



HAL
open science

Développement et validation en langue française de l'Échelle de Mesure de l'EfficacitéAutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS)

Karine Corrion, Stéphanie Scoffier-Mériaux, Fabienne d'Arripe-Longueville

► To cite this version:

Karine Corrion, Stéphanie Scoffier-Mériaux, Fabienne d'Arripe-Longueville. Développement et validation en langue française de l'Échelle de Mesure de l'EfficacitéAutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS). *Psychologie Française*, 2016, 10.1016/j.psfr.2016.05.001 . hal-02524829

HAL Id: hal-02524829

<https://univ-cotedazur.hal.science/hal-02524829v1>

Submitted on 3 Apr 2020

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.

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11

Développement et Validation en Langue Française
de l'Echelle de Mesure de l'Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS)

Development and French Validation of the Affective Self-Regulatory Efficacy in Sport Scale

Karine Corrion, Stéphanie Scoffier-Mériaux, et Fabienne d'Arripe-Longueville

Université de Nice Sophia-Antipolis et Université de Toulon

LAMHESS EA 6312

12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22

Adresse de correspondance :
Karine Corrion
Faculté des Sciences du Sport –
Laboratoire Motricité, Humaine, Education, Sport, Santé (EA 6312)
Université de Nice Sophia-Antipolis
261, route de Grenoble – BP 3259 –
06205 Nice cedex 3, France
Téléphone : 04 89 83 66 16
Fax: 04 92 29 65 37
Email: corrion@unice.fr

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25

Résumé

L'objet de cet article est de développer et valider en langue française une échelle mesurant l'Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS). L'outil a été développé à partir d'une adaptation au contexte du sport d'une échelle mesurant ce construit dans la vie quotidienne (Bandura et al., 1996, 2001, 2003). Une série d'études complémentaires auprès de 669 étudiants a permis de : (a) élaborer une version préliminaire de l'EARAS (Etude 1), (b) confirmer la structure factorielle de l'instrument et tester son invariance selon le sexe (Etude 2), (c) vérifier sa fidélité temporelle (Etude 3), et (d) examiner la validité de construit de l'instrument (Etude 4). Au final, l'EARAS présente des propriétés psychométriques satisfaisantes et constitue un instrument fiable et valide, permettant le développement de futures recherches relatives à l'efficacité autorégulatrice des affects de sportifs francophones.

Mots clés : sport, autorégulation, affects positifs et négatifs, validation

1
2
3
4
5
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25

Abstract

The purpose of this study was to develop and validate the affective self-regulatory efficacy scale (EARAS) in a French sample. The instrument was developed from an adaptation to the sport context of a scale measuring this construct in everyday life (Bandura et al., 1996, 2001, 2003). A series of four complementary studies was carried out with a total sample of 669 students to: (a) develop a preliminary version of EARAS (Study 1), (b) confirm the factorial structure of the instrument and examine its invariance (Study 2), (c) evaluate the stability of the instrument (Study 3), and (d) examine the construct validity of the scale (Study 4). The EARAS presents satisfactory psychometric properties and constitutes a reliable and valid instrument for developing future research on the role of affective self-regulatory efficacy with in the sports activities of French people.

Keywords: sport, self-regulation, positive and negative affects, validation

1 Développement et Validation en Langue Française
2 de l'Echelle de Mesure de l'Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS)
3
4 La notion d'affect désigne aussi bien les émotions, les humeurs, les postures
5 interpersonnelles, les attitudes, les préférences ainsi que les dispositions affectives (Scherer,
6 2005). Bien que différents modèles théoriques aient été proposés concernant les mécanismes
7 explicatifs des expériences affectives (Russell & Carroll, 1999 ; Watson & Tellegen, 1985),
8 les auteurs s'accordent pour distinguer les affects négatifs des affects positifs. Des études ont
9 montré dans quelles mesures les échecs dans la régulation des affects pouvaient donner lieu à
10 des dysfonctionnement émotionnels et psychosociaux (e.g., Gross & Munoz, 1995 ; Larsen,
11 2000). Généralement, dans des situations difficiles de la vie quotidienne (e.g., provocation,
12 stress), les individus ne parvenant pas à réguler leurs affects négatifs sont à même d'exprimer
13 de la colère ou de l'irritation (Olson, Schilling, & Bates, 1999), ou peuvent être envahis par la
14 peur ou l'anxiété (Flett, Blankstein, & Obertinsky, 1996). En revanche, l'expérience d'affects
15 positifs est associée notamment à une amélioration du fonctionnement cognitif et du coping
16 adaptatif (Folkman & Moskowitz, 2000), ainsi qu'à des relations sociales positives
17 (Fredrickson & Joiner, 2002). Dans le contexte du sport de performance, les conséquences
18 physiologiques, motivationnelles et cognitives des affects ont également été rapportées (e.g.,
19 Babkes, Stellino, Partridge, & Moore, 2012 ; Martinent, Campo, & Ferrand, 2012 ; Uphill &
20 Jones, 2012). Par exemple, Ainsi, la capacité des individus à réguler l'expression de leurs
21 affects négatifs et à exprimer des affects positifs, en particulier dans les situations difficiles,
22 est considérée comme une compétence psychosociale par l'Organisation Mondiale de la Santé
23 (OMS). Les mécanismes psychologiques sous-tendant cette capacité ont par ailleurs été
24 l'objet de recherches spécifiques depuis une vingtaine d'années, notamment dans le cadre de

1 la théorie de l'auto-efficacité de Bandura (Bandura, Caprara, Barbaranelli, Gerbino, &
2 Pastorelli, 2003; Caprara, 2002).

3 Le sentiment d'auto-efficacité se réfère aux jugements qu'une personne porte sur ses
4 possibilités de réussir une tâche à un niveau de performance ; il affecte les émotions, les
5 cognitions, la motivation, les choix et les actions, dans différents domaines comme
6 l'apprentissage, le travail et la santé (voir pour une revue Bandura, 1997). L'autorégulation
7 désigne, quant à elle, la capacité que possède un individu à contrôler lui-même son
8 comportement ou à réaliser une activité (Bandura, 1991). Selon Bandura et ses collaborateurs
9 (Bandura, Caprara, Barbaranelli, Pastorelli, & Regalia, 2001 ; Bandura et al., 2003), le
10 sentiment d'auto-efficacité jouerait un rôle central dans le processus d'autorégulation, car il
11 affecterait le comportement non seulement directement, mais par le biais de son impact sur
12 les déterminants cognitifs, motivationnels et affectifs du comportement.

