

Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement

Auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique: adaptation et validation francophone du Exercise Confidence Survey

Coralie Eeckhout, Marc Francaux, and Pierre Philippot

Online First Publication, October 10, 2011. doi: 10.1037/a0025317

CITATION

Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2011, October 10). Auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique: adaptation et validation francophone du Exercise Confidence Survey. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*. Advance online publication. doi: 10.1037/a0025317

Auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique : adaptation et validation francophone du Exercise Confidence Survey

Coralie Eeckhout, Marc Francaux et Pierre Philippot
Université catholique de Louvain

Le questionnaire *Exercise Confidence Survey* mesure l'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique régulière. Sallis (1996) a identifié deux dimensions dans l'*Exercise Confidence Survey* : l'adhésion à l'activité physique (*sticking to it*) et le temps consacré à l'activité physique (*making time for exercise*). L'objectif de la présente étude est d'examiner les propriétés psychométriques de la version en langue française de ce questionnaire. La version française de l'*Exercise Confidence Survey* a été remplie par 293 participants. Une analyse factorielle confirmatoire indique que le modèle bifactoriel proposé par Sallis (1996) est acceptable, mais suggère un modèle bifactoriel plus parcimonieux dans lequel un item de chacune des deux dimensions proposées par Sallis mesurerait respectivement l'autre dimension du modèle. Enfin, l'auto-efficacité perçue est corrélée avec les trois autres composants du modèle transthéorique (MTT) : les stades motivationnels de changement, la balance décisionnelle et les processus de changement. La version en langue française du Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique présente une consistance interne satisfaisante et peut être utilisée de manière valide dans une population francophone.

Mots-clés : auto-efficacité, activité physique, changement, questionnaire, validation française.

Le concept d'auto-efficacité perçue 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) ainsi qu'aux croyances à propos de leurs capacités à mobiliser la motivation, les ressources cognitives et les comportements nécessaires pour exercer un contrôle sur les événements de la vie (Bandura & Wood, 1989). La certitude de pouvoir pratiquer un renforcement musculaire régulier, même face à des contraintes temporelles, est un exemple de croyance en son auto-efficacité. Ces croyances sont cruciales pour faire face à une situation nouvelle, difficile, ou lorsqu'une autodiscipline stricte doit être mise en place (Sniehotta, Scholz & Schwarzer, 2005). L'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique se rapporte ainsi aux croyances par rapport à ses capacités à s'engager dans la pratique d'une activité physique régulière, quelles que soient les contraintes rencontrées.

Le modèle transthéorique (MTT) est un modèle intégratif de changement intentionnel de comportement créé initialement par Prochaska (1979) et, plus récemment, développé de manière à intégrer le sentiment d'efficacité personnelle et la balance déci-

sionnelle, considérés comme deux variables de changement importantes (Csillik, 2009). Le MTT comprend donc actuellement quatre composantes : les stades de changement, les processus de changement, la balance décisionnelle et le sentiment d'efficacité personnelle. Les stades de changement représentent une dimension temporelle permettant de comprendre précisément quand se produit un changement d'attitude, d'intention ou de comportement. Le MTT postule que les individus progressent à travers un déroulement séquentiel et cyclique du processus de changement de comportement comportant cinq stades : préréflexion (*precontemplation*), réflexion (*contemplation*), préparation (*preparation*), action (*action*) et maintien (*maintenance*). Selon Prochaska et DiClemente (1982), les processus de changement sont constitués par les actes que pose 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 sont davantage utilisés dans le stade de réflexion, et les processus comportementaux, dans les stades d'action et de maintien (Marcus, Rossi, Selby, Niaura & Abrams, 1992; Prochaska, DiClemente & Norcross, 1992). La balance décisionnelle et le sentiment d'efficacité personnelle sont deux variables intermédiaires marquant la progression de l'individu au fil des stades de changement. La balance décisionnelle est un outil métaphorique élaboré par Janis et Mann (1977), qui permet de déterminer et de clarifier l'ambivalence d'un individu à l'égard d'un comportement en comparant, d'une part, les éléments favorisant le *statu quo* (le comportement actuel) et, d'autre part, les éléments en faveur du changement de ce comportement. De la préréflexion à l'action, les avantages que l'individu associe à son changement de comportement devançant progressivement les inconvénients que celui-ci engendre, faisant

Coralie Eeckhout et Pierre Philippot, Institut de recherche en sciences psychologiques, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgique; Marc Francaux, Institut de Neurosciences, Université catholique de Louvain.

