



**HAL**  
open science

# Mesurer les stresseurs chez les adolescents : validation de l'échelle Expériences de vie positives et négatives de l'adolescent

Fernando Núñez-Regueiro, Isabelle Archambault, Pascal Bressoux, Cécile Nurra

## ► To cite this version:

Fernando Núñez-Regueiro, Isabelle Archambault, Pascal Bressoux, Cécile Nurra. Mesurer les stresseurs chez les adolescents : validation de l'échelle Expériences de vie positives et négatives de l'adolescent. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 2021, 39 (8), pp.969-982. 10.1177/07342829211027751 . hal-03896399

**HAL Id: hal-03896399**

**<https://hal.science/hal-03896399>**

Submitted on 13 Dec 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.

# Mesurer les stresseurs chez les adolescents : Validation de l'échelle Expériences de vie positives et négatives de l'adolescent

Fernando Núñez-Regueiro<sup>1</sup>, Isabelle Archambault<sup>2</sup>, Pascal Bressoux<sup>1</sup>, Cécile Nurra<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Université Grenoble Alpes

<sup>2</sup>Université de Montréal

**Résumé—** Cet article développe et valide l'échelle *Positive and Negative Adolescent Life Experiences* (PANALE), un outil de 11 items qui permet aux chercheurs de mesurer les facteurs de stress chez les adolescents d'une manière plus valide et plus efficace que les échelles existantes. L'échelle PANALE présente de bonnes qualités psychométriques en termes de validité de construit (structure factorielle, invariance de mesure, et fiabilité composite) et de validité concurrente en ce qui concerne les symptômes d'eustress et de détresse, dans un échantillon français de lycéens ( $N = 1513$ ). Dans l'ensemble, la PANALE constitue une alternative viable aux méthodes existantes pour mener des recherches quantitatives sur les situations de stress chez les adolescents, notamment celles liées aux processus de désengagement et de décrochage scolaire.

**Keywords—** Stresseurs, Adolescence, Validation d'échelle, Invariance de mesure, Indicateurs binaires

## Introduction

Les stresseurs peuvent être définis comme des expériences de vie perturbant l'ajustement homéostatique entre l'individu et son environnement, générant ainsi une réponse psychophysologique pour surmonter, faire face ou même dépasser le manque d'ajustement (Aldwin, 2007; Compas et al., 1987; Pearlin & Bierman, 2013; Wheaton et al., 2013). Bien que les revues s'accordent à dire que le fait d'être exposé à des facteurs de stress à l'adolescence augmente le risque de développer des problèmes psychologiques ou comportementaux (Compas, 1987; Grant et al., 2004) et, en particulier, de se désengager de l'école et de décrocher (Dupéré et al., 2015, 2018; Núñez-Regueiro, 2018), la recherche sur le sujet a souffert d'un manque d'unité en ce qui concerne la façon de mesurer les facteurs de stress chez les

adolescents. Comme l'indique une revue systématique récente (Núñez-Regueiro et al., 2022), au moins 56 méthodes de mesure différentes ont été utilisées dans les études empiriques, mais aucune ne s'est imposée comme une méthode viable pour mener des recherches quantitatives. Premièrement, les outils existants sont souvent basés sur des méthodes intensives nécessitant un investissement important de la part des participants et des chercheurs, ce qui augmente les coûts de recherche et limite la faisabilité. Deuxièmement, l'invariance de mesure des échelles à travers les groupes d'adolescents (e.g., le sexe, le milieu socio-économique, etc.) ou à travers le temps n'a pas encore été démontrée, bien qu'il s'agisse d'une condition préalable à l'étude des différences de groupe dans l'exposition au stress ou son impact sur le développement.

La présente étude développe et valide la *Positive and Negative Adolescent Life Experiences* (PANALE), une courte échelle évaluant les événements de vie stressants chez les adolescents dans plusieurs domaines. Après un bref aperçu des échelles de stresseurs existantes, nous décrivons le développement des items PANALE pour la validité de contenu et nous rapportons des preuves de sa validité de construit et de sa validité concurrente par rapport à des indicateurs d'eustress et de détresse ( $N = 1513$ ). Nous montrons que le PANALE offre une solution courte et plus viable à la mesure des facteurs de stress qui affectent le développement et le fonctionnement des adolescents à l'école, y compris les adolescents de groupes spécifiques (i.e., en fonction du sexe, du milieu socio-économique, du statut de décrocheur).

## FORCES ET LIMITES DES ECHELLES DE STRESSEURS EXISTANTES

Plus de 50 échelles ont été développées dans plus de dix pays au cours des dernières décennies pour mesurer les stresseurs des enfants et des adolescents. Ces outils présentent un certain nombre de forces et de limites (pour plus de détails, voir Núñez-Regueiro et al., 2022). D'une part, la plupart des échelles présentent une bonne validité de contenu en couvrant plusieurs domaines de vie (e.g., les pairs, la famille, l'école, le quartier) représentant l'« univers des stresseurs » ou le processus de « prolifération du stress » (Pearlin & Bierman, 2013; Wheaton et al., 2013). Ici, l'approche prédominante a été de mesurer les facteurs de stress négatifs (e.g., un parent qui tombe malade, recevoir les moqueries de ses pairs), mais quelques échelles ont également mesuré des stresseurs à valeur positive (e.g., se faire un nouvel ami ; Kanner et al., 1987; Masten et al., 1994; Newcomb et al., 1981; Swearingen

**Correspondance** Fernando Núñez-Regueiro  
[fernando.nunez-regueiro@univ-grenoble-alpes.fr](mailto:fernando.nunez-regueiro@univ-grenoble-alpes.fr)

**Note** Article traduit de l'anglais. Merci de citer la publication originale comme suit :

Núñez-Regueiro, F., Archambault, I., Bressoux, P., & Nurra, C. (2021). Measuring stressors among adolescents: Validation of the Positive and Negative Adolescent Life Experiences scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 39(8), 969–982. <https://doi.org/10.1177/07342829211027751>

& Cohen, 1985). La fiabilité de ces échelles a également été démontrée, puisque la plupart des outils existants présentent une bonne consistance interne (coefficient  $\alpha$  de Cronbach ou corrélations test-retest modérés à élevés) ou une bonne consistance inter-juges (coefficient  $\kappa$  de Cohen, corrélations intra-classes ou corrélations interjuges modérés à élevés ; Berden et al., 1990; Cheng & Li, 2010; Compas et al., 1987; Núñez-Regueiro et al., 2022; Williamson et al., 2003; Wu & Lam, 1993). Enfin, la plupart des échelles ont montré des associations positives avec les indicateurs de détresse tels que les symptômes d'anxiété et de dépression, les troubles du comportement à l'école ou en général ( $.17 < r_{median} < .38$ ) et des associations négatives avec les indicateurs d'eustress, tels que les notes scolaires, l'estime de soi ou la confiance en soi en général, et l'autorégulation ( $-.07 > r_{median} > -.17$  ; Núñez-Regueiro et al., 2022). De telles corrélations attestent de la validité de critère des échelles, en définissant les stressseurs comme nuisant au développement positif ou favorisant le développement négatif (Aldwin, 2007; Turner & Wheaton, 1997). Il est important de noter que les données actuelles suggèrent également qu'il n'y a pas de différences substantielles dans la qualité des scores de stressseurs produits par différentes méthodes, telles que l'entretien qualitatif ou le questionnaire autorapporté (Lewinsohn et al., 2003; Swearingen & Cohen, 1985; Wagner et al., 2006; Williamson et al., 2003). De plus, il ne semble pas y avoir de différences entre les scores lorsqu'on évalue les stressseurs en termes d'intensité (i.e. degré de force ou de sévérité associé à l'occurrence d'un stressseur), de fréquence (i.e. degré d'occurrence ou de chronicité d'un stressseur), ou d'indépendance (i.e. degré de contrôle sur l'occurrence d'un stressseur ; Compas et al., 1987; Swearingen & Cohen, 1985; Turner & Wheaton, 1997; Wu & Lam, 1993). La valence des stressseurs (i.e. la distinction entre stressseurs positifs et négatifs) et leur occurrence (i.e. leur contribution au nombre total de stressseurs vécus) semblent être des dimensions plus pertinentes à considérer (Kanner et al., 1987; Newcomb et al., 1981; Sarason et al., 1978; Swearingen & Cohen, 1985).

