



Disponible en ligne sur
SciVerse ScienceDirect
 www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France
EM|consulte
 www.em-consulte.com/en



Article original

Mesure de la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique régulière (BDAP) : adaptation et validation francophone de l'échelle Decisional Balance for Exercise[☆]

Assessment of decisional balance for regular physical exercise: Adaptation and validation of the Decisional Balance Scale for Exercise among a French sample

C. Eeckhout^{a,*}, M. Francaux^b, A. Heeren^{a,c}, P. Philippot^{a,*}

^a Institut de recherche en sciences psychologiques (IPSY), université catholique de Louvain, place du Cardinal-Mercier, 10, B-1348, Louvain-la-Neuve, Belgique

^b Institut de neurosciences, université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgique

^c Fonds national de la recherche scientifique, Bruxelles, Belgique

INFO ARTICLE

Historique de l'article :

Reçu le 15 septembre 2011

Reçu sous la forme révisée

le 16 janvier 2013

Accepté le 19 janvier 2013

Mots clés :

Balance décisionnelle

Activité physique

Changement de comportement

Questionnaire

Étude de validation

Données psychométriques

Keywords:

Decisional balance

Exercise

Behavioral change

Self-report assessment

Validation study

Psychometric data

R É S U M É

Objectif. – L'objectif de cette étude est de créer une version en langue française de l'échelle de la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique régulière (BDAP) et d'en examiner les données psychométriques ainsi que ses relations avec les trois autres dimensions du modèle transthéorique du changement (MTT).

Participants et méthodes. – Quatre cents cinq personnes (269 femmes) de 16 à 65 ans ont répondu à la BDAP ainsi qu'à des questionnaires mesurant les trois autres composantes du MTT (Échelle des stades de changement vis-à-vis de la pratique d'une activité physique, Questionnaire des processus de changement vis-à-vis de l'activité physique et Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour l'activité physique).

Résultats. – Les analyses factorielles confirmatoires soutiennent le modèle bifactoriel de la BDAP (« pour », $\alpha = 0,85$ et « contre », $\alpha = 0,73$) postulé par le MTT. Une bonne fiabilité test–retest a été observée pour chacun des facteurs. La BDAP est associée avec les trois autres composantes du MTT.

Conclusion. – La version en langue française du questionnaire de la BDAP présente de bonnes propriétés métriques et structurales. Elle peut donc être utilisée de manière valide auprès de populations francophones.

© 2013 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

A B S T R A C T

Objective. – The purpose of this study was to validate a French version of the Decisional Balance Scale for Exercise (BDAP) and to examine its psychometric properties as well as its relationship with the three other components of Transtheoretical Model (TTM).

Participants and method. – Four hundred and six subjects (270 women), aged between 16 to 65 years old, fulfilled BDAP and other questionnaires measuring the three other components of TTM (Stages of Change of Exercise Behavior Scale, Exercise Processes of Change Questionnaire, Exercise Confidence Survey).

Results. – Confirmatory factor analyses supported the two-factor model of BDAP (pros, $\alpha = 0.85$ and cons, $\alpha = 0.73$) assumed in the MTT. A good test–retest reliability was observed. BDAP was associated with the three other components of TTM.

Conclusion. – The French version of the BDAP shows good structural and psychometric properties. BDAP may be used as a valid tool in French-speaking populations.

© 2013 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

[☆] Ce travail a bénéficié d'une subvention octroyée par la mutualité Partenamut.

* Auteurs correspondants.

Adresses e-mail : coralie.eeckhout@uclouvain.be (C. Eeckhout), pierre.philippot@uclouvain.be (P. Philippot).

Depuis les 50 dernières années, de nombreuses études (e.g., Fentem, 1994 ; Haskell et al., 2007 ; Martinsen, 2008) et des organismes de santé publique (e.g., American College of Sport Medicine [ACSM], the Centers for Disease Control and Prevention [CDC]) ont mis en évidence les bénéfices physiologiques et psychologiques de la pratique d'une activité physique régulière et, a contrario, les

conséquences néfastes de la sédentarité sur la santé. Pourtant, en dépit des efforts réalisés pour encourager l'activité physique, une partie importante de la population reste sédentaire et, par conséquent, présente un risque accru de morbidité et de mortalité. Une enquête récente montrait que 62% de la population ne sont pas suffisamment actifs pour réduire le risque de maladies cardiovasculaires (De Bourdeaudhuij & Bizel, 2008).

La compréhension des mécanismes qui conduisent à une pratique insuffisante d'activités physiques est actuellement une préoccupation majeure de santé publique. Même si la plupart des individus formulent le souhait d'être en bonne santé et se disent disposés à modifier leur comportement en ce sens, comme manger sainement, pratiquer une activité physique régulière, arrêter de fumer, etc., ils sont installés dans des routines quotidiennes qui interfèrent avec tout changement (Rollnick, Miller, & Butler, 2009). Face à l'aspiration d'un changement de comportement, l'ambivalence apparaît ainsi comme un phénomène normal et ce, d'autant plus lorsque le changement profite au sujet (Rollnick et al., 2009) et voit dès lors ses avantages contrebalancer davantage ses inconvénients.