13 Le rôle du sentiment d'auto-efficacité relatif à la régulation des affects, encore appelé
14 perception d'efficacité autorégulatrice des affects, a été examiné dans une série d'études,
15 initiée par celle de Bandura et al. (2003). La perception d'efficacité autorégulatrice des affects
16 concerne aussi bien l'auto-efficacité relative à la régulation des affects positifs (e.g., exprimer
17 de l'affection envers les autres, de l'enthousiasme et du plaisir, ressentir de la satisfaction dans
18 l'accomplissement personnel), que celle relative à la régulation des affects négatifs tels la
19 réaction négative face à la provocation et au rejet, la colère et la rumination (Alessandri,
20 Vecchione, & Caprara, 2015 ; Bandura et al., 2003). Bandura et ses collaborateurs ont
21 examiné comment l'efficacité autorégulatrice des affects fonctionne de concert avec
22 l'efficacité comportementale perçue en régissant différentes sphères du fonctionnement
23 psychosocial. Ils ont montré que l'efficacité autorégulatrice des affects était reliée à une
24 perception d'efficacité scolaire élevée et à l'efficacité autorégulatrice de la pression sociale
25 négative. En outre, l'efficacité autorégulatrice des affects négatifs serait reliée directement au

1 comportement antisocial (Bandura et al., 2003). Ces résultats ont été confirmés et étendus par
2 Caprara et collaborateurs (Caprara, Scabini, Barbaranelli, Pastorelli, Regalia, & Bandura,
3 1998 ; Caprara & Steca, 2005) dans d'autres domaines et populations. Ces études ont indiqué
4 que l'efficacité autorégulatrice des affects positifs est associée positivement à la satisfaction de
5 vie directement et par le biais de l'auto-efficacité relative aux compétences sociales et du
6 comportement pro-social (Caprara & Steca, 2005), tandis que l'efficacité autorégulatrice des
7 affects négatifs est associée positivement au repli dépressif et aux comportements antisociaux
8 (Caprara et al., 1998). Dans le contexte spécifique du sport, les études portant sur l'efficacité
9 autorégulatrice des affects sont rares. Gano-Overway, Newton, Magyar, Fry, Kim, et
10 Guivernau (2009) ont montré le rôle médiateur de cette variable dans les relations entre les
11 perceptions du climat en sport et les comportements pro-sociaux et antisociaux. Ces auteurs
12 ont observé que la perception d'un climat chaleureux était positivement reliée à l'efficacité
13 autorégulatrice des affects positifs, tandis que le comportement antisocial était négativement
14 relié à l'efficacité autorégulatrice des affects. L'étude de d'Arripe-Longueville, Corrion,
15 Scoffier, Roussel, et Chalabaev (2010) montre, quant à elle, que l'efficacité autorégulatrice des
16 affects est reliée positivement au comportement pro-social et aux croyances relatives aux
17 transgressions en sport, directement et par le biais du désengagement moral (i.e., l'incapacité
18 de contrôler son comportement grâce à des auto-sanctions morales).

19 Dans leurs études, Bandura et ses collaborateurs ont mesuré l'efficacité autorégulatrice
20 des affects grâce au *Regulatory Emotional Self-Efficacy scale (RESE* ; Bandura et al., 2003 ;
21 Caprara & Gerbino, 2001) comportant 14 items répartis en deux sous-échelles : (a) une sous-
22 échelle mesurant les affects positifs et constituée de 5 items (e.g., « *I can feel gratified over*
23 *achieving what I set out to do* », « *Je peux me sentir heureux au cours de la réalisation de ce*
24 *que j'ai décidé de faire* ») et (b) une sous-échelle mesurant les affects négatifs et constituée de
25 9 items (e.g., « *I can calm myself in stressful situations* », « *Je peux me calmer dans des*

1 *situations stressantes* »). Cet outil a été également validé par Caprara, Di Guinta, Eisenberg,
2 Gerbino, Pastorelli, & Tramontano. (2008) dans différentes langues (i.e., Italien, Américain,
3 Bolivien). Gano-Overway et al. (2009) l'ont utilisé dans le cadre d'un programme d'activité
4 physique et sportive sans toutefois l'adapter à ce contexte. Bien que certains affects vécus en
5 contexte sportif soient similaires à ceux de la vie quotidienne (satisfaction ; colère ; anxiété),
6 le contexte de leur émergence apparaît spécifique (entraînement ; compétition ; performance
7 positive ou négative ; environnement social) (Babkes et al., 2012 ; Lane, Beedie, Jones,
8 Uphill, & Devonport, 2012).

9 Ainsi, il apparaît pertinent de développer une version de cet outil qui soit adaptée au
10 contexte sportif, et notamment en langue française, aucune échelle valide n'étant disponible
11 dans cette langue. Cette étude avait donc pour objet de développer et valider en langue
12 française un outil de mesure de l'efficacité autorégulatrice des affects adapté au contexte
13 sportif : l'Echelle de mesure de l'Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport (EARAS).
14 Le développement d'une telle échelle pourrait permettre d'enrichir la littérature actuelle sur
15 les mécanismes d'autorégulation des conduites chez les sportifs, notamment francophones,
16 tout en constituant un outil d'éducation à la santé intéressant.

17 La validation a été réalisée conformément aux étapes de la procédure proposée par
18 Vallerand (1989) : (a) élaborer une version préliminaire et évaluer la clarté des items, (b)
19 confirmer la structure factorielle de l'instrument afin d'évaluer sa validité de construit, (c)
20 évaluer la fiabilité temporelle de l'instrument, et (d) vérifier la validité théorique de l'échelle.
21 L'invariance selon le sexe a été également examinée. Le protocole de l'ensemble des études
22 a été validé par le comité d'éthique local.

23

Etude 1

1 L'objectif de cette étude était d'élaborer une version préliminaire en langue française
2 de l'EARAS. Il s'agissait d'abord de proposer un certain nombre d'items pour en évaluer la
3 clarté.

4 **Méthode**

5 **Formulations des items.** Un comité d'experts (i.e., chercheurs dans le domaine de la
6 psychologie sociale appliquée au sport) composée de trois enseignants chercheurs bilingues
7 d'une université française et d'une université de Virginie (USA), ont tout d'abord traduit,
8 selon une approche de type comité (Vallerand, 1989) et une procédure de rétrotraduction
9 (Brislin, 1986), l'échelle de mesure développée par Bandura et al. (2003) : *The Regulatory*
10 *Emotional Self-Efficacy Scale*, en restant fidèle à son contexte initial. Le comité d'experts fut
11 ensuite chargé de formuler une série d'items permettant d'adapter la version traduite de
12 Bandura et al. (2003) au cadre spécifique du sport, tout en conservant la plus haute similitude
13 sémantique avec la version originale. Ainsi le déséquilibre initial entre le nombre d'items des
14 sous-échelles mesurant respectivement les affects positifs (5 items) et les affects négatifs (9
15 items) a été respecté, et 6 items (2 items relatifs aux affects positifs et 4 items relatifs aux
16 affects négatifs) inspirés de la littérature sur les émotions en sport (e.g., Babkes et al., 2012 ;
17 Nicolas, Martinent, Campo, 2014 ; Uphill & Jones, 2012; Woodman, Davis, Hardy, Callow,
18 Glasscock, & Yuill-Proctor, 2009) ont été rajoutés. Un certain nombre de termes dans les
19 items initiaux ont été modifiés pour les rendre pertinents au regard du contexte sportif. Ainsi,
20 par exemple, les termes « entraîneur » et « partenaires d'entraînement » ont été rajoutés ; les
21 termes « touché » et « faire face à une menace » ont été remplacés respectivement par
22 « affecté » et « dans une situation stressante ».

23 **Participants et procédure.** La population était constituée de deux groupes de 10
24 jeunes adultes volontaires, étudiants de licence STAPS (1^{ère} à 3^{ème} année) qui ont été invités à
25 répondre au questionnaire en fin de cours. Ils ont été informés du fait qu'ils n'étaient pas

1 obligés de répondre, que l'on conserverait l'anonymat, et que seuls le sexe et la date de
2 naissance étaient rapportés. Il leur a également été signalé qu'il ne s'agissait pas d'un test
3 (i.e., il n'y avait pas de bonnes ou mauvaises réponses), et que les données obtenues ne
4 serviraient qu'à des fins de recherches et demeureraient strictement confidentielles. La durée
5 de passation n'a pas excédé dix minutes.