D'autre part, les échelles de stressseurs existantes présentent deux limites majeures (Núñez-Regueiro et al., 2022). Tout d'abord, certaines méthodes nécessitent un investissement important de la part des participants en leur demandant de répondre à des questionnaires évaluant parfois des centaines d'événements ou, alternativement, à des entretiens individuels d'une heure (Compas et al., 1987; Dupéré et al., 2017; Swearingen & Cohen, 1985; Williamson et al., 2003). Ces techniques intensives peuvent générer des données de mauvaise qualité sous la forme de comportements de *satisficing* ou de données manquantes (Dupéré et al., 2017; Galesic & Bosnjak, 2009; Gibson & Bowling, 2020) et limiter l'investigation d'autres variables pertinentes pour l'ensemble des processus de stress, telles que les ressources personnelles ou sociales ou les symptômes d'eustress ou de détresse.

Deuxièmement, les échelles existantes n'ont été validées que parmi les adolescents de la population générale. Par exemple, aucune d'entre elles, à l'exception d'une seule (Cheng & Li, 2010), n'a fait l'objet d'une vérification de l'invariance de mesure entre les sous-groupes de la population ou dans le temps. Cela limite la validité des études qui ont examiné les

différences de groupe dans l'exposition au stress ou les relations entre l'exposition au stress et d'autres variables de résultat parmi les populations plus susceptibles de subir du stress, comme les filles, les adolescents d'origine sociale défavorisée ou les décrocheurs scolaires (Dupéré et al., 2018; Kanner et al., 1987; Kohn & Milrose, 1993; Newcomb et al., 1981). Pour produire des scores qui peuvent être utilisés de manière valide pour tester les différences entre les groupes ou pour estimer les paramètres de régression et les corrélations, les échelles de stressseurs doivent présenter une « forte invariance » sur les groupes d'intérêt ou dans le temps, c'est-à-dire une invariance dans les saturations et les moyennes des items qui sont additionnés pour produire le score de stress (Brown, 2015; Vandenberg & Lance, 2000). Bien que l'« *Adolescent Stress Index* » de Cheng et Li (2010) se soit avéré fortement invariant dans le temps, à travers deux points temporels, cette échelle s'avère assez longue (i.e., liste comprenant 42 stressseurs), succombant ainsi au premier défaut des échelles de stressseurs, à savoir leur faisabilité pratique limitée. En outre, il n'a pas été démontré que l'échelle était invariante à travers les sous-groupes d'adolescents. Le développement d'une mesure qui pourrait être utilisée de manière valide parmi différents groupes d'adolescents et dans le temps est donc justifié.

## PRESENTE ETUDE

La présente étude développe et valide l'échelle PANALE. En termes de validité de construit, nous accordons une attention particulière à établir la structure factorielle de l'échelle en tant qu'indicateur d'un facteur latent inobservé (i.e., l'univers de stress ou la prolifération du stress ; Pearlin & Bierman, 2013; Wheaton et al., 2013), ainsi que son invariance de mesure dans le temps et à travers des sous-groupes pertinents de la population (sexe, milieu socio-économique, statut de décrochage scolaire). En termes de validité concurrente, nous évaluons les associations des scores PANALE avec de multiples indicateurs d'eustress et de détresse. Nous validons la PANALE à l'aide de scores d'occurrence (i.e., le nombre total d'occurrences d'événements positifs ou négatifs), tout en considérant également une mesure augmentée utilisée dans la littérature (i.e., l'intensité totale perçue des événements positifs ou négatifs). Sur la base de données antérieures (Swearingen & Cohen, 1985; Wu & Lam, 1993), nous nous attendons à ce que les deux formes de mesure présentent une validité concurrente équivalente en ce qui concerne les indicateurs de détresse ou d'eustress.

## DEVELOPPER LES ITEMS PANALE : UNE APPROCHE FONDÉE SUR LES CATEGORIES DE STRESSEURS

Notre objectif en développant le PANALE était d'obtenir une courte échelle d'exposition au stress en se concentrant sur des catégories générales de stressseurs. Cette approche diffère de celle privilégiée dans la littérature, où la plupart des échelles mesurent des stressseurs spécifiques qui appartiennent à une catégorie commune. Par exemple, au lieu d'interroger les adolescents sur des problèmes de santé spécifiques (e.g., blessure ou maladie, accident, blessure grave ; Masten et al., 1994) ou sur des types de conflits spécifiques (e.g., conflits

avec les parents concernant la confiance mutuelle, les règles à la maison, les punitions, le choix des amis ; Bobo et al., 1986), la PANALE demande aux adolescents de rapporter s'ils ont vécu des « problèmes plutôt sérieux », ou s'ils ont eu « une ou plusieurs disputes » avec leurs parents (cf. items 6 et 7, Tableau 1). En privilégiant cette approche catégorielle, nous avons pu obtenir un ensemble court mais complet de 11 items rapportés dans le Tableau 1.

Afin d'obtenir une couverture satisfaisante des sources de stress des adolescents dans plusieurs domaines de vie, les items de la PANALE ont été développés sur la base des catégories les plus saillantes identifiées dans une analyse de contenu des facteurs de stress autodéclarés par les adolescents du secondaire (Núñez-Regueiro & Núñez-Regueiro, 2021). Plus précisément, les items relatifs aux stressseurs positifs couvrent les expériences amoureuses et amicales (item 1), les bonnes relations avec les enseignants et le fait de recevoir de l'aide (item 2), les activités de loisirs (item 3), le fait de passer du bon temps avec la famille et les naissances dans la famille (item 4) et les accomplissements personnels (item 5 ; Tableau 1). Pour les stressseurs négatifs, l'échelle couvre également le bien-être personnel (item 7) et celui des proches (item 6), les conflits sociaux avec les parents (item 9), le sentiment d'insécurité dans le quartier (item 10) et les problèmes à l'école sous forme de harcèlement scolaire par les pairs ou les enseignants et de pression scolaire (items 8 et 11 ; tableau 1). L'échelle contenait initialement un item supplémentaire rendant compte de la séparation ou du divorce des parents, mais cet item a été supprimé car sa nature statique nuisait à la mesure (dynamique) du stress cumulatif (item supprimé = "Tes parents se sont séparés").

En somme, une comparaison des items de la PANALE avec les stressseurs potentiels des adolescents identifiés dans la littérature suggère que l'échelle a une bonne validité de contenu. Sur la base de l'analyse de contenu (Núñez-Regueiro & Núñez-Regueiro, 2021), une seule catégorie majeure de stressseurs négatifs semble manquer, à savoir les problèmes

amoureux et amicaux. Cette absence limite la validité de contenu de l'échelle. Cependant, l'impact de cette absence semble négligeable étant donné la validité de critère satisfaisante de l'échelle, telle que rapportée ci-après. Pour une plus grande validité de contenu, une version améliorée de l'échelle PANALE pourrait cependant inclure un item supplémentaire pour les stressseurs négatifs de ce type (par exemple, un item supplémentaire 12, « Tu as rompu ou eu une forte dispute avec ton meilleur ami ou partenaire romantique »).

## VALIDATION DE L'ECHELLE PANALE

### Méthode

#### Echantillon

Les participants étaient des élèves français en classe de Première et de Terminale, interrogés dans le cadre d'une étude sur le décrochage scolaire ( $N = 1513$ ). Les tests d'équivalence montrent que l'échantillon de l'étude est équivalent à la population nationale au seuil de 5 % en ce qui concerne le sexe, le statut socioéconomique du père, les aptitudes scolaires et le redoublement ou le décrochage au lycée, et présente une légère surreprésentation des élèves en formation professionnelle dans le secteur de la production (par rapport aux services ; pour plus de détails, voir l'Annexe B, Supplément).