Le modèle transthéorique (MTT) est un modèle intégratif de changement intentionnel de comportement basé sur des stades qui tente d'expliquer à quel moment et de quelle manière les personnes sont susceptibles de modifier leur comportement. Ce modèle, initialement créé par Prochaska (1979), postule que les personnes qui essaient de modifier un comportement évoluent à travers des stades de changement. Les stades de changement représentent une dimension temporelle permettant de comprendre précisément quand un changement d'attitude, d'intention ou de comportement se produit. Le MTT postule que les individus progressent à travers un déroulement séquentiel et cyclique du processus de changement de comportement comportant cinq stades (préréflexion, réflexion, préparation, action et maintien). Le stade « préréflexion » rend compte de la méconnaissance du comportement problématique et de la non-intention de changer le comportement dans les six prochains mois. Le stade « réflexion » coïncide avec la prise en compte de la résolution du problème et l'intention de modifier le comportement problématique dans les six prochains mois. Le stade « préparation » correspond à l'intention et tentative(s) de changement du comportement problématique. Les deux derniers stades représentent, quant à eux, des modifications importantes du comportement depuis moins de six mois (stade « action ») et un maintien de ce nouveau comportement après la période de six mois qui suit la modification du comportement ainsi qu'un évitement de la rechute vers les stades précédents (stade « maintien »). Ce modèle intègre également trois médiateurs hypothétiques du processus de changement : le sentiment d'efficacité personnelle, la balance décisionnelle et les processus de changement.

Selon Prochaska et DiClemente (1982), les processus de changements sont les stratégies et techniques utilisées par un individu voulant modifier ses pensées, ses comportements ou ses sentiments par rapport à un problème particulier. Les individus utilisent les processus de changement pour évoluer à travers les stades de changement (Prochaska, Redding, & Evers, 1997). Les processus expérientiels (prise de conscience, réaction émotionnelle, réévaluation de l'environnement, réévaluation personnelle et facilitation sociale) sont davantage utilisés dans le stade de réflexion et les processus comportementaux (récompense, contre-conditionnement, relation d'aide, prise de décision et contrôle des stimuli de l'environnement) dans les stades d'action et de maintien (Marcus, Rossi, Selby, Niaura, & Abrams, 1992; Prochaska, DiClemente & Norcross, 1992).

Le sentiment d'efficacité personnelle et la balance décisionnelle sont deux variables intermédiaires marquant la progression de l'individu à travers les stades de changement (Marcus & Owen,

1992). Le sentiment d'efficacité personnelle renvoie « aux jugements que les personnes font à propos de leurs capacités à organiser et réaliser des ensembles d'actions requises pour atteindre des types de performances attendus » (Bandura, 1986, p.391). La balance décisionnelle est, quant à elle, une conceptualisation métaphorique du modèle du conflit décisionnel. Développé à l'origine par Janis et Mann (1977), ce modèle tente d'expliquer la manière dont les gens décident d'adopter un comportement particulier en se basant sur leur évaluation systématique des éléments favorisant le statu quo (comportement actuel) et des éléments en faveur du changement de ce comportement. Ainsi, la probabilité qu'un individu développe un style de vie physiquement actif sera d'autant plus grande que les bénéfices perçus de l'activité physique (e.g., amélioration de la santé, diminution du stress) devancent les inconvénients (e.g., pénibilité de l'exercice, transpiration, temps consacré à l'activité physique) qu'elle engendre. La balance décisionnelle est donc une représentation du conflit engendré par l'ambivalence. Elle permet de rendre compte du poids des différents facteurs concourant dans tout mouvement de prise de décision et semble pertinente pour comprendre le changement dans la pratique d'activité physique (Marcus, Rakowski, & Rossi, 1992).

Pour identifier les avantages et les inconvénients pesant dans la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique régulière, Marcus, Rakowski, et al. (1992) ont créé la Decisional Balance Scale for Exercise [BDAP] (échelle de balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique). Ce questionnaire est composé de 16 items et respecte les recommandations de Janis et Mann (1977) concernant la représentation des catégories décisionnelles. L'analyse en composantes principales réalisée révèle une solution à deux facteurs. Les auteurs ont identifié la dimension « pour » (dix items) et la dimension « contre » (six items). Les deux dimensions de ce questionnaire présentent une cohérence interne satisfaisante (« pour », $\alpha = 0,95$, « contre », $\alpha = 0,79$). Conforme aux prédictions du MTT, la méta-analyse de Marshall et Biddle (2001) a montré une augmentation de la perception des bénéfices du changement et une diminution de la perception des inconvénients du changement à chaque transition entre les stades motivationnels de changement.

L'objectif de la présente étude était, premièrement, de créer une version en langue française de la mesure de la balance décisionnelle pour l'activité physique et d'en examiner les qualités psychométriques et structurales. Deuxièmement, dans la perspective d'établir la validité interne de cet instrument de mesure par rapport à la théorie du changement, nous avons examiné les associations entre cette mesure et les autres variables du MTT.

1. Adaptation francophone de l'échelle

La traduction de l'anglais en français de la BDAP s'est faite selon les recommandations de Hambleton, Merenda, et Spielberger (2004) pour la validation transculturelle d'instruments psychométriques. Cette procédure est aujourd'hui la plus communément utilisée lors de l'adaptation linguistique d'instruments de mesure (e.g., Kern & Baudin, 2011; Heeren, Douilliez, Peschard, Debrauwere, & Philippot, 2011). Dans un premier temps, les items ont été traduits en français par une traductrice anglais-français professionnelle. Dans un second temps, les items ont été rétraduits par une seconde traductrice anglais-français. Le premier et le dernier auteur du présent article ont supervisé l'ensemble de la procédure de traduction/rétraduction. Les différences de rétraduction étaient mineures et concernaient exclusivement des choix de synonymes. Enfin, en vue d'assurer l'aspect approprié du format des items et de l'échelle, tel que recommandé par Hambleton et al. (2004), trois participants ont reçu l'instruction de commenter l'aspect général de l'instrument et la clarté des items. Aucun commentaire n'a été émis.

