

**LE PLAISIR PERÇU DANS LA PRATIQUE DES APS:
ELABORATION D'UN OUTIL D'EVALUATION**

(Revue S.T.A.P.S. , 1998, n°45, pp.7-18)

Didier Delignières & Sandra Perez
Faculté des Sciences du Sport et de l'Education Physique
Université Montpellier I

Résumé: Le but de cet article est de proposer un outil psychométriquement valide pour l'évaluation du plaisir perçu lors de la pratique des activités physiques et sportives. Nous avons décidé d'adapter la *Physical Activity Enjoyment Scale* de Kendzierski & DeCarlo (1991). Une première étude nous a permis d'élaborer une échelle unidimensionnelle de 10 items, présentant une consistance interne satisfaisante. La structure factorielle de ce questionnaire a été testée par analyse confirmatoire lors d'une seconde étude. Enfin, une troisième étude se proposait de tester la validité conceptuelle de ce questionnaire. Pour cela nous avons tenté de répliquer un résultat rapporté dans des recherches antérieures, révélant un effet de l'orientation de maîtrise sur le plaisir perçu. Les résultats obtenus sont conformes aux hypothèses. En conclusion, ce questionnaire semble constituer un outil d'évaluation valide, qui pourra permettre une étude plus poussée des déterminants du plaisir ressenti dans la pratique des activités physiques et sportives.

Mots-clés: Plaisir, orientation motivationnelle, questionnaire, validation.

Abstract: The aim of this paper was to propose a valid psychometric tool for the assessment of enjoyment in sports and physical activities. We decided to adapt the Kendzierski & DeCarlo (1991)'s *Physical Activity Enjoyment Scale*. The first study allowed us to build up a unidimensional 10-items scale, with a good internal consistency. The factorial structure of this scale was then assessed in a second study by a confirmatory analysis. The third study was designed to test the construct validity of this questionnaire. We have tried to replicate a result reported in earlier studies, revealing an effect of mastery orientation on enjoyment. The results were consistent with the hypotheses. In conclusion, this questionnaire appears to constitute a valid assessment tool, allowing the development of research on the determinants of pleasure in sports and physical activities.

Key words: Enjoyment, motivational orientation, questionnaire, validation.

Adresse: Faculté des Sciences du Sport et de l'Education Physique
700, avenue du Pic saint Loup
34090 Montpellier
France
Tel: +33 67 41 57 54
Fax: +33 67 41 57 08
Email: delignieres@sc.univ-montp1.fr

Introduction

De nombreux facteurs peuvent déterminer un individu à s'engager dans la pratique d'une activité sportive: la pression médiatique ou publicitaire, les sollicitations d'un groupe de pairs, une inquiétude vis-à-vis de sa santé ou de son poids, ou encore la participation à un cycle d'initiation, par exemple dans le cadre de cours d'Education Physique. Néanmoins son entrée en pratique ne présage en rien de sa persistance sur un terme plus long. D'une manière générale, les auteurs s'accordent à reconnaître que l'entrée en pratique et la persévérance à long terme reposent sur des déterminants distincts, et que le principal facteur sous-tendant l'adhésion prolongée à une pratique est le sentiment de plaisir que cette dernière procure aux individus (Biddle et Goudas, 1994; Dishman, Sallis & Orenstein, 1985; Rejeski & Kenney, 1988; Wankel & Kreisel, 1985). Les travaux de Perrin (1993) et Bousquet (1997) ont également montré que les individus qui pratiquent se représentent l'activité physique avant tout comme une source de plaisir, alors que l'on retrouve plutôt chez les non-pratiquants des représentations centrées sur l'hygiène et le devoir. A une époque où la promotion des activités sportives apparaît comme un vecteur central des politiques de santé, une étude approfondie du plaisir généré par la pratique sportive, de sa nature et de ses déterminants s'avère nécessaire (Kendzierski et DeCarlo, 1991; Wankel & Kreisel, 1985).

