REVUE HYBRIDES (RALSH)

e-ISSN 2959-8079 / ISSN-L 2959-8060

NUMÉRO SPÉCIAL 6, OCTOBRE 2026

L'AFRIQUE CONTEMPORAINE À L'ÉPREUVE DES MUTATIONS CULTURELLES, SOCIALES ET ÉDUCATIVES (I)

Adéchinan David ADÉKAMBI, Akoye Massa ZOUMANIGUI, Gaoussou DIAKITÉ, Antoine-Beauvard ZANGA, Suzy Victoire OVA BENGONO, Bassirou THIAW, Poliny NDONG BEKA II, Paul KABRE, Serigne SYLLA, Ibrahima BAO, Hugues EDIK, Stanislas FRENKIEL, Williams NUYTENS, Willibroad DZE-NGWA, Zié Adama OUATTARA, Affoua Toutouwa Marie ADOU, Guianmin Rita Grâce GOUANOU, Aristide OWONO ESSONO, MAWUSSE KOSSI DAH, N'GBANSONHFI SADJI GBANDEY, ADZEODA YAWO HOLU, AMATH FALL, FRANCIS YAO KOUAMÉ, Yacoubou ALOU, Ibrahim IDDRISU, Kouamé Narcisse YAO, Laurent N'Dri KOUAKOU, Kouadio Félix ATTOUNGBRE, Rahim MOKTAR & Albert DJAKBA

© REVUE HYBRIDES (RALSH), OCTOBRE 2026

COUVERTURE : © Revue Hybrides (RALSH)
MISE EN PAGE ET MAQUETTAGE : Revue Hybrides (RALSH)
NUMERO SPECIAL 6, OCTOBRE 2026
L'Afrique contemporaine à l'épreuve des mutations culturelles, sociales et éducatives
PUBLIE LE : 31/10/2026
URL site web: https://revuehybrides.org/num-special-06-octobre-2026/
DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.23716434

TRADUCTIONS : Joël ÉCHITCHI TEKA (Université de Maroua, Cameroun) & Christian TIAKO YOUADJEU (MINESEC, Cameroun)

INDEXATION

Licence d'utilisation : Creative Commons Attribution CC-BY

Les publications peuvent être copiées, diffusées, transmises et affichées sur n'importe quel support ou format, à condition de citer l'auteur (BY) et les références de la revue. Cette licence autorise aussi l'utilisation commerciale.

e-ISSN 2959-8079 / ISSN-L 2959-8060
https://revuehybrides.org/
infos@revuehybrides.org / revuehybrides@gmail.com
impact factor : 4.002

Version imprimée en France & Cameroun
Printed in France & Cameroon
Impreso en Francia & Camerún

REVUE DES ARTS, LETTRES ET SCIENCES DE L'HOMME (RALSH)
Arts, Letters and Human Sciences Journal
Publication semestrielle (Décembre/Mai) & des Hors-série (numéaux spéciaux)
Éditée par l'Association PEA2 Cameroun (Dépôt légal : N°002/RDA/F.32/SASC)

ÉQUIPE ÉDITORIALE

Directeur de publication : **Gislain ESSOME**, Diplômé de l'Université Jean-Monnet Saint-Étienne, UR ECLLA, France
Rédacteur en chef : Joël ÉCHITCHI TEKA, Université de Maroua, Cameroun

SECRÉTARIAT TECHNIQUE ET DE RÉDACTION

Dr. Alain DJARSOUMNA, M. ARAFAT ABAKAR, M. Bachir Tamsir NIANE, M. Cédric TEGUEDONG NGUEKEU, M. Christian TIAKO YOUADJEU, M. Eugène SAKAME, Dr. Paul BINI KOFFI MOUROUFIE & Dr Simpson Dorothy MBADINGA MBADINGA

COMITÉ SCIENTIFIQUE ET DE LECTURE

Frédéric SPAGNOLI (Professeur des université, HDR, Université Marie & Louis Pasteur, France), **Georges MOUKOUTI ONGUEDOU** (Professeur Titulaire, Université de Bertoua, Cameroun), **Zacharie HATOLONG BOHO** (Professeur Titulaire, Université de Maroua, Cameroun), **Stéphane KALUDI NDONDJI** (Professeur Associé, Université de Lubumbashi, RD Congo), **Abdelouahid TIOUIDIOUINE** (Maître de conférences, Université de Relizane, Algérie), **Ahlem ROUABHIA** (Maître de conférences, Université de Tebessa, Algérie), **Aimé BANZA ILUNGA** (Maître de conférences, Université de Lubumbashi, RD Congo), **Amos KAMSU SOUOPTETCHA** (Maître de conférences, Université de Maroua, Cameroun), **Arsène ELONGO** (Maître de conférences, Université Marien Ngouabi, Congo), **Assia MARFOUQ** (Maître de conférences Habileté, Université Hassan Premier de Settat, Maroc), **Brice Arsène MANKOU** (Maître de Conférences, Reims DYSOLAB, Université de Rouen, Normandie, France), **Djedou Martin AMALAMAN** (Maître de conférences CAMES , UPGC de Korhogo, Côte d'Ivoire), **Drissa KONE** (Maître de conférences, Université Félix Houphouet-Boigny, Côte d'Ivoire), **Gilbert ATINDOGBE** (Maître de conférences, Université d'Abomey-Calavi, Benin), **Ibrahim MALAM MAMANE SANI** (Maître de conférences CAMES, Université Abdou Moumouni, Niger), **Landry Yves FALLE** (Maître de conférences, Université Alassane Ouattara, Côte d'Ivoire), **Kouakou Laurent ASSOUANGA** (Maître de conférences, Félix Houphouët-Boigny de Cocody, Côte d'Ivoire), **Patrick TOUMBA HAMAN** (Maître de conférences, Université de Maroua, Cameroun), **Raymond-Bernard AHOUANDJINOU** (Maître de conférences, Université d'Abomey-Calavi, Benin), **Robert MAMADI** (Maître de conférences CAMES, Université Adam Barka d'Abéché, Tchad), **Abraham DAOKA** (Université de Maroua, Cameroun), **Adjé Séverin ANGOUA** (Université Félix Houphouët-Boigny d'Abidjan, Côte d'Ivoire), **André Bienvenu MFO** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Amel FTITA** (Université virtuelle de Tunis, Tunisie), **Anicet DONFACK SOUNNA** (Université d'Alcalá, Espagne), **Appolinaire LOUMGUE** (Université de Maroua, Cameroun), **Arnaud Romaric TENKIEU TENKIEU** (Université de Douala, Cameroun), **Bassirima KONÉ** (Université Félix Houphouët-Boigny, Côte d'Ivoire), **Bertin NGUEFACK (**Université de Yaoundé, Cameroun), **BIRWE GODWE** (ENS, Université de Maroua, Cameroun), **Bougadari DOUMBIA** (Institut Universitaire de Développement Territorial / Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali), **Destin FEUTSEU DASSI** (Université de Dschang, Cameroun), **Fabrice ONANA NTSA** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Floribert NOMO FOUDA** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Franck AMOUSSOU** (Université André Salifou (UAS) de Zinder, Niger), **Franck Rostov TSAMO DONGMO** (Université de Dschang, Cameroun), **Fridolin OMGBA OWONO** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Gabin KENKO DJOMENI** (Institut Universitaire de la Côte, Cameroun), **Harold Gael NJOUONANG DJOMO** (Laboratoire GREVA, Cameroun), **HASSANA** (DGSN, Cameroun), **Issa AHAMADOU HAMAGE** (Université Abdou Moumouni, Niger), **Joseph Yannick MBATCHOU** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **José Alejandro MORALES SOTO** (Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), México),

Karima ZEROUALI (Université de Biskra, Algérie), **Liliane KOUASSI AMOIN** (Institut National Supérieur des Arts et de l'action Culturelle, Côte d'Ivoire), **Magloire NISSIMAISOU** (Université de Maroua, Cameroun), **Malek KHALDI** (Chercheuse indépendante, Tunisie), **MFOUAPON ALASSA** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Oscar KEM-MEKAH KADZUE** (Escuela Normal Superior de Yaundé 1, Camerún), **Pierre Ledoux NDII** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Régine Mireille ESSAMA** (Université de Bertoua, Cameroun), **Rodrigue WOUASSI LADJINOU** (Université de Yaoundé 1, Cameroun), **Saidi HICHAM** (Université Moulay Ismail, Maroc), **Samira BERDJI BESSEGHIR MUSTAPHA** (Université de Relizane, Algérie), **Sidbéné-Wendé Brigitte SAWADOGO/ZONGO** (Université Norbert ZONGO, Burkina Faso), **Tamboura AMADOU** (ENS Burkina Faso), **Thierry Martin FOUTEM** (Université de Dschang, Cameroun), **Thierry Benoît BIDIAS** (Chercheur indépendant, Cameroun), **Thomas FONE** (Université de Douala, Cameroun), **Wendnonga Gilbert KAFANDO** (Université Joseph Kizerbo (UJKZ), Burkina Faso), **Winnie NYANGON** (Université de Ngaoundéré, Cameroun), **Yacouba TENGUERI** (Université Daniel Ouezzin Coulibaly, Burkina Faso), **Yao Saturnin Davy AKAFFOU** (Université Félix Houphouët Boigny, Côte d'Ivoire) & **Zoulkoufoulou OURO-GBELE** (Université de Lomé, Togo).