#### Procédure

Les élèves ont volontairement rempli un questionnaire en ligne (111 items) comprenant l'échelle PANALE sur cinq temps de mesure (T1 à T5), c'est-à-dire une fois par trimestre, sauf le dernier trimestre pour lequel les données manquantes étaient trop importantes. Les consignes demandaient aux élèves d'évaluer chaque élément de l'échelle PANALE présenté dans le Tableau 1 en fonction de son occurrence au cours des trois derniers mois. Ce laps de temps a été choisi pour obtenir des mesures de l'exposition au stress qui puissent être situées dans chaque trimestre.

**Tableau 1**

*Items de l'échelle PANALE*

Événement dans les 3 derniers mois
<i>Items pour les événements positifs</i>
1- Tu as fait une nouvelle rencontre amicale ou amoureuse
2- Des adultes à l'école t'ont aidé(e) dans ton travail scolaire
3- Tu es allé(e) à un événement culturel ou sportif qui comptait pour toi
4- Quelqu'un de proche de toi a connu un heureux événement (naissance, mariage, travail, etc.)
5- Tu as réussi à faire quelque chose qui t'as donné de la fierté
<i>Items pour les événements négatifs</i>
6- Quelqu'un de proche de toi a eu des problèmes plutôt graves (de santé, de chômage, police, etc.)
7- Tu as eu des problèmes plutôt graves (de santé, de police, etc.)
8- Tu as stressé à cause des devoirs à rendre ou des examens
9- Tu as eu une ou plusieurs disputes avec tes parents
10- Tu ne t'es pas senti(e) en sécurité dans ton quartier
11- Tu t'es fait harceler à l'école par un ou plusieurs camarades ou enseignants

Note. Les items sont notés sur une échelle Likert de 4 points (voir Méthode).

## Mesures

**Scores PANALE.** Le système de notation de la PANALE comprend des mesures de l'occurrence et de l'intensité perçue associées à chaque stresser. L'échelle graduée en 4 points pour les événements négatifs évalue si l'événement s'est produit et dans quelle mesure il a blessé le sujet (1= « Non », 2= « Oui, mais ça n'a pas fait mal », 3= « Oui, et ça m'a fait mal », 4= « Oui, et ça m'a fait très mal »), tandis que l'échelle des événements positifs évalue si l'événement s'est produit et dans quelle mesure il a apporté un soulagement (1= « Non », 2= « Oui, mais cela ne m'a pas vraiment fait du bien », 3= « Oui, et cela m'a fait du bien », 4= « Oui, et cela m'a vraiment fait du bien »). Deux types de scores PANALE sont comparés. Le premier ignore l'intensité perçue de chaque item PANALE et les encode de manière binaire (0 = « Non », 1 = « Oui »), pour obtenir des mesures d'occurrences totales pour les événements positifs ( $Occur_{positif}$ ) et les événements négatifs ( $Occur_{négatif}$ ). Il s'agit du système de notation privilégié, dont les analyses psychométriques sont présentées ci-après. La deuxième forme de notation calcule des scores totaux basés sur l'intensité perçue des événements positifs ( $Intensité_{positif}$ ) et des événements négatifs ( $Intensité_{négatif}$ ), en utilisant les échelles en 4 points mentionnées ci-dessus. Ce système de notation ne sera utilisé que pour comparer la validité concurrente des deux types de notation.

**Eustress et Détresse.** Afin d'évaluer la validité concurrente des scores PANALE, des indicateurs de détresse et d'eustress ont été mesurés à partir de données autorapportées (items adaptés au contexte scolaire français, notés sur des échelles en 5 points) et de données administratives des établissements scolaires (pour les notes et les absences). En ce qui concerne l'eustress, nous avons mesuré l'estime de soi (5 items,  $\bar{w} = .920$  ; Harter, 1988), le goût pour l'école (3 items,  $\bar{w} = .774$  ; Janosz et al., 2007), la concentration en classe (7 items,  $\bar{w} = .946$  ; Skinner et al., 2008), et la moyenne générale trimestrielle telle que rapportée dans les bulletins scolaires (échelle de 21 points). En termes de détresse, nous avons mesuré l'anxiété générale (6 items,  $\bar{w} = .951$  ; Untas et al., 2009), les troubles du comportement à l'école (4 items,  $\bar{w} = .948$  ; Finn et al., 2008), la déviance sociale (3 items,  $\bar{w} = .896$  ; Finn et al., 2008), l'intention de décrocher (1 item évalué sur une échelle de 100 points, *Quelles sont les chances que tu décides d'arrêter l'école avant d'obtenir un diplôme ?*) et l'absentéisme scolaire défini par le nombre d'absences et de retards quotidiens enregistrés dans les bases de données scolaires pour chaque trimestre. Les variables ci-dessus comprennent la plupart des indicateurs d'attitudes et de comportements utilisés dans les études de validation des échelles de facteurs de stress (Núñez-Regueiro et al., 2022) et peuvent donc être considérées comme ayant une portée générale.

**Groupes d'invariance.** Les variables utilisées pour tester l'invariance de mesure de la PANALE sur des sous-groupes d'adolescents comprenaient le sexe (0 = « adolescente », 1 = « adolescent » ; données administratives), le statut socioéconomique du père (0 = « faible/intermédiaire », 1 = « élevé/très élevé » ; autorapporté) et le statut de décrochage scolaire au cours du lycée (0 = « non », 1 = « oui » ; données

administratives).

## Stratégie d'analyse

**Analyses factorielles exploratoires (AFE).** Afin de déterminer le nombre le plus plausible de facteurs latents expliquant la variance des items PANALE, des analyses factorielles exploratoires ont été réalisées. Les méthodes dans ce domaine sont nombreuses, mais celles basées sur les corrélations partielles moyennes minimales ou MAP de Velicer (i.e., retenir les facteurs avec des corrélations partielles minimales) et les analyses parallèles ou PA semblent les plus efficaces (i.e., retenir les facteurs dont la valeur propre est située au-dessus d'une valeur propre simulée ; Fabrigar et al., 1999). Des simulations Monte Carlo réalisées par Garrido et ses collègues (Garrido et al., 2011, 2013, 2016) ont montré que les méthodes MAP et PA peuvent fournir des preuves valides dans le cas d'indicateurs binaires lorsqu'on utilise des corrélations tétrachoriques et une méthode d'extraction en composantes principales. Ceci est particulièrement vrai dans des conditions qui, nous le verrons, sont similaires aux nôtres telles qu'une grande taille d'échantillon ( $N > 500$ ), des saturations élevées ( $\geq .55$ ), plusieurs variables par facteur ( $\geq 4$ ), et un faible nombre de facteurs ( $\leq 2$  ; Garrido et al., 2011, 2013). Nous avons donc implémenté leur méthodologie pour les items PANALE positifs et négatifs séparément (cf. Tableau 1) en utilisant le module *psych* sur R (Revelle, 2019).

**Analyses factorielles confirmatoires (AFC).** L'étape suivante de la validation de la PANALE consistait à évaluer l'échelle en termes d'invariance de mesure (Vandenberg & Lance, 2000; Wu & Estabrook, 2016). Selon les résultats de l'EFA présentés ci-après, le modèle de mesure consistait en un seul facteur latent par valence (i.e., l'exposition aux stressers négatifs vs. positifs) se chargeant sur des indicateurs binaires (i.e. les items de PANALE). Nous avons évalué l'invariance du modèle à travers les groupes (i.e., le sexe, le statut socio-économique, statut de décrochage) et le temps (5 vagues), d'abord en imposant la même configuration d'indicateurs factoriels (i.e., modèle configural), puis en contraignant les paramètres du modèle à être également invariants en termes de seuils, d'intercepts et de saturations (i.e., invariance forte) et, enfin, en termes de variances résiduelles (i.e., invariance stricte). Les modèles ont été mis en œuvre en suivant les procédures spécifiques aux modèles de mesure pour données binaires (Wu & Estabrook, 2016 ; pour plus de détails, voir l'Annexe C, Supplément). Les paramètres de l'AFC et les indices d'ajustement ont été estimés sur le module R *lavaan* (Rosseel, 2012) en utilisant les moindres carrés pondérés diagonaux corrigés de la moyenne et de la variance (WLSMV), un estimateur recommandé pour les données ordinales comportant moins de cinq catégories de réponse (Rhemtulla et al., 2012).