6 **Résultats et discussion**

7 Une première analyse de clarté a été effectuée auprès de 10 étudiants ($M = 20,63$; ET
8 $= 2,26$) sur la version préliminaire de l'EARAS comportant 20 items. Cette étape a consisté à
9 faire remplir la version exploratoire de l'instrument à chaque sportif qui devait répondre à
10 chaque item sur une échelle de type Likert en six points, allant de : (1) « Pas du tout clair », à
11 (6) « Tout à fait clair » pour mettre l'accent sur la discrimination et la fiabilité, tout en
12 réduisant les risques de déviation de la prise de décision personnelle (Chomeya, 2010). Puis,
13 il s'agissait de les inviter, lors d'un entretien qualitatif individuel, à justifier les points
14 accordés à chaque item. Cette analyse a mis en évidence des scores de clarté satisfaisants (M
15 $= 4,05$; $ET = 1,26$). Toutefois, les entretiens individuels ayant suivi la première passation,
16 ayant engendré des modifications sur deux items, une nouvelle analyse de clarté auprès de 10
17 autres étudiants ($M = 20,12$; $ET = 2,33$) a été effectuée. Celle-ci a permis d'améliorer les
18 scores de clarté ($M = 4,58$; $ET = 1,12$). Cette première étude a permis d'attester de la clarté de
19 la version préliminaire de l'EARAS comportant 20 items répartis en deux sous-échelles de 7
20 items pour les affects positifs et 13 items pour les affects négatifs.

21 **Etude 2**

22 L'objectif de cette étude était d'examiner la structure factorielle de l'instrument
23 élaborée dans l'étude précédente, et de tester l'invariance selon le sexe.

24 **Méthode**

1 **Participants et procédure.** La population était constituée de 365 étudiants sportifs
2 français (262 garçons et 103 filles) volontaires pour l'étude ($M_{\text{âge}} = 20,35$; $ET = 2,21$),
3 suivant de manière régulière les cours de licence STAPS (1^{ère} à 3^{ème} année) dans une Faculté
4 des Sciences du Sport. Il leur a été précisé que cette étude avait pour but de mieux
5 comprendre la façon dont les sportifs gèrent leurs affects.

6 Le profil de l'échantillon était similaire à celui de l'étude 1, ainsi que la procédure de
7 passation du questionnaire. Les participants devaient répondre sur une échelle de Likert en six
8 points allant de (1) « Pas du tout capable », à (6) Tout à fait capable ».

9 **Analyses des données.** Lors de cette étude, nous avons procédé à plusieurs analyses de
10 modélisation par équations structurelles exploratoires (Myers, Martin, Ntoumanis, Celimli, &
11 Bartholomew, 2014) à l'aide du logiciel AMOS 20.0. Lorsque deux items ou moins étaient
12 manquants, la valeur moyenne de la sous-échelle a remplacé les valeurs manquantes, sinon le
13 participant a été supprimé (Schafer & Graham, 2002). Puis, la méthode de test de l'invariance
14 de Gregorich (2006) a été utilisée en analysant différents modèles d'invariance (i.e.,
15 « *dimensional* », « *metric* », « *strong* ou *scalar* » et « *strict* »).

16 Comme le recommandent plusieurs auteurs (Byrne, 2005 ; Hoyle & Panter, 1995 ; Hu
17 & Bentler, 1999), les indices d'ajustement suivants ont été utilisés dans le cadre de cette étude
18 : Chi-2 (χ^2), l'indice comparatif d'adéquation (*Comparative Fit Index*, CFI), l'indice
19 d'ajustement de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index*, TLI) et les résidus standardisés (*Root*
20 *Mean Square Error of Approximation*, RMSEA), ainsi que l'intervalle de confiance du
21 RMSEA 90 (RMSEA LO/HI ou CI de RMSEA 90%). Les valeurs $\geq ,90$ pour le CFI et TLI
22 sont respectivement considérées comme des indices d'ajustement satisfaisants du modèle
23 hypothétique (Byrne, 2005 ; Hoyle & Panter, 1995 ; Hu & Bentler, 1999). Concernant le
24 RMSEA, les valeurs comprises entre $\leq ,08$ et $\leq ,05$ sont respectivement considérées comme
25 des indices d'ajustement satisfaisants du modèle (Byrne, 2005 ; Hoyle & Panter, 1995 ; Hu &

1 Bentler, 1999). Le critère d'information d'Akaike (*Akaike Information Criterion*, AIC) et
2 l'indice attendu de cross-validation (*Expected Cross-Validation Index*, ECVI) ont été utilisés
3 pour la comparaison des modèles alternatifs (MacCallum & Austin, 2000).

4 **Résultats et discussion**

5 L'analyse de modélisation par équations structurelles exploratoires a été examinée en
6 réalisant plusieurs modèles selon la méthode de Myers et al. (2014) : (a) un modèle
7 unidimensionnel, (b) un modèle de premier ordre à deux facteurs corrélés, (c) un modèle
8 hiérarchique de second ordre, et (d) un modèle bi-facteur confirmatoire.

9 Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Dans un premier temps, le modèle
10 unidimensionnel n'a pas présenté des indices d'ajustement satisfaisants. L'analyse suivante a
11 examiné un modèle de premier ordre à deux facteurs corrélés (affects négatifs et affects
12 positifs) et un modèle hiérarchique de second ordre. Elle a montré que les indices
13 d'ajustement n'étaient pas tous satisfaisants. Enfin, l'analyse selon un modèle bi-facteur a
14 révélé que ce modèle type à 17 items présentait les indices d'ajustement les plus satisfaisants
15 [$\chi^2(94) = 204,64$; $p < ,001$; TLI = ,91 ; CFI = ,94 ; RMSEA = ,05 ; RMSEA LO/HI =
16 ,04/,06].

17 Les moyennes des deux sous-échelles étaient de $M_{Affectpos} = 5,31$ et de $M_{Affectneg} = 4,40$.
18 Les valeurs de fiabilité (Rhô) étaient de ,93 pour la sous-échelle affects positifs et de ,91 pour
19 la sous-échelle affects négatifs, démontrant ainsi des consistances internes satisfaisantes.

20 Nous avons testé l'invariance de la structure factorielle de l'EARAS selon sexe, sur le
21 même échantillon de 365 étudiants, selon la méthode de ré-échantillonnage *Bootstrap*, à partir
22 de comparaisons multi-groupes. Cette technique nécessite que certains aspects de la structure
23 factorielle du modèle soient contraints, c'est-à-dire maintenus invariants, à travers les groupes
24 comparés. L'observation des indices d'ajustement du modèle, lorsque celui-ci comporte de
25 plus en plus de parties contraintes aux nouvelles données examinées, permet d'identifier les

1 éventuelles différences significatives qui existent entre les éléments de structure contraints et
2 la structure factorielle de ces données.

