



HAL
open science

Burnout académique en doctorat. Validation d'une échelle de burnout adaptée aux étudiants francophones en doctorat

Guillaume Broc, Rebecca Shankland, Charles Martin-Krumm, S Carter,
Evelyne Bouteyre Verdier

► To cite this version:

Guillaume Broc, Rebecca Shankland, Charles Martin-Krumm, S Carter, Evelyne Bouteyre Verdier. Burnout académique en doctorat. Validation d'une échelle de burnout adaptée aux étudiants francophones en doctorat. *Annales Médico-Psychologiques, Revue Psychiatrique*, 2020, 178 (5), pp.517-524. 10.1016/j.amp.2019.01.011 . hal-02096883

HAL Id: hal-02096883

<https://hal.univ-grenoble-alpes.fr/hal-02096883>

Submitted on 20 May 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License

Mémoire

Running head: Burnout académique en doctorat. Validation d'une échelle de burnout adaptée aux étudiants francophones en doctorat

Academic burnout doctorate.

Validation of a burnout scale adapted to French PhD students

Guillaume Broc ^a, Rébecca Shankland ^b, Charles Martin-Krumm ^c, Sara Carter ^d, Evelyne Bouteyre ^d

a) UMRESTTE (UMR T9405), Université Claude Bernard Lyon 1, Lyon, France.

b) LIP/PC2S (EA4145), Université Grenoble Alpes, France.

c) Laboratoire VCR – École de Psychologues Praticiens de Paris - Institut Catholique de Paris, France ; APEMAC EA 4360 UDL, Metz / Institut de Recherche Biomédicale des Armées (IRBA), Brétigny/ChartUpon EA 4004 Nanterre Paris Ouest, France

d) LPCPP (EA 3278) Aix Marseille Université, France.

Auteur correspondant : Guillaume Broc, Université Claude Bernard Lyon 1 ; 8, avenue Rockefeller, 69373 Lyon Cedex 08, France (France),

tel: +33(0)478777031

Email : gbroc33@gmail.com

Texte reçu le 15 janvier 2019 ; accepté le 1^{er} février 2019

Résumé

Objectifs. – L'épuisement académique est un problème majeur de santé publique, *a fortiori* chez les étudiants en thèse qui font figure de population particulièrement vulnérable au syndrome. Si un repérage précoce du burnout préviendrait ses effets sur la santé mentale et la performance académique, la validation d'un tel instrument en langue française adapté aux particularités des doctorants restait encore à établir.

Matériel et Méthodes. – La présente étude propose la validation d'une échelle d'épuisement académique doctorant (la MBI-SS-D) adaptée de la version française de la *Maslach Burnout Inventory–Student Survey* (MBI-SS). Pas moins de 1 150 doctorants issus de plus d'une dizaine de cursus en France ont répondu au questionnaire en ligne. Ils étaient encore 862 au retest six mois plus tard.

Résultats. – Les analyses factorielles exploratoires et confirmatoires aux deux temps ont invariablement permis de retrouver la structure tridimensionnelle du burnout (épuisement émotionnel, cynisme, auto-efficacité académique). Les indices alpha et oméga proches de .80 et les coefficients split-half entre .70 et .89 renforçaient cette observation. Par ailleurs, les tests d'invariance métrique et structurale prouvaient la grande stabilité test-retest du MBI-SS-D jusqu'au critère le plus strict. Concernant la validité divergente, la mesure du burnout était liée négativement avec aussi bien l'optimisme ($r_s = -.41$; $p < .001$) que la résilience ($r_s = -.32$; $p < .001$).

Conclusions. – Le MBI-SS-D démontre de réelles qualités psychométriques. Il constitue à l'heure actuelle le seul outil en langue française permettant une mesure valide de l'épuisement académique à des fins de recherche ou de pratique clinique chez les doctorants.

Mots-clés : Doctorat ; Échelle d'évaluation ; Épuisement professionnel ; Étudiant ; Psychométrie ; Repérage

Abstract

Objectives. – Academic burnout is a major public health issue, especially among PhD students who are particularly vulnerable to the syndrome. Although early identification of burnout would prevent its effects on mental health and academic performance, the validation of such instrument in French adapted to the specificities of PhD students still had to be established.

Materiel and Methods. – This study proposes the validation of a PhD student academic burnout scale (MBI-SS-D) adapted from the French version of the *Maslach Burnout Inventory-Student Survey* (MBI-SS). No less than 1150 PhD students from more than ten courses in France answered the online questionnaire. There were still 862 of them at the retest 6 months later.

Results. – Exploratory and confirmatory factorial analyses at both times irremediably confirmed the three-dimensional structure of burnout (emotional exhaustion, cynicism, academic self-efficacy). The alpha and omega indices close to .80 and the split-half coefficients between .70 and .89 reinforced this observation. In addition, the metric and structural invariance tests proved the high test-retest stability of MBI-SS-D up to the most stringent criterion. Regarding divergent validity, the burnout measure was negatively related to both optimism ($r_s = -.41$; $p < .001$) and resilience ($r_s = -.32$; $p < .001$).

Conclusions. – The MBI-SS-D shows real psychometric qualities. It is currently the only French-language tool that provides a valid measure of academic burnout for research or clinical practice purposes among PhD students.

Key-words: Burnout; Clinical identification ; Doctorate; Psychometrics; Rating scale; Student

1. Introduction

Le parcours universitaire, jalonné d'examens, de prises de responsabilité et d'autonomie, est une période source de stress à laquelle les étudiants peinent parfois à s'ajuster [3]. On constate ainsi une augmentation des symptômes anxio-dépressifs, des addictions aux substances et des addictions comportementales, ainsi qu'une diminution de différentes variables du bien-être [16, 22, 33]. La prévalence de plus en plus marquée de l'épuisement académique — présent chez pas moins d'un étudiant sur deux [12] — et ses conséquences sévères sur la santé mentale et la performance académique [5] en font d'ailleurs un enjeu majeur de santé publique à travers le monde [11].

Face à ce phénomène, force est de constater que les doctorants font figure de sous-population spécifique et vulnérable, confrontée à des enjeux dépassant le simple cadre de la sélection universitaire [36]. Au carrefour des mondes étudiant et de la carrière, les doctorants rencontrent de nouvelles situations de stress conjointement liées à leur statut, leurs fonctions, leurs responsabilités et, en même temps, à l'insécurité qu'ils éprouvent face à l'emploi, en France en particulier [23]. Le décrochage académique atteint des pourcentages importants chez les doctorants : entre 30 et 60 % [10]. D'après les études menées jusqu'à présent (qui ne sont pas nombreuses sur cette sous-population), les facteurs de stress et d'épuisement académique chez les doctorants sont notamment liés 1) aux faibles chances d'obtention de l'emploi souhaité, notamment un poste universitaire [23] ; 2) au manque d'encadrement ou aux difficultés liées à celui-ci [10] ; 3) au difficile équilibre entre vie liée à la recherche, vie professionnelle et vie privée [21].

