



Dimension du burnout et sentiment d'efficacité personnelle chez les enseignants au Niger

Moussa Mahaman Mariama, doctorante au département de psychologie, Université Abdou Moumouni

Résumé:

La dépersonnalisation constitue une dimension centrale du burnout susceptible d'altérer le sentiment d'efficacité personnelle (SEP) des enseignants. Toutefois, cette relation demeure peu documentée en Afrique subsaharienne francophone. Cette étude quantitative corrélationnelle examine cette association chez 741 enseignants exerçant au Niger. Les données, collectées au moyen d'instruments psychométriques validés (MBI-ES ; TSES), ont été analysées par corrélations de Spearman et régressions linéaires hiérarchiques. Les résultats révèlent une corrélation négative significative entre dépersonnalisation et SEP global ($\rho = -0,200$; $p < 0,001$). La dépersonnalisation constitue le prédicteur dominant du SEP ($\beta = -0,204$; $p < 0,001$), devançant l'épuisement émotionnel, et réduit spécifiquement l'efficacité perçue en gestion de classe ($\beta = -0,132$; $p = 0,013$). Le soutien organisationnel et l'estime de soi modèrent significativement cette relation. Ces résultats invitent à prioriser la prévention de la dépersonnalisation dans les stratégies de santé au travail des enseignants africains. En documentant pour la première fois cette relation dans un pays d'Afrique de l'Ouest francophone marqué par une précarité statutaire structurelle, cette étude fournit des repères directement transférables à d'autres systèmes éducatifs des pays du Sud confrontés à des contraintes comparables (sureffectifs de classe, ressources institutionnelles limitées, précarité contractuelle).

Mots-clés: dépersonnalisation; burnout; sentiment d'efficacité personnelle; enseignants; Niger

Abstract:

Depersonalization is a central dimension of burnout likely to impair teachers' sense of efficacy (TSE). However, this relationship remains poorly documented in French-speaking sub-Saharan Africa. This quantitative correlational study examines this association among 741 teachers working in Niger. Data collected using validated psychometric instruments (MBI-ES; TSES) were analyzed through Spearman correlations and hierarchical linear regressions. Results reveal a significant negative correlation between depersonalization and overall TSE ($\rho = -.200$; $p < .001$). Depersonalization emerged as the dominant predictor of TSE ($\beta = -.204$; $p < .001$), outperforming emotional exhaustion, and specifically reduced perceived classroom management efficacy ($\beta = -.132$; $p = .013$). Organizational support and self-esteem significantly moderated this relationship. These findings call for prioritizing depersonalization prevention in occupational health strategies for African teachers.

Keywords: depersonalization; burnout; self-efficacy; teachers; Niger

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.23258354>

1 Introduction

Le métier d'enseignant figure parmi les professions les plus exposées aux risques psychosociaux. Les exigences relationnelles intenses, la pression sur les résultats scolaires, la multiplication des tâches administratives et l'instabilité curriculaire en font un contexte professionnel structurellement propice à l'épuisement psychologique (Kyriacou, 2001). La revue de portée d'Agyapong et al. (2022), portant sur plusieurs décennies de recherche internationale, confirme que les enseignants présentent des niveaux de détresse psychologique (stress, anxiété, dépression, burnout) systématiquement supérieurs à ceux de la population active générale, quel que soit le contexte national considéré. Ce constat prend une acuité particulière en Afrique subsaharienne, où des contraintes structurelles additionnelles s'accumulent : sureffectifs de classe atteignant parfois 60 à 70 élèves, précarité statutaire généralisée, manque chronique de ressources pédagogiques (Dembélé & Lefoka, 2007). Au Niger, 68,1 % des enseignants exercent sous statut contractuel ou vacataire, condition documentée comme facteur de risque psychosocial propre, indépendamment des sources habituelles de stress professionnel (Boubacar, 2022; Lhuillier, 2006, p. 89). C'est dans ce contexte que le burnout enseignant constitue un objet d'étude prioritaire. Formalisé par Maslach et Jackson (1981) et enrichi par Maslach et al. (2001), il est conceptualisé comme un syndrome tridimensionnel comprenant l'épuisement émotionnel (EE), la dépersonnalisation (DP) et la réduction du sentiment d'accomplissement personnel. Si la littérature a longtemps accordé la priorité à l'épuisement émotionnel comme dimension inaugurale du processus (Maslach & Leiter, 1997, p. 17), la dépersonnalisation, définie comme un retrait cynique et défensif à l'égard des bénéficiaires du service professionnel, présente une spécificité fonctionnelle que les travaux récents tendent à mieux distinguer. Maran et Begotti (2020) montrent que la dépersonnalisation opère comme mécanisme de rupture du lien professionnel qui transcende la simple fatigue affective. Kim et Burić (2020), dans une étude longitudinale par panel croisé, établissent par ailleurs que la relation entre burnout et efficacité enseignante est bidirectionnelle mais temporellement asymétrique selon les dimensions considérées, résultats qui invite à ne pas traiter le burnout comme un bloc homogène.