SOMMAIRE

{SECTION 1} **1**

SCIENCES DU LANGAGE & LITTERATURE **1**

Le ãblawo : analyse pragmatique et ethnolinguistique d'un chant-plaidoyer en seuil de circoncision maninka *2*

The ãblawo: A Pragmatic and Ethnolinguistic Analysis of a Plea-Song on the Threshold of Maninka Circumcision *2*

Adéchinan David ADÉKAMBI **2**

Akoye Massa ZOUMANIGUI **2**

Gaoussou DIAKITÉ **2**

Le label « Lions Indomptables » comme référentiel de légitimation dans le discours présidentiel camerounais *19*

The "Indomitable Lions" Label as a Legitimation Referent in Cameroonian Presidential Discourse *19*

Antoine-Beauvard ZANGA **19**

Étude comparative de la traduction humaine (2015) et des traductions générées par l'IA (2026) des socioculturèmes dans Americanah (2013) de Chimamanda Ngozi Adichie *34*

A Comparative Study of the Human Translation (2015) and AI-Generated Translations (2026) of Sociocultural References in Americanah (2013) by Chimamanda Ngozi Adichie *34*

Suzy Victoire OVA BENGONO **34**

La dualidad de los roles femeninos en Cien años de soledad (1982) y Crónica de una muerte anunciada (1981) de Gabriel García Márquez *51*

The duality of female roles in One Hundred Years of Solitude (1982) and Chronicle of a Death Foretold (1981) by Gabriel García Márquez *51*

Bassirou THIAW **51**

An Ecocritical Study of Thomas Mofolo's Chaka (1925) as a Romantic Novel *64*

Étude écocritique du roman romantique Chaka (1925) de Thomas Mofolo *64*

Yacoubou ALOU **64**

Ibrahim IDDRISU **64**

{SECTION 2} **78**

SCIENCES HUMAINES **78**

L'insécurité frontalière en Afrique de l'Ouest à l'épreuve des trafics illicites : acteurs, territoires et rapports de pouvoir *79*

Border insecurity in West Africa in the face of illicit trafficking : actors, territories and power dynamics *79*

Poliny NDONG BEKA II **79**

Place de la femme dans la justice coutumière chez les Moose dans la commune de Koudougou *93*

The role of women in customary justice among the moose in the municipality of Koudougou 93

Paul KABRE.....93

num. spécial 06 (octobre 2026).....111

Usages et adoption du paiement électronique dans les pratiques commerciales informelles au Sénégal 111

Uses and adoption of electronic payment in informal commercial practices in Senegal 111

Serigne SYLLA 111

Ibrahima BAO 111

De l'héritage colonial à l'imaginaire migratoire : les ressorts culturels des défections sportives camerounaises lors des compétitions en Occident (1991-2022).....122

From colonial legacy to the migration narrative: the cultural drivers behind Cameroonian athletes' defections during competitions in the West (1991-2022) 122

Hugues EDIK.....122

Stanislas FRENKIEL 122

Williams NUYTENS.....122

Willibroad DZE-NGWA.....122

Contraintes dans la prise en charge de l'Insuffisance Rénale Chronique à Bouaké 141

Constraints in the treatment of Chronic Kidney Disease in Bouaké.....141

Zié Adama OUATTARA 141

Affoua Toutouwa Marie ADOU 141

Guianmin Rita Grâce GOUANOU.....141

Validation psychométrique de l'échelle de conflit travail-famille de Carlson, Kacmar et Williams (2000) chez le personnel soignant togolais : analyses exploratoire et confirmatoire d'une structure à quatre facteurs 153

Psychometric validation of Carlson, Kacmar and Williams's (2000) work-family conflict scale among Togolese healthcare workers: exploratory and confirmatory analyses of a four-factor structure 153

Mathêvi Déo-Francisco ATTIGLAH.....153

Pazambadi KAZIMNA 153

Emmanuel Kant et la mystification d'une moralisation excessive : Réflexions autour de la nature illusoire des actions moralement désintéressées 174

Immanuel Kant and the mystification of excessive moralization. Reflections on the illusory nature of morally disinterested actions.....174

Aristide OWONO ESSONO.....174

Analyse des correspondances intergénérationnelles de métiers chez des travailleurs togolais 187

Analysis of Intergenerational Occupational Patterns Among Togolese Workers.....187

Mawussé Kossi DAH.....187

N'Gbansonhfi Sadji GBANDEY **187**

Adzéoda Yawo HOLU **187**

L'aide extérieure, un instrument de la politique industrielle ivoirienne (1960-1990) *201*

Foreign Aid: An Instrument of Ivorian Industrial Policy (1960–1990) *201*

Kouamé Narcisse YAO **201**

Laurent N'Dri KOUAKOU **201**

{SECTION 3} **217**

SCIENCES DE L'ÉDUCATION **217**

Fracture numérique structurelle en contexte scolaire sénégalais : stratification des trois niveaux et conditions du franchissement pédagogique dans deux établissements pilotes de l'Académie de Tambacounda *218*

Structural digital divide in Senegalese school contexts: stratification of three levels and conditions for pedagogical progression in two pilot schools of the Tambacounda Academy *218*

Amath FALL **218**

Parcours post-carcéral et réinsertion sociale des adolescents ex-détenus de l'Extrême-Nord Cameroun : une lecture par la théorie de la stigmatisation de Goffman *240*

Post-carceral pathway and social reintegration of adolescent former detainees in Cameroon's Far North: a reading through Goffman's stigma theory *240*

Rahim MOKTAR **240**

Albert DJAKBA **240**

{SECTION 4} **253**

ARTS **253**

La musicalisation de l'exploitation des ressources naturelles à travers le reggae d'Alpha Blondy et Tiken Jah Fakoly *254*

The Musicalization of Natural Resource Exploitation Through the Reggae of Alpha Blondy and Tiken Jah FakolyTitre anglais *254*

Francis Yao KOUAMÉ **254**

Réseaux sociaux numériques et promotion des œuvres musicales : étude de l'impact sur la carrière professionnelle des artistes ivoiriens *266*

Digital social networks and the promotion of musical works: a study of the impact on the professional careers of ivorian artists *266*

Kouadio Félix ATTOUNGBRE **266**

REVUE HYBRIDES (RALSH)
e-ISSN 2959-8079 / ISSN-L 2959-8060
CC BY
NUM. SPÉCIAL 06 (OCTOBRE 2026)

Validation psychométrique de l'échelle de conflit travail-famille de Carlson, Kacmar et Williams (2000) chez le personnel soignant togolais : analyses exploratoire et confirmatoire d'une structure à quatre facteurs

Psychometric validation of Carlson, Kacmar and Williams's (2000) work-family conflict scale among Togolese healthcare workers: exploratory and confirmatory analyses of a four-factor structure

Mathêvi Déo-Francisco ATTIGLAH
Université de Lomé, SRU-POD, Togo
Email : mathevi.francisco@gmail.com
Orcid id: https://orcid.org/0009-0004-5689-8558

Pazambadi KAZIMNA
Université de Lomé, SRU-POD, Togo
Email : dekazimna@yahoo.fr
Orcid id: https://orcid.org/0000-0001-9081-9172

Résumé : La mesure du conflit travail-famille chez les soignants exige des instruments adaptés à leur contexte professionnel et culturel. Pourtant, les propriétés psychométriques de l'échelle de Carlson, Kacmar et Williams (2000) restent insuffisamment documentées en milieu hospitalier ouest-africain francophone. La présente étude examine sa fidélité, sa structure factorielle et son invariance entre établissements auprès de soignants togolais. Une enquête quantitative transversale par questionnaire auto-administré a été menée auprès de 305 soignants recrutés par convenance dans les CHU Sylvanus Olympio et Campus de Lomé. Les analyses comprennent l'alpha de Cronbach (α), une analyse en composantes principales, une analyse factorielle confirmatoire sur données ordinales et un test d'invariance métrique. L'échelle d'intention de quitter est également examinée comme critère de validité convergente associée au conflit. Les échelles et sous-dimensions présentent une cohérence interne acceptable à excellente (α = 0,732–0,905). L'exploration dégage quatre composantes expliquant 68,68 % de la variance : les dimensions temporelles et de tension se recomposent partiellement, tandis que les items comportementaux se différencient selon la direction du conflit. L'analyse confirmatoire fournit des indices contrastés (CFI = 0,983 ; TLI = 0,980 ; RMSEA = 0,135), le modèle théorique à six facteurs conservant un meilleur ajustement. Le test inter-établissements soutient l'invariance métrique du modèle à quatre facteurs (ΔCFI = 0,005). Cette étude documente ainsi une recomposition possible de l'échelle dans le contexte étudié et propose une solution alternative à examiner conjointement avec le modèle original, sans conclure à sa supériorité ni à une validation définitive.

Mots-clé: Conflit travail-famille, Validation psychométrique, Analyse factorielle confirmatoire, Personnel de santé.

Abstract: Measuring work-family conflict among healthcare workers requires instruments suited to their occupational and cultural context. Yet the psychometric properties of Carlson, Kacmar and Williams's (2000) scale remain insufficiently documented in French-speaking West African hospital settings. This study examines its reliability, factor structure and invariance across institutions among Togolese healthcare workers. A cross-sectional quantitative survey, using a self-administered questionnaire, was conducted among 305 healthcare workers recruited by convenience at the Sylvanus Olympio and Campus University Teaching Hospitals in Lomé. The analyses comprise Cronbach's alpha, principal component analysis, confirmatory factor analysis on ordinal data and a metric invariance test. Intention to leave the institution is also measured as an external variable associated with the conflict. The scales and subdimensions show acceptable to excellent internal consistency (α =

.732–.905). The exploratory analysis yields four components explaining 68.68% of the variance: the time and strain dimensions are partly recomposed, whereas the behavioral items differ according to the direction of the conflict. The confirmatory analysis provides contrasting indices (CFI = .983; TLI = .980; RMSEA = .135), the theoretical six-factor model retaining a better fit. The cross-institution test supports metric invariance of the four-factor model (ΔCFI = .005). This study thus documents a possible reorganization of the scale in the context studied and proposes an alternative solution to be examined alongside the original model, without concluding that it is superior or definitively validated.