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

Toute correspondance concernant le présent article doit être adressée à Coralie Eeckhout, Institut de recherche en sciences psychologiques, Université catholique de Louvain, Place du Cardinal Mercier, 10, B-1348 Louvain-la-Neuve, Belgique. Courriel : coralie.eeckhout@uclouvain.be

ainsi pencher la balance en faveur du changement. Selon le modèle, le sentiment d'efficacité personnelle semble s'accroître au fil des stades de changement. La littérature montre également que ce concept est l'un des meilleurs prédicteurs cognitifs de l'adhérence à la pratique d'une activité physique régulière (Dishman, 1994; Marcus, Eaton, Rossi & Harlow, 1994; Rodgers & Gauvin, 1998; Wilcox & Storandt, 1996).

Les échelles d'évaluation du sentiment d'efficacité personnelle doivent mesurer la croyance des individus en leur capacité à répondre aux différents niveaux d'exigences d'une tâche au sein du domaine psychologique étudié. Pour réaliser une mesure sensible de l'auto-efficacité perçue, Bandura (1997) recommande d'effectuer une analyse conceptuelle, de saisir ce qui permet l'accomplissement d'une action donnée, et de compléter ces mesures au moyen d'interviews, de sondages ouverts-fermés et de questionnaires structurés, afin de déterminer les niveaux du défi ainsi que les obstacles à l'accomplissement des actions requises pour sa réalisation. Les différents items de l'échelle doivent représenter les différents niveaux des exigences requises pour accomplir une action en excluant toute autre caractéristique. Il faut inclure une grande diversité d'exigences afin de déterminer les limites supérieures de la croyance des individus en leurs capacités ainsi que les gradations de l'intensité du sentiment d'efficacité personnelle inférieures à ces limites. Les items doivent être formulés au moyen de « peut faire » (jugement de capacité) plutôt que d'un « fera » (état de l'intention). Les individus évaluent l'intensité de leur croyance en leur capacité à accomplir les exigences requises. Les scores d'intensité de croyance d'efficacité personnelle de ces exigences sont additionnés et divisés par le nombre total d'items afin d'obtenir un score d'intensité du sentiment d'efficacité personnelle pour le domaine d'activité étudié. Les mesures d'auto-efficacité perçue acquièrent leur validité lorsqu'elles parviennent à mettre en évidence ses différents effets (sur la pensée, l'affect, l'action et la motivation) stipulés par la théorie sociocognitive dans laquelle le facteur d'efficacité est utilisé (Bandura, 1997).

Pour mesurer la croyance d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique régulière, Sallis, Pinski, Grossman, Patterson et Nader (1988) ont élaboré la *Self-efficacy for Exercise Behaviours Scale* (Échelle d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique), qui a été modifiée et renommée *Exercise Confidence Survey* par Sallis (1996) (Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique). Cette mesure révisée comprend 12 items. L'analyse en composantes principales réalisée sur ces 12 items révèle une solution à deux facteurs. L'auteur a déterminé un facteur nommé *sticking to it* (adhésion à l'activité physique, huit items) et un facteur nommé *making time for exercise* (temps consacré à l'activité physique, quatre items). Ces deux facteurs ont une bonne consistance interne (respectivement, $\alpha = 0,85$ et $0,83$).

L'objectif de cette étude était, premièrement, de créer une version en langue française de la mesure du sentiment d'efficacité personnelle pour la pratique d'une activité physique et d'en examiner les qualités psychométriques. Dans un second temps, dans la perspective d'établir la validité interne de cet instrument de mesure par rapport à la théorie du changement, nous voulions analyser les relations entre l'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique, les autres variables du MTT ainsi que la motivation intrinsèque pour la pratique d'une activité physique.

Méthode

Participants

Les participants étaient 293 volontaires (dont 198 femmes), recrutés dans l'entourage privé et professionnel des auteurs au moyen de la technique « boule de neige ». Ils étaient âgés entre 16 ans et 65 ans ($M : 31,99$ ans, $\bar{E.-T.} = 11,65$). L'échantillon était composé à 92,7 % de personnes ayant un niveau de formation supérieur ou universitaire, et à 7,2 % de personnes ayant obtenu le diplôme d'études secondaires supérieures, inférieures ou professionnelles. Les questionnaires ont été remplis sur un serveur d'enquête sur Internet.