Le plaisir est généralement défini, du moins dans le domaine qui nous préoccupe, comme un état émotionnel agréable, une réponse affective positive vis-à-vis de la pratique sportive (Wankel & Sefton, 1989; Scanlan & Lewthwaite, 1986). Cet état émotionnel est la résultante de multiples affects, déterminés par divers éléments de la situation vécue par le sujet. Scanlan et Lewthwaite (1986) ont proposé de classer ces éléments selon deux axes, le premier rendant compte de leur caractère intrinsèque ou extrinsèque, et le second de leur relation à l'accomplissement. Les éléments intrinsèques sont directement liés à la pratique de l'activité, c'est-à-dire qu'ils sont générés par l'interaction entre le sujet et la tâche. Dans ce cadre, le sentiment de compétence constitue un exemple d'élément intrinsèque lié à l'accomplissement, et l'excitation liée à la prise de risque constitue plutôt un élément intrinsèque non lié à l'accomplissement. Les éléments extrinsèques renvoient à des facteurs environnementaux: dans ce cadre, les feedbacks positifs que le sujet reçoit à propos de sa performance sont un exemple d'éléments extrinsèques liés à l'accomplissement, et la satisfaction des besoins d'affiliation constitue plutôt un élément extrinsèque non lié à l'accomplissement.

D'une manière générale, les travaux réalisés sur les déterminants du plaisir dans les activités physiques et sportives ont plutôt mis en avant l'importance des éléments intrinsèques liés à l'accomplissement (Biddle & Goudas, 1994; Roberts & Duda, 1984; Wankel & Kreisel, 1985). Wankel & Kreisel (1985) montrent par exemple chez des enfants d'âges variés (de 7 à 14 ans) pratiquant diverses activités sportives (football, base-ball ou hockey), que ce sont les facteurs intrinsèques tels que la maîtrise de la tâche ou les progrès personnels qui apportent la contribution la plus significative au plaisir des pratiquants. Les facteurs sociaux (être avec des amis) paraissent n'avoir qu'une importance secondaire, et les facteurs extrinsèques (gagner des récompenses, faire plaisir aux autres,..) n'ont qu'un impact négligeable. Ces résultats ont pu amener certains auteurs à assimiler plaisir et motivation intrinsèque (voir par exemple McAuley, Duncan & Tammen, 1989; Watson, 1984), et à mettre l'accent sur l'importance des deux déterminants centraux de la motivation intrinsèque: le sentiment de compétence et l'autodétermination (Coleman & Iso-Ahola, 1993). Néanmoins certaines études ont clairement montré que le plaisir pouvait être déterminé par d'autres facteurs: Scanlan et

Lewthwaite (1986) mettent notamment en évidence l'influence de facteurs extrinsèques tels que l'investissement des parents et insistent sur le fait que le plaisir est un concept plus large que la motivation intrinsèque (voir également Goudas & Biddle, 1993). Treasure et Roberts (1994) suggèrent de plus que les déterminants du plaisir peuvent varier d'un individu à l'autre, notamment en fonction de l'orientation motivationnelle caractérisant chaque individu.

Les résultats de la recherche demeurent lacunaires, et si l'incitation à la pratique passe par la construction d'une relation de plaisir aux activités sportives (Biddle & Goudas, 1994; Delignières & Garsault, 1996), les chercheurs sont loin de pouvoir fournir aux praticiens des principes d'action avérés. Un approfondissement de la recherche sur le plaisir est indispensable, notamment en fonction de publics spécifiques (les filles, les adolescents en difficulté), et de contextes particuliers (notamment les cours d'Education Physique et Sportive).