3 Les analyses sur le modèle bi-facteur confirmatoire ont été réalisées sur l'échantillon
4 précédemment présenté en considérant deux groupes définis selon le sexe des participants : un
5 échantillon de 262 garçons ($M_{\text{âge}} = 20,48$; $ET = 2,09$) et de 103 filles ($M_{\text{âge}} = 20,05$; $ET =$
6 $1,76$). Chaque modèle a présenté des indices d'ajustement quasiment satisfaisants permettant
7 d'examiner l'invariance selon le sexe (voir Tableau 3). Le premier modèle d'invariance testé
8 sans contrainte (i.e., *dimensional*) a montré une valeur significative du χ^2 et des indices
9 d'ajustement significatifs acceptables ce qui permet d'envisager l'invariance selon le sexe au
10 niveau « *metric* » (voir Tableau 4). Le deuxième modèle d'invariance contraint au niveau des
11 scores de régression (i.e., *metric*) a montré une valeur significative du χ^2 et des indices
12 d'ajustement satisfaisants de CFI et TLI (i.e., $>,90$) et de RMSEA (i.e., $<,05$) ; mais ce
13 modèle n'a pas montré d'invariance factorielle au niveau « *metric* ». Les indices de
14 modifications proposées par le logiciel AMOS 20.0 ont suggéré que l'équivalence des
15 groupes de sexes contraints au niveau des scores de régression pour les items Affect 1 et
16 Affect 16, contribue à limiter l'invariance du modèle. Le deuxième modèle contraint au
17 niveau des scores de régression pour les items EARAS 1 et EARAS 16 dans les groupes de
18 sexes a montré une invariance factorielle partielle au niveau « *metric* ». Le troisième modèle
19 (i.e., *Partial Strong*) a révélé une valeur significative du χ^2 ainsi que des indices d'ajustement
20 satisfaisants de CFI et TLI et de RMSEA. Toutefois, sur la base du $\Delta\chi^2$ SB significatif [i.e.,
21 $\Delta\text{SB } \chi^2(83,62)$, $ddl = 17$, $p <,01$] et $\Delta\chi^2$ ML significatif [i.e., $\Delta\text{ML } \chi^2(77,21)$, $ddl = 17$, $p <$
22 $,01$], ce modèle est rejeté malgré les modifications d'indices suggérées par le logiciel AMOS
23 20.0 où les contraintes sont trop nombreuses au niveau des constantes. Ainsi, les résultats de
24 cette étude fournissent un appui pour une invariance factorielle selon le sexe partielle au
25 niveau « *metric* » concernant 15 items du questionnaire sur 17. Les items 1 et 16 ne sont

1 cependant pas invariants selon le sexe. En effet, l'analyse a indiqué que l'invariance n'était
2 pas vérifiée au niveau *metric*.

3 Ainsi, les analyses ont permis de vérifier la structure factorielle du questionnaire selon
4 un modèle bi-facteur avec un facteur sur les affects positifs, un facteur sur les affects négatifs
5 et un facteur général d'efficacité autorégulatrice des affects sur l'ensemble des items, en
6 montrant que ce modèle était le plus satisfaisant. L'analyse en bi-facteur permet de déterminer
7 dans un même temps d'analyse la part de l'influence relative du facteur de groupe (i.e.,
8 d'efficacité autorégulatrice des affects) et des sous-facteurs (i.e., affects positifs et affects
9 négatifs ; Gorsuch, 2003). Le questionnaire ainsi développé en 17 items et 2 sous-facteurs
10 dont 5 mesurant les affects positifs et 12 mesurant les affects négatifs, présente une structure
11 factorielle satisfaisante. Nous avons également testé l'invariance selon le sexe. Les résultats
12 montrent une invariance partielle selon le sexe excepté au niveau des items EARAS 1 et 16.
13 Ceci suggère donc qu'une adaptation doit être envisagée pour améliorer l'invariance de
14 l'échelle selon le sexe et plus particulièrement concernant ces deux items. Il conviendra
15 d'approfondir cet aspect dans de futures études.

16 **Etude 3**

17 L'objectif de cette étude était de tester la fiabilité de l'échelle. Une mesure importante
18 de la fiabilité des instruments psychométriques est celle de la stabilité temporelle souvent
19 appelée le « test-retest » (Yu, 2005).

20 **Méthode**

21 **Participants et procédure.** La population était constituée de 69 autres jeunes adultes
22 volontaires (29 garçons et 40 filles ; $M_{\text{âge}} = 21,63$; $ET = 1,91$), étudiants en licence STAPS
23 (1^{ère} à 3^{ème} année), pratiquant de manière régulière une activité physique et sportive. Le profil
24 de l'échantillon était globalement similaire à ceux des études précédentes, et ils ont été invités
25 à répondre au questionnaire en fin de cours. La durée de passation n'a pas excédé dix minutes.

1 A l'issue de cette passation, ils ont été informés qu'une nouvelle passation aurait lieu dans
2 quelques semaines. La fidélité temporelle de l'outil a été éprouvée au travers d'une mesure
3 répétée deux fois sur le même échantillon avec un intervalle de quatre semaines, considéré
4 comme un compromis raisonnable (Marx, Menezes, Horovitz, Jones, & Warren, 2003).

5 **Résultats et discussion**

6 La fiabilité temporelle de la structure du questionnaire a d'abord été vérifiée à l'aide
7 d'un test t de Student pour échantillons appariés. Le test t s'est avéré non significatif pour
8 l'ensemble, ce qui témoigne de l'absence de différence significative entre les structures
9 obtenues à chacune des deux occasions de mesure. En complément, l'analyse des corrélations
10 nous a permis de confirmer la stabilité temporelle de l'échelle au temps T1 et T2. Les scores
11 significatifs obtenus (r de Bravais Pearson) se situaient entre ,76 et ,88.

12 Enfin, la consistance interne de l'instrument a été également été éprouvée pour notre
13 échelle au temps T1 et T2 au travers des valeurs de fiabilité (Rhô) étaient pour la sous-échelle
14 des affects positifs ($\rho_{T1} = ,92$ et $\rho_{T2} = ,91$), pour la sous-échelle des affects négatifs ($\rho_{T1} = ,93$ et
15 $\rho_{T2} = ,92$), et pour l'ensemble de l'échelle ($\rho_{T1} = ,95$ et $\rho_{T2} = ,94$), ce qui témoigne d'une
16 consistance interne tout à fait satisfaisante.

17 **Etude 4**

18 L'objectif de cette étude était d'éprouver la validité de construit de notre échelle au
19 travers de l'examen de ses liens avec d'autres instruments. La littérature existante (Bandura et
20 al., 2001, 2003 ; d'Arripe-Longueville et al., 2010) montre notamment que l'efficacité
21 autorégulatrice des affects est reliée positivement à l'efficacité autorégulatrice de la pression
22 sociale et est négativement reliée au désengagement moral en sport.

23 **Méthode**

24 **Participants et procédure.** Cette nouvelle population était constituée de 215 jeunes
25 adultes volontaires ($M_{\text{âge}} = 19,10$; $ET = 2,15$), étudiants en licence STAPS (1^{ère} à 3^{ème} année)

1 pratiquant de manière régulière une activité physique. Le profil de l'échantillon et les
2 modalités de passation des questionnaires étaient globalement similaires à ceux des études
3 précédentes.

4 **Mesures**

5 *L'Echelle de mesure de l'efficacité autorégulatrice des affects.* Il s'agit du
6 questionnaire en cours de validation. La valeur de fiabilité (Rhô) de cette échelle était
7 également satisfaisante pour l'ensemble de l'échelle et pour chacune des sous-échelles ($\rho >$
8 ,91).