Mesures

Les participants ont rempli la version en langue française de l'*Exercise Confidence Survey* (Sallis, 1996). Cette version a été obtenue après traduction de l'anglais au français du questionnaire original par les auteurs et vérification de la traduction par une traductrice anglais-français professionnelle. Les divergences de traduction ont été discutées afin de parvenir à une version consensuelle. Ce questionnaire auto-rapporté se compose de 12 items évaluant ce que les personnes seraient susceptibles de faire pour augmenter ou maintenir la pratique d'une activité physique régulière. Chaque item est évalué sur une échelle de Likert allant de 1 (*je sais que je ne peux pas*) à 5 (*je sais que je peux*). Une catégorie supplémentaire est proposée si la personne ne se sent pas concernée par l'item et celle-ci est codée comme une réponse manquante. Le score moyen du *Exercise Confidence Survey* varie entre 1 et 5.

Les participants ont également répondu à quatre questionnaires auto-rapportés mesurant les trois autres composantes du MTT ainsi que la motivation intrinsèque pour l'activité physique.

La *Stages of Change of Exercise Behaviour Scale* (Marcus & Owen, 1992), traduite en français (Échelle des stades de changement vis-à-vis de la pratique d'une activité physique) par Eeckhout, Francaux & Philippot (2010), est une mesure de la motivation à pratiquer une activité physique régulière au moyen des stades de changement. Il s'agit d'un item présenté sous forme de choix multiple.

La *Decisional Balance Scale for Exercise* (Marcus, Rakowski & Rossi, 1992), traduite en français (Questionnaire de la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique) par Eeckhout et al. (2010), est composée de 16 items destinés à déterminer les aspects positifs (pour) et négatifs (contre) perçus de la pratique d'une activité physique régulière. Les deux sous-échelles (Pour et Contre) de la version française de ce questionnaire présentent une consistance interne satisfaisante (Pour, $\alpha = 0,85$; Contre, $\alpha = 0,73$).

Le *Exercise Processes of Change Questionnaire* (Marcus et al., 1992), traduit en français (Questionnaire des processus de changement vis-à-vis de l'activité physique) par Eeckhout, Francaux & Philippot (2011), est composé de 39 items destinés à comprendre la manière dont les individus procèdent pour effectuer des changements dans leur pratique de l'activité physique. La version française de ce questionnaire présente une excellente consistance interne ($\alpha = 0,92$).

Les six échelles du *Post-Experimental Intrinsic Motivation Inventory* (Ryan, 1982), adaptées à la pratique d'activités physiques

et traduites en français (Questionnaire de motivation intrinsèque postexpérimentale) par Eeckhout et al. (2010), mesurent l'intérêt/le plaisir, la compétence perçue, l'effort/l'importance, la pression/la tension, le choix perçu, ainsi que la valeur/l'utilité. Chacune de ces échelles présente une consistance interne satisfaisante (Intérêt/Plaisir, $\alpha = 0,85$; Compétence perçue, $\alpha = 0,83$; Effort/Importance, $\alpha = 0,69$; Pression/Tension, $\alpha = 0,70$; Choix perçu, $\alpha = 0,68$; Valeur/Utilité, $\alpha = 0,86$).

Les questionnaires ont été mis en ligne au moyen de Doris, un serveur d'enquêtes interne de l'Université catholique de Louvain permettant de créer des questionnaires sur Internet, de les publier sur un site précis et de recueillir les résultats en ligne. L'adresse Internet des questionnaires en ligne a été transmise par courriel aux participants. La durée de complétion des différents questionnaires était en moyenne de 20 minutes. L'anonymat a été complètement préservé.

Résultats

Analyses factorielles

Pour examiner la structure interne du Questionnaire, nous avons réalisé l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) avec le logiciel AMOS 16.0 (Arbuckle, 2007) pour tester le modèle bifactoriel de 12 items (8 items mesurant l'adhésion à l'activité physique et 4 items mesurant le temps consacré à l'activité physique), proposé par Sallis (1996). 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 (*skewness*). Compte tenu de la dispersion des données, la normalité de notre variable a dû être rejetée. La méthode standard d'estimation dans la modélisation en équation structurale est la méthode du maximum de vraisemblance (*maximum likelihood*, ML), qui suppose la multinormalité des variables. Cependant, l'absence de multinormalité est très fréquente dans les AFC (Byrne, 2001). Dans le présent cas, le coefficient de Mardia, qui permet d'apprécier la multinormalité, est de 30,862, attestant clairement d'une absence de multinormalité (Mardia, 1974). En effet, les items mesurant le sentiment d'efficacité personnelle pour la pratique d'une activité physique font référence à un ensemble de jugements de capacités pouvant être présentes ou absentes à des fréquences variables. Dès lors, l'utilisation de la méthode standard d'estimation avec nos variables pourrait engendrer des problèmes d'estimation (Blunch, 2008).