L'approche expérimentale du concept de plaisir, l'étude de ses conditions d'émergence, des variables susceptibles de l'optimiser nécessitent la construction préliminaire d'outils spécifiques, et notamment la mise au point d'un outil de mesure du plaisir ressenti par les sujets lors de la pratique. Or une revue de la littérature montre que la plupart des chercheurs ayant tenté de mesurer le plaisir ont eu recours à des procédures aux propriétés métriques limitées. On peut citer par exemple Harter (1978) mesurant le plaisir des sujets par des "scores de sourire", déterminés selon une échelle en quatre points (0: pas de sourire, 1: léger sourire, 2: large sourire, 3: éclats de rire). Dans le domaine des activités sportives, de nombreux auteurs se sont contentés d'une évaluation à partir d'un ou deux items du type "j'ai eu beaucoup de plaisir à pratiquer cette activité", les sujets se voyant proposer 5 ou 7 niveaux de réponse (Scanlan & Lewthwaite, 1986; Wankel & Kreisel, 1985; Wankel & Sefton, 1989). Il est certain que dans ce type d'étude, le nombre de variables mesurées est tel qu'il contraint fortement la détermination des outils. Il est néanmoins surprenant de constater que des chercheurs aient recours à des mesures aussi rudimentaires d'une variable dépendante centrale de leurs études, quand par ailleurs d'autres évaluations dans le même travail ont recours à des instruments beaucoup plus sophistiqués (voir, par exemple, Wankel & Sefton, 1989).

L'utilisation d'outils à items multiples semble notamment une précaution nécessaire (Comrey, 1988). On peut être parfois étonné du caractère redondant de certains questionnaires, et l'on se dit alors d'un seul item pourrait procurer une mesure tout aussi satisfaisante que dix items se répétant quasiment à l'identique. C'est oublier les conséquences métriques et statistiques de la multiplication des items: cette dernière permet notamment de produire une distribution plus ou moins continue des scores, alors qu'un item unique ne produit qu'une distribution discrète. Les échelles à items multiples permettent évidemment d'affiner la mesure, d'un facteur correspondant au nombre d'items utilisé. Mais surtout les échelles de mesure obtenues supporteront sans problème les approches corrélationnelles, sans présenter de risques de distorsion, classiques avec des échelles ordinales de faible étendue (Comrey, 1988). Le recours à des questionnaires à items multiples permet non seulement une mesure plus précise, plus consistante, mais surtout statistiquement plus utile.

On l'a vu précédemment, la plupart des travaux portant sur le plaisir ont recours à des outils de mesure particulièrement insatisfaisants. La seule exception notable concerne les travaux utilisant l'échelle de plaisir/intérêt de l'*Intrinsic Motivation Inventory* de McAuley, Duncan & Tammen (1989; voir par exemple Goudas & Biddle, 1994; Goudas, Biddle & Fox, 1994). Cette échelle ne comprend néanmoins que cinq items, ce qui nous paraît peu pour une

variable dépendante majeure. Comrey (1988) préconise au moins 10 items pour une sous-échelle, et 20 pour une échelle principale.

Kendzierski & DeCarlo (1991) ont proposé et validé un questionnaire plus étendu, pour l'évaluation du plaisir ressenti au cours de la pratique sportive: la *Physical Activity Enjoyment Scale* (PACES). Il s'agit d'un ensemble de 18 items bipolaires (par exemple: "j'aime... je déteste"), chaque pôle marquant les extrémités d'une échelle de réponse en 7 points. Le questionnaire fait preuve d'une consistance interne très élevée: des coefficients α de Cronbach (1951) de l'ordre de .93 à .96 sont obtenus lors de leurs diverses études.

L'objectif de cet article est de construire et valider un questionnaire de plaisir perçu dans la pratique des APS. Nous avons travaillé à partir de la *Physical Activity Enjoyment Scale* de Kendzierski & DeCarlo, qui constituait un outil assez proche de celui que nous souhaitions élaborer. Notamment les items de la PACES tentent majoritairement d'évaluer le plaisir éprouvé, sans chercher à en mesurer les éventuels déterminants. Il ne s'agit cependant pas de respecter à la lettre l'inventaire des auteurs: en particulier si la PACES est destinée à évaluer le plaisir ressenti au cours d'un exercice physique donné, l'outil dont nous envisageons l'élaboration vise à évaluer, a posteriori, le plaisir que les sujets ont éprouvé lors de la pratique d'un cycle d'activité, notamment dans le cadre des cours d'Education Physique et Sportive. Cet outil est en outre destiné avant tout à un public adolescent.

Les deux premières études présentées visent à construire un outil de mesure et à en valider la structure factorielle et la consistance interne. La troisième est consacrée à la vérification de sa validité conceptuelle, en tentant de répliquer les résultats obtenus notamment par Goudas & Biddle (1994) concernant l'influence de l'orientation de maîtrise sur le plaisir perçu.