Keywords: Work-family conflict, Psychometric validation, Confirmatory factor analysis, Healthcare workers.
Reçu le : 18/09/2026 ● **Publié le :** 31/10/2026

Introduction

Le secteur hospitalier public en Afrique de l'Ouest fait face à une pénurie critique de personnels de santé, conjuguée à des exigences professionnelles particulièrement élevées : horaires atypiques, gardes de nuit et de week-end, charge émotionnelle intense liée au contact avec la souffrance et la mort (Nabirye et al., 2011, p. 761). Ce contexte expose les soignants à un risque élevé de conflit entre leur vie professionnelle et leur vie familiale, phénomène que la littérature associe à l'intention de quitter chez le personnel infirmier (Rhnima et al., 2014, p. 479-480). La méta-analyse d'Ayalew et al. (2021, p. 3), portant spécifiquement sur l'Afrique subsaharienne, révèle qu'environ 50,74 % du personnel infirmier de la région déclare une intention de quitter son emploi, un taux élevé, qui varie toutefois selon les régions du monde comparées (Ayalew et al., 2021, p. 4). Ces exigences exposent plus largement les personnels de santé à des risques psychosociaux (stress, charge émotionnelle, risque d'épuisement) dont la prise en compte organisationnelle, notamment à travers le concept d'accueil psychologique du patient, proposé comme outil de gestion de ces risques au bénéfice conjoint du patient et du soignant qui le pratique (Kazimna, 2026, p. 82).

Le conflit travail-famille a longtemps été traité comme un construit unidimensionnel avant que Greenhaus et Beutell (1985, p. 77) ne proposent une conceptualisation tridimensionnelle, distinguant le conflit basé sur le temps, sur la tension, et sur le comportement. Cette dernière forme, moins étudiée que les deux premières dans la littérature, renvoie à l'incompatibilité entre les comportements attendus dans un rôle et ceux attendus dans l'autre, selon les sphères dans lesquelles ils sont sollicités : un style de gestion assertif et impersonnel valorisé au travail peut par exemple s'avérer incompatible avec la chaleur et la patience attendues en famille. Sur la base de cette typologie, Carlson et al. (2000, p. 249) ont construit et validé une échelle multidimensionnelle à 18 items, croisant les trois formes du conflit avec ses deux directions (travail-famille et famille-travail), soit six dimensions théoriquement distinctes. Cette échelle demeure aujourd'hui l'instrument de référence le plus utilisé dans la littérature internationale sur le sujet, et a été adaptée en français par Rhnima et al. (2014, p. 484-485) dans une étude portant sur le personnel infirmier d'un centre hospitalier.

Or, la validité d'une échelle construite et validée dans un contexte culturel donné ne se transpose pas nécessairement telle quelle à un autre contexte. Kengatharan et Edwards (2021, p. 582-583) soulignent que l'échelle de Carlson et al. (2000, p. 249), élaborée à partir de données nord-américaines individualistes, ne capture pas nécessairement de façon adéquate les dynamiques du conflit travail-famille dans les cultures collectivistes, où les frontières entre les deux sphères de vie sont généralement plus perméables. Plusieurs travaux de validation menés hors du contexte nord-américain rapportent d'ailleurs des structures factorielles divergentes du modèle théorique à six facteurs : Ismail (2012, p. 122) ne retient que deux facteurs de second ordre (travail-famille et famille-travail) chez des enseignantes malaisiennes, tandis que Fassa (2018, p. 1), indique qu'un ajustement des dimensions théoriques a été nécessaire pour les données d'enseignants indonésiens. À l'inverse, Pujol-Cols (2021, p. 4189) réplique

intégralement la structure à six facteurs auprès de salariés argentins, ce qui suggère que la divergence n'est pas systématique mais dépend de facteurs contextuels encore mal identifiés.

Aucune validation de cette échelle n'a, à notre connaissance, été menée à ce jour auprès de personnels de santé en Afrique de l'Ouest francophone, et plus précisément au Togo. Notre question de recherche par conséquent est la suivante : la structure à six facteurs de l'échelle de Carlson et al. (2000, p. 249) se réplique-t-elle auprès de soignants togolais et, sinon, quelle structure factorielle s'y ajuste le mieux ? La présente étude vise à combler ce vide en examinant les qualités métrologiques de fidélité, sensibilité et validité de l'échelle de Carlson et al. (2000, p. 249), ainsi que de l'échelle d'intention de quitter de Cohen et Freund (2005, p. 339), auprès de soignants exerçant dans deux centres hospitalo-universitaires de Lomé, à savoir le CHU Campus et le CHU Sylvanus Olympio. L'échelle d'intention n'est pas ici un second objet de validation autonome au sens où elle sert de critère externe pour apprécier la validité convergente de l'échelle de conflit travail-famille, ce qui justifie de vérifier au préalable ses propres qualités métrologiques au même titre que celles de l'échelle principale. Notre hypothèse de travail, conforme au modèle théorique de Carlson et al. (2000, p. 249), postule que la structure factorielle de l'échelle se répliquera selon les six dimensions attendues. Au-delà de l'analyse exploratoire, une analyse factorielle confirmatoire et un test d'invariance de mesure entre les deux structures hospitalières sont conduits afin de statuer plus formellement sur la structure retenue et sa stabilité. Le corpus est constitué des réponses de 305 soignants des deux principaux CHU de Lomé, recrutés par échantillonnage de convenance, ce choix étant justifié par l'accessibilité du terrain et par le fait que l'échelle n'y a pas été testée auparavant. Il s'agit ainsi d'une étude quantitative, transversale et à visée de validation psychométrique, reposant sur une enquête par questionnaire auto-administré auprès d'un échantillon de convenance. Cette approche est justifiée par l'objectif de validation, qui exige des données de terrain suffisamment nombreuses pour les analyses factorielles. Après la présentation de la méthode utilisée, viendront successivement les résultats obtenus après traitement des données (pour la fidélité, la sensibilité, la validité, l'analyse en composantes principales, l'analyse factorielle confirmatoire, l'invariance de mesure et la validité convergente) ; puis la partie des discussions et la conclusion à la fin.

1. Méthode

Conformément à l'objectif de validation psychométrique poursuivi, cette section présente successivement les participants et le mode d'échantillonnage retenu, les instruments de mesure utilisés, la procédure de collecte de données, puis les principales limites méthodologiques inhérentes à ce dispositif. Notre population d'étude est composée des soignants (médecins, internes, infirmiers, sages-femmes, techniciens de santé, aides-soignants) exerçant au CHU Sylvanus Olympio et au CHU Campus, les deux structures hospitalo-universitaires de référence de la ville de Lomé. Compte tenu des contraintes d'accessibilité liées à la disponibilité sur le lieu de travail et aux horaires atypiques de cette population, un échantillonnage non probabiliste de convenance a été retenu. Sur l'ensemble des 331 réponses collectées, 305 ont été retenues après exclusion de 26 réponses dont la structure d'exercice déclarée sortait du périmètre autorisé pour la présente collecte (centres hospitaliers régionaux, cliniques privées ou structures situées hors du Togo). L'échantillon retenu comprend 168 femmes (55,1 %) et 137 hommes (44,9 %), répartis entre le CHU Sylvanus Olympio (n = 191, 62,6 %) et le CHU Campus (n = 114, 37,4 %). Les médecins et internes en médecine (28,9 %) et les infirmiers(ère)s (22,3 %) constituent les deux catégories socioprofessionnelles les plus représentées.

La collecte de données s'est déroulée du 1er avril au 31 mai 2026 au CHU Sylvanus Olympio et à partir du 12 janvier 2026 au CHU Campus, conformément aux autorisations

délivrées par les directions générales des deux structures, lesquelles ne sont pas limitées dans le temps.

Catégorie	**N**	**%**
Médecin / Interne	88	28,9
Infirmier(ère)	68	22,3
Technicien(ne) de santé	57	18,7
Psychologie/Psychiatrie	30	9,8
Kinésithérapeute	18	5,9
Sage-femme	15	4,9
Biologiste/Ingénieur biomédical	9	3,0
Aide-soignant(e)	10	3,3
Autre	10	3,3
Total	305	100,0

Tableau 1. Répartition de l'échantillon selon la catégorie socioprofessionnelle (N = 305) (Source : données de l'enquête, 2026).

Le conflit travail-famille a été mesuré à l'aide de l'échelle de Carlson et al. (2000, p. 249), adaptée en français par Rhnima et al. (2014, p. 484-485), comportant 18 énoncés cotés sur une échelle de Likert à six points allant de 1 (Tout à fait en désaccord) à 6 (Tout à fait d'accord). L'intention de quitter a été mesurée à l'aide de l'échelle de Cohen et Freund (2005, p. 339), comportant quatre énoncés cotés ici sur la même échelle de Likert à six points (l'échelle originale comportant sept points ; Cohen et Freund, 2005, p. 339), dont trois formulés dans le sens du maintien dans l'organisation et recodés en sens inverse avant analyse. Conformément au raisonnement présenté en introduction, cette échelle est mobilisée ici comme un critère de validité convergente ; ses propres qualités métrologiques sont néanmoins rapportées avec la même rigueur que celles de l'échelle principale. Le choix de cette échelle repose sur trois considérations. Premièrement, sa brièveté (4 items) limite la charge de réponse dans un questionnaire déjà long portant sur 18 items de conflit de rôle et plusieurs variables sociodémographiques, une contrainte importante pour une population aux horaires de travail atypiques. Deuxièmement, l'instrument s'inscrit directement dans le cadre théorique des cognitions de retrait (withdrawal cognitions), cohérent avec la théorie du comportement planifié d'Ajzen (1991, p. 181) mobilisée dans le cadre plus large de cette recherche, selon laquelle l'intention comportementale précède et prédit le comportement effectif de départ. Troisièmement, l'échelle présente des qualités psychométriques bien documentées dans l'étude longitudinale originale de Cohen et Freund (2005, p. 339), résultats que la présente étude corrobore (voir le Tableau 2). Le terme organisation de l'échelle originale a été adapté en structure de santé pour correspondre au contexte hospitalier togolais.

