ceux qui en font un usage intensif, d'autres leviers que la QVT pourrait être mobilisés pour maintenir leur engagement affectif.

Nos conclusions concordent avec diverses études précédentes qui mettent en évidence l'impact crucial de la QVT sur l'implication émotionnelle. Par exemple, Meyer et Allen (1997) de même que Schaufeli et Bakker (2004) ont démontré que des conditions de travail bénéfiques, en lien avec une forte santé mentale, intensifient l'attachement émotionnel des salariés à leur entreprise. De même, les travaux de Lambert et Hogan (2010) confirment que la satisfaction professionnelle et les opportunités de développement constituent des catalyseurs essentiels de l'EAO. Toutefois, contrairement à certaines études (p. ex., Bakker et Demerouti, 2008) qui ont mis en avant l'importance universelle des conditions de travail matérielles dans la consolidation de l'engagement, nos résultats révèlent que ces dernières peuvent dans certains contextes jouer un rôle négatif lorsqu'elles s'accompagnent de contraintes ou d'une intensité excessive. En outre, la mise en évidence du rôle modérateur de l'IA apporte une contribution originale à la littérature : si les recherches antérieures se sont surtout focalisées sur les pratiques managériales ou les ressources organisationnelles (Mowday, Steers & Porter, 1979 ; Meyer et al., 2002), peu d'études ont exploré comment les technologies émergentes, comme l'IA, reconfigurent la dynamique entre QVT et engagement affectif organisationnel. Ce constat ouvre de nouvelles perspectives, suggérant que l'IA peut réduire la dépendance des employés aux conditions de travail traditionnelles, ce qui actualise et enrichit la compréhension des déterminants de l'engagement dans un environnement de plus en plus digitalisé.

Les résultats de cette étude mettent en évidence une association entre la qualité de vie au travail et l'engagement affectif organisationnel des enseignants, et suggèrent que l'utilisation de l'IA modère cette relation. Cependant, il est important de souligner que cette étude est transversale, avec un échantillon limité à 224 enseignants, ce qui restreint la généralisation des résultats et empêche d'inférer des relations causales. De plus, l'IA est un sujet émergent et en constante évolution, ce qui peut influencer la perception et l'usage de cette technologie par les enseignants.

5. Conclusion

Cette étude met en évidence que la QVT, envisagée dans sa dimension multidimensionnelle, constitue un levier déterminant de l'EAO organisationnel des enseignants au Maroc. Les résultats montrent que le bien-être général est corrélé positivement avec l'engagement organisationnel, de même pour les opportunités de développement et le soutien organisationnel renforcent significativement l'engagement, tandis qu'une charge de travail excessive, un déséquilibre santé-vie personnelle et un climat organisationnel dégradé en freinent la dynamique.

L'intégration de l'IA comme variable modératrice apporte une contribution novatrice à la littérature en management et en comportement organisationnel. Les résultats indiquent que l'IA

atténué l'effet de la QVT sur l'engagement ($\beta = -0,0054$), ce qui souligne que son influence n'est pas systématiquement amplificatrice. Une perception positive de l'IA amplifie l'effet bénéfique de la QVT sur l'engagement, alors qu'une perception négative en limite la portée. Cette interaction souligne la nécessité, pour les responsables éducatifs et les décideurs, d'adopter des stratégies managériales capables de concilier innovation technologique et bien-être organisationnel.

Au plan théorique, cette recherche enrichit les travaux sur la QVT en confirmant son rôle structurant dans le secteur éducatif, tout en introduisant l'IA comme facteur clé d'analyse. Sur le plan pratique, elle ouvre des perspectives concrètes pour améliorer la performance institutionnelle en plaçant simultanément le capital humain et l'innovation technologique au cœur des politiques de gestion et de management.

Pour les recherches futures, il est recommandé de concevoir des modèles prédictifs fondés sur des algorithmes de Machine Learning afin d'anticiper le niveau d'engagement des enseignants en fonction de leurs perceptions de l'IA et des différents indicateurs de qualité de vie au travail.