2. Méthodes

2.1. Participants

L'échantillon principal était composé de 405 volontaires (269 femmes) recrutés à partir de l'entourage privé et professionnel des auteurs via la technique « boule de neige ». Ils étaient âgés entre 16 ans et 65 ans (moyenne [M] = 34,83 ans, écart-type [ET] = 11,77). L'échantillon était composé de 90,3 % de personnes ayant un niveau de formation supérieur ou universitaire et de 8,9 % des personnes ayant obtenu le diplôme d'études secondaires supérieures, inférieures ou professionnelles. Un second échantillon de 139 participants volontaires (85 femmes), âgés entre 19 et 76 ans (M = 37,44, ET = 11,87) a été recruté pour examiner la fidélité test–retest de l'échelle à cinq semaines d'intervalle. Cet échantillon était composé de 92,8 % de participants ayant au minimum un niveau de formation supérieur ou universitaire. La présente étude a reçu l'approbation du comité d'éthique local et les questionnaires ont été complétés sur un serveur d'enquête via Internet.

2.2. Mesures

Les participants ont complété la version en langue française de la BDAP. Ce questionnaire auto-rapporté se compose de 16 items appréciant les aspects positifs (« pour ») et négatifs (« contre ») perçus de la pratique d'une activité physique régulière. Chaque item est évalué sur une échelle de Likert variant de 1 (complètement faux) à 5 (tout à fait vrai). Le score moyen de la BDAP varie entre 1 et 5.

Les participants ont également complété trois questionnaires auto-rapportés mesurant les trois autres composantes du MTT.

2.2.1. La Stages of Change of Exercise Behavior Scale (Marcus & Owen, 1992)

Cette échelle, traduite en français par Eeckhout, Francaux et Philippot (2010 ; *Échelle des stades de changement vis-à-vis de la pratique d'une activité physique*), est une mesure de la motivation à pratiquer une activité physique régulière en termes de stades de changement. Il s'agit d'un item unique présenté sous forme de choix multiple.

2.2.2. L'Exercise Processes of Change Questionnaire (Marcus, Rossi, et al., 1992)

Ce questionnaire, traduit en français par Eeckhout, Francaux et Philippot (2012a ; *Questionnaire des processus de changement vis-à-vis de l'activité physique*), est composé de 39 items destinés à comprendre la manière dont les individus procèdent pour modifier leur niveau d'activité physique. La version française de ce questionnaire présente une excellente consistance interne ($\alpha = 0,92$).

2.2.3. L'Exercise Confidence Survey (Sallis, 1996)

Ce questionnaire, traduit en français par Eeckhout, Francaux et Philippot (2012b ; *Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour l'activité physique*), se compose de 12 items mesurant les croyances d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique régulière. La version française de ce questionnaire présente une bonne consistance interne ($\alpha = 0,85$).

La durée de complétion des différents questionnaires était en moyenne de 15 minutes. L'anonymat était complètement préservé.

2.3. Statistiques

Pour examiner la validité structurale de l'échelle, nous avons réalisé une analyse factorielle confirmatoire (AFC) avec le logiciel AMOS 16.0 (Arbuckle, 2007). En effet, selon les recommandations de Jackson, Purc-Stephenson, et Gillapsy (2009), l'utilisation d'AFC

est d'utilité lorsqu'il s'agit de tester une hypothèse de modèle a priori, comme dans le cas présent. Nous avons comparé deux modèles. Le modèle A est un modèle en deux facteurs de premier ordre indépendants, similaire à celui de Marcus, Rakowski, et al. (1992). Le modèle B est un modèle comprenant un seul facteur de premier ordre, élaboré en vue de tester la pertinence de l'utilisation de deux facteurs.

Avant d'effectuer l'AFC, nous avons estimé la distribution des données en examinant l'histogramme, le diagramme de dispersion et le coefficient d'asymétrie. Compte tenu de la distribution des données, la normalité de nos items est acceptée.

Pour réaliser l'AFC, nous avons utilisé la méthode du maximum de vraisemblance (Maximum Likelihood [ML]), méthode standard d'estimation dans la modélisation en équation structurale. Nous avons utilisé les indices d'ajustement suivants pour vérifier l'adéquation des modèles testés : le χ^2 normé (χ^2/df), le Goodness of Fit Index (GFI), le Non-Normed Fit Index (NNFI), le Comparative Fit Index (CFI), et le Root Mean-Square Error of Approximation (RMSEA). Le χ^2/df et le GFI sont des indices d'ajustement absolu, le NNFI et le CFI sont des indices relatifs de comparaison, le RMSEA est, quant à lui, un indice basé sur la distribution non centrale du χ^2 . Cet indicateur mesure l'erreur moyenne d'approximation attachée au modèle spécifié, sa valeur, comprise entre zéro et un, est considérée comme acceptable lorsqu'elle est inférieure à 0,05. Le χ^2/df est considéré comme satisfaisant quand inférieur à 3 (échantillon > 200). Le GFI et le CFI ont des valeurs comprises entre 0 et 1, 1 indiquant un ajustement parfait (Blunch, 2008). Le NNFI a des valeurs comprises généralement entre 0 et 1, mais susceptibles d'être supérieures à 1 ; une grande valeur pour le NNFI indiquant un meilleur ajustement (Tucker & Lewis, 1973 ; Bentler & Bonett, 1980).