Il existe plusieurs solutions pour corriger l'absence de multinormalité dans les AFC (Blunch, 2008). L'approche la plus appropriée dans le présent cas est l'utilisation d'une méthode d'estimation tenant compte de l'absence de normalité des variables, telle que la méthode d'estimation des moindres carrés non pondérés (*unweighted least squares*, ULS), qui minimise les résidus. Par conséquent, nous avons utilisé les indices d'ajustement suivants pour vérifier le modèle proposé précédemment par Sallis (1996) : le *Goodness of Fit Index* (GFI), le *Adjusted Goodness of Fit Index* (AGFI), le *Parsimony Goodness of Fit Index* (PGFI), le *Parsimony Ratio* (PRATIO), le *Normed Fit Index* (NFI), et le *Root Mean Square Residual* (RMR). Le NFI est un indice de comparaison, le GFI et le RMR sont des indices d'ajustement absolu, et le PGFI et le PRATIO sont des indices de parcimonie. Le GFI possède une version ajustée, l'AGFI, qui tient compte de l'addition

des paramètres libres dans le modèle. Le GFI, l'AGFI et le NFI ont des valeurs comprises entre 0 et 1, la valeur 1 indiquant un ajustement parfait. Le PGFI et le PRATIO sont généralement considérés comme satisfaisants au-delà de 0,60 (Blunch, 2008). Le RMR a une valeur proche de 0, < 0,05 indiquant un bon ajustement.

L'AFC indique que le modèle bifactoriel proposé par Sallis (Modèle 1) présente des indices d'ajustement acceptables (RMR = 0,108; GFI = 0,988; AGFI = 0,983; PGFI = 0,672; NFI = 0,978; PRATIO = 0,803). Cependant, l'AFC suggère un modèle plus parcimonieux, le Modèle 2 (RMR = 0,102; GFI = 0,990; AGFI = 0,985; PGFI = 0,672; NFI = 0,980; PRATIO = 0,803), dans lequel les items 8 et 12 mesureraient respectivement l'autre dimension du modèle.¹ Nous ne pouvons pas néanmoins comparer nos résultats au modèle proposé par Sallis (1996), car cet auteur n'a pas effectué d'analyse factorielle confirmatoire pour la version du modèle bifactoriel qu'il préconise. Par conséquent, nous avons basé nos analyses suivantes sur le modèle bifactoriel suggéré par l'AFC, dans lequel les scores pour chacune des deux dimensions sont calculés en effectuant respectivement la moyenne des items de 1 à 8 (huit items, dimension « adhésion à la pratique d'une activité physique ») et des items 9 à 12 (quatre items, dimension « contraintes pour pratiquer une activité physique »). La saturation des items sur leur facteur respectif est présentée dans le Tableau 1.

Données descriptives

Nous avons réalisé les statistiques descriptives avec le logiciel SPSS 18. Le coefficient de consistance interne pour l'Échelle d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique est bon ($\alpha = 0,85$). Le coefficient de consistance interne est satisfaisant pour l'adhésion à la pratique d'une activité physique ($\alpha = 0,83$), et limite pour les contraintes pour pratiquer une activité physique ($\alpha = 0,61$). Les résultats des analyses descriptives indiquent que les hommes ($M = 3,369$; $\acute{E}.T. = 0,913$) rapportent un meilleur score d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique que les femmes ($M = 3,112$; $\acute{E}.T. = 0,966$), $F(1, 290) = 4,684$, $p < 0,05$. Les hommes ($M = 3,324$; $\acute{E}.T. = 1,062$) ont également une plus grande facilité que les femmes ($M = 2,963$; $\acute{E}.T. = 1,122$) pour s'imposer des contraintes permettant de pratiquer une activité physique régulière, $F(1, 290) = 6,827$, $p < 0,01$. Par contre, l'effet du genre sur le score d'adhésion à la pratique d'une activité physique n'est pas significatif, $F(1, 290) = 2,560$, *ns*, et le sentiment d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique ne diffère pas selon le niveau d'éducation, $F(3, 286) = 0,044$, *ns*.

Interrelations

Nous avons effectué des analyses de corrélation pour étudier les relations entre le sentiment d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique, les autres composantes principales de la MTT et la motivation intrinsèque pour la pratique d'une activité physique.