Trois niveaux d'autorisation étaient requis avant la diffusion du questionnaire auprès de la cible : une autorisation de la direction de chaque hôpital, une note écrite présentée aux surveillants des différents départements et unités médicales, puis l'accord du médecin-chef responsable de l'unité concernée. Le contact avec les soignants a ensuite été établi, directement ou avec l'appui de surveillants volontaires, afin d'informer les répondants du cadre et des objectifs de l'étude et d'obtenir leur consentement. Le questionnaire, auto-administré, a été diffusé sous format papier. Les données ont été saisies et analysées à l'aide du logiciel IBM

SPSS Statistics pour les analyses descriptives, de fidélité et d'analyse en composantes principales, et du logiciel jamovi (module SEM, moteur lavaan) pour l'analyse factorielle confirmatoire et le test d'invariance de mesure. L'analyse en composantes principales (ACP) a été retenue plutôt qu'une analyse factorielle exploratoire fondée sur le modèle des facteurs communs, car cette première étape visait à résumer les 18 items en un nombre réduit de composantes pour situer la structure empirique par rapport aux six dimensions théoriques (réduction de données), la modélisation de facteurs latents étant confiée à l'analyse factorielle confirmatoire (Fabrigar et al., 1999, p. 275). L'ACP ne distingue certes pas variance commune et variance unique, et ses résultats peuvent s'écarter de ceux d'une analyse en facteurs communs lorsque les communalités sont faibles et que les facteurs reposent sur peu d'items (Fabrigar et al., 1999, p. 276) ; par conséquent, une analyse parallèle sur extraction en axes principaux, qui relève du modèle des facteurs communs, a donc été conduite en complément et présentée en section 2.4. Elle examine le nombre de facteurs sans pour autant constituer à elle seule, une comparaison complète des solutions ACP et facteurs communs.

Trois limites inhérentes à ce dispositif méritent d'être signalées d'emblée. Premièrement, l'échantillonnage non probabiliste de convenance restreint la portée inférentielle des résultats aux deux structures hospitalières étudiées. Deuxièmement, le devis transversal ne permet pas d'établir de relations de causalité entre les variables, ni d'exclure un biais de désirabilité sociale inhérent à l'auto-évaluation par questionnaire. Troisièmement, la taille de l'échantillon (N = 305), bien que suffisante pour les analyses factorielles conduites, demeure modeste au regard de la complexité du modèle à six facteurs théoriquement postulé. Ces limites, et leurs implications pour l'interprétation des résultats, sont développées plus en détail en discussion.

2. Résultats

2.1. Fidélité des échelles

Le coefficient alpha de Cronbach a été calculé et présenté dans le Tableau 2 ci-dessous pour chaque sous-dimension et pour les scores globaux.

Échelle	A	Nombre d'items
Conflit travail-famille (score global)	0,905	18
Travail-famille (temps)	0,816	3
Travail-famille (tension)	0,813	3
Travail-famille (comportement)	0,807	3
Famille-travail (temps)	0,732	3
Famille-travail (tension)	0,804	3
Famille-travail (comportement)	0,901	3
Intention de quitter	0,810	4

Tableau 2. Coefficients alpha de Cronbach des échelles de mesure (N = 305) (Source : calculs des auteurs, 2026).

L'ensemble des coefficients dépasse le seuil de 0,70 usuellement retenu (Nunnally et Bernstein, 1994, p. 265), la majorité se situant entre 0,80 et 0,91. La cohérence interne des deux échelles est jugée bonne à excellente. L'alpha de Cronbach estime dans quelle mesure les items d'une même échelle covarient entre eux, autrement dit dans quelle mesure ils mesurent effectivement une même réalité sous-jacente plutôt que des construits disparates. Selon la

lecture usuelle de cet indice, une échelle est jugée insuffisante en-deçà de 0,60, acceptable entre 0,60 et 0,70, bonne entre 0,70 et 0,90, et excellente au-delà de 0,90 ; un coefficient très élevé (proche de 1) peut en revanche signaler une redondance excessive entre les items plutôt qu'une qualité supérieure de la mesure. L'ensemble des coefficients présentés dans le Tableau 2, compris entre 0,732 et 0,905, se situe donc dans la zone bonne à excellente, à l'exception de la sous-dimension Famille-travail (temps) qui demeure néanmoins nettement au-dessus du seuil minimal d'acceptabilité. Cet indice présente toutefois une limite qu'il convient de garder à l'esprit : il dépend mécaniquement du nombre d'items de l'échelle et ne garantit pas, à lui seul, l'unidimensionnalité d'une sous-échelle, propriété qui doit être vérifiée séparément par l'analyse factorielle (voir infra).

2.2. Sensibilité des échelles

Le Tableau 3 présente la moyenne, l'écart-type, l'asymétrie et l'aplatissement des scores globaux des deux échelles.

Échelle	M	ÉT	Asymétrie	Aplatissement
Conflit travail-famille (18 items)	3,3454	0,88046	-0,214	-0,184
Intention de quitter (4 items)	3,1139	1,28453	0,222	-0,891

Tableau 3. Indices de sensibilité des scores globaux (N = 305) (Source : calculs des auteurs, 2026).

M = moyenne ; ÉT = écart-type.

Les indices d'asymétrie et d'aplatissement des deux scores se situent dans l'intervalle de tolérance de -2 à +2 (Tabachnick et Fidell, 2019, p. 68-72), traduisant des distributions relativement symétriques et proches de la forme gaussienne.

2.3. Adéquation de l'échantillonnage

Le Tableau 4 ci-dessous présente les indices KMO et les tests de sphéricité de Bartlett obtenus pour chaque échelle.

Échelle	KMO	χ^2 de Bartlett	ddl	p
Conflit travail-famille (18 items)	0,822	3552,295	153	< 0,001
Intention de quitter (4 items)	0,710	469,493	6	< 0,001

Tableau 4. Indices KMO et tests de sphéricité de Bartlett (Source : calculs des auteurs, 2026).

Selon Kaiser (1974, p. 35), une valeur de KMO supérieure à 0,80 est jugée « très bien ».

Les deux indices dépassent le seuil de 0,70, et les tests de Bartlett sont hautement significatifs, ce qui autorise la poursuite de l'analyse en composantes principales (ACP).

L'indice KMO mesure la proportion de variance commune aux variables qui pourrait être expliquée par des facteurs sous-jacents, autrement dit il indique si la matrice de corrélations se prête à une analyse factorielle. Kaiser (1974, p. 35) propose une grille de lecture allant de inacceptable (< 0,50) à médiocre (0,50-0,59), moyen (0,60-0,69), bien (0,70-0,79), très bien (0,80-0,89) et excellent (≥ 0,90). Les valeurs obtenues ici, 0,822 pour le conflit travail-famille

et 0,710 pour l'intention de quitter, se situent respectivement dans la zone très bien et dans la zone bien, ce qui confirme que la structure de corrélation entre les items se prête à une extraction factorielle. Le test de sphéricité de Bartlett, hautement significatif pour les deux échelles, écarte quant à lui l'hypothèse selon laquelle la matrice de corrélations serait proche d'une matrice identité, où les items ne partageraient aucune variance commune. Ces deux indices ne portent cependant que sur l'adéquation globale de la matrice à l'analyse factorielle : ils ne préjugent en rien du nombre de facteurs à extraire ni de la qualité de leur interprétation, questions traitées dans les sections suivantes.

2.4. Analyse en composantes principales

L'ACP a été réalisée avec une rotation oblique de type Promax, ce choix se justifiant par le fait que les dimensions du conflit travail-famille ne constituent pas des entités indépendantes mais s'influencent mutuellement, la matrice de corrélation entre les composantes extraites révélant des coefficients supérieurs au seuil critique de 0,32 usuellement retenu pour privilégier une rotation oblique (Tabachnick et Fidell, 2019, p. 501-502).

Composante	Valeur propre	% de variance	% cumulé
1	6,975	38,749	38,749
2	2,233	12,404	51,152
3	2,108	11,712	62,865
4	1,046	5,811	68,675

Tableau 5. Variance totale expliquée pour l'échelle de conflit travail-famille (18 items) (Source : calculs des auteurs, 2026)[1].

Le critère de Kaiser retient quatre composantes et non les six dimensions théoriquement postulées par Carlson et al. (2000, p. 249), pour une variance totale expliquée de 68,675 %, largement supérieure au seuil de 50 % généralement recommandé en sciences sociales.

Deux éléments de lecture du Tableau 5 méritent d'être précisés. D'une part, le critère de Kaiser ne retient que les composantes dont la valeur propre excède 1, ce qui revient à ne conserver qu'un facteur expliquant à lui seul au moins autant de variance qu'une variable individuelle prise isolément. D'autre part, le pourcentage de variance cumulée indique la part de l'information totale contenue dans les 18 items que la solution retenue parvient à restituer : les 68,675 % obtenus ici sont jugés élevés au regard du seuil de 50 % à 60 % généralement recommandé en sciences sociales pour des données d'auto-évaluation (Tabachnick et Fidell, 2019, p. 508).