Des indices d'ajustement ont été utilisés pour évaluer les modèles d'AFC (ajustement global) et les contraintes d'invariance (tests de différence). Des simulations Monte Carlo ont montré que, dans les grands échantillons comme le nôtre ( $N \geq 1000$ ), les statistiques du chi-2 ont tendance à produire des erreurs de type I gonflées (c'est-à-dire à rejeter à tort des modèles bien spécifiés ou invariants) lorsqu'elles sont appliquées à des modèles d'AFC pour des données ordinales ou binaires asymétriques utilisant l'estimateur WLSMV

(Bandalos, 2014; French & Finch, 2006; Green et al., 1997; Kite et al., 2018; Sass et al., 2014). Au lieu de cela, nous avons décidé de considérer les indices d'ajustement pour lesquels les erreurs de type I et la puissance de détection d'une invariance non négligeable ont été rapportées comme étant optimales dans des AFC à grand échantillon pour des données ordinales (Sass et al., 2014) et des données continues (Jorgensen et al., 2018). À la suite de ces études de simulation, nous considérerons les indices CFI > 0.95, Mc > 0.90, RMSEA < 0.06 comme fournissant la preuve d'un ajustement global satisfaisant (Jorgensen et al., 2018), et les différences  $\Delta\text{CFI} \geq -0.002$ ,  $\Delta\text{TLI} \geq -0.001$ ,  $\Delta\text{Mc} \geq -0.007$ ,  $\Delta\text{RMSEA} \leq 0.007$  comme fournissant la preuve d'une invariance de mesure (Jorgensen et al., 2018; Sass et al., 2014).

**Consistance interne.** La consistance interne ou fiabilité composite des scores PANALE a été estimée pour chaque temps de mesure en utilisant des corrélations tétrachoriques pour données binaires et une structure d'erreurs corrélées, à l'aide de la fonction « omega » du module R *psych* (Revelle, 2019). Cet indicateur a été préféré à l'alpha de Cronbach, qui peut être inapproprié pour les données binaires et dans les cas de saturations inégales entre les indicateurs factoriels (McNeish, 2018), comme c'était le cas pour la PANALE.

**Validité concurrente.** S'alignant avec la majorité des études de validation sur les stresseurs de vie, la validité concurrente a été évaluée en estimant les corrélations de Pearson entre les scores PANALE et les critères de détresse et d'eustress. Une série de tests du chi-2 a montré que la taille des corrélations ne différait pas d'une occasion à l'autre, tant pour les évaluations basées sur le total des occurrences [ $\Delta\chi^2_{72} = 85.5, p = .131$ ] que sur l'intensité totale [ $\Delta\chi^2_{72} = 88.2, p = .094$ ]. Nous rapportons donc les corrélations issues des modèles de corrélations invariants. Pour évaluer les différences entre les systèmes de notation, nous avons calculé les corrélations moyennes entre les mesures et effectué un test de Fisher de la différence des tailles d'effet pour chaque corrélation moyenne (occurrences PANALE vs. intensité PANALE). Les corrélations et les tests de différence ont été estimés sur Mplus et R CRAN,

respectivement (Hallquist & Wiley, 2018; Muthén & Muthén, 2012; R Core Team, 2016).

**Données manquantes.** Les taux de réponse au questionnaire contenant la PANALE ont été modestes pour chaque occasion de mesure (de 58% à 41%) mais satisfaisants dans l'ensemble, 86% des étudiants ayant répondu à au moins deux occasions. En utilisant une stratégie de suppression par paires (*pairwise deletion*), nos modèles CFA tiennent compte de la majeure partie de l'échantillon (14% à 16% de données manquantes, selon l'analyse multigroupe ; voir l'Annexe D, Supplément). Cette stratégie n'a pas pu être mise en œuvre pour les AFC ou pour les indices de consistance interne, qui ont été réalisés séparément pour chaque occasion mais ont fourni des résultats cohérents à travers les temps de mesure. En ce qui concerne les corrélations, nous avons inclus des variables auxiliaires qui expliquaient la plupart des absences au questionnaire [i.e., l'âge, le sexe, le statut socioéconomique du père, la rétention avant le lycée, les aptitudes scolaires, le parcours scolaire, les notes de première année et l'absentéisme ; Mean(NagelkerkeR2)=.725], en suivant l'approche saturée décrite par Graham (2003) et sa mise en œuvre automatique sur Mplus via l'option « AUXILIARY » (Muthén & Muthén, 2012). En appliquant cette technique, nos analyses corrélationnelles sont basées sur 99% de l'échantillon (n = 1512) et sont sans doute robustes aux données manquantes.

## Résultats

### Structure factorielle de la PANALE

Pour chaque temps de mesure, les analyses factorielles exploratoires ont suggéré l'existence d'un seul facteur latent, tant pour les items PANALE positifs que négatifs (cf. Tableau 2). Le critère MAP de Velicer (Garrido et al., 2011) a été obtenu lorsqu'une seule composante principale a été extraite. De même, les analyses parallèles ont montré que les valeurs propres associées à la première composante principale étaient plus élevées que leurs contreparties simulées, alors que cela n'était pas le cas pour les composantes principales suivantes. Cela suggère que seule la première composante conserve la

**Tableau 2**

MAP, valeurs propres et consistance interne des facteurs latents de la PANALE à travers les temps de mesure

	MAP			Valeurs propres observées (simulées)			Omega total
	1 Facteur	2 Facteurs	3 Facteurs	1 Facteur	2 Facteurs	3 Facteurs	
<b>Items positifs</b>							
T1	.064	.188	.473	2.922 (1.073)	0.711 (1.032)	0.528 (0.999)	.857
T2	.067	.204	.463	3.042 (1.073)	0.672 (1.032)	0.501 (1.000)	.871
T3	.071	.180	.432	3.043 (1.073)	0.635 (1.034)	0.49 (0.999)	.871
T4	.073	.184	.402	2.999 (1.071)	0.697 (1.031)	0.504 (1.000)	.866
T5	.067	.214	.394	3.133 (1.070)	0.636 (1.032)	0.474 (1.000)	.880
<b>Items négatifs</b>							
T1	.097	.143	.230	3.832 (1.085)	0.820 (1.046)	0.543 (1.013)	.965
T2	.068	.163	.242	4.047 (1.085)	0.714 (1.046)	0.496 (1.015)	.969
T3	.104	.225	.247	4.265 (1.085)	0.613 (1.046)	0.529 (1.014)	.977
T4	.088	.171	.234	4.153 (1.088)	0.781 (1.045)	0.438 (1.012)	.975
T5	.103	.212	.246	4.195 (1.086)	0.667 (1.046)	0.543 (1.013)	.976

Note. N = 572-824 élèves de lycée, selon le temps de mesure. MAP = corrélations partielles moyennes minimum

**Tableau 3**

Indices d'ajustement (différences d'ajustement) des modèles PANALE selon les contraintes d'invariance à travers les mesures