¹ Similairement, l'AFC par la méthode ML montre des indices d'ajustement acceptables pour le modèle proposé par Sallis ($\chi^2/df = 2,054$; GFI = 0,942; NNFI = 0,927; CFI = 0,942; RMSEA = 0,060) et suggère également le Modèle 2, plus parcimonieux (Modèle 1 : AIC = 158,874; Modèle 2 : AIC = 151,578).

Tableau 1

Estimations par méthode des moindres carrés non pondérés (ULS) pour les 12 items

Items	Saturation de l'item sur le facteur
Adhésion à la pratique d'une activité physique	
1. Suivre votre programme physique après une longue et fatigante journée de travail.	0,691
2. Suivre votre programme physique quand les obligations sociales vous prennent beaucoup de temps.	0,792
3. Suivre votre programme physique quand vous avez des tâches ménagères à faire.	0,544
4. Pratiquer une activité physique même lorsque vous vous sentez déprimé(e).	0,614
5. Suivre votre programme physique quand votre famille exige plus de votre temps.	0,568
6. Suivre votre programme physique quand vous vivez un changement de vie stressant (ex. : divorce, décès dans la famille, déménagement).	0,546
7. Suivre votre programme physique même lorsque vous avez des obligations excessives au travail.	0,664
8. Réserver du temps pour un programme d'activité physique; c'est-à-dire marcher, courir, nager, rouler en vélo, ou d'autres activités physiques d'une durée minimum de 30 minutes, 3 fois par semaine.	0,556
Contraintes pour pratiquer une activité physique	
9. Se lever tôt, même les week-ends, pour pratiquer une activité physique.	0,617
10. Assister à une fête seulement après avoir pratiqué une activité physique.	0,483
11. Lire ou étudier moins pour pratiquer plus d'activité physique.	0,458
12. Continuer à pratiquer une activité physique avec d'autres même lorsqu'ils semblent trop rapides ou trop lents pour vous.	0,579

Seules les corrélations supérieures à 0,30 seront présentées et discutées.²

Auto-efficacité perçue et balance décisionnelle. La corrélation est négative et significative ($r = -0,497$) entre le sentiment d'efficacité personnelle pour la pratique d'activité physique et la sous-échelle Contre de la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique.

Auto-efficacité perçue et processus de changement. L'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique est corrélée positivement et significativement avec le score total des processus de changement vis-à-vis de l'activité physique ($r = 0,373$). Plus particulièrement, nous observons une corrélation positive et significative entre l'auto-efficacité perçue et trois processus : deux processus comportementaux (réévaluation personnelle, $r = 0,320$, et prise de décision, $r = 0,399$) et un processus expérientiel (contre-conditionnement, $r = 0,559$). Notons que la corrélation est plus forte entre le sentiment d'efficacité personnelle pour la pratique d'une activité physique et les processus comportementaux de changement ($r = 0,456$).

Auto-efficacité perçue et motivation intrinsèque. L'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique est corrélée positivement et significativement avec les échelles « Intérêt/Plaisir » ($r = 0,359$) et « Compétence perçue » ($r = 0,310$). Le sentiment d'auto-efficacité et, plus particulièrement, sa dimension « adhésion pour la pratique d'une activité physique » est également corrélée positivement et significativement avec l'échelle « Valeur/Utilité » ($r = 0,304$).

Auto-efficacité perçue et stades de changement. Dans notre échantillon, 47,1 % de participants pratiquaient une activité physique régulière (stades « action » et « maintien »), 28 % pratiquaient une activité physique occasionnellement (stade « préparation »), et 24,9 % ne pratiquaient pas d'activité physique (stades « préreflexion » et « réflexion »). Par pratique d'activité 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 30 minutes d'activité physique de type aérobie d'intensité modérée cinq fois par semaine ou son équivalent à intensité plus élevée (trois fois 20 minutes).

Nous avons choisi le test non paramétrique de Kruskal-Wallis pour comparer le sentiment d'efficacité personnelle pour la pratique d'une activité physique à travers les stades motivationnels de changement pour une telle activité, car les conditions d'application de l'ANOVA simple ne sont pas vérifiées. Le Tableau 2 présente les χ^2 pour le sentiment d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique et ses deux dimensions. Ces analyses indiquent que le sentiment d'auto-efficacité pour l'activité physique évolue au cours des différents stades de changement. Pour visualiser cette évolution, nous avons effectué une comparaison *a posteriori* des moyennes deux à deux utilisant le Test U de Mann-Whitney, le seuil de signification étant ajusté à l'aide de la correction de Bonferroni. Ces tests révèlent que les précontemplateurs ont un score d'auto-efficacité perçue plus faible que les personnes qui se situent aux quatre autres stades motivationnels et que les personnes se situant au stade « maintien » ont un score d'auto-efficacité perçue significativement plus élevé que celles qui se situent aux autres stades motivationnels de changement.