La notion de sentiment d'efficacité personnelle (SEP) constitue l'autre pôle analytique de cette étude. Issue de la théorie sociocognitive de Bandura (1977, 1997), elle désigne les croyances d'un individu quant à ses capacités à organiser et exécuter les actions requises pour produire des résultats donnés (Bandura, 1997, p. 3). Cette définition distingue le SEP des simples attentes de résultats : il porte sur la conviction de pouvoir agir efficacement, indépendamment de la valeur accordée au résultat (Bandura, 1977, p. 193). Bandura (1997) identifie quatre sources constitutives du SEP, hiérarchisées par leur puissance d'influence : les expériences de maîtrise, les expériences vicariantes, la persuasion verbale et, enfin, les états physiologiques et affectifs. C'est précisément cette quatrième source qui établit le lien théorique direct entre burnout et SEP : les états affectifs négatifs, l'épuisement et l'anxiété sont interprétés par le sujet comme des signaux d'incompétence, dégradant ainsi ses croyances d'efficacité (Bandura, 1997, p. 136). Dans le domaine enseignant, Tschannen-Moran et Woolfolk Hoy (2001) ont opérationnalisé le SEP en trois dimensions (engagement des élèves, stratégies d'enseignement, gestion de classe) et ont établi empiriquement que ce construit prédit la qualité des pratiques pédagogiques, la persévérance face aux difficultés et le bien-être professionnel. Zee et Koomen (2016), dans une revue de synthèse portant sur plusieurs décennies de recherche, confirment que le SEP occupe une position médiatrice entre les conditions de travail et les indicateurs de santé psychologique des enseignants.

Les liens entre burnout et SEP enseignant sont désormais bien établis dans les contextes occidentaux. Skaalvik et Skaalvik (2010) ont les premiers formalisé ces relations dans un cadre intégratif, démontrant que le SEP prédit négativement le burnout et que cette relation est réciproque à moyen terme. La méta-analyse d'Aloe et al. (2014, p. 110), synthétisant les données de plusieurs études, identifie l'épuisement émotionnel comme le prédicteur le plus puissant de la dégradation du SEP de gestion de classe ($r = -0,38$). Li (2023) a plus récemment proposé un modèle de médiation dans lequel le SEP, la résilience et la régulation émotionnelle agissent conjointement sur le burnout, soulignant la complexité des mécanismes en jeu. Ces travaux présentent néanmoins deux limites analytiques importantes. Premièrement, ils ont été conduits quasi exclusivement dans des contextes à revenu élevé (Europe, Amérique du Nord, Asie de l'Est), dont les conditions structurelles d'exercice du métier enseignant diffèrent substantiellement de celles observées en Afrique subsaharienne. Deuxièmement, ils traitent le burnout de façon globale ou en accordant la priorité à l'épuisement émotionnel, sans examiner de manière systématique la contribution spécifique et indépendante de la dépersonnalisation au déclin du SEP, question analytique que la présente étude place au centre de son dispositif.

À notre connaissance, aucune étude n'a encore examiné empiriquement la relation entre les dimensions du burnout et le SEP dans le contexte éducatif nigérien, ni plus généralement dans un pays d'Afrique de l'Ouest francophone. Cette lacune n'est pas seulement géographique : elle est théorique, dans la mesure où la transférabilité des modèles élaborés en contexte occidental à des environnements structurellement différents ne peut être présupposée sans validation empirique préalable (Bryman, 2016, p. 195).

La présente étude vise à combler cette lacune. Elle examine, sur un échantillon de $N = 741$ enseignants nigériens, quelle dimension du burnout, épuisement émotionnel ou dépersonnalisation, constitue le prédicteur dominant du SEP, et dans quelle mesure les ressources individuelles (estime de soi) et organisationnelles (soutien institutionnel perçu) modèrent cette relation. Deux hypothèses sont formulées:

H1: La dépersonnalisation prédit significativement et négativement le SEP des enseignants nigériens, indépendamment de l'épuisement émotionnel.

H2: Le soutien organisationnel perçu et l'estime de soi modèrent significativement la relation entre dépersonnalisation et SEP, leurs niveaux élevés atténuant l'effet négatif de la dépersonnalisation sur les croyances d'efficacité.

2 Méthodologie

2.1 Type d'étude

La présente étude adopte un devis quantitatif transversal à visée corrélacionnelle et prédictive. Ce choix est justifié par l'objectif central de l'étude, examiner les associations entre les dimensions du burnout et le SEP des enseignants nigériens, et en identifier les prédicteurs dominants, sans manipulation expérimentale des variables (Creswell, 2018, p. 165). Le paradigme épistémologique est positiviste hypothético-déductif : les hypothèses ont été formulées a priori à partir des cadres théoriques existants et soumises à vérification empirique par des méthodes statistiques standardisées, conformément aux recommandations de Bryman (2016, p. 26) pour les études quantitatives en sciences sociales.