Contraintes	$\chi^2 (\Delta\chi^2)$	DF ( $\Delta$ DF)	CFI ( $\Delta$ CFI)	TLI ( $\Delta$ TLI)	Mc ( $\Delta$ Mc)	RMSEA ( $\Delta$ RMSEA)
Items positifs						
1	<b>218.0</b>	<b>215</b>	<b>0.999</b>	<b>0.999</b>	<b>1.023</b>	<b>0.003</b>
2	255.1† (45.5***)	227 (12)	0.995 (-0.004) <sup>a</sup>	0.993 (-0.006) <sup>a</sup>	1.016 (-0.007)	0.010 (0.007)
3	268.8 (17.4)	247 (20)	0.996 (0.001)	0.995 (0.002)	1.015 (-0.001)	0.008 (-0.002)
Items négatifs						
1	626.4***	335	0.978	0.972	0.930	0.026
2	656.0*** (36.7**)	351 (16)	0.977 (-0.001)	0.972 (<0.001)	0.929 (-0.001)	0.026 (<0.001)
3	<b>657.9*** (29.2)</b>	<b>375 (24)</b>	<b>0.979 (0.002)</b>	<b>0.975 (0.003)</b>	<b>0.922 (-0.007)</b>	<b>0.024 (-0.002)</b>

Note. 1 = invariance configurale ; 2 = invariance forte (seuils, intercepts, chargements uniques) ; 3= invariance stricte (seuils, intercepts, chargements, variances uniques). DF = degrés de liberté ; CFI = indice d'ajustement confirmatoire ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; Mc = indice de centralité de McDonald ; RMSEA = erreur quadratique moyenne d'approximation. Voir l'Annexe D pour plus de détails sur les spécifications des modèles. Les modèles en caractères gras sont retenus comme fournissant le meilleur ajustement.

<sup>a</sup>Eléments probants de non-invariance de mesure :  $\Delta$ CFI < -0,002,  $\Delta$ TLI < -0,001.

† $p < .10$ . \*\* $p < .01$ . \*\*\* $p < .001$ .

**Tableau 4**

Indices d'ajustement (différences d'ajustement) des modèles PANALE selon les contraintes d'invariance à travers les groupes de genre

Contraintes	$\chi^2 (\Delta\chi^2)$	DF ( $\Delta$ DF)	CFI ( $\Delta$ CFI)	TLI ( $\Delta$ TLI)	Mc ( $\Delta$ Mc)	RMSEA ( $\Delta$ RMSEA)
Items positifs						
1	<b>439.4</b>	<b>430</b>	<b>0.998</b>	<b>0.998</b>	<b>1.045</b>	<b>0.006</b>
2	472.5 (37.7***)	445 (15)	0.995 (-0.003) <sup>a</sup>	0.993 (-0.005) <sup>a</sup>	1.039 (-0.006)	0.010 (0.004)
3	542.2* (54.1***)	470 (25)	0.987 (-0.008) <sup>a</sup>	0.983 (-0.010) <sup>a</sup>	1.015 (-0.024)	0.015 (0.005)
Items négatifs						
1	880.3***	670	0.986	0.981	0.990	0.022
2	<b>902.9*** (23.0)</b>	<b>690 (20)</b>	<b>0.985 (-0.001)</b>	<b>0.982 (0.001)</b>	<b>0.992 (0.002)</b>	<b>0.022 (&lt;0.001)</b>
3	1002.8*** (76.3***)	720 (30)	0.981 (-0.004) <sup>a</sup>	0.977 (-0.005) <sup>a</sup>	0.941 (-0.051) <sup>a</sup>	0.025 (0.003)

Note. 1 = invariance configurale ; 2 = invariance forte (seuils, intercepts, chargements uniques) ; 3= invariance stricte (seuils, intercepts, chargements, variances uniques). DF = degrés de liberté ; CFI = indice d'ajustement confirmatoire ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; Mc = indice de centralité de McDonald ; RMSEA = erreur quadratique moyenne d'approximation. Voir l'Annexe D pour plus de détails sur les spécifications des modèles. Les modèles en caractères gras sont retenus comme fournissant le meilleur ajustement.

<sup>a</sup>Eléments probants de non-invariance de mesure :  $\Delta$ CFI < -0,002,  $\Delta$ TLI < -0,001.

\* $p < .05$ . \*\*\* $p < .001$ .

variance non aléatoire entre les items PANALE (Garrido et al., 2013). En somme, ces résultats suggèrent fortement que l'échelle PANALE est pilotée par un seul facteur latent.

#### Invariance de mesure et consistance interne

D'après les valeurs seuils choisies pour les indices d'ajustement (CFI > 0.95, Mc > 0.90, RMSEA < 0.06 ; Jorgensen et al., 2018), tous les modèles de mesure pour la PANALE présentaient un ajustement satisfaisant (cf. Tableaux 3 à 6). Cela était vrai tant pour les modèles configuratifs que pour les modèles contraints d'être fortement ou strictement invariants à travers les temps de mesure ou les groupes (sexe, SES, statut d'abandon). En outre, tous les modèles présentaient une forte invariance, c'est-à-dire une invariance en termes de seuils, d'intercepts et de saturations des indicateurs factoriels (c'est-à-dire  $\Delta$ CFI  $\geq$  -0.002,  $\Delta$ TLI  $\geq$  -0.001,  $\Delta$ Mc  $\geq$  -0.007,  $\Delta$ RMSEA  $\leq$  0.007, par rapport au modèle configural ; Jorgensen et al., 2018; Sass et al., 2014). Ceci à l'exception du

modèle d'exposition aux événements positifs, qui montrait des preuves de variance à travers les temps de mesure ( $\Delta$ CFI = -0.004,  $\Delta$ TLI = -0.006) et entre les groupes de sexe ( $\Delta$ CFI = -0.003,  $\Delta$ TLI = -0.005). À ces dernières exceptions près, ces résultats montrent que le PANALE peut être utilisé pour comparer l'exposition aux stressors dans le temps ou entre des groupes d'adolescents qui diffèrent en termes de sexe, de milieu socioéconomique ou de décrochage scolaire. Enfin, nous constatons que les modèles de mesure de l'exposition aux facteurs de stress négatifs montrent également des preuves d'invariance stricte (i.e., invariance des seuils, des intercepts, des charges et des variances des indicateurs factoriels) dans le temps et entre les groupes de milieu socioéconomique et de décrochage scolaire. Il en va de même pour les facteurs de stress positifs dans des conditions d'invariance stricte entre les groupes de milieu socioéconomique.

Dans les modèles d'invariance stricte (Tableaux S1 et S2,

**Tableau 5**

Indices d'ajustement (différences d'ajustement) des modèles PANALE selon les contraintes d'invariance à travers les groupes de milieu socio-économique

Contraintes	$\chi^2$ ( $\Delta\chi^2$ )	DF ( $\Delta$ DF)	CFI ( $\Delta$ CFI)	TLI ( $\Delta$ TLI)	Mc ( $\Delta$ Mc)	RMSEA ( $\Delta$ RMSEA)
Items positifs						
1	436.7	430	0.999	0.998	1.047	0.005
2	456.1 (19.2)	445 (15)	0.998 (-0.001)	0.997 (-0.001)	1.047 (<0.001)	0.006 (0.001)
3	<b>471.2 (20.4)</b>	<b>470 (25)</b>	<b>1.000 (0.002)</b>	<b>1.000 (0.003)</b>	<b>1.046 (-0.001)</b>	<b>0.002 (-0.004)</b>
Items négatifs						
1	914.9***	670	0.981	0.975	0.968	0.024
2	941.0*** (27.1)	690 (20)	0.980 (-0.001)	0.975 (<0.001)	0.969 (0.001)	0.024 (<0.001)
3	<b>966.2*** (36.3)</b>	<b>720 (30)</b>	<b>0.980 (&lt;0.001)</b>	<b>0.976 (0.001)</b>	<b>0.953 (-0.016)</b>	<b>0.023 (-0.001)</b>

Note. 1 = invariance configurale ; 2 = invariance forte (seuils, intercepts, chargements uniques) ; 3= invariance stricte (seuils, intercepts, chargements, variances uniques). DF = degrés de liberté ; CFI = indice d'ajustement confirmatoire ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; Mc = indice de centralité de McDonald ; RMSEA = erreur quadratique moyenne d'approximation. Voir l'Annexe D pour plus de détails sur les spécifications des modèles. Les modèles en caractères gras sont retenus comme fournissant le meilleur ajustement.