3. Résultats

3.1. Modèle A

Les analyses suggèrent que le modèle A présente un niveau modéré d'ajustement ($\chi^2/df = 3,93$, GFI = 0,88, NNFI = 0,82, CFI = 0,85, RMSEA = 0,09).

3.2. Modèle B

Les analyses suggèrent que le modèle B ne présente pas un bon niveau d'ajustement ($\chi^2/df = 7,79$, GFI = 0,76, NNFI = 0,59, CFI = 0,65, RMSEA = 0,13) et que le modèle A est significativement meilleur que le modèle B, ($\Delta \chi^2 = 405,786$, $\Delta df = 1$, $p < 0,001$).

En outre, pour les deux modèles, les indices maximaux de modification de la matrice $\Theta - \Delta$ (covariance entre les erreurs des variables observées) ont été observés entre les items 8–2, les items 6–9 et les items 13–14. Au niveau sémantique, ces items présentent un large recouvrement. Ce phénomène n'est pas rare lors de la validation d'instruments de mesure évaluant des comportements (e.g., Battauz, Bellio, & Gori, 2011 ; Heeren et al., 2011 ; Lardi, Billieux, d'Acremont, & Van der Linden, 2008 ; Van der Linden et al., 2006). Par conséquent, la corrélation des erreurs entre chacune de ces paires d'items a été autorisée (Arbuckle, 2007 ; Blunch, 2008 ; pour une revue, voir Steiger, 1999).

3.3. Modèle C

Nous avons examiné un modèle C similaire au modèle A mais laissant les erreurs des paires d'items 8–2, 6–9 et 13–14 corrélées entre-elles. Les analyses révèlent d'excellents indices d'ajustement ($\chi^2/df = 1,98$, GFI = 0,94, NNFI = 0,94, CFI = 0,95, RMSEA = 0,049) et indiquent que le modèle C est significativement meilleur que le modèle A, ($\Delta \chi^2 = 206,143$, $\Delta df = 3$, $p < 0,001$).

Tableau 1
Coefficients de saturation de l'échelle BDAP.

Items	Saturation de l'item sur le facteur
<i>Pour</i>	
1. J'aurais plus d'énergie pour ma famille et mes amis si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,43*
2. Une activité physique régulière m'aiderait à diminuer mon stress	0,65*
3. Je me sentirais plus confiant(e) si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,72*
4. Je dormirais plus profondément si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,45*
5. Je me sentirais bien avec moi-même si je tenais mon engagement à pratiquer une activité physique régulièrement	0,66*
6. J'aimerais mieux mon corps si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,60*
7. J'aurais plus de facilités à réaliser les tâches physiques quotidiennes si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,48*
8. Je me sentirais moins stressé(e) si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,66*
9. Je me sentirais mieux dans mon corps si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,67*
10. Une activité physique régulière m'aiderait à avoir une perspective plus positive sur la vie	0,75*
<i>Contre</i>	
11. Je suis embêté(e) si je pratique une activité physique car je transpire, je suis essoufflé(e) et mon rythme cardiaque augmente	0,41*
12. À la fin de la journée, je serais trop épuisé(e) pour pratiquer une activité physique	0,64*
13. Une activité physique régulière me prendrait trop de temps	0,66*
14. J'aurais moins de temps pour ma famille et mes amis si je pratiquais une activité physique régulièrement	0,37
15. J'éprouverais des difficultés pour trouver une activité physique qui me plaît et qui ne dépendrait pas des conditions climatiques	0,59*
16. Je serais trop fatigué(e) pour faire mon travail quotidien après avoir pratiqué une activité physique	0,64*

* $p < .001$.

3.4. Modèle D

Nous avons ensuite comparé ce modèle à un modèle unifactoriel laissant les erreurs des paires d'items 8–2, 6–9 et 13–14 corrélées entre-elles. Les analyses révèlent de faibles indices d'ajustement ($\chi^2/df = 5,17$, GFI = 0,83, NNFI = 0,75, CFI = 0,79, RMSEA = 0,102) et montrent que le modèle C est significativement meilleur que le modèle D, ($\Delta\chi^2 = 323,548$, $\Delta df = 1$, $p < 0,001$).

Par conséquent, nous avons basé les analyses suivantes sur le modèle C dans lequel les scores pour chacune des deux dimensions sont calculés en effectuant respectivement la moyenne des items de 1 à 10 (dix items, dimension « pour ») et des items 11 à 16 (six items, dimension « contre »), l'indice de balance décisionnelle étant la différence des moyennes des deux dimensions.

3.5. Données descriptives

Nous avons réalisé les statistiques descriptives avec le logiciel SPSS 18. Les deux dimensions « pour » et « contre » de la mesure de la balance décisionnelle pour l'activité physique ont une consistance interne satisfaisante (respectivement, $\alpha = 0,85$ et $\alpha = 0,73$). Comme le suggère Nunally (1978), un α supérieur à 0,75 réfère à une bonne consistance interne. En ce qui concerne la présente échelle, bien

Tableau 3

Corrélations de Pearson entre les variables mesurées et les deux dimensions et l'indice de balance décisionnelle ($n = 405$).