Etude 1

Une version expérimentale du questionnaire a été élaborée par traduction libre de la PACES. Une évaluation de type comité (Vallerand & Halliwell, 1983), associant traducteurs, psychologues du sport et enseignants d'EPS a été réalisée (6 personnes ont participé à cette première phase). Dans la mesure où il ne s'agissait pas d'opérer une validation transculturelle, les procédures telles que la traduction renversée proposée par Vallerand et Halliwell (1983) n'ont pas été retenues: nous avons tenté de rendre compte au mieux de l'esprit de chaque item du questionnaire original, mais en collant au plus près au langage des populations scolaires auxquelles nous destinions notre version. Nous avons décidé, d'abandonner la présentation bipolaire des items originaux, et d'opter pour une présentation propositionnelle, avec une échelle de réponse en 7 points (1: absolument pas d'accord, 2: pas d'accord, 3: plutôt pas d'accord, 4: je ne sais pas, 5: plutôt d'accord, 6: d'accord, 7: absolument d'accord). Les échelles bipolaires, telles que celles du questionnaire de Kendzierski et DeCarlo, sont fréquemment utilisées pour l'évaluation des affects (voir par exemple Hardy & Rejeski, 1989). Néanmoins l'usage correct des échelles de catégories repose sur le respect, par le sujet, de l'égalité des intervalles, et un certain nombre d'études, en psychophysique, ont mis en évidence l'intérêt des ancrages verbaux pour structurer les échelles de réponse (voir par exemple Borg & Hosman, 1970). Les 18 items sur lesquels ont porté cette première étude sont reportés dans le tableau 1.

Tableau 1: Les 18 items initiaux, adaptés en traduction libre du questionnaire de Kendzierski et DeCarlo (1991). Le codage indiqué est utilisé tout au long de la première étude.

-
1. J'ai beaucoup apprécié ce cycle
 2. Je me suis ennuyé(e) durant ce cycle
 3. Je n'ai pas aimé ce cycle
 4. J'ai trouvé que ce cycle était agréable
 5. J'ai été complètement branché(e) par ce cycle
 6. Ce cycle n'était pas amusant
 7. J'ai trouvé que c'était un cycle dynamique
 8. Ce cycle était triste
 9. Ce cycle était très plaisant
 10. Je me suis trouvé(e) bon(ne) durant ce cycle
 11. J'ai trouvé que c'était un cycle très excitant
 12. J'ai été très déçu(e) par ce cycle
 13. Ce cycle m'a apporté beaucoup de choses
 14. Ce cycle était passionnant
 15. Ce cycle n'était pas du tout stimulant
 16. Durant ce cycle, j'ai vraiment eu l'impression de réaliser quelque chose
 17. Ce cycle m'a changé les idées
 18. J'aurais préféré faire autre chose
-

Méthode

Cent soixante-six sujets (71 garçons, 95 filles, âge moyen: 14.9, écart-type: 1.2) ont participé à cette étude. Les sujets étaient scolarisés en classes de quatrième, troisième ou seconde, et les données ont été recueillies dans le cadre des cours obligatoires d'Education Physique et Sportive. Cinq enseignants différents ont participé à l'encadrement des activités. Les sujets ont rempli la version expérimentale du questionnaire, en passation simultanée, à la fin de la dernière séance d'un cycle d'activité. Les activités pratiquées étaient au nombre de 5: course de longue durée (N=20), football (N=41), basket (N=22), gymnastique (N=42) et danse (N=42). Les activités ont été imposées par les enseignants. Les différents cycles ont eu une durée équivalente, de l'ordre de 12 heures de pratique.

La matrice des corrélations inter-items a été soumise à une analyse factorielle en composantes principales, suivie d'une procédure de rotation orthogonale Varimax, destinée à isoler les items saturant au mieux le facteur plaisir. Puis une seconde analyse a été réalisée sur les items sélectionnés, de manière à proposer le meilleur compromis possible entre l'étendue du questionnaire et sa consistance interne.