La principale limite inhérente à ce type de devis, l'impossibilité d'établir des relations causales directionnelles à partir des seules associations observées, est reconnue et discutée dans la section Discussion. Elle est en partie compensée par l'ancrage des hypothèses dans des modèles théoriques qui proposent des directions causales fondées (Bandura, 1997; Maslach & Leiter, 1997) et par le recours à des analyses de modération qui permettent d'identifier les conditions dans lesquelles les effets s'exercent.

2.2 Participants

L'étude repose sur un échantillon de $N = 741$ enseignants en activité dans des établissements scolaires nigériens couvrant les trois niveaux d'enseignement: primaire ($n = 295$; 39,8 %), collège ($n = 221$; 29,8 %) et lycée ($n = 225$; 30,4 %). L'échantillon compte 410 femmes (55,3 %) et 331 hommes (44,7 %), d'âge moyen $M = 39,3$ ans ($ET = 8,0$; étendue : 19-69 ans) et d'ancienneté professionnelle moyenne $M = 14,9$ ans ($ET = 9,3$; étendue : 1-39 ans). Les huit régions administratives du Niger sont représentées, de Niamey (19,2 %) à Agadez (7,8 %), garantissant une diversité géographique conforme aux exigences de validité externe pour une étude à portée nationale.

Le recrutement a reposé sur un échantillonnage non probabiliste la convenance (inclusion des enseignants présents dans les établissements accessibles aux enquêteurs durant la période de collecte), ce choix constitue l'alternative la plus appropriée (Bryman, 2016, p. 202). Les biais potentiels d'auto-sélection associés à cette technique est reconnue dans les limites de l'étude.

- Les critères d'inclusion étaient les suivants: exercer comme enseignant dans un établissement scolaire nigérien au moment de la collecte, disposer d'au minimum une année d'ancienneté dans la fonction et avoir consenti librement à participer.
- Ont été exclus les enseignants en arrêt maladie ou en congé au moment de la collecte, ainsi que ceux ayant refusé de signer le formulaire de consentement éclairé.

L'analyse de puissance a priori conduite avec le logiciel G*Power 3.1 (Faul et al., 2007), pour une régression multiple à cinq prédicteurs, une taille d'effet $f^2 = 0,15$, un seuil $\alpha = 0,05$ et une puissance cible de 0,80, indiquait un effectif minimum de $N = 119$. L'effectif obtenu ($N = 741$) confère à l'étude une puissance statistique supérieure à 0,99 pour les analyses de régression et supérieure à 0,90 pour les analyses de modération (Cohen, 1992).

2.3 Instruments

Trois instruments principaux ont été utilisés, sélectionnés pour leurs propriétés psychométriques solidement documentées dans la littérature internationale et leur disponibilité en version française validée.

- La dépersonnalisation a été mesurée par la sous-échelle correspondante du Maslach Burnout Inventory Educators Survey (MBI-ES; Maslach & Jackson, 1981). Cette sous-échelle comprend 5 items évaluant la fréquence de réactions détachées, cyniques ou négatives à l'égard des élèves, cotés sur une échelle de 0 (jamais) à 6 (chaque jour). La cohérence interne dans le présent échantillon est de $\alpha = 0,695$ valeur légèrement inférieure au seuil conventionnel de 0,70 (Cronbach, 1951), mais maintenue conformément à

l'usage établi dans la littérature sur le burnout enseignant (Maslach & Jackson, 1981). La sous-échelle d'épuisement émotionnel (9 items, $\alpha = 0,803$), introduite comme variable de contrôle dans les modèles de régression, permet d'isoler l'effet propre de la dépersonnalisation.

- Le sentiment d'efficacité personnelle a été évalué par la Teachers' Sense of Efficacy Scale (TSES; Tschannen-Moran & Woolfolk Hoy, 2001), instrument à 24 items répartis en trois sous-échelles: engagement des élèves (10 items), stratégies d'enseignement (7 items) et gestion de classe (7 items). Les items sont formulés en questions (Dans quelle mesure pouvez-vous...?) et cotés sur une échelle de Likert à 9 niveaux, de 1 (rien du tout) à 9 (vraiment beaucoup). La cohérence interne globale dans le présent échantillon est de $\alpha = 0,909$, cohérente avec les valeurs rapportées par Tschannen-Moran et Woolfolk Hoy (2001, p. 792).
- L'estime de soi a été mesurée par l'échelle de Rosenberg (1965) dans sa version française validée par Vallières et Vallerand (1990), comprenant 10 items cotés sur une échelle de Likert à 4 niveaux ($\alpha = 0,813$ dans le présent échantillon).
- Le soutien organisationnel perçu a été opérationnalisé par un composite de deux sous-échelles de 4 items chacune, soutien institutionnel ($\alpha = 0,792$) et climat de travail ($\alpha = 0,764$), issues du questionnaire général de l'étude.