\*\*\* $p < .001$ .

**Tableau 6**

Indices d'ajustement (différences d'ajustement) des modèles PANALE selon les contraintes d'invariance à travers les groupes de statut de décrochage scolaire

Contraintes	$\chi^2$ ( $\Delta\chi^2$ )	DF ( $\Delta$ DF)	CFI ( $\Delta$ CFI)	TLI ( $\Delta$ TLI)	Mc ( $\Delta$ Mc)	RMSEA ( $\Delta$ RMSEA)
Items positifs						
1	278.6	268	0.997	0.996	1.028	0.008
2	<b>292.1 (12.7)</b>	<b>280 (12)</b>	<b>0.997 (&lt;0.001)</b>	<b>0.996 (&lt;0.001)</b>	<b>1.029 (0.001)</b>	<b>0.008 (&lt;0.001)</b>
3	333.8 (25.2)	300 (20)	0.991 (-0.006) <sup>a</sup>	0.988 (-0.008) <sup>a</sup>	1.010 (-0.019) <sup>a</sup>	0.013 (0.005)
Items négatifs						
1	853.4***	670	0.982	0.977	0.958	0.021
2	879.6*** (26.2)	690 (20)	0.982 (<0.001)	0.977 (<0.001)	0.955 (-0.003)	0.021 (<0.001)
3	<b>913.5*** (35.5)</b>	<b>720 (30)</b>	<b>0.981 (-0.001)</b>	<b>0.977 (&lt;0.001)</b>	<b>0.927 (-0.028)<sup>a</sup></b>	<b>0.020 (-0.001)</b>

Note. 1 = invariance configurale ; 2 = invariance forte (seuils, intercepts, chargements uniques) ; 3= invariance stricte (seuils, intercepts, chargements, variances uniques). DF = degrés de liberté ; CFI = indice d'ajustement confirmatoire ; TLI = indice de Tucker-Lewis ; Mc = indice de centralité de McDonald ; RMSEA = erreur quadratique moyenne d'approximation. Voir l'Annexe D pour plus de détails sur les spécifications des modèles. Les modèles en caractères gras sont retenus comme fournissant le meilleur ajustement.

<sup>a</sup>Éléments probants de non-invariance de mesure :  $\Delta$ CFI < -0,002,  $\Delta$ TLI < -0,001.

\*\*\* $p < .001$ .

Annexe D, Supplément), les saturations factorielles des items positifs et négatifs de PANALE étaient très importantes et variaient de .572 à .947, ce qui suggère que les items sont de bons indicateurs des facteurs latents d'exposition au stress. Cela est confirmé par la consistance interne élevée rapportée pour la PANALE à chaque temps de mesure, l'indice oméga total variant de .857 à .880 pour les items positifs, et de .965 à .976 pour les items négatifs (cf. Tableau 2). Dans l'ensemble, les analyses psychométriques convergent pour indiquer que l'échelle présente une très bonne validité de construit en termes de structure factorielle, d'invariance de mesure et de fiabilité composite.

#### Validité de critère par rapport aux indicateurs de détresse et d'eustress

Comme rapporté dans le Tableau 7, les analyses corrélationnelles montrent que les scores des stressseurs négatifs sont associés positivement aux indicateurs de détresse

(i.e., anxiété, déviance sociale, intention de décrochage, troubles du comportement à l'école, absentéisme scolaire ;  $.144 \leq r \leq .498$ ) et négativement aux indicateurs d'eustress (i.e. estime de soi, goût pour l'école, concentration en classe, résultats scolaires ;  $-.111 \geq r \geq -.391$ ). Ces associations sont plus importantes que celles rapportées pour les échelles de stressseurs existantes (i.e.,  $.17 < r_{median} < .38$  pour la détresse,  $-.07 > r_{median} > -.17$  pour l'eustress ; Núñez-Regueiro et al., 2022). À l'inverse, les scores des stressseurs positifs étaient corrélés positivement avec les indicateurs d'eustress ( $.053 \leq r \leq .230$ ) et négativement avec trois indicateurs de détresse (c'est-à-dire l'anxiété, l'intention d'abandon et les absences ;  $-.038 \geq r \geq -.051$ ). Le Tableau 3 rapporte également les corrélations basées sur le deuxième système d'évaluation du PANALE, à savoir l'intensité. Conformément à ce qui était attendu, les tests de Fisher non significatifs suggèrent que les deux systèmes de notation (c'est-à-dire occurrences vs



intensités) ne diffèrent pas dans leur validité de critère.

## DISCUSSION

Le présent article a développé et validé une courte échelle mesurant les stressés positifs et négatifs des adolescents (PANALE). Nos analyses montrent que cette échelle possède de bonnes qualités psychométriques tant au niveau de la validité de contenu (i.e., couverture des stressés adolescents), de la validité de construit (i.e., structure factorielle, invariance de mesure, consistance interne) et de la validité de critère (i.e., associations avec l'eustress et la détresse), d'une manière qui surpasse les échelles existantes tout en surmontant leurs limites en termes de coûts, de faisabilité et de validité de construit. En accord avec la littérature, nous avons constaté que l'exposition à des événements négatifs était plus fortement et plus systématiquement liée aux réponses de stress que l'exposition à des événements positifs (Kanner et al., 1987; Masten et al., 1994; Newcomb et al., 1981; Swearingen & Cohen, 1985). De plus, les résultats soutiennent l'idée que les scores de stress peuvent être calculés en fonction du nombre total d'occurrences des facteurs de stress (par opposition à l'intensité totale) sans perte de validité concurrente (Núñez-Regueiro et al., 2022).

À ce jour, la PANALE est la seule échelle de stressés dont l'invariance de mesure dans le temps et à travers des sous-groupes d'adolescents a été prouvée. Plus précisément, l'échelle PANALE d'exposition aux stressés positifs s'est avérée fortement invariante à travers les groupes de statut socioéconomique et de décrochage scolaire. L'invariance du modèle dans le temps et entre les groupes de sexe a également montré une excellente adéquation aux données, bien qu'une non-invariance ait été observée sur certains paramètres (c'est-à-dire dans les seuils, les chargements ou les intercepts). Les études qui souhaitent tester les différences de développement ou de genre dans l'exposition aux événements positifs peuvent considérer la PANALE comme un outil approprié, mais doivent être conscientes de la non-invariance possible des

modèles de mesure sous-jacents dans le temps ou chez les adolescents et adolescentes. De plus, il a été démontré que l'échelle PANALE d'exposition aux stressés négatifs est fortement ou strictement invariante sur 5 temps mesures et sur des groupes d'adolescents définis par le sexe, le statut socio-économique des parents et le statut de décrochage scolaire. Elle peut donc être reconnue comme un outil valide pour évaluer les différences de groupe dans l'exposition aux stressés négatifs ou positifs (du moins pour les groupes définis par le statut socio-économique des parents ou le statut d'abandon) ou pour analyser le développement de l'exposition aux stressés négatifs au fil du temps et son impact sur la réussite scolaire ou l'obtention du diplôme.

La présente étude a également montré des preuves de validité de critère en ce qui concerne les symptômes d'eustress et de détresse, ce qui suggère que la PANALE peut être utilisée pour analyser les effets de l'exposition au stress sur le développement des adolescents (e.g., estime de soi, anxiété, la déviance sociale) et l'adaptation scolaire (e.g., goût pour l'école, concentration en classe, résultats scolaires, intention de décrocher, troubles du comportement à l'école, absences). Les résultats suggèrent également qu'un système de notation simple basé sur les occurrences d'événements (Oui/Non) est aussi efficace que des systèmes plus complexes (par exemple, avec des évaluations de l'intensité perçue des stressés) et peut être utilisé sans perte de généralité. Compte tenu de sa validité critérielle multidimensionnelle et de sa facilité d'utilisation (i.e. seulement 11 items codés sur un système d'évaluation Oui/Non), il serait intéressant dans des recherches futures de valider la PANALE pour son utilisation comme outil diagnostique afin d'identifier les élèves à risque de détresse psychologique ou d'échec scolaire. Dans cette perspective, les études futures devront évaluer dans quelle mesure cet instrument peut identifier correctement les élèves cliniquement à risque (vs non cliniquement à risque) en utilisant des techniques dédiées telles que l'analyse des caractéristiques opératoires du récepteur (Archambault & Janosz, 2009; Fawcett, 2006).