L'efficacité de la prévention et de la prise en charge de l'épuisement académique des doctorants passe par une bonne compréhension de ce qui constitue les spécificités de leur épuisement académique et par un repérage précoce des signes qui le composent [5]. Pour soutenir ces démarches, il est nécessaire de développer une mesure française de l'épuisement académique des doctorants.

Initialement, le concept d'épuisement professionnel ou burnout, tel que défini par Maslach [24], est considéré comme la résultante de facteurs de stress interpersonnels chroniques sur le lieu de travail. Une part du syndrome relève de traits de personnalité et une autre de la situation, donc de l'état [25]. L'épuisement professionnel ou académique comporte une structure tridimensionnelle, composée d'un facteur général (le burnout) et trois de second ordre :

- 1) l'épuisement émotionnel, c'est-à-dire le fait de se sentir vidé, dépassé ;
- 2) la dépersonnalisation ou le cynisme, caractérisés par un détachement émotionnel inadapté face à la situation ;
- 3) le sentiment d'accomplissement ou auto-efficacité (ici diminué), renvoyant à la confiance accordée par la personne à ses compétences ou performances.

Concernant le repérage du burnout dans la population étudiante fréquentant l'enseignement supérieur, l'inventaire d'épuisement académique ou MBI-SS (*Maslach Burnout Inventory–Student Survey* [34]) est une version adaptée de l'inventaire d'épuisement professionnel de Maslach et al. [24]. L'échelle est composée de 15 items au lieu des 22 qui constituent le questionnaire d'origine. Ces derniers sont aménagés au contexte des études et mesurent les trois sous-dimensions du burnout d'épuisement émotionnel (p. ex., « Je me sens émotionnellement vidé(e) par mes études »), de cynisme (p.ex., « J'ai des doutes sur le sens de mes études ») et d'auto-efficacité académique (p. ex., « J'arrive à résoudre efficacement les problèmes que je rencontre dans le cadre de mes études »).

Si les qualités métrologiques du MBI-SS sont attestées auprès d'étudiants dans plusieurs pays [16,32,34] dont la France [37], il n'existe, dans aucun d'entre eux, de version dédiée exclusivement aux doctorants alors que cette sous-population d'étudiants est confrontée à des facteurs de stress spécifiques et peut donc être sujette à un épuisement académique. L'objectif de la présente étude est de proposer une telle version française de la MBI-SS adaptée aux doctorants : l'échelle d'épuisement académique en doctorat (MBI-SS-D). Il s'agira de plus particulièrement :

- 1) de vérifier la structure tridimensionnelle de l'épuisement académique chez les doctorants étudiant en France ;
- 2) d'évaluer la cohérence interne et la stabilité de cette structure à travers le temps ;
- 3) d'en établir la validité externe.

2. Méthode

Afin de répondre à ce triple objectif, un corpus de questionnaires a été administré aux doctorants par le biais des écoles doctorales et de leurs réseaux sociaux. Ce corpus a été diffusé deux fois durant l'année universitaire 2015-2016, à six mois d'intervalle. L'avantage du support en ligne était, outre la facilité de diffusion, de limiter le plus possible l'attrition due aux données manquantes.

3. Participants

Étaient éligibles à l'étude les doctorants inscrits dans une université française et lisant le français, toutes disciplines confondues. Mille cent cinquante doctorants ont rempli le questionnaire au temps 1 (T1) et 862 au temps 2 (T2). Les participants étaient âgés de 27.6 ans en moyenne (± 4.9) et étaient majoritairement des femmes (N = 645 ; 56.1 %). Ils étaient inscrits à part égale en première, deuxième et troisième année de doctorat. Un peu moins d'un quart d'entre eux (22.9 %) poursuivaient au-delà de la troisième année. Les cursus les plus représentés étaient les filières biologie/santé (N = 282 ; 24.5 %), économie/gestion (N = 165 ; 14.3 %), physique (N = 147 ; 12.8 %) et Sciences Humaines et Sociales (N = 131 ; 11.4 % ; voir Tableau 1).

- **Insérer Tableau 1 ici** -

4. Matériel

Outre le recueil sociodémographique (âge, genre, cursus, nombre d'années en doctorat) et la passation de l'inventaire adapté d'épuisement académique (échelle MBI-SS-D), deux autres échelles — l'échelle de résilience de Wagnis et Young [42] et l'échelle d'optimisme de Scheier, Carver et Bridges [35] — ont également été intégrées au corpus dans le but d'établir la validité de structure externe (ici divergente) de l'échelle de burnout doctoral. En effet, des études récentes sur l'épuisement professionnel des étudiants ont montré que la résilience ou l'optimisme étaient liés à une plus grande réduction de l'épuisement professionnel [27,31].

4.1. Échelle d'épuisement académique en doctorat

Pour développer l'échelle MBI-SS-D, nous avons repris la version française de l'inventaire de mesure de l'épuisement académique (MBI-SS) proposée par Marais et al. [23],

et avons adapté les formulations des 15 items au public cible. Par exemple, « Je suis devenu(e) moins enthousiaste par rapport à mes études » a été adapté en « Je suis devenu(e) moins enthousiaste par rapport à ma recherche doctorale ». Comme le MBI-SS, l'échelle MBI-SS-D est supposée présenter une structure donnant lieu à un score de burnout en trois dimensions [34] d'épuisement émotionnel (items 1, 4, 7, 10 et 13), de cynisme (items 2, 5, 11 et 14) et d'auto-efficacité académique (items 3, 6, 8, 9, 12 et 15). Pour chaque proposition, le participant mentionne, sur une échelle de type Likert comprise entre 1 (« Jamais ») et 6 (« Chaque jour »), à quelle fréquence il lui arrive d'éprouver ce sentiment (p. ex., « Je sens que je craque à cause de mes études »).

4.2. Échelle de résilience [42]

L'échelle se compose de 25 items pour lesquels les participants renseignent un degré d'accord sur une échelle de Likert compris entre 1 (fortement en désaccord) et 7 (fortement d'accord) et obtiennent ainsi un score global compris entre 25 et 175. Les scores globaux inférieurs à 121 reflètent un faible niveau de résilience, ceux compris entre 122 et 145 une résilience moyenne, et ceux supérieurs ou égaux à 146 une résilience élevée [18]. L'auto-questionnaire permet également d'apprécier deux composantes de la résilience qui forment les compétences personnelles (items 1, 2, 3, 4, 5, 6, 9, 10, 13, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 23 et 24) et l'acceptation de soi et de la vie (items 7, 8, 11, 12, 16, 21, 22 et 25). La version française utilisée ici a été validée et dispose de bonnes qualités psychométriques [18] avec des alphas de .90 et .76 respectivement pour la première et la seconde dimension.