9 *L'efficacité autorégulatrice de la pression sociale.* Elle a été évaluée en utilisant la
10 version française validée du « *Self-Regulatory Scale* » de Bandura, Barbaranelli, Caprara,
11 Pastorelli (1996), adaptée au contexte sportif par Corrion, Gernigon, Debois, et d'Arripe-
12 Longueville (2013). Six items mesurent *l'efficacité autorégulatrice de la pression sociale*
13 (*ERPSS* ; e.g., « Te sens tu capable de résister à la pression des autres qui t'incitent à tricher
14 dans ton sport ? ») sur une échelle de Likert allant de (1) « Pas du tout capable » à (6) « Tout
15 à fait capable ». La valeur de fiabilité (Rhô) de cette échelle était satisfaisante ($\rho = ,92$).

16 *Le désengagement moral.* Il a été évalué grâce à *l'Echelle Courte du Désengagement*
17 *Moral en Sport (ECDMS)* validée par Corrion, Scoffier, Gernigon, Cury, et d'Arripe-
18 Longueville (2010). Ce questionnaire comporte deux sous-échelles de trois items : l'une
19 relative à l'obscurcissement du lien causal (*DMF* ; e.g., « Ce n'est pas ma faute si je me
20 comporte mal (tricherie, agression), quand tout le monde le fait ») et l'autre relative à la
21 minimisation ou la distorsion de conséquences (*DMG* ; e.g., « Ce n'est pas grave si je me
22 comporte mal (tricherie, agression), quand c'est pour gagner »). Les participants ont répondu
23 sur une échelle de Likert allant de (1) « Pas du tout d'accord » à (6) « Tout à fait d'accord ».
24 Les valeurs de fiabilité (Rhô) de chacune des sous-échelles du questionnaire étaient
25 satisfaisantes ($\rho_{DMF} = ,93$; $\rho_{DMG} = ,91$).

1 **Résultats et discussion**

2 Des analyses de régressions linéaires entre les différentes variables ont permis de
3 mettre en évidence différentes relations significatives consistantes avec la littérature (Bandura
4 et al., 2001, 2003 ; d'Arripe-longueville et al., 2010). Le score global d'efficacité
5 autorégulatrice des affects est apparue positivement reliée à l'efficacité autorégulatrice de la
6 pression sociale ($\beta = ,27, p < ,001$) et négativement au désengagement moral ($\beta = -,19, p <$
7 $,01$). Lorsque que l'on regarde en fonction du type d'affect, l'efficacité autorégulatrice des
8 affects négatifs est significativement et positivement reliée à l'efficacité autorégulatrice de la
9 pression sociale ($\beta = ,33, p < ,001$) conformément à la littérature (d'Arripe-Longueville et al.,
10 2010). De plus, l'efficacité autorégulatrice des affects positifs et négatifs est négativement
11 reliée au désengagement moral ($\beta = -,15, p < ,05$; $\beta = -,23, p < ,01$). Ainsi, conformément à la
12 littérature (Bandura et al., 2001, 2003), plus les individus ont des capacités d'autorégulation
13 des affects notamment négatifs et plus ils résistent à la pression sociale en sport, et moins ils
14 se désengagent moralement.

15

16 **Discussion générale**

17 L'objectif de cette étude était de développer et valider en langue française une échelle
18 mesurant l'Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport, dénommée dans cet article
19 l'EARAS. Le développement et la validation en langue française de l'EARAS ont requis
20 quatre études complémentaires respectant les principales étapes de la procédure préconisée
21 par Vallerand (1989). La validité de l'outil a été successivement attestée par l'élaboration
22 d'une version préliminaire (étude 1), et par d'une analyse de modélisation par équations
23 structurelles exploratoires (étude 2). La fiabilité de l'EARAS a été démontrée par une stabilité
24 temporelle satisfaisante, une bonne consistance interne des sous-échelles (étude 3). Enfin, la
25 validité de construit de l'EARAS a été confirmée (étude 4).

1 Les analyses ont permis de vérifier la structure factorielle selon un modèle bi-facteur
2 avec un facteur sur les affects positifs, un facteur sur les affects négatifs et un facteur général
3 d'efficacité autorégulatrice des affects sur l'ensemble des items. Cette série d'étude a donc
4 permis de développer un questionnaire composé de 17 items répartis en deux sous-échelles de
5 respectivement 5 items (affects positifs) et 12 items (affects négatifs). L'analyse en bi-facteur
6 par rapport à celle en deux facteurs permet ainsi de déterminer la part de l'influence relative
7 du facteur groupe et des sous-facteurs, mais permet d'analyser également en même temps les
8 influences, tant générale que spécifique des facteurs (Gorsuch, 2003 ; Reise, 2012 ; Reise,
9 More, & Haviland, 2010). Il peut ainsi être envisagé de regarder lors de l'utilisation de ce
10 questionnaire dans de futures études la contribution du facteur général (i.e., efficacité
11 autorégulatrice des affects) et des sous-facteurs (i.e., affects positifs et négatifs) dans le cadre
12 de la relation avec d'autres variables psychologiques.

13 De plus, cet instrument est en accord avec un questionnaire développé récemment par
14 Caprara et ses collaborateurs (2008) auprès de différentes populations (i.e., italiennes,
15 américaines, et boliviennes). La validation de cet outil présente l'intérêt de rendre
16 l'instrument spécifique au contexte sportif. De plus, nos résultats montrent une invariance
17 factorielle partielle du questionnaire concernant le sexe, suggérant qu'une adaptation de cette
18 échelle pourrait être envisagée selon que l'on s'adresse à des filles ou des garçons notamment
19 au niveau des items EARAS 1 et 16. Ce manque d'invariance peut provenir des différences de
20 sexe constatées dans la littérature (Caprara, Caprara, & Steca, 2003 ; Molloy, Pallant, &
21 Kantas, 2001) au niveau de l'auto-efficacité émotionnelle (i.e., empathie). Caprara et al.
22 (2003) précisent que les filles ont une auto-efficacité au niveau de l'empathie plus élevée que
23 les garçons. Des recherches futures pourront envisager de poursuivre les investigations sur
24 l'invariance de cette échelle selon le sexe, mais aussi selon l'âge de manière à généraliser
25 et/ou adapter ses conditions d'utilisation. Il serait également intéressant de valider cet outil en

1 langue anglaise pour internationaliser son utilisation dans la littérature en psychologie du
2 sport.

3 Cette échelle devrait permettre de mieux appréhender l'efficacité autorégulatrice des
4 affects des sportifs et ses relations avec différentes variables comportementales.

5 Premièrement, des études antérieures ont mis en évidence que l'efficacité autorégulatrice des
6 affects était associée à l'efficacité autorégulatrice de la pression sociale (e.g., Bandura et al.,
7 2003). Toutefois, dans notre étude 4, nous avons constaté que seule l'efficacité
8 autorégulatrice des affects négatifs était positivement reliée à l'efficacité autorégulatrice de la
9 pression sociale. Des études expérimentales mériteraient d'être réalisées afin de mieux
10 identifier l'impact respectif des affects négatifs et positifs sur les variables autorégulatrices ou
11 comportementales. De plus, certains travaux montrent que l'efficacité autorégulatrice de la
12 pression sociale est associée à différents comportements comme les transgressions sportives
13 (d'Arripe-Longueville et al., 2010), le dopage (Lucidi, Grano, Leone, Lombardo, & Pesce,
14 2004 ; Lucidi, Zelli, Mallia, Grano, Russo, & Violani, 2008). Ainsi, comme l'efficacité
15 autorégulatrice des affects est liée à l'efficacité autorégulatrice de la pression sociale, les liens
16 spécifiques entre l'efficacité autorégulatrice des affects négatifs et ces différentes variables
17 (e.g., agressivité, désordres alimentaires) pourraient être examinées.