Le critère de Kaiser étant connu pour surestimer le nombre de facteurs à retenir, une analyse parallèle de Horn a également été conduite, comparant les valeurs propres réelles à celles obtenues sur des jeux de données aléatoires simulés de même taille (Figure 1). Cette procédure, menée à plusieurs reprises sur une extraction en axes principaux, a retenu tantôt quatre, tantôt cinq facteurs d'une exécution à l'autre. Cette instabilité n'est pas une erreur de procédure : l'analyse parallèle reposant sur la simulation de jeux de données aléatoires, sa décision de rétention peut varier d'une exécution à l'autre lorsque la valeur propre réelle d'un facteur est proche du seuil simulé, ce qui est précisément le cas ici pour les facteurs situés entre la troisième et la sixième position, où les deux courbes se rapprochent nettement (Figure

[1] Méthode d'extraction : ACP. Seules les composantes à valeur propre supérieure à 1 (critère de Kaiser) sont présentées.

1). Une analyse parallèle menée séparément sur une extraction en maximum de vraisemblance retient pour sa part trois facteurs. Prises ensemble, ces vérifications convergent pour exclure avec précaution la structure théorique à six facteurs, tout en situant la frontière de rétention entre trois et cinq facteurs selon la méthode et l'exécution. Cette plage de rétention (trois à cinq facteurs) inclut la solution à quatre facteurs retenue ici, que ces vérifications ne contredisent donc pas, sans pour autant l'imposer à elles seules. Cette même analyse fournit par ailleurs les indices MSA (mesure de précision de l'échantillonnage) par item, tous compris entre 0,707 et 0,908, confirmant qu'aucun item ne compromet individuellement l'adéquation factorielle globale.

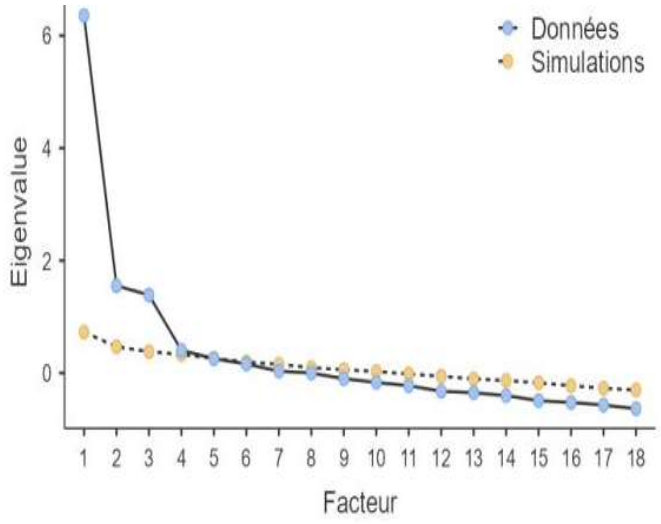

Figure 1. Diagramme d'éboulis : valeurs propres réelles et valeurs propres simulées (analyse parallèle de Horn) (Source : auteurs, sortie jamovi, 2026)[2].

Le Tableau 6 ci-dessous présente la matrice des composantes après rotation Promax pour la solution à quatre composantes retenue.

Item	1	2	3	4
Mon travail m'empêche de participer aux activités familiales	0,95			
Le temps consacré à mon travail m'empêche de participer aux responsabilités familiales	0,72			
Après le travail, je me sens trop épuisé(e) pour participer aux activités familiales	0,69			
Je dois manquer des activités familiales à cause du temps investi dans mon travail	0,69			
Le stress familial réduit ma capacité de concentration au travail		0,86		
Les tensions familiales réduisent ma capacité à effectuer mon travail		0,85		
Mes responsabilités familiales m'empêchent de participer à des activités professionnelles		0,75		

[2] Extraction en axes principaux, rotation Promax, 200 jeux de données simulés. Les courbes se croisent entre le 4e et le 6e facteur, expliquant l'instabilité de la décision de rétention rapportée dans le texte.

Item	1	2	3	4
Je suis souvent préoccupé(e) par des questions familiales au travail		0,74		
Le temps passé en famille m'empêche de consacrer du temps à ma carrière		0,59		
Le temps consacré à ma famille interfère avec mes responsabilités professionnelles		0,43		
Les comportements nécessaires à la maison sont inefficaces au travail			0,96	
Les comportements efficaces à la maison ne semblent pas efficaces au travail			0,90	
Mes comportements de résolution de problèmes familiaux semblent inutiles au travail			0,78	
Les comportements qui me rendent efficace au travail ne m'aident pas à être meilleur parent/conjoint				0,80
Mes comportements de résolution de problèmes au travail ne m'aident pas pour mes problèmes familiaux				0,72
Je suis tellement drainé(e) émotionnellement après le travail	0,42			0,58
Les comportements efficaces au travail sont inefficaces à la maison				0,55
Les pressions au travail me rendent trop stressé(e) pour faire ce que j'aime à la maison				0,54

Tableau 6. Matrice des composantes après rotation (Promax) de l'échelle de conflit travail-famille (Source : calculs des auteurs, 2026)[3].

La lecture du Tableau 6 indique que les deux composantes portées par les items de comportement (3 et 4) se distinguent nettement selon la direction du conflit, avec des saturations élevées et peu de recoupement, tandis que les dimensions de temps et de tension se recomposent au sein de chaque direction plutôt que de rester distinctes. Un seul item (« je suis tellement drainé[e] émotionnellement après le travail ») présente une saturation secondaire non négligeable (0,42) en plus de sa saturation principale (0,58). Premièrement, l'item pourrait mesurer un état d'épuisement général plutôt qu'une tension directionnelle spécifique : cette lecture s'appuie sur la littérature du burnout, où l'épuisement émotionnel est conceptualisé comme un état de déplétion généralisé plutôt que rattaché à une direction précise (Maslach et Jackson, 1981, p. 99), constat également cohérent avec la théorie de la conservation des ressources (Hobfoll, 1989, p. 517). Deuxièmement, sa formulation en français pourrait introduire une ambiguïté absente de l'énoncé original anglais : les méthodes de traduction croisée établissent que l'équivalence sémantique d'un item n'est jamais acquise sans contre-traduction indépendante rigoureuse (Brislin, 1970, p. 186) ; nous ne disposons toutefois d'aucune information sur la procédure de traduction suivie par Rhnima et al. (2014, p. 484-485) pour cet item précis, ce qui limite cette explication au rang d'hypothèse plausible plutôt

[3] Méthode d'extraction : analyse en composantes principales. Rotation Promax avec normalisation de Kaiser. Saturations < 0,40 non présentées, à l'exception de la saturation croisée de 0,42 (item 16), rapportée par souci de transparence. 1 = Temps et épuisement (travail-famille) ; 2 = Global temps et tension (famille-travail) ; 3 = Comportement (famille-travail) ; 4 = Comportement et tension résiduelle (travail-famille).

que de constat établi. Troisièmement, il pourrait s'agir d'une instabilité d'estimation propre à cet échantillon : la stabilité d'une solution factorielle dépend moins de la taille de l'échantillon que de la communalité des items et du degré de surdétermination des facteurs (MacCallum et al., 1999, p. 84), deux conditions que cet item, à communalité modérée, ne remplit pas parfaitement ; une réplication permettrait de trancher entre ces trois lectures. Aucun item de la direction travail-famille ne sature en revanche sur les composantes portées par la direction famille-travail, et réciproquement : la distinction entre les deux directions du conflit demeure empiriquement bien préservée.

Composante	Items regroupés (saturation)	Dénomination retenue
1	Temps travail→famille (3 items) ; un item de tension travail→famille (0,69 à 0,95)	Temps et épuisement (travail→famille)
2	Temps famille→travail (3 items) ; tension famille→travail (3 items) (0,43 à 0,86)	Global temps et tension (famille→travail)
3	Comportement famille→travail (3 items), sans saturation croisée (0,78 à 0,96)	Comportement (famille→travail)
4	Comportement travail→famille (3 items) ; deux items de tension travail→famille (0,54 à 0,80)	Comportement et tension résiduelle (travail→famille)

Tableau 7. Synthèse des composantes extraites (rotation Promax) (Source : calculs des auteurs, 2026).

Concernant l'échelle d'intention de quitter, l'ACP réalisée sur les quatre items extrait une solution à un seul facteur, expliquant 64,33 % de la variance totale, conforme à la structure unidimensionnelle attendue.

2.5. Analyse factorielle confirmatoire

Afin de tester statistiquement la structure à quatre facteurs dégagée par l'ACP, une analyse factorielle confirmatoire (AFC) a été conduite, comparant un modèle à deux facteurs (les deux directions du conflit, CTF et CFT), le modèle théorique à six facteurs (Carlson et al., 2000, p. 249), et le modèle à quatre facteurs retenu. Ces modèles ont d'abord été estimés par la méthode du maximum de vraisemblance (ML), qui traite les items comme des variables continues.

Modèle	χ^2	ddl	CFI	TLI	RMSEA	AIC	BIC
2 facteurs (CTF/CFT)	1594	134	0,582	0,523	0,189	—	—
4 facteurs (retenu)	927	129	0,771	0,729	0,142	16795	17018
6 facteurs (théorique)	797	120	0,806	0,753	0,136	16683	16939

Tableau 8. Indices d'ajustement des modèles concurrents (estimation par maximum de vraisemblance) (Source : calculs des auteurs, 2026)[4].