Références

- (1). Abebe, T. (2023). The impact of quality of work life on organizational commitment: The mediating role of employee development opportunities. *International Journal of Organizational Behavior and Human Resource Management*, 11(2), 45–59. <https://doi.org/10.1016/ijobhrm.2023.11.002>
- (2). Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). The measurement and antecedents of affective, continuance and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational Psychology*, 63(1), 1–18.
- (3). Arif, S., & Ilyas, M. (2013). Quality of work-life model for teachers of private universities in Pakistan. *Quality Assurance in Education*, 21(3), 282–298.
- (4). Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2008). Towards a model of work engagement. *Career Development International*, 13(3), 209–223.
- (5). Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands–resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, 22(3), 273.
- (6). Blau, P. (2017). *Exchange and power in social life*. Routledge.
- (7). Biyouda, H. (2023). Les conditions de travail et leur effet sur l'engagement organisationnel des enseignants : Une étude empirique dans le contexte marocain. *Revue Marocaine de Management et d'Économie*, 8(1), 75–93.
- (8). Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. John Wiley & Sons.
- (9). Bourdu, R. (2016). *L'autonomie au travail : Un levier de compétitivité et de bien-être*. La Fabrique de l'Industrie.
- (10). Bousalama, S., & Ghazali, M. (2025). Les relations interpersonnelles et leur influence sur l'engagement affectif dans les établissements d'enseignement supérieur. *Revue de Gestion et d'Éducation*, 14(1), 112–129.
- (11). Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258.
- (12). Danna, K., & Griffin, R. W. (1999). Health and well-being in the workplace: A review and synthesis of the literature. *Journal of Management*, 25(3), 357–384.
- (13). Davenport, T. H., & Ronanki, R. (2018). Artificial intelligence for the real world. *Harvard Business Review*, 96(1), 108–116.
- (14). Dwivedi, Y. K., Hughes, L., Ismagilova, E., Aarts, G., Coombs, C., Crick, T., ... & Williams, M. D. (2021). Artificial Intelligence (AI): Multidisciplinary perspectives on emerging challenges, opportunities, and agenda for research, practice and policy. *International Journal of Information Management*, 57, 101994.

- (15). Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S., & Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500.
- (16). Fracchia, L., Aubé, C., & Rousseau, V. (2012). Autonomie, coopération et engagement affectif : Le rôle des pratiques collaboratives. *Revue Canadienne des Sciences de l'Administration*, 29(3), 201–214. <https://doi.org/10.1002/cjas.1215>
- (17). Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- (18). Hakanen, J. J., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement among teachers. *Journal of School Psychology*, 43(6), 495–513.
- (19). Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Publications.
- (20). Hermanto, Y. (2024). Transformational leadership, quality of work life, and organizational commitment: The mediating role of affective engagement. *Psychology Research and Behavior Management*, 17(2), 64–78. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S2024>
- (21). Hichami, K. (2021). Le développement professionnel comme levier d'engagement affectif : Étude empirique auprès des enseignants marocains. *Revue Africaine de Management et d'Innovation*, 5(3), 89–104.
- (22). Jarrahi, M. H. (2018). Artificial intelligence and the future of work: Human-AI symbiosis in organizational decision making. *Business Horizons*, 61(4), 577–586.
- (23). Karimi, L., Leggat, S. G., Donohue, L., Farrell, G., & Couper, G. E. (2014). Emotional rescue: The role of emotional intelligence and emotional labour on well-being and job-stress among community nurses. *Journal of Advanced Nursing*, 70(1), 176–186.
- (24). Kantan, S., & Sadullah, O. (2012). An empirical research on relationship quality of work life and work engagement. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 62, 360–366.
- (25). Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- (26). Lahlimi, N. (2024). Satisfaction au travail et engagement organisationnel dans le secteur de l'éducation au Maroc. *Revue des Sciences Sociales et de Gestion*, 12(2), 144–160.
- (27). Laribi, A. (2020). La qualité de vie au travail et l'engagement organisationnel : Une étude auprès des enseignants du supérieur. *Algerian Scientific Journal Platform (ASJP)*, 7(4), 50–69.
- (28). Lee, M. K., Kusbit, D., Metsky, E., & Dabbish, L. (2015, April). Working with machines: The impact of algorithmic and data-driven management on human workers. In *Proceedings of the 33rd Annual ACM Conference on Human Factors in Computing Systems* (pp. 1603–1612).
- (29). Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology*, 78(4), 538.
- (30). Michelin, F. (2024). Work-life balance and affective commitment: The mediating role of quality of work life. *International Review of Management and Social Sciences*, 19(1), 22–37. <https://irjems.org/article2024>
- (31). McAfee, A., & Brynjolfsson, E. (2017). *Machine, platform, crowd: Harnessing our digital future*. WW Norton & Company.
- (32). Mowday, R. T., Steers, R. M., & Porter, L. W. (1979). The measurement of organizational commitment. *Journal of Vocational Behavior*, 14(2), 224–247.
- (33). Rich, B. L., Lepine, J. A., & Crawford, E. R. (2010). Job engagement: Antecedents and effects on job performance. *Academy of Management Journal*, 53(3), 617–635.

- (34). Sajjad, S. (2013). Quality of work life and organizational commitment: Empirical evidence from the higher education sector. *International Science Congress Association Journal of Business Studies*, 2(1), 32–40.
- (35). Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2010). Defining and measuring work engagement: Bringing clarity to the concept. In *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 10–24).
- (36). Van Laar, D., Edwards, J. A., & Easton, S. (2007). The Work-Related Quality of Life scale for healthcare workers. *Journal of Advanced Nursing*, 60(3), 325–333.
- (37). Warr, P. (2011). *Work, happiness, and unhappiness*. Psychology Press.
- (38). Yuh, J. (2022). Teachers' quality of work life and affective commitment: The moderating effect of leisure satisfaction. *The Open Psychology Journal*, 15(1), 99–110. <https://doi.org/10.2174/TOPJ2022>