18 Par ailleurs les antécédents psychologiques de l'auto-efficacité régulatrice des affects
19 mériteraient d'être identifiés, en particulier le rôle joué par l'autodétermination (Deci & Ryan,
20 1985, 2000), le trait d'anxiété ou les stratégies de coping (Flett et al., 1996). De tels travaux
21 devraient ainsi permettre de mieux connaître les antécédents tant individuels que contextuels
22 qui font que l'individu est capable de s'autoréguler ou plus précisément de contrôler lui-
23 même son comportement. En connaissant mieux ces processus, il pourrait être possible
24 d'élaborer des stratégies de prévention ou de remédiation des conduites déviantes dans ce
25 contexte spécifique. Cet outil présente un enjeu important dans le cadre des politiques

1 actuelles de prévention et d'éducation à la santé chez les jeunes, et pourrait ainsi être utilisé
2 dans des démarches d'éducation à la santé au centre des préoccupations de l'OMS (Charte
3 d'Ottawa). .

4 Pour conclure, l'EARAS présente des propriétés psychométriques satisfaisantes et
5 constitue un instrument fiable et valide pouvant être utilisé auprès d'une population de
6 sportifs francophones. Cette échelle est un instrument utile pour mesurer l'efficacité
7 autorégulatrice des affects en contexte sportif, et devrait permettre de développer de futures
8 recherches relatives aux capacités des sportifs à gérer leurs émotions.

Références

- 1
2 Alessandri, G., Vecchione, M., & Caprara, G. V. (2015). Assessment of Regulatory
3 Emotional Self-Efficacy Beliefs. A Review of the Status of the Art and Some
4 Suggestions to Move the Field Forward. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33,
5 24-32.
- 6 Arripe-Longueville, F. (d'), Corrion, K., Scoffier, S., Roussel, P., & Chalabaev, A. (2010).
7 Socio-cognitive self-regulatory mechanisms governing judgments of the acceptability
8 and likelihood of sport cheating. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 32, 595-
9 618.
- 10 Babkes Stellino, M., Partridge, J., & Moore, K. (2012). Social influence on emotion in sport.
11 In J. Thatcher, M. Jones, & D. Lavalley (Eds.), *Coping and emotion in sport* (pp. 118-
12 142). New York: Routledge.
- 13 Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- 14 Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of self-regulation. *Organizational Behavior and*
15 *Human Decision Processes*, 50, 248-287.
- 16 Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Multifaceted impact of
17 self-efficacy beliefs on academic functioning. *Child Development*, 67, 1206-1222.
- 18 Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Pastorelli, C., & Regalia, C. (2001).
19 Sociocognitive self-regulatory mechanisms governing transgressive behaviors. *Journal*
20 *of Personality and Social Psychology*, 80, 125-135.
- 21 Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Gerbino, M., & Pastorelli, C. (2003). Role of
22 affective self-regulatory efficacy in diverse spheres of psychosocial functioning. *Child*
23 *Development*, 74, 769-782.
- 24 Bandura, A., Pastorelli, C., Barbaranelli, C., & Caprara, G. V. (1999). Self-efficacy pathways
25 to childhood depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 258-269.

- 1 Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instrument. In: Lonner, W.,
2 Berry, J. (Eds.), *Fields methods in cross-cultural research* (pp. 137-162). Beverly Hills,
3 CA: Sage.
- 4 Byrne, B. M. (2005). Factor analytic models: Viewing the structure of an assessment
5 instrument from three perspectives. *Journal of Personality Assessment*, 85, 17-32.
- 6 Caprara, G. V. (2002). Personality: Filling the gap between basic processes and molar
7 functioning. In C. von Hofsten & L. Backman (Eds.), *Psychology at the turn of the*
8 *millennium: Vol. 2. Social, development, and clinical perspectives* (pp. 201–224).
9 Brighton, England: Psychology Press.
- 10 Caprara, G. V, Caprara, M., & Steca P. (2003). Personality's correlates of adult development
11 and aging. *European Psychologist*, 8, 131-147.
- 12 Caprara, G. V., Di Giunta, L., Eisenberg, N., Gerbino, M., Pastorelli, C., & Tramontano C.
13 (2008). Assessing Regulatory Emotional Self-Efficacy in Three Countries.
14 *Psychological Assessment*, 20, 227–37.
- 15 Caprara, G. V., & Gerbino, M. (2001). Affective perceived self-efficacy: The capacity to
16 regulate negative affect and to express positive affect. In: Caprara GV, editor. *Self-*
17 *efficacy assessment*. Trento, Italy: Edizioni Erickson.
- 18 Caprara, G. V., & Steca, P. (2005). Self-efficacy beliefs as determinants of prosocial behavior
19 conducive to life satisfaction across ages. *Journal of Social and Clinical Psychology*,
20 24, 191-217.
- 21 Caprara, G. V., Scabini, E., Barbaranelli, C., Pastorelli, C., Regalia, C., & Bandura, A. (1998).
22 Impact of adolescents' perceived self-regulatory efficacy on familial communication and
23 antisocial conduct. *European Psychologist*, 3, 125-132.
- 24 Chomeya, R. (2010). Quality of psychology test between Likert scale 5 and 6 points. *Journal*
25 *of Social Sciences*, 6, 399-403.

- 1 Corrion, K., Gernigon, C., Debois, N., & Arripe-Longueville, F. (d') (2013). Factor validity
2 and reliability of the resistive self-regulatory in sport scale (RSRESS) in a French
3 sample. *International Journal of Sport Psychology*, *44*, 128-144.
- 4 Corrion, K., Scoffier, S., Gernigon, C., Cury, F., & Arripe-Longueville, F. (d'). (2010).
5 Développement et validation d'une Echelle Courte mesurant le Désengagement Moral
6 en Sport (ECDMS). *L'Encéphale*, *36*, 495-503.
- 7 Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human*
8 *behavior*. New York: Plenum.
- 9 Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and
10 the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, *11*, 227-268.
- 11 Flett, G. L., Blankstein, K. R., & Obertinsky, M. (1996). Affect intensity, coping style, mood
12 regulation expectancies, and depressive symptoms. *Personality and Individual*
13 *Differences*, *20*, 221-228.
- 14 Folkman, S., & Moskowitz, J. T. (2000). Positive affect and the other side of coping.
15 *American Psychologist*, *55*, 647-654.
- 16 Fredrickson, B. L. & Joiner, T. (2002). Positive emotions trigger upward spirals toward
17 emotional well-being. *Psychological Science*, *13*, 172-175.
- 18 Gano-Overway, L. A., Newton, M., Magyar, T. M., Fry, M. D., Kim, M. S., & Guivernau, M.
19 R. (2009). Influence of caring youth sport contexts on efficacy-related beliefs and social
20 behaviors. *Developmental Psychology*, *45*, 329-340.
- 21 Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments allow meaningful comparisons across
22 diverse population groups? Testing measurement invariance using the confirmatory
23 factor analysis framework. *Medical Care*, *44*, 78-94.
- 24 Gorsuch, R. L. (2003). Factor analysis. In J. A. Schinka & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of*
25 *psychology: Vol. 2. Research methods in psychology* (pp. 143–164). Hoboken, NJ: John