4.3. Questionnaire d'optimisme [35]

Le questionnaire LOTR (pour *Life Orientation Test—Revised*) est une échelle en 10 items établissant la mesure de l'optimisme (items 1, 4, 10) *versus* le pessimisme (items 3, 7, 9), et intégrant des items leurres à ne pas considérer dans le score global (items 2, 5, 6, 8 restants). Les répondants expriment leur degré d'accord entre 0 et 4 points aux propositions qui leur sont faites. Les scores globaux sont rangés entre 0 et 13 (faible optimisme), 14 et 18 (optimisme modéré) et 19 et 24 (optimisme élevé). L'échelle a été traduite et validée en langue française avec une cohérence interne satisfaisante de .76 [40].

5. Traitements statistiques

La structure interne de l'échelle MBI-SS-D a été d'abord vérifiée sans *a priori* à T1 et T2 à travers l'analyse factorielle exploratoire (AFE) de ses items. Elle a ensuite été confortée de manière hypothético-déductive en couplant analyse de bissection (*Split-half*) et analyse factorielle confirmatoire (CFA). La stabilité test-retest ainsi que la validité divergente de l'outil ont ensuite été testées. Les logiciels R et JASP ont été utilisés pour les analyses.

5.1. Analyse factorielle exploratoire (AFE)

L'analyse factorielle exploratoire a été effectuée à T1 puis à T2 à partir de la matrice de corrélations des items de l'échelle MBI-SS-D. Afin d'établir si ces matrices contenaient assez de corrélations permettant la factorisation, l'indice Kaiser-Meyer-

Olkin (KMO) et le test de sphéricité de Bartlett ont été utilisés. La valeur de l'indice KMO doit être proche de 1 pour autoriser l'analyse factorielle (< 0.5 = inacceptable ; 0.5 = très faible ; 0.6 = faible ; 0.7 = moyen ; 0.8 = correct ; 0.9 = très correct) et la p-valeur du test de Bartlett inférieure à $.05$ (permettant de rejeter l'hypothèse nulle d'une absence significative de corrélations entre les variables de la matrice). Le nombre de facteurs à retenir a quant à lui été déterminé selon le critère de Kaiser-Guttman (c'est-à-dire, valeurs propres supérieures à 1) et la méthode du coude (c'est-à-dire graphiquement, à partir de la cassure de la courbe des gains d'inertie). La condition de normalité de distribution n'étant pas vérifiée pour les items (p-valeurs au test Shapiro-Wilk $< .05$), une méthode d'extraction en axes principaux a été privilégiée. En outre, une rotation Oblimin pour facteurs obliques a été employée en vertu du caractère corrélé des dimensions. Après rotation, les indices de saturation strictement supérieurs à $.35$ en valeur absolue ont été retenus.

5.2. Méthode de bissection

La bissection — ou méthode des moitiés (*Split Half*) — est une procédure qui permet d'apprécier à la fois l'équivalence de forme (c'est-à-dire la fidélité des réponses indépendamment de l'énoncé des items) et la consistance interne de la mesure [9]. Elle consiste à établir, dans un premier temps, la covariation entre les items pairs et impairs d'un questionnaire supposés saturer un seul et même facteur, puis d'appliquer un correctif — la correction de Spearman-Brown — sur le coefficient ainsi obtenu, et obtenir une fidélité test

entier. L'équation E1 ci-après indique comment parvenir au coefficient de corrélation corrigé de Spearman-Brown (r_{sb}) :

$$r_{sb} = \frac{mr_{pairsimpairs}}{1+(m-1)r_{pairsimpairs}}$$

(E1)

où m est le pondérateur appliqué (ici 2 pour obtenir un test entier deux fois plus long)

Pour notre validation, la méthode de bisection était entreprise pour le score global d'épuisement académique ainsi que pour chaque dimension prise séparément, aussi bien à T1 qu'à T2.

5.3. Analyse factorielle confirmatoire (AFC)

L'analyse factorielle confirmatoire a été réalisée sous R avec le package 'lavaan', bibliothèque de fonctions dédiées à la modélisation par équations structurales. Le modèle de mesure attendu a d'abord spécifié, puis mis à l'épreuve des faits à partir de la matrice de variances-covariances observée à T1 et T2 (voir Tableau 2).

- Insérer Tableau 2 ici -

La condition de normalité multivariée n'ayant pas été attestée pour les variables du modèle (coefficient de Mardia supérieur à 5, à $p < .001$), une méthode d'estimation robuste (χ^2 de Yuan-Bentler) a donc été retenue pour l'analyse confirmatoire. Pour conclure à la bonne adéquation du modèle avec les données, c'est-à-dire confirmer la structure interne de l'échelle de burnout, Hu et Bentler [15] recommandent que les indices d'ajustement du modèles présentent la configuration suivante: 1) *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) $\leq .06$; 2) *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) $\leq .08$; et 3) *Comparative Fit Index* (CFI) et *Tucker-Lewis Index* (TLI) $\geq .95$. Notons que de tels critères doivent rester des lignes directrices et que des valeurs proches des normes peuvent être acceptées [2], par exemple un CFI-TLI $> .90$ ou un RMSEA jusqu'à $.10$ [19]. Jackson, Gillaspay et Stephenson [17] recommandent pour cela de baser la décision sur plus d'un indice d'ajustement.

Une fois la qualité du modèle confirmatoire établie, le coefficient de fiabilité *alpha* de Cronbach [8], mais surtout les coefficients *oméga* de Raykov [28], *oméga2* de Bentler [1],

*oméga*³ de McDonald [26] et *Average variance extracted* (AVE) de Fornell et Larcker [13] — bien plus performants [39] — rendront compte de la cohérence interne pour chaque variable latente (dimension ou facteur général).

5. 4. Stabilité (invariance) test-retest

Plusieurs hypothèses correspondant à divers degrés d'invariance métrique ont été testées [29]. L'invariance configurale, tout d'abord (étape 1), suppose que la structure factorielle générale ne change pas d'une modalité à l'autre. La procédure pour vérifier cette hypothèse est la même que celle décrite précédemment pour l'analyse factorielle confirmatoire (CFA), sauf que les structures factorielles à T1 et T2 sont testées simultanément au sein d'un même modèle (voir Figure 1).