	Pour	Contre	Balance décisionnelle
<i>Processus de changement pour l'activité physique</i>			
Récompense	0,42 ^a	-0,11 ^b	0,34 ^a
Prise de décision	0,47 ^a	-0,29 ^a	0,49 ^a
Contrôle des stimuli	0,30 ^a	-0,04	0,22 ^a
Prise de conscience	0,38 ^a	-0,16 ^a	0,35 ^a
Réaction émotionnelle	0,35 ^a	0,03	0,20 ^a
Réévaluation de l'environnement	0,44 ^a	-0,08	0,33 ^a
Réévaluation personnelle	0,68 ^a	-0,17 ^a	0,55 ^a
Facilitation sociale	0,21 ^a	-0,01	0,14 ^b
Contre-conditionnement	0,48 ^a	-0,48 ^a	0,63 ^a
Relation d'aide	0,39 ^a	-0,13 ^b	0,33 ^a
<i>Processus comportementaux</i>	0,57 ^a	-0,30 ^a	0,56 ^a
<i>Processus expérientiels</i>	0,56 ^a	-0,10 ^b	0,42 ^a
<i>Auto-efficacité perçue</i>	0,24 ^a	-0,49 ^a	0,49 ^a

^a La corrélation est significative au niveau 0,01 (test bilatéral).

^b La corrélation est significative au niveau 0,05 (test bilatéral).

Tableau 2

Données descriptives des deux dimensions et de l'indice de balance décisionnelle pour l'échantillon total et pour chaque genre séparément.

	Hommes ($n = 135$)	Femmes ($n = 269$)	Total
	M (ET)	M (ET)	M (ET)
Pour	3,84 (0,71)	3,91 (0,75)	3,89 (0,74)
Contre	2,29 (0,79)	2,47 (0,81)	2,41 (0,80)
Balance décisionnelle	1,55 (1,11)	1,44 (1,20)	1,48 (1,17)

M : moyenne ; ET : écart-type.

que l' α de la dimension « contre » soit plus faible, les deux indices sont satisfaisants.

La saturation des items sur leur dimension respective est présentée dans le Tableau 1. Il importe de noter que l'item 14 présente un coefficient de saturation inférieur à 0,40. Toutes les analyses ont, par conséquent, été faites une seconde fois en excluant cet item. Toutefois, cela n'affecte pas les résultats. En ce sens, et en vue de rester fidèle à l'échelle initiale, nous avons décidé de garder l'item 14. Cela étant, il importe de mentionner que tous les indices t des coefficients de saturation étaient significatifs ($p < 0,001$).

Le Tableau 2 présente les moyennes et les écarts-types du score des deux dimensions ainsi que de l'indice de balance décisionnelle pour l'échantillon total et pour les hommes et les femmes

Tableau 4Corrélation de Pearson inter-facteurs de la balance décisionnelle ($n = 405$).

	Contre
Pour	-0,15 ^a

^a La corrélation est significative au niveau 0,01 (test bilatéral).

séparément. Les résultats ne montrent aucun effet du genre sur la dimension « pour », $F(1,402) = 0,75$, ns, mais bien sur la dimension « contre », les femmes rapportant un score plus élevé que les hommes, $F(1,402) = 4,61$, $p < 0,05$. Plus précisément, l'analyse par item montre une différence significative à l'item relatif à la transpiration et à la pénibilité de la pratique d'une activité physique (item 11). La balance décisionnelle pour l'activité physique ne diffère pas selon le niveau d'étude, $F(3,398) = 0,25$, ns.

3.6. Inter-corrélations

Les Tableaux 3, 4 et 5 présentent les relations entre les dimensions de la balance décisionnelle pour l'activité physique et les autres composantes du MTT. Nous observons une corrélation significative entre l'auto-efficacité perçue pour l'activité physique et la balance décisionnelle ($r = 0,49$) et davantage avec le versant contre de celle-ci (« pour », $r = 0,24$, « contre », $r = -0,49$). La balance décisionnelle est corrélée positivement avec tous les processus comportementaux ($r = 0,56$) et expérientiels ($r = 0,42$) et plus particulièrement avec trois de ces processus : un processus expérientiel (réévaluation personnelle, $r = 0,55$) et deux processus comportementaux (prise de décision, $r = 0,49$ et contre-conditionnement,

$r = 0,63$). L'analyse des relations entre les dimensions de la balance décisionnelle et les processus de changement montre que, hormis pour le processus contre-conditionnement qui corrèle avec les deux dimensions (« pour », $r = 0,48$ et « contre », $r = -0,48$), les processus comportementaux (« pour », $r = 0,57$ et « contre », $r = -0,30$) et expérientiels (« pour », $r = 0,56$ et « contre », $r = -0,10$) sont davantage associés avec le versant pour de la balance décisionnelle. Bien que significative, la corrélation inter-facteurs de la balance décisionnelle est très faible ($r = -0,15$) (Tableau 6).

3.7. Balance décisionnelle et stades de changement

Dans notre échantillon, 31,9% des participants ne pratiquaient pas d'activité physique (stades préréflexion et réflexion), 34% des participants pratiquaient une activité physique de façon occasionnelle (stade préparation) et 34,1% des participants pratiquaient une activité physique régulièrement (stades action ou maintien). Par pratique physique « régulière », nous entendons une pratique d'activité physique qui rencontre les recommandations d'activité physique publiées par l'ACSM (Haskell et al., 2007), c'est-à-dire cinq fois 30 minutes d'activité physique de type aérobie d'intensité modérée par semaine ou son équivalent à intensité plus élevée (trois fois 20 minutes). Nous avons effectué une analyse de variance (Anova) 5 (stades motivationnels) \times 2 (balance décisionnelle) pour analyser l'évolution de la balance décisionnelle à travers les différents stades de changement. Les conditions d'application liées à la normalité des distributions et à l'homogénéité des variances étaient rencontrées. Cette analyse indique une évolution significative de la balance décisionnelle ($F[4,400] = 23,32$, $p < 0,001$,

Tableau 5Comparaison des moyennes dans les cinq stades motivationnels de changement (Anova factorielle 5 \times 2 et tests post-hoc de Bonferroni^b).