Des recherches complémentaires sont nécessaires pour

**Tableau 7**

*Corrélations entre les systèmes de notation PANALE (occurrences vs. intensité) et les critères de stress (Eustress et Détresse)*

Critères	Événements positifs		Test de Fisher <i>p</i> <	Événements négatifs		Test de Fisher <i>p</i> <
	Occurrences	Intensité		Occurrences	Intensité	
<b>Items positifs</b>						
T1	.230***	.260***	.381	-.391***	-.363***	.370
T2	.187***	.216***	.406	-.111***	-.052*	.103
T4	.169***	.226***	.103	-.209***	-.143***	.061
T5	.053†	.075**	.544	-.142***	-.147***	.888
<b>Items négatifs</b>						
T1	-.053**	-.059**	.869	.411***	.438***	.366
T2	-.010	-.015	.891	.498***	.516***	.506
T3	-.038†	-.074***	.321	.292***	.296***	.904
T4	.002	-.002	.913	.477***	.507***	.277
T5	-.051*	-.047*	.912	.144***	.149***	.888

Note. *N* = 1512 élèves de lycée.

†*p* < .10. \**p* < .01. \*\**p* < .01. \*\*\**p* < .001.

remédier à certaines limites de cette étude. Par exemple, bien que la PANALE se soit avérée valide dans l'échantillon français, des études futures sont nécessaires pour confirmer ses qualités psychométriques dans d'autres contextes nationaux ou chez des adolescents plus jeunes (par exemple, au collège). À cet égard, une méta-analyse récente a montré que les événements couverts par les items de PANALE sont également couramment rencontrés dans des pays occidentaux autres que la France (par exemple, l'Australie, le Canada, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, les États-Unis d'Amérique ; Núñez-Regueiro & Núñez-Regueiro, 2021), mais l'importance ou la signification de ces événements pourraient différer pour les adolescents vivant dans d'autres pays aux contextes économiques ou aux modes de vie différents. De plus, l'élaboration de l'échelle n'a pas tenu compte des différences entre les sexes dans l'expérience des facteurs de stress chez les adolescents. Plus précisément, cette approche a permis d'obtenir une échelle qui tient compte des différences quantitatives dans l'exposition aux facteurs de stress entre les adolescents et les adolescentes, mais elle a négligé les différences qualitatives dans leurs expériences de vie. Pour remédier à ce problème, les études utilisant la PANALE pourraient envisager de compléter leur analyse quantitative par des techniques d'analyse qualitative (e.g., entretiens semi-structurés, observations, analyse de contenu de textes autobiographiques) afin de mettre en lumière ces différences et d'obtenir ainsi des résultats plus nuancés sur le rôle des stressseurs à l'adolescence.

Malgré ces limites, la présente étude a montré que l'échelle PANALE constitue une alternative solide aux méthodes existantes (i.e., les listes d'événements ou les entretiens intensifs) pour mesurer les processus de stress des adolescents à l'école ou dans d'autres contextes d'intérêt scientifique.

**Remerciement** Nous remercions les directeurs d'école, les conseillers d'éducation pédagogiques et les enseignants pour leur collaboration et leur aide lors du processus de collecte de données.

**Déclaration de conflit d'intérêts.** Le ou les auteurs n'ont déclaré aucun conflit d'intérêt potentiel en ce qui concerne la recherche, la rédaction et/ou la publication de cet article.

**Financement** Le(s) auteur(s) a (ont) déclaré avoir reçu le soutien financier suivant pour la recherche, la rédaction et/ou la publication de cet article : Cette recherche a été soutenue par une bourse de doctorat allouée au premier auteur (Appel à projets Grenoble Innovation Recherche, « DESCOL ») et par le rectorat de l'académie de Grenoble.

## REFERENCES

- Aldwin, C. M. (2007). *Stress, coping, and development: An integrative perspective (2nd ed.)*: Vol. XVI. Guilford Press.
- Archambault, I., & Janosz, M. (2009). Fidélité, validité discriminante et prédictive de l'indice de prédiction du décrochage. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 41(3), 187–191. <https://doi.org/10.1037/a0015261>
- Bandalos, D. L. (2014). Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(1), 102–116. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.859510>
- Berden, G. F. M. G., Althaus, M., & Verhulst, F. C. (1990). Major life events and changes in the behavioural functioning of children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 31(6), 949–959. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1990.tb00836.x>
- Bobo, J. K., Gilchrist, L. D., Elmer, J. F., Snow, W. H., & Schinke, S. P. (1986). Hassles, role strain, and peer relations in young adolescents. *The Journal of Early Adolescence*, 6(4), 339–352. <https://doi.org/10.1177/0272431686064005>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Publications.
- Cheng, S.-T., & Li, K.-K. (2010). Combining major life events and recurrent hassles in the assessment of stress in Chinese adolescents: Preliminary evidence. *Psychological Assessment*, 22(3), 532–538. <https://doi.org/10.1037/a0019579>
- Compas, B. E. (1987). Coping with stress during childhood and adolescence. *Psychological Bulletin*, 101(3), 393.
- Compas, B. E., Davis, G. E., Forsythe, C. J., & Wagner, B. M. (1987). Assessment of major and daily stressful events during adolescence: The Adolescent Perceived Events Scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55(4), 534. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.55.4.534>
- Dupéré, V., Dion, E., Harkness, K., McCabe, J., Thouin, É., & Parent, S. (2017). Adaptation and validation of the Life Events and Difficulties Schedule for use with high school dropouts. *Journal of Research on Adolescence*, 27(3), 683–689. <https://doi.org/10.1111/jora.12296>
- Dupéré, V., Dion, E., Leventhal, T., Archambault, I., Crosnoe, R., & Janosz, M. (2018). High school dropout in proximal context: The triggering role of stressful life events. *Child Development*, 89(2), e107–e122. <https://doi.org/10.1111/cdev.12792>
- Dupéré, V., Leventhal, T., Dion, E., Crosnoe, R., Archambault, I., & Janosz, M. (2015). Stressors and turning points in high school and dropout: A stress process, life course framework. *Review of Educational Research*, 85(4), 591–629. <https://doi.org/10.3102/0034654314559845>
- 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>
- Fawcett, T. (2006). An introduction to ROC analysis. *Pattern Recognition Letters*, 27(8), 861–874. <https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010>
- Finn, J. D., Fish, R. M., & Scott, L. A. (2008). Educational sequelae of high school misbehavior. *The Journal of Educational Research*, 101(5), 259–274. <https://doi.org/10.3200/JOER.101.5.259-274>
- French, B. F., & Finch, W. H. (2006). Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(3), 378–402. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303\\_3](https://doi.org/10.1207/s15328007sem1303_3)
- Galesic, M., & Bosnjak, M. (2009). Effects of questionnaire length on participation and indicators of response quality in a web survey. *Public Opinion Quarterly*, 73(2), 349–360. <https://doi.org/10.1093/poq/nfp031>
- Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2011). Performance of Velicer's Minimum Average Partial factor retention method with categorical variables. *Educational and Psychological Measurement*, 71(3), 551–570. <https://doi.org/10.1177/0013164410389489>
- Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2013). A new look at Horn's parallel analysis with ordinal variables. *Psychological Methods*, 18(4), 454–474. <https://doi.org/10.1037/a0030005>
- Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2016). Are fit indices really fit to estimate the number of factors with categorical variables? Some cautionary findings via Monte Carlo simulation. *Psychological Methods*, 21(1), 93–111. <https://doi.org/10.1037/met0000064>
- Gibson, A. M., & Bowling, N. A. (2020). The effects of questionnaire length and behavioral consequences on careless responding. *European*

*Journal of Psychological Assessment*, 36(2), 410–420.