Discussion

La présente étude avait pour premier objectif d'étudier la structure factorielle et la consistance interne de la version française du Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique. L'analyse factorielle confirmatoire a montré que les deux modèles bifactoriels testés ont des indices d'ajustement acceptables. Le modèle stipulé par l'AFE présente cependant une meilleure adéquation aux données que celui qui est proposé par Sallis (1996). Nous retenons donc la première solution bidimensionnelle : la dimension « adhésion à la pratique d'une activité physique » et la dimension « contraintes pour pratiquer une activité physique ». La consistance interne de ces sous-échelles constituées est satisfaisante, bien qu'inférieure à celle qui a été obtenue par Sallis et al. (1988).

² Pour obtenir des informations supplémentaires au sujet des analyses descriptives et corrélationnelles effectuées, on peut envoyer un courriel à coralie.eeckhout@uclouvain.be.

Tableau 2

Test de Kruskal–Wallis et test de Mann–Whitney

Variable	Test de Kruskal–Wallis ^a		Test de Mann–Whitney ^b				
	χ^2 (df = 4)	Signification asymptotique	Stades de changement - moyenne				
			PR	R	P	A	M
Auto-efficacité perçue dans l'activité physique	75,148	0,000	a	ab	bc	c	d
Dimension « adhésion à la pratique physique »	81,763	0,000	a	ab	b	bc	d
Dimension « contraintes pour pratiquer l'activité physique »	32,014	0,000	a	bc	b	bc	c

Note. PR = stade préflexion; R = stade réflexion; P = stade préparation; A = stade action; M = stade maintien. Deux lettres différentes (a, b, c, d) témoignent d'une différence significative entre deux stades de changement.

^a Critère de regroupement : stades de changement vis-à-vis de la pratique d'une activité physique. ^b Le seuil de signification est ajusté avec la correction de Bonferroni ($p \leq 0,005$).

Notre second objectif était d'examiner les associations entre cette mesure, les autres variables du MTT et la motivation intrinsèque pour la pratique d'une activité physique. Conformément à la littérature (par ex., Berry & Howe, 2005; Biddle & Mutrie, 2008; Blanchard et al., 2007; Miller, Ogletree & Weshimer, 2002; Jones, Harris, Waller & Coggins, 2005) et au MTT, le sentiment d'auto-efficacité augmente en fonction des stades motivationnels de changement : les précontempteurs ont un sentiment d'auto-efficacité significativement plus faible que les individus qui se situent aux autres stades de changement et, inversement, les individus au stade « maintien » ont un sentiment d'efficacité personnelle significativement plus élevé que les autres. Ainsi, le sentiment d'auto-efficacité dépend du niveau d'activité physique, de telle sorte que les individus pratiquant une activité physique de façon régulière ont un meilleur sentiment d'auto-efficacité pour la pratique d'une activité physique.

Notons que dans la présente étude, 47,1 % des participants ($n = 138$) se conformaient aux recommandations de l'ACSM en ce qui a trait à la quantité d'activité physique nécessaire pour en tirer des bénéfices pour la santé, et 28 % des participants pratiquaient une activité physique de façon occasionnelle, ce qui est supérieur aux estimations rapportées à l'échelle nationale (De Bourdeaudhuij & Bize, 2008). Le plus grand pourcentage de personnes pratiquant une activité physique régulière ou occasionnelle pourrait s'expliquer par le niveau élevé d'éducation de notre échantillon. La littérature montre en effet que le niveau d'éducation est positivement associé à la pratique d'activités physiques (Barnes & Schoenborn, 2003).

Nous avons observé une corrélation significativement négative entre l'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique et la sous-échelle Contre de la balance décisionnelle en vue de pratiquer une activité physique. Cette corrélation met en évidence l'impact important des aspects négatifs de la pratique d'une activité physique sur la croyance des individus en leur capacité à s'engager à pratiquer une activité physique de façon régulière. L'auto-efficacité perçue était également corrélée positivement avec les processus de changement vis-à-vis de l'activité physique, et davantage avec les processus comportementaux. Cette association souligne l'importance de développer des processus pour adopter puis maintenir la pratique d'une activité physique régulière. Plus spécifiquement, Prochaska et al. (1992) ont démontré que les stades et les processus de changement semblent interagir dans un modèle logique, séquentiel et différentiel pour produire un

changement réussi : les processus expérientiels sont les plus utilisés dans le stade de réflexion, et les processus comportementaux, dans les stades d'action et de maintien. Enfin, le sentiment d'auto-efficacité est corrélé positivement avec les dimensions « valeur/utilité », « compétence perçue » et « intérêt/plaisir » de la motivation intrinsèque. Cette dernière association supporte la théorie sociocognitive (Bandura, 1997), selon laquelle les perceptions d'auto-efficacité influencent les réponses affectives.