2.4 Procédure

La collecte des données s'est déroulée en deux phases. Une phase pilote préalable, conduite auprès de 30 enseignants non inclus dans l'échantillon définitif, a permis de vérifier la compréhensibilité des items, d'estimer le temps de passation (35 à 45 minutes) et d'identifier les ambiguïtés de formulation susceptibles de biaiser les réponses. Des reformulations mineures ont été apportées à deux items du BAI et un item du TSES à l'issue de cette phase, sans modification de la structure des instruments.

Les questionnaires ont été administrés en ligne et en présentiel avec des enquêteurs étudiants de master en psychologie, formés spécifiquement au protocole ont administré les questionnaires en présentiel dans les établissements, lors des heures libres des enseignants. Chaque séance débutait par la lecture de la notice d'information, la signature du formulaire de consentement éclairé et des consignes de passation standardisées. Les questionnaires étaient complétés de manière individuelle et anonyme, puis remis cachetés dans une enveloppe. Pour les établissements géographiquement distants, les questionnaires ont été administrés en ligne accompagnés d'instructions écrites reproduisant le protocole présentiel. Un contrôle de complétude a été appliqué à l'ensemble des questionnaires retournés: les questionnaires présentant plus de 10 % de données manquantes sur un même instrument ont été exclus (Graham, 2009, p. 556).

2.5 Analyses statistiques

Les analyses ont été conduites sous IBM SPSS Statistics 27. Les tests de Kolmogorov-Smirnov appliqués à l'ensemble des variables continues révélant une déviation significative de la normalité ($p < 0,05$), les analyses corrélationnelles reposent sur le coefficient ρ de Spearman, non paramétrique (Bryman, 2016, p. 336). Une correction de Bonferroni a été appliquée aux tests corrélationnels multiples (seuil ajusté $\alpha' = 0,05/k$).

Les hypothèses relatives au pouvoir prédictif de la dépersonnalisation ont été testées par régression linéaire multiple hiérarchique (Tabachnick & Fidell, 2013, p. 158). Les variables ont été introduites en deux blocs successifs: le Bloc 1 contient les variables de contrôle sociodémographiques et professionnelles (sexe, ancienneté, type d'établissement, effectif de classe, épuisement émotionnel); le Bloc 2 introduit la dépersonnalisation, permettant d'évaluer sa contribution prédictive au-delà des autres variables (ΔR^2 , ΔF). La vérification des conditions d'application, absence de multicolinéarité problématique ($VIF < 10$; tolérance $> 0,10$; Field, 2018, p. 342), indépendance des résidus (test de Durbin-Watson), a été conduite systématiquement.

Les analyses de modulation ont été conduites selon la procédure d'Aiken et West (1991), avec centrage des variables continues avant création des termes d'interaction, afin de réduire la multicolinéarité. En cas de modulation significative, les pentes simples ont été calculées et testées à ± 1 écart-type de la variable modératrice (Aiken & West, 1991, p. 17). Le seuil de significativité retenu est $\alpha = 0,05$ pour l'ensemble des tests; les tailles d'effet (β standardisés, R^2 , ΔR^2) sont systématiquement rapportées conformément aux recommandations de l'APA (2020, p. 89).

3. Résultats

3.1 Description de l'échantillon

L'échantillon est composé de N = 741 enseignants en activité dans les huit régions administratives du Niger. La répartition par sexe indique une majorité féminine (n = 410 ; 55,3 %) contre 331 hommes (44,7 %), avec une association significative entre sexe et niveau d'enseignement ($\chi^2(2) = 54,864$, $p < 0,001$) : les femmes sont surreprésentées au primaire (n = 208) tandis que les hommes prédominent au lycée (n = 139). L'âge moyen est de M = 39,3 ans (ET = 8,0 ; étendue : 19–69 ans). L'ancienneté professionnelle moyenne est de M = 14,9 ans (ET = 9,3 ; étendue : 1–39 ans). Les trois niveaux d'enseignement sont représentés de manière équilibrée : primaire (n = 295 ; 39,8 %), collège (n = 221 ; 29,8 %) et lycée (n = 225 ; 30,4 %). La précarité statutaire est structurellement prononcée : 48,7 % des participants exercent sous statut contractuel (n = 361) et 19,4 % sous statut vacataire (n = 144), soit 68,1 % de l'effectif total.

3.2 Statistiques descriptives

Les tests de Kolmogorov-Smirnov révèlent une déviation significative de la normalité pour l'ensemble des variables continues ($p < 0,05$), justifiant le recours aux statistiques non paramétriques pour les analyses corrélationnelles (Bryman, 2016, p. 336).

Table 1. Statistiques descriptives des variables principales (N = 741).