Variables	Stades de changement ^a						
	F(4,400)	Signification	PR (n=36) M (ET)	R (n=93) M (ET)	P (n=138) M (ET)	A (n=36) M (ET)	M (n=102) M (ET)
Pour	10,57	<0,001	3,33 (0,75) a	3,85 (0,73) bc	3,81 (0,72) b	4,00 (0,59) bc	4,18 (0,66) c
Contre	14,87	<0,001	2,87 (0,74) a	2,58 (0,79) ab	2,54 (0,74) ab	2,30 (0,74) bc	1,96 (0,75) c
Balance décisionnelle	23,32	<0,001	0,46 (1,03) a	1,27 (1,02) b	1,27 (1,05) b	1,71 (0,97) bc	2,22 (1,14) c

PR : stade préréflexion ; R : stade réflexion ; P : stade préparation ; A : stade action ; M : stade maintien.

Deux lettres différentes (a, b, c) témoignent d'une différence significative entre deux stades de changement.

^a Critère de regroupement : stades de changement pour la pratique physique.^b Le seuil de signification est ajusté avec la correction de Bonferroni ($p \leq 0,005$).**Tableau 6**Matrice de corrélation de Pearson inter-items de la balance décisionnelle ($n = 405$).

Items	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	1															
2	0,33 ^a	1														
3	0,25 ^a	0,43 ^a	1													
4	0,26 ^a	0,39 ^a	0,33 ^a	1												
5	0,22 ^a	0,39 ^a	0,49 ^a	0,23 ^a	1											
6	0,25 ^a	0,33 ^a	0,46 ^a	0,21 ^a	0,51 ^a	1										
7	0,30 ^a	0,30 ^a	0,37 ^a	0,16 ^a	0,28 ^a	0,33 ^a	1									
8	0,28 ^a	0,73 ^a	0,42 ^a	0,37 ^a	0,45 ^a	0,35 ^a	0,27 ^a	1								
9	0,26 ^a	0,46 ^a	0,44 ^a	0,27 ^a	0,55 ^a	0,63 ^a	0,27 ^a	0,50 ^a	1							
10	0,34 ^a	0,50 ^a	0,59 ^a	0,35 ^a	0,42 ^a	0,42 ^a	0,38 ^a	0,51 ^a	0,47 ^a	1						
11	-0,04	-0,09	-0,05	-0,07	-0,04	0,04	-0,01	-0,10 ^b	-0,07	-0,12 ^b	1					
12	-0,03	-0,07	-0,11 ^b	0,01	-0,12 ^b	0,06	-0,03	-0,07	-0,01	-0,06	0,25 ^a	1				
13	-0,12 ^b	-0,08	-0,16 ^a	-0,02	-0,19 ^a	-0,04	-0,11 ^b	-0,12 ^b	-0,06	-0,12 ^b	0,23 ^a	0,46 ^a	1			
14	-0,14 ^a	-0,02	-0,07	-0,08	-0,09	0,05	-0,04	-0,06	0,01	-0,02	0,08	0,25 ^a	0,52 ^a	1		
15	-0,01	-0,14 ^a	-0,16 ^a	-0,05	-0,15 ^a	-0,02	-0,05	-0,12 ^b	-0,06	-0,14 ^a	0,32 ^a	0,34 ^a	0,35 ^a	0,19 ^a	1	
16	-0,06	-0,07	-0,03	-0,04	-0,11 ^b	0,04	-0,08	-0,09	-0,02	-0,04	0,24 ^a	0,41 ^a	0,41 ^a	0,26 ^a	0,40 ^a	1

^a La corrélation est significative au niveau 0,01 (test bilatéral).^b La corrélation est significative au niveau 0,05 (test bilatéral).

η^2 partiel = 0,19) et ses deux dimensions à travers les stades de changement (« pour », $F[4,400] = 10,57, p < 0,001, \eta^2$ partiel = 0,10 et « contre », $F[4,400] = 14,87, p < 0,001, \eta^2$ partiel = 0,13). Le test post-hoc de Bonferroni montre que les personnes qui se situent au stade préréflexion ont un indice de balance décisionnelle significativement plus faible que les personnes se situant aux quatre autres stades de changement et que les personnes se situant au stade « maintien » ont un indice de balance décisionnelle significativement plus élevé que celles situées aux autres stades motivationnels de changement. Notons que ces différences entre les stades de changement représentent essentiellement l'évolution de la dimension pour de la balance décisionnelle. Les résultats sont présentés dans le Tableau 5.