Ces indices d'ajustement répondent à des logiques complémentaires. Le CFI (Comparative Fit Index) et le TLI (Tucker-Lewis Index) sont des indices incrémentaux : ils comparent l'ajustement du modèle testé à celui d'un modèle de référence dans lequel aucune

[4] Seuils conventionnels : CFI/TLI ≥ 0,90 ; RMSEA ≤ 0,08 (Hu & Bentler, 1999, p. 1). Un AIC/BIC plus faible indique un meilleur compromis ajustement-parcimonie.

corrélation n'est postulée entre les variables, et sont jugés satisfaisants à partir d'environ 0,95 (Hu et Bentler, 1999, p. 1), un seuil de 0,90 étant couramment retenu comme limite d'acceptabilité. Le RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) est à l'inverse un indice absolu, qui mesure l'écart moyen entre le modèle et les données tout en pénalisant la complexité du modèle ; il est jugé satisfaisant autour de 0,06 (Hu et Bentler, 1999, p. 1), la valeur de 0,08 étant couramment retenue comme limite d'acceptabilité ; le SRMR, indice résiduel, est jugé satisfaisant autour de 0,08 (Hu et Bentler, 1999, p. 1). L'AIC et le BIC, enfin, ne s'interprètent pas dans l'absolu mais uniquement de façon comparative entre modèles concurrents estimés sur les mêmes données : le modèle affichant la valeur la plus faible offre le meilleur compromis entre ajustement et parcimonie. Ces indices peuvent diverger entre eux, comme c'est le cas dans la présente étude, ce qui impose de les interpréter conjointement plutôt qu'isolément.

Au regard du Tableau 8 ci-dessus, un point important mérite d'être discuté avec rigueur : le modèle à six facteurs présente, sous ce traitement continu, un ajustement légèrement supérieur au modèle à quatre facteurs, y compris sur les critères d'information (AIC, BIC) qui pénalisent pourtant la complexité du modèle. Le modèle à quatre facteurs ne peut donc pas être présenté comme statistiquement supérieur au modèle théorique sur ce seul plan ; mais son intérêt réside ailleurs, notamment dans sa cohérence avec la structure empirique dégagée par l'ACP (Tableau 6) et dans sa plus grande parcimonie descriptive. Par ailleurs, aucun des trois modèles n'atteint, sous ce traitement continu, les seuils conventionnels d'ajustement (CFI/TLI $\geq 0{,}90$). Cette estimation a été conduite pour les modèles à quatre et à six facteurs.

Modèle	**χ^2 corrigé**	**ddl**	**CFI**	**TLI**	**RMSEA corrigé**	**SRMR robuste**
4 facteurs (retenu)	845	129	0,983	0,980	0,135	0,074
6 facteurs (théorique)	724	120	0,988	0,985	0,129	0,063

Tableau 9. Ajustement des modèles à quatre et à six facteurs en traitement ordinal (estimateur DWLS) (Source : calculs des auteurs, 2026)[5].

Sous ce traitement statistiquement approprié, les deux modèles présentent un ajustement excellent au regard du CFI et du TLI, tous deux nettement supérieurs au seuil de 0,95. Ce résultat est sensiblement meilleur qu'en estimation continue observé au Tableau 8. Le RMSEA demeure au-dessus du seuil conventionnel de 0,08 pour les deux modèles, un pattern parfois observé en pratique lorsque l'estimation DWLS est appliquée à des échelles de Likert à catégories multiples, sans que la présente étude puisse en identifier la cause précise. Le SRMR (0,074 pour le modèle à quatre facteurs ; 0,063 pour le modèle à six facteurs) respecte en revanche le seuil de 0,08 (Hu et Bentler, 1999, p. 1).

Un constat mérite d'être signalé avec la même rigueur que pour l'estimation continue : le modèle à six facteurs s'ajuste, ici aussi, très légèrement mieux que le modèle à quatre facteurs sur l'ensemble des indices (CFI, TLI, RMSEA et SRMR). Ce résultat, cohérent d'une méthode d'estimation à l'autre, confirme que l'argument en faveur du modèle à quatre facteurs ne peut reposer sur une supériorité d'ajustement statistique qui ne se vérifie dans aucune des deux estimations conduites, mais sur sa plus grande parcimonie (9 paramètres de moins que le modèle à six facteurs) et sur sa cohérence avec la structure empiriquement dégagée par l'ACP (Tableau 6). Les deux modèles atteignant par ailleurs un ajustement excellent en traitement

[5] Estimation DWLS, erreurs-types robustes, méthode d'optimisation NLMINB, module SEM de jamovi (moteur lavaan). Les 18 items sont traités comme des variables ordinales. Les statistiques corrigées (« scaled »/« robust ») sont rapportées, plus appropriées que les valeurs classiques pour ce type d'estimation.

ordinal, le choix entre eux relève autant de considérations de parcimonie et d'interprétabilité que de critères statistiques stricts.

2.6. Invariance de mesure entre les deux structures hospitalières

Compte tenu du déséquilibre d'effectif entre le CHU Sylvanus Olympio (n = 191) et le CHU Campus (n = 114), l'invariance de mesure du modèle à quatre facteurs a été testée entre les deux structures, afin de vérifier que celui-ci ne reflète pas un artefact propre à l'une d'elles.

Modèle	**χ^2**	**ddl**	**CFI**	**ΔCFI**
Configural (saturations libres)	1066	258	0,980	—
Métrique (saturations contraintes égales)	1279	272	0,975	0,005

Tableau 10. Test d'invariance métrique entre le CHU Sylvanus Olympio et le CHU Campus (Source : calculs des auteurs, 2026)[6].

L'invariance de mesure désigne la propriété selon laquelle un même score observé correspond au même niveau du construit latent, indépendamment du groupe auquel appartient le répondant ; son absence signifierait que l'échelle ne mesure pas exactement la même chose selon la structure hospitalière d'exercice, ce qui invaliderait toute comparaison directe des scores entre les deux CHU. L'invariance métrique testée ici porte spécifiquement sur l'égalité des saturations factorielles (la force du lien entre chaque item et son facteur) entre les deux groupes ; elle se distingue de l'invariance scalaire, plus exigeante, qui porterait sur l'égalité des seuils et permettrait de comparer les moyennes latentes elles-mêmes. Le ΔCFI, moins sensible à la taille de l'échantillon que le test de différence de χ^2, est aujourd'hui préféré comme critère de décision (Cheung et Rensvold, 2002, p. 251).

La variation de CFI entre le modèle configural et le modèle à saturations contraintes (ΔCFI = 0,005) est très en-deçà du seuil de 0,01 recommandé par Cheung et Rensvold (2002, p. 251) pour conclure à une invariance métrique. Bien que le test de différence de χ^2 soit statistiquement significatif, cette significativité est attendue à cette taille d'échantillon et n'est pas retenue comme critère décisif (Chen, 2007, p. 465). L'invariance métrique du modèle à quatre facteurs entre les deux structures hospitalières est donc soutenue, ce qui autorise le regroupement des deux CHU dans les analyses substantives ultérieures fondées sur cette échelle.

2.7. Validité convergente

La validité convergente des quatre facteurs a été appréciée par leur corrélation avec le score d'intention de quitter, une variable théoriquement associée au conflit travail-famille (Rhnima et al., 2014, p. 490).

Facteur	**r avec l'intention de quitter**
1 — Temps et épuisement (travail→famille)	0,116*
2 — Global temps et tension (famille→travail)	0,205**
3 — Comportement (famille→travail)	-0,049 (ns)
4 — Comportement et tension résiduelle (travail→famille)	0,203**

Tableau 11. Corrélations entre les quatre facteurs et l'intention de quitter (N = 305) (Source : calculs des auteurs, 2026)[7].

[6] ΔCFI ≤ 0,01 soutient l'invariance (Cheung et Rensvold, 2002, p. 251). Le test de différence de χ^2 ($\Delta\chi^2[14]$ = 214,75, $p < 0,001$) est significatif mais doit être interprété avec prudence : il est connu pour être hypersensible à la taille d'échantillon dans les grands échantillons (Chen, 2007, p. 465), contrairement au ΔCFI.

Trois des quatre facteurs corrèlent positivement et significativement avec l'intention de quitter, dans le sens attendu par la théorie, ce qui apporte un élément de validité convergente pour l'échelle. Le Facteur 3 ne présente pas de corrélation significative en analyse bivariée ; une analyse multivariée conduite dans le cadre plus large de cette recherche (non détaillée ici, cet article portant sur la validation de l'instrument) suggère un effet de suppression statistique lié à sa covariance avec le Facteur 4, qui pourra être approfondi dans un travail ultérieur portant sur le test des hypothèses substantives.

3. Discussion

La présente étude visait à vérifier les qualités métrologiques de l'échelle de conflit travail-famille de Carlson et al. (2000, p. 249) et de l'échelle d'intention de quitter de Cohen et Freund (2005, p. 339) auprès de soignants togolais. Nos résultats confirment une fidélité et une sensibilité satisfaisantes pour l'ensemble des échelles, ainsi qu'une adéquation de l'échantillonnage à l'analyse factorielle. Notre hypothèse de départ, qui postulait la réplication de la structure théorique à six dimensions, n'est pas confirmée : l'analyse en composantes principales fait ressortir une structure à quatre facteurs, confirmée par une analyse factorielle confirmatoire en traitement ordinal (CFI = 0,983 ; TLI = 0,980) et stable entre les deux structures hospitalières étudiées (invariance métrique soutenue, ΔCFI = 0,005).

Ce résultat n'est pas isolé dans la littérature. Les validations menées en Malaisie (Ismail, 2012, p. 122) et en Indonésie aboutissent elles aussi à des structures divergentes, dans deux contextes culturels collectivistes comme celui du Togo. À l'inverse, la structure complète à six facteurs a été répliquée en Argentine par Pujol-Cols (2021, p. 4189), ce qui suggère que ce n'est pas l'éloignement du contexte nord-américain en tant que tel qui explique la divergence observée, mais des caractéristiques contextuelles plus spécifiques, dont la nature du secteur d'activité (hospitalier, à forte charge horaire et émotionnelle) pourrait faire partie.