- Insérer Figure 1 ici -

Si ce modèle multi-groupes ajuste bien les données à la lecture des indices d'adéquation, cela signifie que la structure factorielle reste invariante en fonction de la condition T1 ou T2. À ce premier niveau d'invariance configurale, d'autres modèles sont testés dans une approche pas à pas qui ajoutent progressivement des contraintes d'égalité : 1) des saturations factorielles λ (étape 2 : invariance faible) ; 2) des moyennes des indicateurs ou *intercepts* τ (étape 3 : invariance forte) et 3) des variances d'erreur δ (étape 4 : invariance stricte). L'invariance structurale (étape 5) est quant à elle démontrée en supposant en plus égales les moyennes α et les variances-covariances ω des variables latentes. Une différence non significative ($p > .05$) entre le nouveau modèle et le précédent indique que la nouvelle contrainte ne déprécie pas la qualité de l'ajustement, autrement dit que l'hypothèse d'invariance est plausible entre les conditions T1 et T2 pour les indicateurs du plus petit changement observés. Il y a donc dans ce cas stabilité.

5.5. Validité divergente

La validité de structure externe, ici divergente, a été appréciée par la covariation de l'épuisement académique avec les scores de résilience et d'optimisme, à T1 comme à T2. En l'absence de normalité de distribution pour ces variables (p -valeur du test Shapiro-Wilk $< .05$), le test de rang de Spearman non paramétrique a donc été utilisé pour les analyses. Le

coefficient de corrélation varie de -1 à $+1$. D'après Cohen [6], la taille d'effet est faible lorsqu'elle avoisine $.30$ en valeur absolue. Elle est modérée à $.40$ et enfin importante à $.50$. Nous nous attendons ici à des corrélations négatives significatives à $p < .05$.

6. Résultats

6.1. Analyse factorielle exploratoire

Les indices KMO de $.87$ et $.83$ pour la matrice de corrélation inter-items à respectivement T1 et T2, couplés aux p-valeurs inférieures à $.05$ du test de sphéricité de Bartlett, indiquent que nous sommes en présence de deux solutions suffisamment factorisables. Plus précisément, l'observation des valeurs propres légitime de retenir aux deux temps une solution à trois facteurs pour l'analyse factorielle exploratoire.

Après rotation, la structure de l'outil est finalement retrouvée à T1 comme à T2, à l'exception de l'item 13 qui sature non seulement sur la dimension 1 d'épuisement psychologique mais aussi sur la dimension 3 d'auto-efficacité académique (cf. matrice de saturations rapporté Tableau 3). Les saturations sont toutes supérieures à $.40$ à la première passation, et à $.36$ à la seconde.

- Insérer Tableau 3 ici -

6.2. Analyse factorielle confirmatoire

Le modèle de mesure de l'épuisement académique en doctorat démontre une excellente adéquation avec les données, à en croire les très bons indices d'ajustement à T1 (*robust CFI*= $.94$; *robust TLI*= $.93$; *robust RMSEA*= $.06$; *SRMR*= $.04$) et à T2 (*robust CFI*= $.91$; *robust TLI*= $.90$; *robust RMSEA*= $.07$; *SRMR*= $.06$). Notons que l'erreur de mesure des items 2 et 5 — saturant tous deux le cynisme — a préalablement été corrélée en raison d'un lien très fort existant entre ces items et à en juger par la valeur importante de leur indice de modification.

Concernant les indices de consistance interne, ils sont quasiment identiques au test et au retest. L' α (Cronbach) et les indices omega (ω), omega2 (ω_2) et omega3 (ω_3) sont à chaque fois proches de $.83$, $.85$ et $.70$ respectivement pour les dimensions d'épuisement, de cynisme et d'auto-efficacité académique. Cela démontre une très bonne consistance interne

pour chaque facteur latent, sans qu'il y ait pour autant redondance manifeste entre les items (indices < .90 selon le principe de parcimonie). Ce constat est également appuyé par les indices AVE proche respectivement de .50, .60 et .26 pour ces mêmes dimensions. La structure interne générale de l'échelle MBI-SS-D est tout aussi satisfaisante à T1 ($\alpha=.69$; $\omega=.80$; $\omega_2=.80$; $\omega_3=.78$; AVE=.46) comme à T2 ($\alpha=.67$; $\omega=.79$; $\omega_2=.79$; $\omega_3=.78$; AVE=.45).

6.3. Analyse de bissection

La Figure 2 rapporte les résultats de l'analyse de bissection (c'est-à-dire méthode des moitiés) et mentionne comme indiqué les coefficients de corrélation après correction de Spearman–Brown.

- Insérer Figure 2 ici -

Concernant le facteur général, la moitié paire du questionnaire corrèle à .91 avec la moitié impaire ($p<.001$), à T1 comme à T2, indiquant que les deux parties de l'instrument mesurent effectivement bien la même chose. Cette consistance interne reste encore perceptible au niveau dimensionnel, puisque les items pairs et impairs de l'épuisement émotionnel (T1=.81 ; T2=.82), du cynisme (T1=.89 ; T2=.87) et du sentiment d'efficacité académique (T1=.70 ; T2=.70) corrélaient toujours fortement entre eux à $p<.001$.

6.4. Stabilité test-retest

Le modèle multi-groupe possède une bonne qualité d'ajustement (*robust CFI*=.91 ; *robust TLI*=.89 ; *robust RMSEA*=.08 ; *SRMR*=.07), indiquant que la structure générale du modèle de mesure reste la même entre T1 et T2. L'étape n° 1 ne permet donc pas de rejeter l'hypothèse d'une invariance configurale entre les deux passations et nous autorise à pousser plus loin notre investigation. La résolution des étapes 2 à 5 révèle que la qualité du modèle ne se détériore en aucune façon lorsque l'on contraint en plus à l'égalité les saturations factorielles ($p = .11$), puis les intercepts ($p = .07$) et les variances d'erreur ($p = .96$) des items accréditant ainsi également les hypothèses d'invariance faible à stricte du modèle de mesure. L'invariance structurale est également démontrée en maintenant contraintes à l'égalité les moyennes des variables latentes ($p = .12$) ainsi que leurs variances-covariances ($p = .95$). La

stabilité test-retest de l'échelle MBI-SS-D apparaît de sorte incontestable et ce jusqu'au niveau le plus fin d'observation d'altération possible.

6.5. Validité divergente

Concernant la validité prédictive, l'épuisement académique en doctorat à T1 est comme attendu négativement corrélé à la résilience ($r_s = -.42$; $p < .001$), ainsi qu'à l'optimisme ($r_s = -.40$; $p < .001$). Ces résultats sont également observés au moment du retest (résilience : $r_s = -.34$; $p < .001$; optimisme : $r_s = -.31$; $p < .001$), attestant de la validité externe (ici divergente) de l'échelle MBI-SS-D aux deux temps.