3.8. Fiabilité test–retest

La stabilité temporelle de l'échelle était évaluée en mesurant les coefficients de corrélation de Pearson entre T1 et T2. Une bonne fiabilité test–retest a été observée pour la dimension « pour », $r(139) = 0,70, p < 0,001$, la dimension « contre », $r(139) = 0,80, p < 0,001$, ainsi que pour l'indice de balance décisionnelle, $r(139) = 0,79, p < 0,001$. Un test t de Student apparié révélait également une absence de différence significative entre les moyennes obtenues aux T1 et T2 pour les deux dimensions (« pour », $t[138] = 1,17, ns$ et « contre », $t[138] = -0,03, ns$) ainsi que pour l'indice de balance décisionnelle, $t(138) = 0,81, ns$. Ces résultats suggèrent que les différences intra-individuelles à la BDAP peuvent être considérées relativement stables dans le temps.

4. Discussion

La présente étude avait pour premier objectif d'étudier la structure factorielle et la consistance interne de la version française de la mesure de la balance décisionnelle pour la pratique d'une activité physique. Conforme aux prédictions du MTT et de l'analyse en composantes principales effectuée par Marcus, Rakowski, et al. (1992), l'AFC a montré que le modèle bifactoriel présente de bons indices d'ajustement. Les consistances internes des deux dimensions de la balance décisionnelle sont acceptables bien que légèrement inférieures à celles obtenues par Marcus, Rakowski, et al. (1992). En outre, l'analyse de la fiabilité test–retest de l'échelle indique que cette mesure constitue une disposition stable dans le temps. Cette stabilité temporelle est essentielle pour examiner l'évolution de la BDAP en fonction de l'intention de pratiquer une activité physique régulière et de l'implémentation de celle-ci.

L'analyse descriptive met en évidence que les femmes perçoivent davantage les inconvénients de la pratique d'une activité physique régulière que les hommes.

Notre second objectif était d'examiner les associations entre cette mesure et les autres variables du MTT. En accord avec les prédictions du MTT, les analyses de corrélations mettent en évidence un grand nombre de corrélations entre la balance décisionnelle et les autres composantes du MTT. Toutefois, la dimension « pour » de la balance décisionnelle s'avère clairement plus fortement corrélée avec les processus de changement que ne l'est sa dimension « contre ». Premièrement, nous trouvons une association entre l'auto-efficacité perçue et la balance décisionnelle et ce, davantage pour son versant négatif. Cela appuie l'importance d'augmenter le sentiment d'efficacité personnelle pour réussir à pratiquer une activité physique bénéfique pour la santé. Deuxièmement, les processus de changement et particulièrement les processus comportementaux sont principalement corrélés avec le versant positif de la balance décisionnelle. Ainsi, une interprétation possible de ces résultats serait que l'utilisation des stratégies et des techniques comportementales favorisant la pratique d'une

activité physique augmente la perception des bénéfices de la pratique d'une activité physique. Cette observation pointe également l'importance de constamment recourir à ces stratégies et à ces techniques pour réussir à pratiquer et à maintenir une activité physique de façon régulière. Pour terminer, et conformément à la littérature sur le MTT, la balance décisionnelle pour l'activité physique évolue à travers les stades motivationnels de changement. Cette augmentation est significative entre les stades « préréflexion » et « réflexion » ainsi qu'entre les stades « préparation » et « maintien ». L'origine de l'intention de pratiquer une activité physique d'un individu pourrait dès lors s'expliquer au regard de l'évolution de sa perception des bénéfices et des inconvénients liés à la pratique d'une activité physique. Le passage d'une pratique d'activité physique occasionnelle à une pratique d'activité physique régulière nécessiterait dès lors une diminution plus importante des contraintes liées à l'activité physique ainsi que davantage de prise en compte des bénéfices liés à sa pratique. Notons cependant que, comme énoncé dans la littérature (e.g., Buxton, Wyse, & Mercer, 1996), dans notre étude, la représentation graphique de l'évolution des dimensions « pour » et « contre » de la balance décisionnelle abandonne sa linéarité, rencontrée dans d'autres comportements de santé, pour prendre l'allure d'une fonction cubique. Le point d'équilibre au stade préparation ne semble donc pas être un marqueur temporel consistant dans le changement de niveau d'activité physique (Marshall & Biddle, 2001). Cela met en question l'utilité de la différenciation des stades « réflexion », « préparation » et « action » du MTT dans la compréhension de l'évolution de la BDAP.

L'étude présente toutefois plusieurs limites. Premièrement, le design transversal de l'étude limite l'interprétation des résultats, en particulier dans l'établissement de relations causales entre les différentes composantes du MTT. Deuxièmement, des précautions doivent être prises quant à la généralisation des résultats tenant compte de l'homogénéité de l'échantillon, principalement constitué de personnes de milieu socio-culturel favorisé. Troisièmement, comme mentionné ci-dessus, l'item 14 présente un coefficient de saturation inférieur aux autres items. Bien que le retrait de cet item n'affecte pas la validité structurale du modèle au sein du présent échantillon, des études futures, incluant de plus larges échantillons, devront davantage examiner cette question.

En conclusion, la version en langue française du questionnaire de la BDAP présente une consistance interne satisfaisante et peut donc être utilisée de manière valide dans une population francophone. Les interventions destinées à promouvoir la pratique d'une activité physique régulière bénéficieront de l'utilisation régulière de cet outil afin de mesurer l'évolution de la BDAP des participants et de mettre en place des interventions tenant compte des difficultés et des ressources perçues par les participants dans leur cheminement vers une pratique d'activité physique régulière. Des recherches longitudinales permettraient également d'investiguer davantage l'évolution de l'ambivalence au cours du processus d'adhérence à la pratique d'une activité physique bénéfique pour la santé.

Déclaration d'intérêts

Les auteurs déclarent ne pas avoir de conflits d'intérêts en relation avec cet article.