- 1 Wiley.
- 2 Gross, J. J., & Munoz, R. (1995). Emotion regulation and mental health. *Clinical Psychology:*
3 *Science and Practice*, 2, 151-164
- 4 Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H.
5 Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Comments, issues, and applications* (pp.
6 158-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- 7 Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure
8 analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*,
9 6, 1-55.
- 10 Lane A. M., Beedie C. J., Jones M. V., Uphill M., & Devonport T., J. (2012) The BASES
11 Expert Statement on emotion regulation in sport. *Journal of Sports Sciences* 30, 1189-
12 1195.
- 13 Larsen, R. J. (2000). Toward a science of mood regulation. *Psychological Inquiry*, 11, 129-
14 141.
- 15 Lucidi, F., Grano, C., Leone, L., Lombardo, C., & Pesce, C. (2004). Determinants of the
16 intention to use doping substances: An empirical contribution in a sample of Italian
17 adolescents. *International Journal of Sport Psychology*, 35, 133-148.
- 18 Lucidi, F., Zelli, A., Mallia, L., Grano, C., Russo, P. M., & Violani, C. (2008). The social-
19 cognitive mechanisms regulating adolescents' use of doping substances. *Journal of*
20 *Sports Sciences*, 26, 447-456.
- 21 MacCallum, R. C., & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modelling in
22 psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226.
23 <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.psych.51.1.201>.
- 24 Myers, N. D., Martin, J. J., Ntoumanis, N., Celimli, S., & Bartholomew, K. J. (2014).
25 Exploratory bifactor analysis in sport, exercise, and performance psychology: a

- 1 substantive-methodological synergy. *Sport, Exercise, and Performance Psychology*.
2 Advance online publication. doi: 10.1037/spy0000015
- 3 Martinent, G., Campo, M., & Ferrand, C. (2012). A descriptive study of emotional process
4 during competition: nature, frequency, direction, duration and co- occurrence of discrete
5 emotions. *Psychology of Sport and Exercise, 13*, 142-151.
- 6 Marx, R. G., Menezes, A., Horovitz, L., Jones, E. C., & Warren, R. F. (2003). A comparison
7 of two time intervals for test-retest reliability of health status instruments. *Journal of*
8 *Clinical Epidemiology, 56*, 730–735.
- 9 Molloy, G. N., Pallant, J. F., & Kantas, A. (2001). A psychometric comparison of the positive
10 and negative affect schedule across age and sex. *Psychological Reports, 88*, 861-862.
- 11 Nicolas, M., Martinent, G., & Campo, M. (2014). Evaluation of the psychometric properties
12 of a modified Positive and Negative Affect Schedule including a Direction scale
13 (PANAS-D) among French athletes. *Psychology of Sport and Exercise, 15*, 227-
14 237. doi: 10.1016/j.psychsport.2014.01.005
- 15 Olson, S. L., Schilling, E. M., & Bates, J. E. (1999). Measurement of impulsivity: Construct
16 coherence, longitudinal stability, and relationship with externalizing problems in middle
17 childhood and adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology, 27*, 151–165.
- 18 Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate*
19 *Behavioral Research, 47*, 667-696. doi: 10.1080/00273171.2012.715555
- 20 Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations:
21 Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores.
22 *Journal of Personality Assessment, 92*, 544-559. doi: 10.1080/00223891.2010.496477
- 23 Russell, J. A., & Carroll, J. M. (1999). On the bipolarity of positive and negative affect.
24 *Psychological Bulletin, 125*, 3-30.

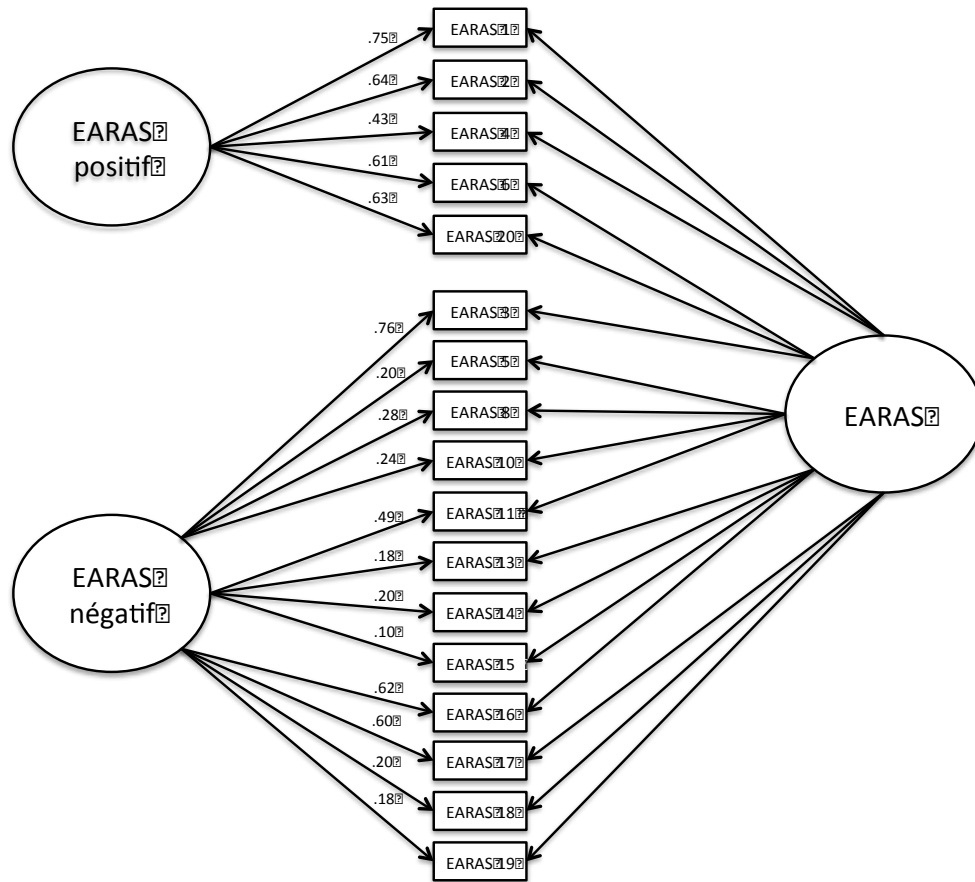
- 1 Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002) Missing data: our view of the state of the art.
2 *Psychological Methods*, 7, 147-177.
- 3 Scherer, K. (2005). Trends and development: research on emotions. *Social Science*
4 *Information*, 44, 695-729. doi: 10.1177/0539018405058216
- 5 Uphill, M., & Jones, M. (2012). The consequences and control of emotions in elite athletes. In
6 J. Thatcher, M. Jones, & D. Lavallee (Eds.), *Coping and emotion in sport* (2nd ed.). (pp.
7 213-235) New York: Routledge.
- 8 Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires
9 psychologiques : Implications pour la recherche en langue française [Toward a
10 methodology for transcultural validation of psychological questionnaires: Implications
11 for research in the French language]. *Canadian Psychology*, 4, 662-680.
- 12 Yu, C. H. (2005). Test-retest reliability. In K. Kempf-Leonard (Ed.), *Encyclopedia of social*
13 *measurement: Volume 3* (pp. 777-784). San Diego, CA: Academic Press.
- 14 Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological*
15 *Bulletin*, 98, 219-235.
- 16 Woodman, T., Davis, P. A., Hardy, L., Callow, N., Glasscock, I., & Yuill-Proctor, J. (2009).
17 Emotions and sport performance: an exploration of happiness, hope, and anger. *Journal*
18 *of Sport and Exercise Psychology*, 31, 169-188.