7. Discussion

Avec près de 70 000 doctorants chaque année en France comme le rappellent les chiffres du ministère, et 40 000 au Canada, la question de l'épuisement académique apparaît plus que jamais un problème majeur de santé publique [11]. Un repérage précoce du burnout est rendu à ce titre nécessaire pour prévenir ses effets sur la santé mentale des étudiants et leur réussite au diplôme [5]. Ce repérage passe par l'utilisation de tests valides et fiables, tels que l'échelle MBI-SS-D adaptée aux étudiants en doctorat, dont les propriétés psychométriques ont été ici attestées. Pour autant que l'échelle MBI-SS dont elle s'inspire démontre des qualités satisfaisantes dans plusieurs pays [16,32,34], la validation d'une version spécifique auprès de doctorants étudiant en France restait encore à établir.

À ce titre, la présente étude proposait la validation de l'inventaire d'épuisement académique doctorant (MBI-SS-D) à grande échelle, puisque pas moins de 1 150 doctorants issus de plus d'une dizaine de cursus différents en France avaient répondu intégralement au questionnaire en ligne qui leur avait été proposé. Ils étaient encore 862 lors d'un second temps de mesure réalisé au semestre suivant, permettant ainsi de bénéficier d'une puissance statistique ($1-\beta$) confortable pour établir les propriétés métrologiques de l'instrument de mesure.

Tout d'abord, le nouvel inventaire d'épuisement académique a permis de retrouver la structure interne tridimensionnelle du burnout, cela 1) au test tout comme au retest ; 2) de manière aussi bien confirmatoire qu'exploratoire. Plus particulièrement, les différents tests d'invariance métrique et structurale ont démontré que cette structure restait même inchangée d'un temps de mesure à l'autre jusqu'au plus petit niveau d'appréciation possible du

changement (p. ex., égalité des variances d'erreurs). L'originalité et la robustesse d'une telle analyse démontre sans conteste la cohérence interne du MBI-SS-D, mais également sa très grande stabilité test-retest.

Au niveau de la validité divergente, l'instrument établissait comme attendu une relation négative — quoiqu'un peu faible à en juger les coefficients de corrélation ne dépassant pas .40 en valeur absolue — avec aussi bien l'optimisme que la résilience, et cela aux deux évaluations. Ces résultats, attendus, vont dans le sens de ceux mis en évidence dans la littérature portant sur l'impact des tracas quotidiens sur la qualité de vie des étudiants [30,38].

En dépit du soin apporté à la rigueur scientifique de notre démarche, notre étude présente toutefois certaines limites.

Tout d'abord, outre les biais connus relatifs à l'échantillonnage de convenance — seuls les étudiants volontaires participaient en effet, conformément à notre éthique de recherche — le mode d'administration en ligne de notre corpus de questionnaires a pu rendre la passation fastidieuse et difficile pour certains participants, à en juger par certains de leurs commentaires. L'administrateur n'était de fait pas présent en cas de difficultés. Il n'était en outre pas possible aux participants de laisser une question vide, les obligeant à répondre systématiquement.

Par ailleurs, notre analyse de la stabilité repose sur une analyse test-retest portant sur deux occasions de mesure seulement et non sur des données longitudinales formalisées par un minimum de quatre, voire cinq temps de mesure. En l'absence de telles données, nous n'avons pas pu étudier 1) la variabilité inter et intra-individuelle de la mesure à travers le temps [par l'estimation de modèles à croissance latente [14]], 2) ni la part relevant du trait ou de l'état réellement captée par la mesure de l'épuisement académique [par l'estimation de modèles trait-état latents type STARTS [20] ou TSO [7]]. Malgré ces limites, l'approche utilisée dans la présente étude reste aussi rigoureuse qu'originale pour attester de la stabilité test-retest de la mesure du MBI-SS-D. Par ailleurs, la mortalité expérimentale aurait été préjudiciable à de telles analyses considérant l'attrition de 25 % entre T1 et T2 imputable — à en croire le retour des étudiants — à la lourdeur du corpus ainsi qu'au caractère parfois très personnel des questions.

L'exploitation de telles données qualitatives à travers une analyse thématique [4] et lexicographique [41] n'a enfin pas pu être réalisée dans le cadre de ce travail psychométrique déjà conséquent. Un tel travail aurait permis d'approfondir l'impression générale que nous avons eue sur le contexte de passation et la prise en main de l'outil. À ce titre, des entretiens

semi-dirigés ainsi entrepris dans le cadre d'une étude mixte apporteraient beaucoup à une étude purement quantitative sur ces aspects. Ils donneraient ainsi des clefs pour attester de la validité écologique de l'échelle et en faciliter les futures passations.

Quoi qu'il en soit, les résultats avancés dans cette étude légitiment l'utilisation de la version française de la MBI-SS-D en tant qu'outil valide de mesure de l'épuisement académique à des fins de recherche ou de pratique clinique pour doctorants.

Les auteurs ne déclarent ne pas avoir de liens d'intérêts

Références

- [1]. Bentler PM. Alpha, Dimension-Free, and Model-Based Internal Consistency Reliability. *Psychometrika* 2009;74:137-43.
- [2]. Bollen KA. *Structural Equations with Latent Variables*. Wiley-Interscience; 1989.
- [3]. Bouteyre E, Maurel M, Bernaud JL. Daily hassles and depressive symptoms among first year psychology students in France: The role of coping and social support. *Stress Health J Int Soc Investig Stress* 2007;23:93-9.
- [4]. Braun V, Clarke V. Using thematic analysis in psychology. *Qual Res Psychol* 2006;3:77-101.
- [5]. Bullock G, Kraft L, Amsden K, Gore W, Prengle B, Wimsatt J, et al. The prevalence and effect of burnout on graduate healthcare students. *Can Med Educ J* 2017;8:e90-108.
- [6]. Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2^e éd. Hillsdale, N.J: Routledge; 1988.
- [7]. Cole DA, Martin NC, Steiger JH. Empirical and conceptual problems with longitudinal trait-state models: introducing a trait-state-occasion model. *Psychol Methods* 2005;10:3-20.
- [8]. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika* 1951;16:297-334.
- [9]. Demeuse M. *Introduction aux théories et aux méthodes de la mesure en sciences psychologiques et en sciences de l'éducation* [Internet]. Editions de l'Université de Liège; 2004 [cité 31 mai 2017]. Disponible sur: <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00006782>
- [10]. Devine K, Hunter K. Doctoral Students' Emotional Exhaustion and Intentions to Leave Academia. *Int J Dr Stud* 2016;11:035-61.