<https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000526>

Graham, J. W. (2003). Adding missing-data-relevant variables to FIML-based structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 10(1), 80–100. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1001\\_4](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1001_4)

Grant, K. E., Compas, B. E., Thurm, A. E., McMahon, S. D., & Gipson, P. Y. (2004). Stressors and child and adolescent psychopathology: Measurement issues and prospective effects. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 33(2), 412–425. [https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3302\\_23](https://doi.org/10.1207/s15374424jccp3302_23)

Green, S. B., Akey, T. M., Fleming, K. K., Hershberger, S. L., & Marquis, J. G. (1997). Effect of the number of scale points on chi-square fit indices in confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 4(2), 108–120.

<https://doi.org/10.1080/10705519709540064>

Hallquist, M. N., & Wiley, J. F. (2018). MplusAutomation: An R Package for Facilitating Large-Scale Latent Variable Analyses in M plus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(4), 621–638.

<https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1402334>

Harter, S. (1988). *Manual for the self-perception profile for adolescents*. University of Denver.

Janosz, M., Archambault, I., Lacroix, M., & Lévesque, J. (2007). *Trousse d'évaluation des décrocheurs potentiels (TEDP): Manuel d'utilisation*. Montréal: Groupe de recherche sur les environnements scolaires, Université de Montréal.

Jorgensen, T. D., Kite, B. A., Chen, P.-Y., & Short, S. D. (2018). Permutation randomization methods for testing measurement equivalence and detecting differential item functioning in multiple-group confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 23(4), 708–728.

<https://doi.org/10.1037/met0000152>

Kanner, A. D., Feldman, S. S., Weinberger, D. A., & Ford, M. E. (1987). Uplifts, hassles, and adaptational outcomes in early adolescents. *The Journal of Early Adolescence*, 7(4), 371–394.

<https://doi.org/10.1177/0272431687074002>

Kite, B. A., Jorgensen, T. D., & Chen, P.-Y. (2018). Random permutation testing applied to measurement invariance testing with ordered-categorical indicators. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(4), 573–587. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1421467>

Kohn, P. M., & Milrose, J. A. (1993). The inventory of high-school students' recent life experiences: A decontaminated measure of adolescents' hassles. *Journal of Youth and Adolescence*, 22(1), 43–55.

<https://doi.org/10.1007/BF01537903>

Lewinsohn, P. M., Rohde, P., & Gau, J. M. (2003). Comparability of self-report checklist and interview data in the assessment of stressful life events in young adults. *Psychological Reports*, 93(2), 459–471.

<https://doi.org/10.2466/pr0.2003.93.2.459>

Masten, A. S., Neemann, J., & Andenas, S. (1994). Life events and adjustment in adolescents: The significance of event independence, desirability, and chronicity. *Journal of Research on Adolescence*, 4(1), 71–97. [https://doi.org/10.1207/s15327795jra0401\\_5](https://doi.org/10.1207/s15327795jra0401_5)

McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>

Muthén, L., & Muthén, B. (2012). Mplus Version 7.1 user's guide. *Los Angeles, CA: Muthén & Muthén*.

Newcomb, M. D., Huba, G. J., & Bentler, P. M. (1981). A multidimensional assessment of stressful life events among adolescents: Derivation and correlates. *Journal of Health and Social Behavior*, 22(4), 400–415.

<https://doi.org/10.2307/2136681>

Núñez-Regueiro, F. (2018). *Le décrochage scolaire au lycée: Analyse des effets du processus de stress et de l'orientation scolaire, et des profils de décrocheurs* [Doctoral dissertation]. Université Grenoble Alpes.

Núñez-Regueiro, F., Archambault, I., Bressoux, P., & Nurra, C. (2022). Measuring stressors among children and adolescents: A scoping review 1956–2020. *Adolescent Research Review*, 7(1), 141–160.

<https://doi.org/10.1007/s40894-021-00168-z>

Núñez-Regueiro, F., & Núñez-Regueiro, S. (2021). Identifying salient stressors of adolescence: A systematic review and content analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 50(12), 2533–2556. <https://doi.org/10.1007/s10964-021-01492-2>

Pearlin, L. I., & Bierman, A. (2013). Current issues and future directions in research into the stress process. In C. S. Aneshensel, J. C. Phelan, & A. Bierman (Eds.), *Handbook of the Sociology of Mental Health* (pp. 325–340). Springer Netherlands.

R Core Team. (2016). *R: A language and environment for statistical computing* (3.6). R Foundations for Statistical Computing. <https://www.R-project.org>

Revelle, W. (2019). *psych: Procedures for personality and psychological research* (1.9.12) [R package]. Northwestern University. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>

Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354–373.

<https://doi.org/10.1037/a0029315>

Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.

Sarason, I. G., Johnson, J. H., & Siegel, J. M. (1978). Assessing the impact of life changes: Development of the Life Experiences Survey. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(5), 932–946.

<https://doi.org/10.1037/0022-006X.46.5.932>

Sass, D. A., Schmitt, T. A., & Marsh, H. W. (2014). Evaluating model fit with ordered categorical data within a measurement invariance framework: A comparison of estimators. *Structural Equation Modeling*, 21(2), 167–180.

<https://doi.org/10.1080/10705511.2014.882658>

Skinner, E. A., Kindermann, T. A., & Furrer, C. J. (2008). A motivational perspective on engagement and disaffection: Conceptualization and assessment of children's behavioral and emotional participation in academic activities in the classroom. *Educational and Psychological Measurement*, 69(3), 493–525. <https://doi.org/10.1177/0013164408323233>

Swearingen, E. M., & Cohen, L. H. (1985). Measurement of adolescents' life events: The junior high life experiences survey. *American Journal of Community Psychology*, 13(1), 69–85. <https://doi.org/10.1007/BF00923260>

Turner, R. J., & Wheaton, B. (1997). Checklist measurement of stressful life events. In S. Cohen, R. C. Kessler, & Gordon, Lynn U. (Eds.), *Measuring stress: A guide for health and social scientists* (pp. 29–58). Oxford University Press.

Untas, A., Aguirrezabal, M., Chauveau, P., Leguen, E., Combe, C., & Rasle, N. (2009). Anxiété et dépression en hémodialyse: Validation de l'Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS). *Néphrologie & Thérapeutique*, 5(3), 193–200. <https://doi.org/10.1016/j.nephro.2009.01.007>

Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>

Wagner, C., Abela, J. R., & Brozina, K. (2006). A comparison of stress measures in children and adolescents: A self-report checklist versus an objectively rated interview. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 28(4), 250–260. <https://doi.org/10.1007/s10862-005-9010-9>

Wheaton, B., Young, M., Montazer, S., & Stuart-Lahman, K. (2013). Social stress in the twenty-first century. In C. S. Aneshensel, J. C. Phelan, & A. Bierman (Eds.), *Handbook of the Sociology of Mental Health* (pp. 299–323). Springer Netherlands.

Williamson, D. E., Birmaher, B., Ryan, N. D., Shiffman, T. P., Lusk, J. A., Protopapa, J., Dahl, R. E., & Brent, D. A. (2003). The stressful life events schedule for children and adolescents: Development and validation. *Psychiatry Research*, 119(3), 225–241. [https://doi.org/10.1016/S0165-1781\(03\)00134-3](https://doi.org/10.1016/S0165-1781(03)00134-3)

Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical

outcomes. *Psychometrika*, 81(4), 1014–1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>

Wu, K. K., & Lam, D. J. (1993). The relationship between daily stress and health: Replicating and extending previous findings. *Psychology & Health*, 8(5), 329–344. <https://doi.org/10.1080/08870449308401926>