19

20

21

1 **Figure 1.** Coefficients d'Estimation et Erreurs de Mesure Standardisés du Modèle Testé



2

3 *Notes.* $n = 365$; EARAS : « Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport ». Les coefficients d'estimations
 4 standardisés sont tous significatifs à $p < .001$.

5

6

7

8

9

10

11

12

13

14

1 **Tableau 1.** Indices d'Ajustement des différentes Modélisations d'Equations Structurales ($N =$
 2 365)
 3

	χ^2 (ddl)	p	RMSEA	CI de RMSEA 90%	TLI	CFI	$\Delta\chi^2$ (ddl)	Δp
Modèle a	713,84 (111)	<,001	,122	,114-,131	,58	,70		
Modèle b	304,21 (110)	<,001	,070	,060-,079	,86	,90	409,63 (1)	<,001
Modèle c	372,32 (111)	<,001	,080	,071-,090	,82	,87	68,11 (1)	<,001
Modèle d	204,64 (94)	<,001	,057	,046-,067	,91	,94	167,68 (17)	<,001

4 *Notes.* Modèle a : unidimensionnel ; modèle b : premier ordre à deux facteurs corrélés ; Modèle c : hiérarchique
 5 de second ordre ; Modèle d : bi-facteur confirmatoire. χ^2 : chi-carré ; ddl : Degrés de liberté ; RMSEA : Erreur
 6 moyenne approximative de la racine carrée ; 90%CI: Root mean square error of approximation 90% confidence
 7 interval, CFI : Comparative Fit Index ; TLI : Tucker-Lewis Index.
 8
 9
 10
 11
 12
 13
 14
 15
 16
 17
 18
 19
 20
 21
 22
 23
 24
 25
 26
 27
 28
 29
 30
 31
 32
 33
 34

1 **Tableau 2.** Items de l'Echelle de mesure de l'Efficacité Autorégulatrice de Affects en Sport
2

Items

- EARAS 1. D'exprimer ta joie lorsqu'il t'arrive des choses positives ?
- EARAS 2. De te sentir fier(e) après avoir accompli ce que tu avais prévu de faire ?
- EARAS 3. De te réjouir de tes succès ?
- EARAS 4. D'exprimer librement ton plaisir lors de fêtes après les compétitions ?
- EARAS 5. De t'amuser avec tes partenaires d'entraînement ?
- EARAS 6. D'exprimer ce que tu ressens quand tu fais quelque chose qui te plaît ?
- *EARAS 7. De te sentir satisfait(e) d'atteindre les buts que tu t'étais fixés
- EARAS 8. D'éviter de te sentir déprimé(e) quand tu es seul(e) ?
- *EARAS 9. D'éviter de te sentir découragé(e) par une critique sévère de ton entraîneur ou de tes partenaires ?
- EARAS 10. De relativiser ta détresse quand tu n'es pas apprécié(e) à la hauteur de ce que tu devrais ?
- EARAS 11. De ne pas te décourager face aux difficultés ?
- *EARAS 12. De ne pas te sentir mal quand tu es loin de tes amis / de tes proches ?
- EARAS 13. De ne pas baisser les bras quand tu es face à des obstacles ?
- EARAS 14. De gérer tes sentiments négatifs quand tu te fais reprendre par ton entraîneur ou tes partenaires d'entraînement ?
- EARAS 15. D'éviter d'être affecté(e) quand les autres continuent à s'acharner contre toi ?
- EARAS 16. De ne pas t'énervier rapidement quand tu as des problèmes ?
- EARAS 17. De garder ton sang-froid quand quelque chose te met en colère ?
- EARAS 18. De dissimuler ta mauvaise humeur ?
- EARAS 19. De maîtriser ton anxiété dans une situation stressante ?
- EARAS 20. De surmonter ta colère ?

3 *Notes.* EARAS : « Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport ». * Ces items ont été supprimés et
4 n'appartiennent pas au modèle final. Pour chaque item, les participants devaient répondre sur une échelle de
5 Likert allant de (1) pas du tout capable à (6) tout à fait capable.
6
7
8
9
10
11
12
13
14
15
16
17

1 Tableau 3. Coefficients d'Estimation et Erreurs de Mesure Standardisés du Modèle final testé
 2
 3

	Poids factoriels	t	Erreurs de mesure
EARAS 1	,75	10,87	,122
EARAS 2	,64	/	/
EARAS 4	,44	7,03	,110
EARAS 6	,61	9,65	,105
EARAS 20	,63	10,32	,106
EARAS 3	,76	/	/
EARAS 5	,20	2,36	,104
EARAS 8	,28	3,46	,112
EARAS 10	,24	2,70	,103
EARAS 11	,49	6,05	,117
EARAS 13	,18	1,94	,095
EARAS 14	,20	2,14	,111
EARAS 15	,10	1,02	,304
EARAS 16	,62	6,32	,140
EARAS 17	,60	6,07	,136
EARAS 18	,20	2,01	,107
EARAS 19	,18	2,09	,103

4 Notes. $n = 365$; EARAS : « Efficacité AutoRégulatrice des Affects en Sport ».
 5
 6
 7
 8
 9
 10
 11
 12
 13
 14
 15
 16
 17
 18
 19
 20
 21
 22
 23
 24
 25
 26
 27
 28
 29
 30
 31

1 **Tableau 4.** Indices d'Ajustement des Modélisations Structurales mesurant l'Invariance selon
 2 le Sexe de l'EARAS
 3

Model	χ^2 (SB)	χ^2 (ML)	ddl	<i>p</i>	CFI	TLI	RMSEA	ECVI	AIC	Mod comp	$\Delta\chi^2$ (SB)	Δ ddl	Δ p	$\Delta\chi^2$ (ML)	Δ p	Δ CFI	Δ RMSEA
Garçons ^a	284,50	176,01	94	,001	,94	,92	,05	1,25	328,01	-	-	-	-	-	-	-	-
Filles ^b	235,27	140,83	94	,001	,91	,88	,07	2,87	292,8	-	-	-	-	-	-	-	-
1 Dimensional (pas invariant)	518,97	317,16	188	,001	,97	,91	,04	1,52	533,16	-	-	-	-	-	-	-	-
2 Metric (λ equal)	620,52	361,42	219	,001	,93	,91	,04	1,66	603,42	1	101,54	31	S	44,26	NS	,04	0
3 Partial Metric (λ Affect1, Affect16)	632,07	358,58	221	,001	,93	,91	,04	1,67	606,58	1	11,55	33	NS	41,41	NS	,04	0
4 Partial Strong (τ Affect1, Affect16)	435,79	715,70	238	,001	,90	,88	,04	1,76	639,79	2	83,62	17	S	77,21	S	,03	0

4 Notes. τ : Constantes ; χ^2 (SB) : Satorra-Bentler chi-carré ; χ^2 (ML) : Maximum Likelihood chi-carré ; ddl : Degrés
 5 de liberté ; CFI : Comparative Fit Index ; TLI : Tucker-Lewis Index ; RMSEA : Erreur moyenne approximative de
 6 la racine carrée ; ECVI : Expected Cross Validation Index ; AIC : Akaike's Information Criterion ; Model Comp :
 7 modèle de comparaison ; $\Delta\chi^2$: différence de χ^2 ; Δ ddl : Différence de degrés de liberté ; Δ CFI : différence de
 8 Comparative Fit Index ; Δ RMSEA : différence de l'erreur moyenne approximative de la racine carrée ; ^a $n = 262$; ^b
 9 $n = 103$.

10
11
12
13
14
15
16
17
18
19
20
21
22
23
24
25
26
27
28