- [11]. Dyrbye LN, Thomas MR, Harper W, Massie FS, Power DV, Eacker A, et al. The learning environment and medical student burnout: a multicentre study. *Med Educ* 2009;43:274-82.
- [12]. Faye-Dumanget C, Belleil J, Blanche M, Marjolet M, Boudoukha AH. L'épuisement académique chez les étudiants : effet des variables sociodémographiques sur les niveaux de burn-out. *Ann Méd-Psychol Rev Psychiatr* 2018;176:870-4.
- [13]. Fornell C, Larcker DF. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *J Mark Res* 1981;18:39-50.
- [14]. Ghisletta P, McArdle JJ. Teacher's Corner: Latent Curve Models and Latent Change Score Models Estimated in R. *Struct Equ Model Multidiscip J* 2012;19:651-82.
- [15]. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Model* 1999;6:1-55.
- [16]. Hu, Schaufeli WB. The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in China. *Psychol Rep* 2009;105:394-408.
- [17]. Jackson DL, Gillaspay JA, Purc-Stephenson R. Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. *Psychol Methods* 2009;14:6-23.
- [18]. Julien-Gauthier F, Jourdan-Ionescu C. Résilience assistée, réussite éducative et réadaptation. Québec: Lives en Ligne du CRIRES; 2015.
- [19]. Kenny DA, Kaniskan B, McCoach DB. The Performance of RMSEA in Models With Small Degrees of Freedom. *Sociol Methods Res* 2015;44:486-507.
- [20]. Kenny, Zautra A. The trait-state-error model for multiwave data. *J Consult Clin Psychol* 1995;63:52-9.
- [21]. Luypaert G, Caesens G, Stinglhamber F. The impact of work engagement and workaholism on well-being: The role of work-related social support. *Career Dev Int* 2014;19:813-35.
- [22]. Lyndon MP, Henning MA, Alyami H, Krishna S, Zeng I, Yu TC, et al. Burnout, quality of life, motivation, and academic achievement among medical students: A person-oriented approach. *Perspect Med Educ* 2017;6:108-14.
- [23]. Marais G, Shankland R, Haag P, Fiault R, Juniper B. A Survey and a Positive Psychology Intervention on French PhD Student Well-being. *Int J Dr Stud*. 2018;13:109-38.
- [24]. Maslach C, Jackson SE, Leiter MP. Maslach Burnout Inventory Manual. 3rd edition. Menlo Park, CA: Consulting Psychologists Pr; 1996. 52 p.
- [25]. Maslach C, Zimbardo PG. Burnout: The Cost of Caring. Cambridge, MA: Malor Books; 2003.

- [26]. McDonald RP. *Test Theory: A Unified Treatment*. 1 edition. Mahwah, N.J: Lawrence Erlbaum Associates; 1999.
- [27]. Nurttila S, Ketonen E, Lonka K. Sense of Competence and Optimism as Resources to Promote Academic Engagement. *Procedia - Soc Behav Sci* 2015;171(Supplement C):1017-26.
- [28]. Raykov T. Bias of Coefficient afor Fixed Congeneric Measures with Correlated Errors. *Appl Psychol Meas* 2001;25:69-76.
- [29]. Rensvold RB, Cheung GW. Testing Measurement Models for Factorial Invariance: A Systematic Approach. *Educ Psychol Meas* 1998;58:1017-34.
- [30]. Réveillère C, Nandrino JL, Saily F, Mercier C, Moreel V. Étude des tracas quotidiens des étudiants : liens avec la santé perçue. /data/revues/00034487/v0159i06/01000701/ [Internet]. [cité 31 janv 2019]; Disponible sur: <https://www.em-consulte.com/en/article/5410>
- [31]. Ríos-Risquez MI, García-Izquierdo M, Sabuco-Tebar E de LA, Carrillo-Garcia C, Martinez-Roche ME. An exploratory study of the relationship between resilience, academic burnout and psychological health in nursing students. *Contemp Nurse* 2016;52:430-9.
- [32]. Rostami Z, Abedi MR, Schaufeli WB, Ahmadi SA, Sadeghi AH. The Psychometric Characteristics of Maslach Burnout Inventory Student Survey: A Study Students of Isfahan University. *Zahedan J Res Med Sci* 2014;16:55-8.
- [33]. Saleh D, Camart N, Romo L. Predictors of Stress in College Students. *Front Psychol* [Internet]. 25 janv 2017 [cité 6 nov 2017];8. Disponible sur: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC5263159/>
- [34]. Schaufeli WB, Martínez IM, Pinto AM, Salanova M, Bakker AB. Burnout and Engagement in University Students: A Cross-National Study. *J Cross-Cult Psychol* 2002;33:464-81.
- [35]. Scheier MF, Carver CS, Bridges MW. Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): a reevaluation of the Life Orientation Test. *J Pers Soc Psychol* 1994;67:1063-78.
- [36]. Schmidt M, Umans T. Experiences of well-being among female doctoral students in Sweden. *Int J Qual Stud Health Well-Being* [Internet]. 16 avr 2014 [cité 16 déc 2018];9. Disponible sur: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3991832/>
- [37]. Shankland R, Kotsou I, Vallet F, Bouteyre E, Dantzer C, Leys C. Burnout in university students: the mediating role of sense of coherence on the relationship between daily hassles and burnout. *High Educ* [Internet]. 11 nov 2018 [cité 31 janv 2019]; Disponible sur: <https://doi.org/10.1007/s10734-018-0332-4>

- [38]. Strenna L, Chahraoui K, Réveillère C. Tracas quotidiens des étudiants de première année de grandes écoles : liens avec la santé mentale perçue et la qualité de vie. *Ann Méd-Psychol Rev Psychiatr* 2014;172:369-75.
- [39]. Trizano-Hermosilla I, Alvarado JM. Best Alternatives to Cronbach's Alpha Reliability in Realistic Conditions: Congeneric and Asymmetrical Measurements. *Front Psychol* [Internet]. 26 mai 2016 [cité 27 oct 2017];7. Disponible sur: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4880791/>
- [40]. Trottier C, Mageau G, Trudel P, Halliwell WR. Validation de la version canadienne-française du Life Orientation Test-Revised. *Can J Behav Sci Rev Can Sci Comport* 2008;40:238-43.
- [41]. Vergès P, Bouriche B. L'analyse des données par les graphes de similitude. *Sci Hum* [Internet]. 2001 [cité 22 mai 2017]; Disponible sur: <http://m.scienceshumaines.com/textesInedits/Bouriche.pdf>
- [42]. Wagnild GM, Young HM. Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *J Nurs Meas* 1993;1:165-78.