Au vu de l'homogénéité de l'échantillon, principalement constitué de personnes d'un milieu socioculturel favorisé, il faut faire preuve de prudence quant à la généralisation des résultats. Cependant, il faut noter que, dans nos données, le sentiment d'efficacité personnelle ne diffère pas selon le niveau d'éducation. Dans les études futures, il faudrait explorer davantage les répercussions de la diversité sur les variables mesurées. La mesure auto-rapportée de la pratique d'une activité physique constitue une seconde limite à l'étude. Elle suscite l'hypothèse d'une inflation potentielle du niveau réel de pratique d'activités physiques des participants.

En conclusion, la version en langue française du Questionnaire d'auto-efficacité perçue pour la pratique d'une activité physique présente une consistance interne satisfaisante et peut donc être utilisée de manière valide dans une population francophone. Les résultats de la présente étude viennent également renforcer la valeur prédictive du modèle transtheorique pour comprendre l'évolution d'un mode de vie sédentaire à un mode de vie physiquement actif.

Abstract

The Exercise Confidence Survey is a questionnaire measuring self-efficacy for engaging in regular physical activity. Sallis (1996) has identified two dimensions within the Exercise Confidence Survey: *sticking to it* and *making time for exercise*. The purpose of the present study was to investigate the psychometric properties of the French version of this questionnaire. Two hundred ninety-three volunteers filled in the French version of the Exercise Confidence Survey. A confirmatory factor analysis confirmed the two-factor model proposed by Sallis (1996). However, we also found a best-fit two-factor model in which one item of each original dimension proposed by Sallis actually was allocated to the other dimension. Finally, self-efficacy is significantly associated with the other components of transtheoretical model (TTM): stages of change, decisional balance, and processes of change. These results

demonstrate that the French version of the Exercise Confidence Survey exhibits satisfactory internal consistency and can be validly applied to a French-speaking population.