Références

- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos 16. 0 User's Guide*. Chicago: SPSS.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Battauz, M., Bellio, R., & Gori, E. (2011). Covariate measurement error adjustment for multilevel models with application to educational data. *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, 36, 283–306.

- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modeling using SPSS and AMOS*. London: Sage publications.
- Buxton, K. E., Wyse, J., & Mercer, T. (1996). How applicable is the stages of change model to exercise behaviour? A review. *Health Education Journal*, 55, 239–257.
- De Bourdeaudhuij, I., Bizek, P. (2008). Recommandations pour l'activité physique en Belgique. *Education Santé*, 238. En ligne <http://www.educationsante.be/es/article.php?id=1050> [Consulté le 16 février 2012].
- Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2010). Stages of change of exercise behavior scale: Adaptation and french translation [Unpublished raw data].
- Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2012a). Exercise processes of change questionnaire: French validation. Mesure des processus de changement vis-à-vis de la pratique d'une activité physique régulière (QPC): adaptation et validation francophone du questionnaire Exercise processes of change. *Science and Sports*, 27(6), 333–344.
- Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2012b). Auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique: Validation française du Exercice Confidence Survey. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 44(1), 77–82.
- Fentem, P. H. (1994). ABC of sports medicine: Benefits of exercise in health and disease. *British Medical Journal*, 308, 1291–1295.
- Hambleton, R. K., Merenda, P., & Spielberger, C. (2004). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Haskell, W. L., Lee, I. M., Pate, R. R., Powell, K. E., Blair, S. N., Franklin, B. A., et al. (2007). Physical activity and public health: Updated recommendation for adults from the American College of Sports Medicine and the American Heart Association. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 39(8), 1423–1434.
- Heeren, A., Douilliez, C., Peschard, V., Debrauwere, L., & Philippot, P. (2011). Cross-cultural consistency of the Five Facets Mindfulness Questionnaire: Adaptation and validation in French sample. *European Review of Applied Psychology*, 61, 147–151.
- Heeren, A., Maurage, P., Rossignol, M., Vanhaelen, M., Peschard, V., Eeckhout, C., et al. (2011). Self-report version of the Liebowitz Social Anxiety Scale: Psychometric properties of the French version. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 44, 99–107.
- Jackson, D. L., Purc-Stephenson, R., & Gillapsy, J. A. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6–23.
- Janis, I. L., & Mann, L. (1977). *Decision making: A psychological analysis of conflict, choice, and commitment*. London: Cassel & Collier Macmillan.
- Kern, L., & Baudin, N. (2011). Validation française du questionnaire de dépendance de l'exercice physique (Exercice Dependence Questionnaire). *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 61(4), 205–211.
- Lardi, C., Billieux, J., d'Acremont, M., & Van der Linden, M. (2008). A French adaptation of a short version of the Sensitivity to Punishment and Sensitivity to Reward Questionnaire (SPSRQ). *Personality and Individual Differences*, 45, 722–725.
- Marcus, B. H., & Owen, N. (1992). Motivational readiness, self-efficacy and decision-making for exercise. *Journal of Applied Social Psychology*, 22, 3–16.
- Marcus, B. H., Rakowski, W., & Rossi, J. S. (1992). Assessing motivational readiness and decision making for exercise. *Health Psychology*, 11(4), 257–261.
- Marcus, B. H., Rossi, J. S., Selby, V. C., Niaura, R. S., & Abrams, D. B. (1992). The stages and processes of exercise adoption and maintenance in a worksite sample. *Health Psychology*, 11(6), 386–395.
- Marshall, S. J., & Biddle, S. J. H. (2001). The transtheoretical model of behavior change: A meta-analysis of applications to physical activity and exercise. *Annals of Behavioral Medicine*, 23, 229–246.
- Martinsen, E. W. (2008). Physical activity in the prevention and treatment of anxiety and depression. *Nordic Journal Psychiatry*, 62(47), 25–29.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed). New York: McGraw-Hill Book Co.
- Prochaska, J. O. (1979). *Systems of psychotherapy: A transtheoretical analysis*. Homewood, IL: Dorsey Press.
- Prochaska, J. O., & DiClemente, C. C. (1982). Transtheoretical therapy: Towards a more integrative model of change. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 19(3), 276–288.
- Prochaska, J. O., DiClemente, C. C., & Norcross, J. C. (1992). In search of how people change. Applications to addictive behaviors. *American Psychologist*, 47(9), 1102–1114.
- Prochaska, J. O., Redding, C. A., & Evers, K. E. (1997). The transtheoretical model and stages of change. In K. Glanz, F. M. Lewis, & B. K. Rimer (Eds.), *Health behavior and health education: Theory, research and practice*. San Francisco: Jossey Bass.
- Rollnick, S., Miller, W. R., & Butler, C. C. (2009). *Pratique de l'entretien motivationnel. Communiquer avec le patient en consultation*. Paris: InterEditions, Dunod.
- Sallis J.F. (1996) Exercise Confidence Survey. En ligne <http://www.drjamesallis.sdsu.edu/Documents/self-efficacy-coverandexercise.pdf> [Consulté le 04 avril 2011].
- Steiger, J. H. (1999). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1–10.
- Van der Linden, M., d'Acremont, M., Zermatten, A., Jermann, F., Laroï, F., Willems, S., et al. (2006). A French adaptation of the UPPS Impulsive Behavior Scale: Confirmatory Factor Analysis in a sample of undergraduate students. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 38–42.