Figure 1. Invariance test-retest du modèle de mesure du burnout académique

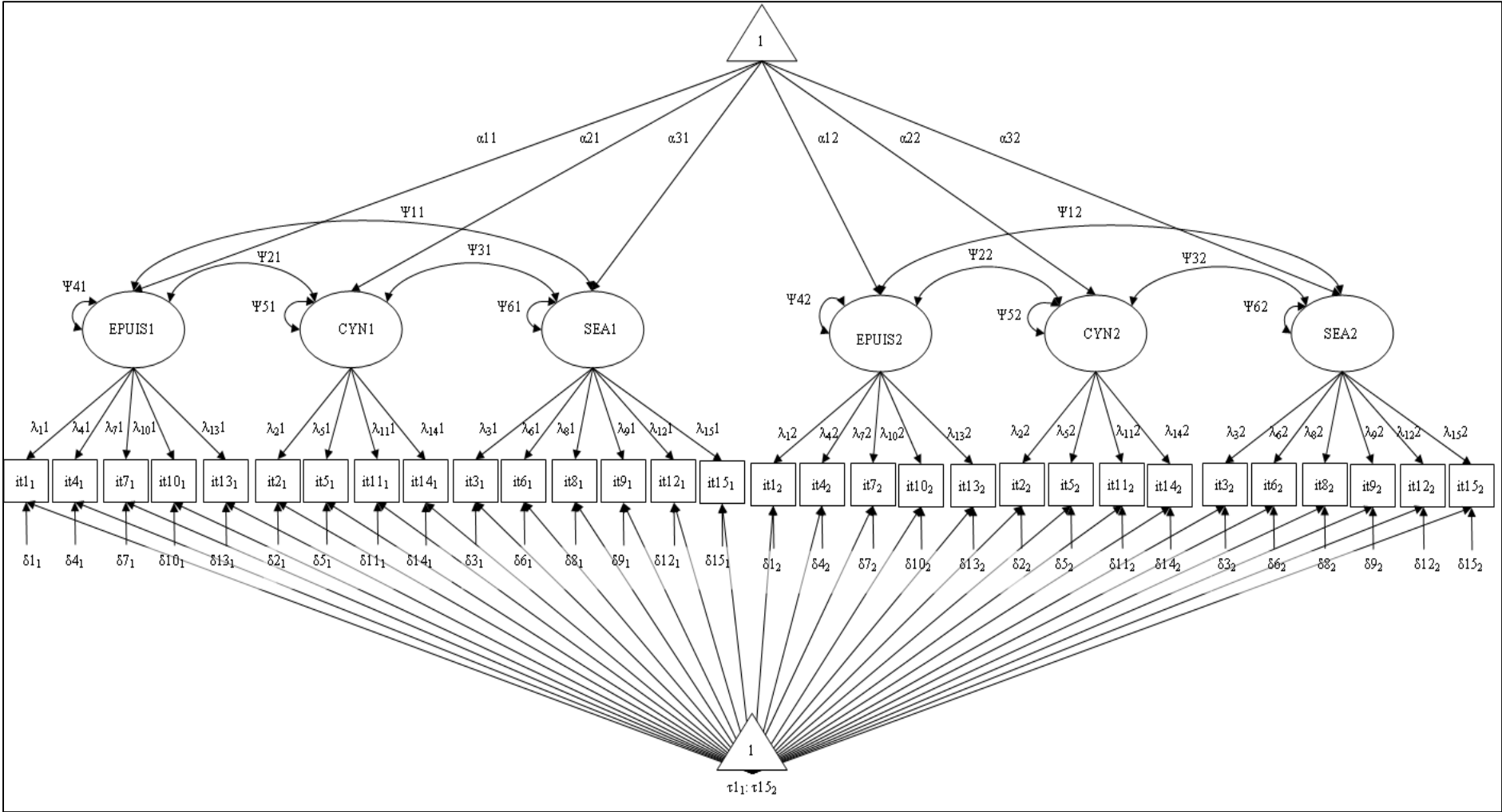


Figure 2. Analyse de bissection (méthode des moitiés) à T1 et T2 avec correction de Spearman-Brown