Sur le plan théorique, la théorie des frontières travail-famille de Clark (2000, p. 751) offre un cadre pertinent pour interpréter cette recomposition : elle postule que la porosité de la frontière entre les deux sphères de vie dépend des comportements que chaque individu transpose ou non de l'une à l'autre, plus que de la simple disponibilité en temps. Le fait que les dimensions comportementales se distinguent nettement selon la direction du conflit, alors que les dimensions de temps et de tension se recomposent, est cohérent avec cette théorie. Une explication contextuelle complémentaire tient à la nature du travail hospitalier lui-même : les gardes de nuit, les rotations et l'imprévisibilité des urgences exposent les soignants à une porosité chronique entre les deux domaines sur le plan temporel, qui pourrait expliquer que le temps et la tension ne se discriminent plus empiriquement une fois la porosité devenue la norme de leur quotidien de travail. Cette porosité chronique s'inscrit plus largement dans les risques psychosociaux propres au secteur de la santé, dont la prise en charge organisationnelle (gestion des émotions, accueil et soutien du personnel) constitue un levier au moins aussi important que la seule régulation du temps de travail (Kazimna, 2026, p. 90-95). Ces deux lectures sous les prismes culturelle et organisationnelle ne s'excluent pas mutuellement et méritent d'être explorées conjointement dans des travaux futurs, plutôt que de privilégier prématurément l'une sur l'autre.

Un premier point de rigueur méthodologique mérite d'être souligné dans cette discussion : la comparaison des modèles en estimation continue (Tableau 8) ne permet pas d'affirmer que le modèle à quatre facteurs s'ajuste statistiquement mieux que le modèle théorique à six facteurs sur les critères d'AIC et de BIC, c'est même l'inverse. L'argument en faveur du modèle à quatre facteurs repose donc sur sa cohérence avec la structure empiriquement observée en

[7] * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; ns = non significatif.

ACP et sur son excellent ajustement en traitement ordinal (Tableau 9), plutôt que sur une supériorité statistique généralisée sur le modèle théorique. Un second point de rigueur concerne le nombre de facteurs lui-même : le critère de Kaiser sur l'ACP (quatre facteurs) et les analyses parallèles menées (trois à cinq facteurs selon la méthode d'extraction et l'exécution, cette dernière procédure étant par nature soumise à une variabilité d'échantillonnage aléatoire) ne convergent pas vers un chiffre unique et strictement stable. Plutôt que de ne rapporter que le résultat le plus favorable à la structure retenue, nous choisissons d'assumer explicitement cette plage d'incertitude : aucune méthode exploratoire, prise isolément, ne tranche de façon parfaitement déterministe le nombre de facteurs sous-jacent à cette échelle dans notre échantillon, même si toutes excluent la structure théorique à six facteurs. Le choix de retenir quatre facteurs repose sur un faisceau d'arguments convergents plutôt que sur un seul critère. D'une part, l'interprétabilité de la solution : les deux facteurs Comportement se séparent nettement et sans ambiguïté selon la direction du conflit. D'autre part, et de façon plus décisive, sa confirmation par un ajustement excellent en analyse factorielle confirmatoire sous traitement ordinal (CFI = 0,983 ; TLI = 0,980, Tableau 9), une preuve empirique plus décisive qu'un critère de rétention en analyse exploratoire, par nature plus instable. Cette recomposition factorielle a une implication pratique directe : elle invite les futures recherches menées avec cette échelle en contexte hospitalier ouest-africain à tester, en complément du modèle théorique à six facteurs, un modèle à quatre facteurs comme celui dégagé dans la présente étude, avant d'en tirer des conclusions sur les hypothèses de recherche substantives portant sur les conséquences du conflit travail-famille.

Conclusion

L'échelle de conflit travail-famille de Carlson et al. (2000, p. 249), bien qu'elle demeure l'instrument de référence le plus utilisé dans la littérature internationale, a été construite et validée dans un contexte nord-américain individualiste, et plusieurs travaux menés hors de ce contexte rapportent des structures factorielles divergentes du modèle théorique à six dimensions. Aucune validation n'avait cependant été menée à ce jour auprès de personnels de santé en Afrique de l'Ouest francophone. La présente étude visait à combler ce vide en examinant les qualités métrologiques de cette échelle, ainsi que de l'échelle d'intention de quitter de Cohen et Freund (2005, p. 339), auprès de 305 soignants exerçant au CHU Sylvanus Olympio et au CHU Campus (Lomé, Togo).

Les résultats attestent d'une fidélité bonne à excellente pour les deux échelles (α compris entre 0,732 et 0,905) et d'une adéquation très satisfaisante de l'échantillonnage à l'analyse factorielle (KMO = 0,822 et 0,710 respectivement), sur un échantillon de convenance réparti entre les deux structures hospitalières (62,6 % et 37,4 % respectivement) et comprenant les principales catégories socioprofessionnelles du secteur. L'analyse en composantes principales dégage une structure empirique à quatre facteurs, expliquant 68,68 % de la variance totale, plutôt que les six dimensions théoriques initialement postulées ; l'analyse parallèle de Horn, bien qu'instable d'une exécution à l'autre (trois à cinq facteurs selon la méthode), exclut fermement à chaque fois la structure à six facteurs. Cette structure à quatre facteurs est confirmée par une analyse factorielle confirmatoire menée en traitement ordinal (CFI = 0,983 ; TLI = 0,980 ; RMSEA = 0,135), et se maintient de façon stable entre les deux structures hospitalières étudiées (invariance métrique soutenue, ΔCFI = 0,005). Elle bénéficie enfin d'un élément de validité convergente, trois des quatre facteurs corrélant significativement avec l'intention de quitter dans le sens attendu par la théorie (r = 0,116 à 0,205, $p < 0,05$), la seule exception (Comportement famille-travail, r = -0,049, ns) s'expliquant probablement par un effet de suppression avec le facteur voisin plutôt que par une absence réelle de lien avec le construit.

Cette étude apporte une double contribution. Sur le plan empirique, elle constitue, à notre connaissance, la première validation psychométrique de l'échelle de Carlson et al. (2000, p. 249) auprès de personnels de santé en Afrique de l'Ouest francophone, et l'une des premières validations rigoureuses d'une échelle de conflit travail-famille en Afrique subsaharienne francophone. Sur le plan théorique, la structure empirique à quatre facteurs dégagée ici, cohérente avec la théorie des frontières travail-famille de Clark (2000, p. 751), invite à reconsidérer l'universalité de la structure à six facteurs postulée par Carlson et al. (2000, p. 249) hors de leur contexte nord-américain de validation, et à privilégier un examen empirique systématique de la structure factorielle avant tout usage confirmatoire de cette échelle dans un nouveau contexte culturel ou professionnel.

Ces résultats doivent néanmoins être interprétés à la lumière de plusieurs limites. L'échantillonnage non probabiliste de convenance restreint la portée inférentielle des résultats aux deux structures hospitalières étudiées, sans garantir leur généralisation à l'ensemble du personnel soignant togolais. Le devis transversal ne permet pas d'établir de relations de causalité entre les variables, ni d'exclure un biais de désirabilité sociale inhérent à l'auto-évaluation par questionnaire. Le modèle théorique à six facteurs conserve par ailleurs, sous les deux méthodes d'estimation testées, un ajustement légèrement supérieur au modèle à quatre facteurs retenu (CFI = 0,806 et 0,988 respectivement, contre 0,771 et 0,983) : ce choix repose donc explicitement sur sa parcimonie et sur sa cohérence avec la structure empiriquement observée en analyse exploratoire, non sur une supériorité statistique absolue, un compromis qui devra être réévalué si de nouvelles données remettaient en cause cet équilibre. Enfin, seule l'invariance métrique a été testée entre les deux CHU ; l'invariance scalaire, nécessaire pour comparer les moyennes latentes entre structures, reste à examiner.

Ces limites ouvrent plusieurs pistes pour des travaux futurs. Une réplication auprès d'un échantillon probabiliste élargi à d'autres structures hospitalières du Togo, voire à d'autres pays d'Afrique de l'Ouest, permettrait de consolider la structure à quatre facteurs et d'en tester la stabilité au-delà des deux CHU étudiés. L'effet de suppression observé sur le facteur Comportement (famille-travail) mériterait d'être approfondi par une analyse multivariée dédiée, de même que l'item à saturation croisée identifié dans la matrice des composantes (Tableau 6), dont l'instabilité pourrait être clarifiée par une réplication ou une étude qualitative complémentaire. Un second article, mobilisant l'ensemble du jeu de données recueilli dans le cadre de cette thèse, pourra enfin exploiter cette échelle validée pour tester les hypothèses substantives relatives aux effets du conflit travail-famille sur l'intention de quitter dans le secteur hospitalier togolais.