Variable	Plage théor.	M	ET	Min	Max
Dépersonnalisation (MBI-DP)	0-30	16,06	5,83	0	30
Épuisement émotionnel (MBI-EE)	0-54	29,71	9,76	0	54
SEP global (TSES)	24-120	74,81	18,43	24	120
SEP-Engagement élèves	10-50	30,71	8,50	10	50
SEP-Stratégies	7-35	22,53	5,83	7	35
SEP-Gestion de classe	7-35	21,57	5,85	7	35
Estime de soi (Rosenberg)	17-40	25,86	3,16	17	40
Soutien organisationnel perçu	4-16	9,27	2,58	4	16

Plusieurs constats méritent d'être soulignés. Le score moyen d'épuisement émotionnel (M = 29,71) dépasse le seuil clinique de burnout avancé fixé à $EE \geq 27$ par Maslach et Leiter (1997, p. 21) ; 64,8 % des participants atteignent ce seuil. La dépersonnalisation moyenne (M = 16,06) se situe en zone élevée selon les mêmes normes. Le SEP global (M = 74,81/120) indique un niveau modéré, avec 60,9 % des participants en zone intermédiaire. Le soutien organisationnel perçu présente un score moyen inférieur à la médiane théorique (M = 9,27/16), reflétant le déficit structurel de ressources institutionnelles documenté dans le contexte nigérien (Dembélé & Lefoka, 2007).

3.3 Corrélations

Les corrélations de Spearman entre la dépersonnalisation, l'épuisement émotionnel et les trois dimensions du SEP sont présentées dans le Tableau 2. L'ensemble des coefficients sont négatifs et significatifs après correction de Bonferroni ($\alpha' = 0,0024$).

Tableau 2. Corrélations de Spearman entre burnout et SEP (N = 741)

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2. MBI-EE	.455**	-										
3. MBI-DP	.380**	-.709**	-									

6. SEP Total	-.151**	-.187**	-.200**	.151**	.093*	-						
7. SEP-EE	.134**	-.162**	-.176**	.135**	.086*	.913**	-					
8. SEP-SE	-.123**	-.158**	-.195**	.109**	.077*	.837**	.631**	-				
9. SEP-GC	-.124**	-.178**	-.174**	.140**	.083*	.890**	.731**	.686**	-			
10. Estime	-.036	-.107**	-.130**	-.149**	-.010	.143**	.166**	.124**	.133*	-		
11. Soutien	-.038	-.131**	-.171**	-.016	-.034	.175**	.181**	.115**	.172*	.042	-	

Note. SEP-Eng. = engagement des élèves; SEP-Ens. = stratégies d'enseignement; SEP-GC = gestion de classe.
** $p < 0,01$ après correction de Bonferroni.

Deux observations structurent la lecture de ces résultats. Premièrement, la dépersonnalisation présente des corrélations négatives légèrement supérieures à celles de l'épuisement émotionnel avec le SEP global ($\rho = -0,200$ vs $\rho = -0,187$) et avec la sous-échelle stratégies d'enseignement ($\rho = -0,195$ vs $\rho = -0,158$), bien que ces différences demeurent modestes selon les conventions de Cohen (1992). Deuxièmement, la corrélation élevée entre DP et EE ($\rho = 0,709$) signale un niveau de multicollinéarité qui justifie l'introduction simultanée des deux variables dans le modèle de régression, afin d'isoler la contribution propre de chacune (Field, 2018, p. 342).

3.4 Régression linéaire hiérarchique

La régression linéaire hiérarchique a été conduite avec le SEP global comme variable dépendante, en deux blocs. Le Bloc 1 introduit les variables de contrôle et l'épuisement émotionnel ; le Bloc 2 ajoute la dépersonnalisation, permettant d'évaluer sa contribution incrémentale. Les vérifications préalables indiquent l'absence de multicollinéarité problématique ($VIF \leq 1,85$; tolérance $\geq 0,54$) et l'indépendance des résidus (test de Durbin-Watson = 1,94).

Tableau 3. Régression hiérarchique prédisant le SEP global (N = 741)

Prédicteur	B	B	t	p	IC 95%[B]
Bloc1- controles+EE				R ² aj.=.058	
Type d'établissement	-0,29	-.16	-3,63	< .001	[-0,44 ; -0,13]
Effectif de classe	-0,01	-.12	-2,96	.003	[-0,02; 0,00]
Epuisement émotionnel	-0,07	-.037	-0,91	.363	[-0,22 ; 0,08]
Bloc2-+ Depersonnalisation				$\Delta R^2=.037^{***}$	
Epuisement émotionnel	-0,03	-.051	-.91	.360	[-0,10 ; 0,04]
Dépersonnalisation	-0,64	-.204	-3,91	< .001	[-0,97 ; -0,32]
R ² ajusté total = .078; F (5, 735) = 13,709, $p < .001$					

Note. B = coefficient non standardisé ; β = coefficient standardisé. Seuls les prédicteurs significatifs et la dépersonnalisation sont présentés pour des raisons de concision. *** $p < 0,001$.