Key words: self-efficacy, exercise, change, questionnaire, French validation

Références

- Arbuckle, J. L. (2007). *Amos 16.0 User's Guide*. Chicago, É.-U. : SPSS.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*, Englewood Cliffs, É.-U. : Prentice Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, É.-U. : Freeman.
- Bandura, A., & Wood, R. E. (1989). Effect of perceived controllability and performance standards on self-regulation of complex decision-making. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 805–814. doi: 10.1037/0022-3514.56.5.805
- Barnes, P. M., & Schoenborn, C. A. (2003, mai). Physical activity among adults: United States, 2000. *Advance Data*, 333, 1–23. Consulté à <http://www.cdc.gov/nchs/data/ad/ad333.pdf>
- Berry, T. R., & Howe, B. L. (2005). The effects of exercise advertising on self-efficacy and decisional balance. *American Journal of Health Behavior*, 29, 117–126.
- Biddle, S. J. H., & Mutrie, N. (2008). *Psychology of physical activity. Determinants, well-being and interventions* (2^e éd.). Londres, R.-U. : Routledge.
- Blanchard, C. M., Fortier, M., Sweet, S., O'Sullivan, T., Hogg, W., Reid, R. D., & Sigal, R. J. (2007). Explaining physical activity levels from a self-efficacy perspective: The physical activity counseling trial. *Annals of Behavioral Medicine*, 34, 323–328. doi:10.1007/BF02874557
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modeling using SPSS and AMOS*. Londres, R.-U. : Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, É.-U. : Erlbaum.
- Csillik, A. S. (2009). Polémique actuelle autour du modèle transthéorique : Ce modèle mérite-t-il d'être encore utilisé? *Annales médico-psychologiques*, 167, 355–360. doi:10.1016/j.amp.2007.09.003
- De Bourdeaudhuij, I., & Bize, P. (2008, octobre). Recommandations pour l'activité physique en Belgique. *Éducation Santé*, 238.
- Dishman, R. K. (1994). Introduction: Consensus, problems, and prospects. Dans R. K. Dishman (éd.), *Advances in exercise adherence* (pp. 1–27). Champaign, É.-U. : Human Kinetics.
- Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2010). *Stages of change of exercise behavior scale, Decisional balance scale for exercise, and the Post-experimental intrinsic motivation inventory: Adaptation and French translation*. Données brutes non publiées.
- Eeckhout, C., Francaux, M., & Philippot, P. (2011). *Mesure des processus de changement vis-à-vis de l'activité physique: validation française du questionnaire Exercise Processes of Change*. Manuscrit soumis pour publication.
- Haskell, W. L., Lee, I. M., Pate, R. R., Powell, K. E., Blair, S. N., Franklin, B. A., . . . Bauman, A. (2007). Physical activity and public health: Updated recommendation for adults from the American College of Sports Medicine and the American Heart Association. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 39, 1423–1434. doi:10.1249/mss.0b013e3180616b27
- Janis, I. L. & Mann, L. (1977). *Decision making: A psychological analysis of conflict, choice, and commitment*. Londres, R.-U. : Cassel & Collier Macmillan.
- Jones, F., Harris, P., Waller, H., & Coggins, A. (2005). Adherence to an exercise prescription scheme: The role of expectations, self efficacy, stage of change and psychological well-being. *British Journal of Health Psychology*, 10, 359–378. doi:10.1348/135910704X24798
- Marcus, B.H., Eaton, C.A., Rossi, J.S., & Harlow, L.L. (1994). Self-efficacy, decision-making and stages of change: An integrative model of physical exercise. *Journal of Applied Social Psychology*, 24, 489–508.
- Marcus, B. H., & Owen, N. (1992). Motivational readiness, self-efficacy and decision-making for exercise. *Journal of Applied Social Psychology*, 22, 3–16. doi:10.1111/j.1559-1816.1992.tb01518.x
- Marcus, B. H., Rakowski, W., & Rossi, J. S. (1992). Assessing motivational readiness and decision making for exercise. *Health Psychology*, 11, 257–261. doi:10.1037/0278-6133.11.4.257
- 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, 386–395. doi:10.1037/0278-6133.11.6.386
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya*, B36, 115–128.
- Miller, K. H., Ogletree, R. J., & Weshimer, K. (2002). Impact of activity behaviors on physical activity identity and self-efficacy. *American Journal of Health Behavior*, 26, 323–330.
- Prochaska, J. O. (1979). *Systems of psychotherapy: A transtheoretical analysis*. Homewood, É.-U. : Dorsey Press.
- Prochaska, J. O., & DiClemente, C. C. (1982). Transtheoretical therapy: Toward a more integrative model of change. *Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 19, 276–288. doi:10.1037/h0088437
- Prochaska, J. O., DiClemente, C. C., & Norcross, J. C. (1992). In search of how people change. Applications to addictive behaviors. *American Psychologist*, 47, 1102–1114. doi:10.1037/0003-066X.47.9.1102
- Prochaska, J. O., Redding, C. A., & Evers, K. E. (1997). The transtheoretical model and stages of change. Dans K. Glanz, F. M. Lewis & B. K. Rimer (éds.), *Health behavior and health education: Theory, research and practice*. San Francisco, É.-U. : Jossey-Bass.
- Rodgers, W. M., & Gauvin, L. (1998). Heterogeneity of incentives for physical activity and self-efficacy in highly active and moderately active women exercisers. *Journal of Applied Social Psychology*, 28, 1016–1029. doi:10.1111/j.1559-1816.1998.tb01665.x
- Ryan, R. M. (1982). Control and information in the intrapersonal sphere: An extension of cognitive evaluation theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 450–461. doi:10.1037/0022-3514.43.3.450
- Sallis, J. F. (1996, octobre). *Exercise Confidence Survey*. Consulté le 4 avril 2011, à www.drjamessallis.sdsu.edu/Documents/self-efficacy-coverandexercise.pdf
- Sallis, J. F., Pinski, R. B., Grossman, M. R., Patterson, T. L., & Nader, P. R. (1988). The development of self-efficacy scales for health-related diet and exercise behaviors. *Health Education Research*, 3, 283–292. doi:10.1093/her/3.3.283
- Snihotta, F. F., Scholz, U., & Schwarzer, R. (2005). Bridging the intention-behaviour gap: Planning, self-efficacy, and action control in the adoption and maintenance of physical exercise. *Psychology and Health*, 20, 143–160. doi:10.1080/08870440512331317670
- Wilcox, S., & Storandt, M. (1996). Relations among age, exercise, and psychological variables in a community sample of women. *Health Psychology*, 15, 110–113. doi:10.1037/0278-6133.15.2.110

Reçu le 26 avril 2011

Révision reçue le 12 juillet 2011

Accepté le 18 juillet 2011 ■