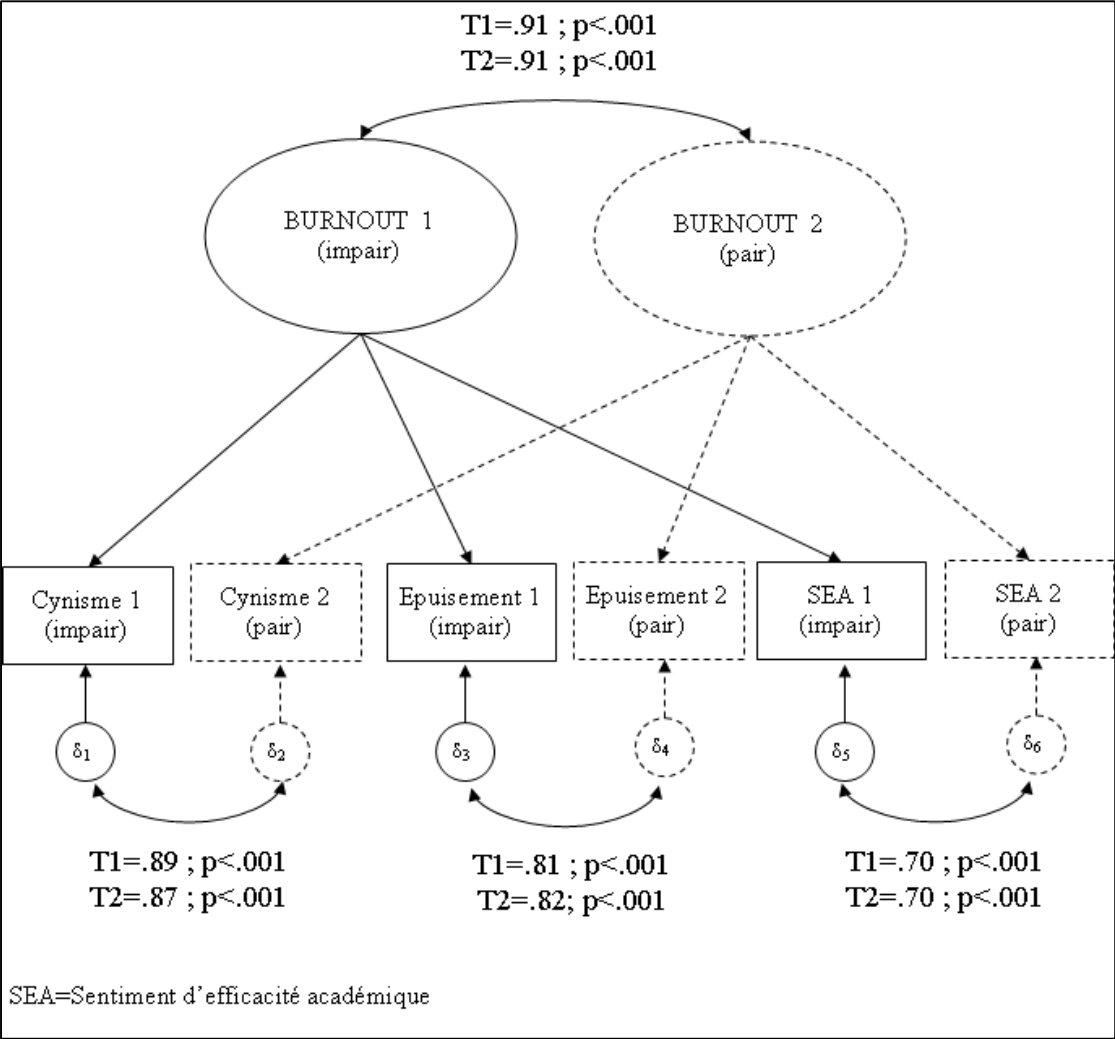


Tableau1. Statistiques descriptives (N=1150)

Sexe	n		μ (σ)
Un homme	505	(43,9%)	-
Une femme	645	(56,1%)	-
Âge	-	-	27,7 (±4,9)
Cursus			
Arts	6	(0,5%)	-
Autres	8	(0,7%)	-
Bio/Santé	282	(24,5%)	-
Chimie	45	(3,9%)	-
Droit	74	(6,4%)	-
Eco/Gestion	165	(14,3%)	-
Histoire	48	(4,2%)	-
Informatique	42	(3,7%)	-
Lettres et langues	46	(4,0%)	-
Mathématiques	40	(3,5%)	-
Physique	147	(12,8%)	-
Sciences Humaines	131	(11,4%)	-
Sciences Po.	14	(1,2%)	-
STAPS	6	(0,5%)	-
Urbanisme	96	(8,3%)	-
Année de thèse			
1ère année	254	(22,1%)	-
2ème année	311	(27,0%)	-
3ème année	321	(27,9%)	-
4ème année	155	(13,5%)	-
5ème année	66	(5,7%)	-
6ème année et +	43	(3,7%)	-

Tableau2. Matrice de covariances à T1 et T2

Test

items	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	2.78														
2	1.09	3.18													
3	-0.49	-0.49	1.38												
4	1.37	0.30	-0.61	2.39											
5	1.54	2.75	-0.77	0.80	3.78										
6	-0.01	-0.25	0.53	-0.14	-0.72	2.64									
7	2.21	1.47	-0.72	1.74	2.01	-0.37	3.64								
8	-0.31	-0.48	0.61	-0.02	-0.70	0.85	-0.47	1.88							
9	-0.13	-0.67	0.55	0.02	-0.86	0.54	-0.45	0.58	1.44						
10	1.68	0.84	-0.43	1.45	1.22	-0.11	1.86	-0.20	-0.30	3.29					
11	1.34	1.98	-0.68	0.72	2.51	-0.86	1.86	-0.80	-0.81	1.43	3.97				
12	-0.05	-0.66	0.59	-0.23	-1.00	0.88	-0.52	0.61	0.74	-0.14	-0.84	1.59			
13	0.91	1.02	-0.33	0.55	1.30	-0.71	1.24	-0.89	-0.41	0.95	1.53	-0.59	2.74		
14	1.46	2.08	-0.75	0.62	2.44	-0.92	1.97	-1.05	-0.86	1.15	2.57	-0.97	1.61	4.04	
15	0.15	-0.46	0.51	0.06	-0.69	1.02	-0.39	0.57	0.74	-0.10	-0.58	0.93	-0.46	-0.77	3.05

Retest

items	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	2.55														
2	1.32	3.46													
3	-0.44	-0.60	1.36												
4	1.74	0.96	-0.26	3.03											
5	1.25	2.85	-0.50	1.27	3.89										
6	-0.04	-0.57	0.54	-0.30	-0.86	2.87									
7	2.01	1.65	-0.66	2.25	1.99	-0.47	3.44								
8	-0.61	-0.85	0.68	-0.26	-0.72	0.94	-0.79	2.28							
9	-0.30	-0.97	0.66	-0.19	-0.97	0.73	-0.49	0.71	1.52						
10	1.44	1.02	-0.27	1.72	1.08	-0.26	1.96	-0.48	-0.18	3.29					
11	1.49	2.04	-0.35	1.30	2.28	-0.56	1.82	-1.12	-0.74	1.46	4.13				
12	-0.34	-1.04	0.43	-0.33	-1.06	0.43	-0.53	0.59	0.71	-0.23	-0.72	1.51			
13	1.28	1.24	-0.57	1.28	1.32	-0.89	1.82	-1.32	-0.81	0.94	1.86	-0.72	3.17		
14	1.24	1.94	-0.45	1.18	2.08	-0.94	1.80	-1.18	-0.87	0.70	2.74	-1.05	2.00	3.64	
15	0.10	-0.41	0.32	0.08	-0.42	1.05	-0.13	0.39	0.34	-0.03	-0.71	0.26	-0.72	-0.39	2.56

Tableau 3. Matrice des saturations de l'analyse factorielle exploratoire après rotation

	Dimension	T1 (N=1150)			T2 (N=862)		
		Dim 1	Dim 2	Dim 3	Dim 1	Dim 2	Dim 3
Item 1	Epuisement	.81	.03	— .03	.76	.12	— .04
Item 2	Cynisme	— .04	.90	— .04	— .02	.88	— .01
Item 3	SEA	.12	— .08	.48	0.12	— .06	.50
Item 4	Epuisement	.78	— .12	— .04	.82	— .09	— .07
Item 5	Cynisme	.13	.78	.03	.05	.84	— .02
Item 6	SEA	— .05	— .10	.61	— .02	— .09	.65
Item 7	Epuisement	.69	.16	.07	.70	.13	.07
Item 8	SEA	.06	— .07	.58	— .03	.02	.52
Item 9	SEA	— .14	.27	.46	— .12	0.21	.51
Item 10	Epuisement	.66	.08	.01	.71	— .03	.07
Item 11	Cynisme	.27	.40	.18	.27	.42	.08
Item 12	SEA	— .03	.19	.45	.00	.28	.36
Item 13	Epuisement	.42	.05	.19	.35	.00	.35
Item 14	Cynisme	.21	.40	.26	.18	.44	.25
Item 15	SEA	— .01	.05	.42	.03	.03	.37

SEA=Sentiment d'efficacité académique ; Dim=Dimension