L'introduction de la dépersonnalisation au Bloc 2 produit un accroissement significatif de la variance expliquée ($\Delta R^2 = 0,037$; $\Delta F(1, 734) = 29,96$, $p < 0,001$). La dépersonnalisation constitue le seul prédicteur significatif du SEP global en contrôle mutuel avec l'épuisement émotionnel ($\beta = -0,204$, $p < 0,001$), ce dernier ne contribuant pas de façon significative ($\beta = -0,051$, $p = 0,360$). Ce résultat indique que lorsque la variance partagée entre les deux dimensions du burnout est statistiquement contrôlée, c'est la dépersonnalisation qui capture l'essentiel de la relation burnout-SEP.

Sur le SEP de gestion de classe spécifiquement, la dépersonnalisation produit un effet négatif significatif ($\beta = -0,132$, $p = 0,013$) avec un $R^2_{ajusté} = 0,036$ ($F(2, 738) = 15,310$, $p < 0,001$), tandis que l'épuisement émotionnel n'atteint pas la significativité ($\beta = -0,081$, $p = 0,127$), résultat cohérent avec l'hypothèse selon laquelle c'est le retrait relationnel propre à la dépersonnalisation qui affecte prioritairement l'efficacité perçue dans le domaine le plus directement relationnel du métier.

3.5 Vérification des hypothèses

H1. La dépersonnalisation prédit significativement et négativement le SEP, indépendamment de l'épuisement émotionnel.

H1 est confirmée. La dépersonnalisation prédit négativement et significativement le SEP global ($\beta = -0,204$, $p < 0,001$) et le SEP de gestion de classe ($\beta = -0,132$, $p = 0,013$), après contrôle de l'épuisement émotionnel et des variables sociodémographiques. Ce résultat valide empiriquement, dans le contexte éducatif nigérien, la contribution propre et dominante de la dépersonnalisation à la dégradation des croyances d'efficacité enseignante.

H2. Le soutien organisationnel perçu et l'estime de soi modèrent significativement la relation entre dépersonnalisation et SEP.

H2 est confirmée pour les deux modérateurs. Le terme d'interaction Dépersonnalisation $\times$ Soutien organisationnel est significatif ($\beta = -0,097$, $p = 0,007$; $\Delta R^2 = 0,009$), indiquant que l'effet négatif de la dépersonnalisation sur le SEP est atténué lorsque le soutien organisationnel est élevé, conformément aux prédictions du modèle JD-R (Bakker & Demerouti, 2007, p. 312). Le terme d'interaction Dépersonnalisation $\times$ Estime de soi est également significatif ($\beta = -0,145$, $p < 0,001$; $R^2_{ajusté} = 0,135$), les enseignants présentant une estime de soi élevée maintenant un SEP plus stable face à des niveaux élevés de dépersonnalisation. Les pentes simples calculées à ± 1 ET des variables modératrices confirment que ces effets de tamponnement sont statistiquement robustes (Aiken & West, 1991, p. 17).

4. Discussion

Le résultat central de cette étude la dépersonnalisation comme prédicteur dominant du SEP ($\beta = -0,204$, $p < 0,001$) en contrôle mutuel avec l'épuisement émotionnel ($\beta = -0,051$, $p = 0,360$ non significatif) appelle une interprétation à deux niveaux, statistique et théorique. Sur le plan statistique, la corrélation élevée entre dépersonnalisation et épuisement émotionnel ($\rho = 0,709$) génère une compétition entre prédicteurs dans le modèle de régression multiple. Ce phénomène de multicollinéarité, signalé par Field (2018, p. 342) comme source fréquente d'instabilité des coefficients, implique que les β obtenus reflètent la contribution unique de chaque variable une fois la variance partagée soustraite. En ce sens, le résultat ne signifie pas que l'épuisement émotionnel est sans effet sur le SEP sa corrélation bivariable de $\rho = -0,187$ demeure significative mais que, dans ce contexte précis où l'épuisement est structurellement généralisé (64,8 % des enseignants atteignent le seuil clinique), il ne différencie plus suffisamment les individus pour produire un effet prédicteur propre. La dépersonnalisation, réponse adaptative plus différenciée, capture au contraire la variation individuelle du désengagement identitaire. Ce raisonnement est cohérent avec l'argument de Maslach et Leiter (1997, p. 21) selon lequel les dimensions du burnout n'ont pas le même statut selon le niveau d'exposition: lorsque l'épuisement devient la norme collective, c'est la dépersonnalisation qui discrimine le mieux les trajectoires individuelles.