Références bibliographiques

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211. https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T

Ayalew, E., Workineh, Y., Semachew, A., Woldgiorgies, T., Kerie, S., Gedamu, H., & Zeleke, B. (2021). Nurses' intention to leave their job in sub-Saharan Africa: A systematic review and meta-analysis. *Heliyon*, 7(6), Article e07382 (revue en accès ouvert sans pagination classique - article identifié par son numéro). https://doaj.org/article/bdcd039067bc4ab0a6229ec831a0be5b (consulté le 12/08/2026)

Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185-216. https://doi.org/10.1177/135910457000100301

Carlson, D. S., Kacmar, K. M., & Williams, L. J. (2000). Construction and initial validation of a multidimensional measure of work-family conflict. *Journal of Vocational Behavior*, 56(2), 249-276. https://doi.org/10.1006/jvbe.1999.1713

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5

Clark, S. C. (2000). Work/family border theory: A new theory of work/family balance. *Human Relations*, 53(6), 747-770. https://doi.org/10.1177/0018726700536001

Cohen, A., & Freund, A. (2005). A longitudinal analysis of the relationship between multiple commitments and withdrawal cognitions. *Scandinavian Journal of Management*, 21(3), 329-351. https://doi.org/10.1016/j.scaman.2004.06.004

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272

Fassa, A. A. (2018). Uji validitas konstruk work-family conflict [Test de validité de construit du conflit travail-famille]. *Jurnal Pengukuran Psikologi dan Pendidikan Indonesia*, 4(4) (revue indonésienne en ligne sans pagination classique). https://journal.uinjkt.ac.id/index.php/jp3i/article/view/9307 (consulté le 10/08/2026)

Greenhaus, J. H., & Beutell, N. J. (1985). Sources of conflict between work and family roles. Academy of Management Review, 10(1), 76-88. https://doi.org/10.2307/258214

Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44(3), 513-524. https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Ismail, Z. (2012). Teachers' work-family conflict in Malaysia: Scale validation. *International Journal of Business and Social Research*, 2(5), 122-131. https://ideas.repec.org/a/mir/mirbus/v2y2012i5p122-131.html (consulté le 01/09/2026)

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. https://doi.org/10.1007/BF02291575

Kazimna, P. (2026). *Comprendre les risques psychosociaux et privilégier l'accueil psychologique en milieu de soin de santé*. L'Harmattan Togo.

Kengatharan, N., & Edwards, C. (2021). The development and application of a scale to measure the extent and forms of work-family conflict in collectivist cultures. *International Journal of Manpower*, 42(4), 581-603. https://doi.org/10.1108/IJM-04-2019-0199

MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4(1), 84-99. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84

Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99-113. https://doi.org/10.1002/job.4030020205

Nabirye, R. C., Brown, K. C., Pryor, E. R., & Maples, E. H. (2011). Occupational stress, job satisfaction and job performance among hospital nurses in Kampala, Uganda. *Journal of Nursing Management*, 19(6), 760-768. https://doi.org/10.1111/j.1365-2834.2011.01240.x

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3e éd.). McGraw-Hill.

Pujol-Cols, L. (2021). Development and validation of the Spanish Work-Family Conflict Scale (SP-WFCS): Evidence from two independent samples in Argentina. *Current Psychology*, 40(9), 4189-4204. https://doi.org/10.1007/s12144-019-00544-y

Rhnima, A., Wils, T., Pousa, C. E., & Frigon, M. (2014). Conflits travail-famille et intention de quitter dans le domaine de la santé. *Relations industrielles / Industrial Relations*,

69(3), 477-500. https://www.erudit.org/fr/revues/ri/2014-v69-n3-ri01534/1026755ar/ (consulté le 01/09/2026)

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7e éd.). Pearson.

Annexes

Questionnaire de recherche en psychologie du travail et des organisations

Interface vie professionnelle et familiale : les effets du conflit de rôle sur l'intention de quitter l'organisation chez les personnels soignants des structures de santé au Togo

Université de Lomé - FSHS / Psychologie du travail et des organisations

Partie 1 Informations socio-démographiques

1. Sexe :

☐ Féminin ☐ Masculin

2. Âge : ..... ans

3. Situation familiale :

☐ Célibataire sans enfant
☐ Célibataire avec enfant(s)
☐ Marié(e) ou en union libre sans enfant
☐ Marié(e) ou en union libre avec enfant(s)
☐ Divorcé(e) ou séparé(e) sans enfant
☐ Divorcé(e) ou séparé(e) avec enfant(s)
☐ Veuf/Veuve

4. Nombre d'enfants à charge : ..... enfant(s)

5. Âge du plus jeune enfant :

☐ Moins de 3 ans
☐ 3-5 ans
☐ 6-12 ans
☐ 13-17 ans
☐ 18 ans et plus
☐ Je n'ai pas d'enfant

6. Nombre total de personnes à charge : ..... personne(s)

7. Niveau d'études :

☐ CEP / BEPC
☐ Baccalauréat
☐ Bac+2 ou Bac+3
☐ Bac+4 ou Bac+5
☐ Doctorat
☐ Autre : .....

Partie 1 Informations socio-démographiques suite

8. Catégorie socioprofessionnelle :

☐ Médecin généraliste ☐ Médecin spécialiste
☐ Interne (7ème année) ☐ Chirurgien
☐ Infirmier(ère) d'État ☐ Sage-femme

☐ Aide-soignant(e) ☐ Technicien(ne) labo/radio

☐ Kinésithérapeute ☐ Autre : .....

9. Ancienneté dans la profession : ..... année(s)

10. Ancienneté dans cette structure : ..... année(s)

11. Type de contrat :

☐ Fonctionnaire

☐ Contractuel

☐ CDD / CDI

☐ Autre : .....

12. Régime :

☐ Temps plein ☐ Temps partiel

13. Gardes de nuit :

☐ Oui, régulièrement (≥2/mois)

☐ Oui, occasionnellement (<2/mois)

☐ Non, jamais

14. Gardes de week-end :

☐ Oui, régulièrement (≥2/mois)

☐ Oui, occasionnellement (<2/mois)

☐ Non, jamais

15. Structure de santé :

☐ CHU Sylvanus Olympio ☐ CHU Campus

16. Service :

☐ Urgences ☐ Réanimation

☐ Chirurgie ☐ Médecine interne

☐ Pédiatrie ☐ Maternité/Gynéco

☐ Laboratoire ☐ Imagerie

☐ Consultation externe ☐ Autre : .....

17. Aide domestique/garde d'enfants :

☐ Oui, aide domestique

☐ Oui, aide familiale

☐ Oui, crèche/garderie

☐ Oui, plusieurs

☐ Non, aucune aide

Partie 2 Conflits travail-famille

1 Section A Interférences du travail vers la vie familiale

Pour chaque affirmation, cochez la case qui correspond le mieux à votre situation.

Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses.

1 = Tout à fait en désaccord 2 = En désaccord 3 = Un peu en désaccord

4 = Un peu d'accord 5 = D'accord 6 = Tout à fait d'accord

Conflit basé sur le temps

Affirmation	1	2	3	4	5	6
1. Mon travail m'empêche de participer aux activités familiales plus que je ne le voudrais	☐	☐	☐	☐	☐	☐
2. Le temps consacré à mon travail m'empêche de participer aux responsabilités familiales	☐	☐	☐	☐	☐	☐
3. Je dois manquer des activités familiales à cause du temps investi dans mon travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Conflit basé sur la tension

Affirmation	1	2	3	4	5	6
4. Après le travail, je me sens trop épuisé(e) pour participer aux activités familiales	☐	☐	☐	☐	☐	☐
5. Je suis tellement drainé(e) émotionnellement après le travail que je ne peux contribuer à ma vie familiale	☐	☐	☐	☐	☐	☐
6. Les pressions au travail me rendent trop stressé(e) pour faire ce que j'aime à la maison	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Conflit basé sur le comportement

Affirmation	1	2	3	4	5	6
7. Mes comportements de résolution de problèmes au travail ne m'aident pas pour mes problèmes familiaux	☐	☐	☐	☐	☐	☐
8. Les comportements efficaces au travail sont inefficaces à la maison	☐	☐	☐	☐	☐	☐
9. Les comportements qui me rendent efficace au travail ne m'aident pas à être meilleur(e) parent/conjoint(e)	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Partie 2 Conflits travail-famille

2 Section B Interférences de la vie familiale vers le travail

Pour chaque affirmation, cochez la case qui correspond le mieux à votre situation.
Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses.
1 = Tout à fait en désaccord 2 = En désaccord 3 = Un peu en désaccord
4 = Un peu d'accord 5 = D'accord 6 = Tout à fait d'accord

Conflit basé sur le temps

Affirmation	1	2	3	4	5	6
10. Le temps consacré à ma famille interfère avec mes responsabilités professionnelles	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Affirmation	1	2	3	4	5	6
11. Le temps passé en famille m'empêche de consacrer du temps à ma carrière	☐	☐	☐	☐	☐	☐
12. Mes responsabilités familiales m'empêchent de participer à des activités professionnelles	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Conflit basé sur la tension

Affirmation	1	2	3	4	5	6
13. Je suis souvent préoccupé(e) par des questions familiales au travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐
14. Le stress familial réduit ma capacité de concentration au travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐
15. Les tensions familiales réduisent ma capacité à effectuer mon travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Conflit basé sur le comportement

Affirmation	1	2	3	4	5	6
16. Les comportements efficaces à la maison ne semblent pas efficaces au travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐
17. Les comportements nécessaires à la maison sont inefficaces au travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐
18. Mes comportements de résolution de problèmes familiaux semblent inutiles au travail	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Partie 3 Intention de quitter

Pour chaque affirmation, cochez la case qui correspond le mieux à votre situation.
Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses.
1 = Tout à fait en désaccord 2 = En désaccord 3 = Un peu en désaccord
4 = Un peu d'accord 5 = D'accord 6 = Tout à fait d'accord

Affirmation	1	2	3	4	5	6
1. D'ici trois ans, je me vois encore travailler pour ma structure de santé	☐	☐	☐	☐	☐	☐
2. J'ai l'intention de quitter ma structure actuelle	☐	☐	☐	☐	☐	☐
3. Il serait fort probable que je demeure au service de ma structure de santé	☐	☐	☐	☐	☐	☐
4. J'aimerais continuer à travailler pour cette structure encore longtemps	☐	☐	☐	☐	☐	☐

Partie 4 Questions complémentaires optionnelles

1. Décrivez brièvement une situation récente de conflit travail-famille :

.....

2. Quelles stratégies utilisez-vous pour gérer ces tensions ?

.....

3. Quelles mesures votre structure pourrait mettre en place ?

.....

Email (optionnel pour recevoir les résultats) : .....

Date : ..... / ..... / 2026