Sur le plan théorique, la primauté de la dépersonnalisation s'explique par les deux mécanismes identifiés dans le cadre théorique. D'une part, par l'inférence affective négative: le retrait cynique à l'égard des élèves que décrit la dépersonnalisation génère des états affectifs indifférence, irritabilité, culpabilité secondaire que l'enseignant interprète comme des signaux d'incompétence relationnelle, dégradant ainsi ses croyances d'efficacité par le biais de la quatrième source du SEP identifiée par Bandura (1997, p. 136). D'autre part, par la dépossession des expériences de maîtrise: en instaurant un retrait défensif à l'égard des élèves, la dépersonnalisation réduit la qualité et la fréquence des interactions pédagogiques susceptibles de constituer des expériences de réussites, première et principale source du SEP selon Bandura (1997, p. 80). Un enseignant dépersonnalisé n'investit plus suffisamment dans la relation pédagogique pour que les micro-succès ordinaires alimentent ses croyances d'efficacité.

5. Conclusion

La présente étude entre en dialogue direct avec deux corpus de travaux: ceux qui ont positionné l'épuisement émotionnel comme prédicteur dominant du SEP, et ceux qui ont commencé à réviser cette hiérarchie.

La méta-analyse d'Aloe et al. (2014, p. 110) constituait la référence la plus citée dans ce domaine, identifiant l'épuisement émotionnel comme le prédicteur le plus puissant du SEP de gestion de classe ($r = -0,38$). Le présent résultat diverge de cette conclusion, en établissant la primauté de la dépersonnalisation dans un contexte où les deux dimensions sont testées simultanément en régression multiple. Cette divergence est analytiquement importante: Aloe et al. (2014) ont conduit leurs analyses principalement à partir de corrélations bivariées et de régressions simples, sans introduire simultanément les deux dimensions du burnout dans le même modèle. Or c'est précisément la comparaison en contrôle mutuel qui révèle ici la contribution propre de la dépersonnalisation. Ce n'est donc pas une contradiction empirique mais une précision méthodologique : lorsque la variance partagée entre EE et DP est contrôlée, c'est la DP qui s'impose. Cette précision est cohérente avec les travaux de Skaalvik et Skaalvik (2010), qui avaient les premiers soupçonné que le désengagement relationnel, dimension conceptuellement proche de la dépersonnalisation, pourrait jouer un rôle distinct de l'épuisement dans la dégradation du SEP. Plus récemment, Maran et Begotti (2020) ont montré, dans un contexte différent, que la dépersonnalisation opère comme un mécanisme de rupture du lien professionnel dont les effets sur les ressources psychologiques dépassent ceux de l'épuisement affectif seul. Kim et Burić (2020), dont l'étude longitudinale apporte les preuves causales les plus solides disponibles dans la littérature, établissent au contraire que ce sont les dimensions du burnout (épuisement et désengagement) qui prédisent le SEP ultérieur plus fortement que l'inverse, résultat qui renforce la logique d'une intervention ciblant en priorité le processus de désengagement plutôt que les seules croyances d'efficacité. Sur le plan géographique, l'absence de données comparables en Afrique de l'Ouest francophone rend la mise en perspective internationale partielle. Boubacar (2022) avait documenté la précarité statutaire comme déterminant systémique du système éducatif nigérien; la présente étude en précise les conséquences psychologiques au niveau individuel, en établissant que cette précarité s'accompagne de niveaux de dépersonnalisation élevés ($M = 16,06$) qui constituent le facteur le plus prédictif de la dégradation du SEP. En cela, le présent travail comble une lacune empirique que la littérature africaine sur le burnout enseignant laissait ouverte.

La confirmation des deux effets de modulation enrichit la compréhension des mécanismes de protection du SEP face à la dépersonnalisation dans le contexte nigérien. Le rôle modérateur du soutien organisationnel perçu ($\beta = -0,097$, $p = 0,007$) est cohérent avec les prédictions du modèle Job Demands-Resources (Bakker & Demerouti, 2007, p. 312), qui postule que les ressources organisationnelles exercent un effet tampon entre les demandes professionnelles et la santé psychologique des travailleurs. Ce résultat converge avec Oliveira et al. (2025), qui documentent dans un contexte lusophone contemporain le rôle protecteur du climat organisationnel positif contre le burnout enseignant, et avec Fan et Fang (2025), qui identifient le soutien organisationnel stratégique comme modérateur de la relation stress-burnout chez les enseignants ruraux. La convergence transcontextuelle de ce résultat de l'Europe au Niger, du Portugal à la Chine lui confère une robustesse qui dépasse le seul contexte de la présente étude. Le rôle modérateur de l'estime de soi ($\beta = -0,145$, $p < 0,001$) est théoriquement fondé sur le rôle de substrat évaluatif global que Bandura (1997, p. 11) attribue à ce construit: une estime de soi solide constitue un filtre interprétatif qui amortit la tendance à inférer l'incompétence à partir des états affectifs négatifs associés à la dépersonnalisation. Ce résultat est cohérent avec Baguri et al. (2022), qui identifient l'estime de soi comme composante de la résilience enseignante en contexte de crise, mais il nuance leur lecture en précisant que l'effet protecteur de l'estime de soi opère spécifiquement comme modérateur il atténue l'effet de la dépersonnalisation sans pour autant annuler la relation.

REFERENCES

- [1] Agyapong, B., Obuobi-Donkor, G., Burbach, L., & Wei, Y. (2022). Stress, burnout, anxiety and depression among teachers: A scoping review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(17), 10706.
- [2] Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Sage.
- [3] Aloe, A. M., Amo, L. C., & Shanahan, M. E. (2014). Classroom management self-efficacy and burnout: A multivariate meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 26(1), 101–126.
- [4] American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th ed.).
- [5] Baguri, E. M., Roslan, S., Hassan, S. A., Krauss, S. E., & Zaremohzzabieh, Z. (2022). How do self-esteem, dispositional hope, crisis self-efficacy, mattering, and gender differences affect teacher resilience

- p>
during COVID-19 school closures?
- International Journal of Environmental Research and Public Health*
- , 19(7), 4150.
- [6] Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309–328.
 - [7] Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191–215.
 - [8] Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall.
 - [9] Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman.
 - [10] Boubacar, A. (2022). Addressing the early school leaving issue in Niger: An improvement of teachers' status from contract to permanent. *Journal of Political Science and International Relations*, 5(4), 147–152.
 - [11] Braun, V., & Clarke, V. (2022). *Thematic analysis: A practical guide*. Sage.
 - [12] Bryman, A. (2016). *Social research methods* (5th ed.). Oxford University Press.
 - [13] Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155–159.
 - [14] Creswell, J. W. (2018). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches* (5th ed.). Sage.
 - [15] Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
 - [16] Dejours, C. (1998). *Souffrance en France : La banalisation de l'injustice sociale*. Seuil.
 - [17] Dembélé, M., & Lefoka, P. (2007). Pedagogical renewal for quality universal primary education: Overview of trends in sub-Saharan Africa. *International Review of Education*, 53(5–6), 531–553.
 - [18] Fan, X., & Fang, J. (2025). Strategic organizational support for stress and burnout: Insights from rural teachers' stress profiles. *Frontiers in Psychology*, 16, 1580573.
 - [19] Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175–191.
 - [20] Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th ed.). Sage.
 - [21] Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: Making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, 549–576.
 - [22] Houllfort, N., & Sauvé, F. (2010). *La santé psychologique des enseignants de la Fédération autonome de l'enseignement*. École nationale d'administration publique.
 - [23] Institut national de santé publique du Québec. (2023). *Étude menée auprès du personnel scolaire du Québec sur l'état de santé mentale et l'exposition aux risques psychosociaux du travail*.
 - [24] Kim, L. E., & Burić, I. (2020). Teacher self-efficacy and burnout: Determining the directions of prediction through an autoregressive cross-lagged panel model. *Journal of Educational Psychology*, 112(8), 1661–1676.
 - [25] Kyriacou, C. (2001). Teacher stress: Directions for future research. *Educational Review*, 53(1), 27–35.
 - [26] Lhuillier, D. (2006). *Cliniques du travail*. Érès.
 - [27] Li, S. (2023). The effect of teacher self-efficacy, teacher resilience, and emotion regulation on teacher burnout: A mediation model. *Frontiers in Psychology*, 14, 1185079.
 - [28] Maran, D. A., & Begotti, T. (2020). A circle of violence: Are burnout, disengagement and self-efficacy in non-university teacher victims of workplace violence new and emergent risks? *Applied Sciences*, 10(13), 4595.
 - [29] Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2(2), 99–113.
 - [30] Maslach, C., & Leiter, M. P. (1997). *The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it*. Jossey-Bass.
 - [31] Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397–422.

- [32] Oliveira, S., Roberto, M. S., Veiga-Simão, A. M., & Marques-Pinto, A. (2025). Addressing teacher occupational health in challenging times: The role of a positive organizational climate in buffering teachers' burnout. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 23(1), 42.
- [33] Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton University Press.
- [34] Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2010). Teacher self-efficacy and teacher burnout: A study of relations. *Teaching and Teacher Education*, 26(4), 1059–1069.
- [35] Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson.
- [36] Täschner, J., Dicke, T., Reinhold, S., & Holzberger, D. (2024). "Yes, I can!" A systematic review and meta-analysis of intervention studies promoting teacher self-efficacy. *Review of Educational Research*, 95(1), 3–52.
- [37] Tschannen-Moran, M., & Woolfolk Hoy, A. (2001). Teacher efficacy: Capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education*, 17(7), 783–805.
- [38] Vallières, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation canadienne-française de l'échelle de l'estime de soi de Rosenberg. *International Journal of Psychology*, 25(3), 305–316.
- [39] Zee, M., & Koomen, H. M. Y. (2016). Teacher self-efficacy and its effects on classroom processes, student academic adjustment, and teacher well-being: A synthesis of 40 years of research. *Review of Educational Research*, 86(4), 981–1015.