Résultats

L'analyse factorielle fait apparaître deux facteurs de valeur propre supérieure à 1 (facteur I: 10.813, facteur II: 1.006). Après rotation Varimax, le premier facteur rend compte de 55.65% de la variance totale, et le second de 10.01%.

L'examen de la structure factorielle indique que 16 items sont regroupés sous le premier facteur, avec des coordonnées supérieures à 0.7 (Tableau 2). Aucun de ces items ne

présente de coordonnées supérieures à 0.4 sur le second facteur. Le facteur II est principalement représenté par l'item 10 ("Je me suis trouvé(e) bon(ne) durant ce cycle"). Enfin l'item 15 ("Ce cycle n'était pas du tout stimulant") ne présente pas de coordonnées significative sur l'un ou l'autre des deux premiers facteurs. Notons que dans un modèle à trois composantes, le troisième facteur (valeur propre 0.967, 8.49% de variance expliquée après rotation Varimax) rend principalement compte de la variance apportée par l'item 15. Ce modèle n'affecte pas la structure des deux premiers facteurs (qui rendent alors compte respectivement de 55.74% et 6.81% de la variance totale).

Le calcul du coefficient α de Cronbach indique une bonne consistance interne des 18 items (= .927). Cette valeur est comparable à celles obtenues par Kendzierski & DeCarlo (1991). D'une manière générale les différents items présentent une corrélation élevée avec le score total: si l'on excepte les items 10 ($r=.323$) et 15 ($r=-.479$), les 16 autres items présentent des corrélations comprises entre .649 et .885.

Tableau 2: Structure factorielle des 18 items de la version originale du questionnaire (les coordonnées supérieures à 0.4 ont été mises en gras).

Item	Facteur I	Facteur II
14	0.872	0.267
9	0.850	0.300
6	-0.834	-0.145
4	0.822	0.244
1	0.821	0.368
5	0.811	0.365
12	-0.806	-0.203
2	-0.806	-0.138
17	0.790	0.156
11	0.779	0.342
16	0.766	0.007
8	-0.747	-0.054
18	-0.744	-0.312
13	0.722	-0.057
3	-0.720	-0.204
7	0.706	0.231
10	-0.024	0.897
15	-0.257	-0.286
% variance	55.65	10.01

Enfin si l'on ne retient que les 16 items regroupés sous le premier facteur dans les deux solutions factorielles, le coefficient α s'élève à .966. La corrélation de chaque item avec le score global est alors comprise entre .683 et .910. La valeur du coefficient α indique une forte multicollinéarité entre les différents items. Afin de réduire cette redondance, nous avons

réalisé une nouvelle analyse en composantes principales sur les 16 items, en retenant un modèle à 10 facteurs. Le choix d'un modèle à 10 facteurs correspond aux prescriptions de Comrey (1988), sur l'étendue minimale des échelles d'évaluation. Cette procédure permet de sélectionner, pour chaque facteur, l'item présentant la plus forte coordonnée, et d'éliminer les items présentant une forte collinéarité avec l'item retenu. Cette analyse suggère l'élimination des items 1, 5, 9 et 14, fortement corrélés à l'item 11, et l'item 2, fortement corrélé à l'item 3. La nouvelle échelle ainsi constituée présente un coefficient α de 0.935.

Discussion

La première analyse factorielle a montré que la majorité des 18 items initiaux se rangeaient sous un premier facteur, rendant compte de plus de 55% de la variance totale. L'examen des items les plus significatifs suggèrent l'importance, dans ce premier facteur, des affects positifs ou négatifs (items 14, 9, 6, 4, 1, 5). Ce premier facteur renvoie clairement à l'évaluation de cet état émotionnel positif, dont nous parlions en introduction.

Cette analyse exclut deux items: on peut noter que le premier (item 10) porte davantage sur une estimation de la performance que sur une évaluation du plaisir. Quant à l'item 15, on peut supposer que le problème provient surtout du terme "stimulant", trop imprécis pour organiser de façon consistante les réponses des sujets: on peut noter en effet que les items 7 ("J'ai trouvé que c'était un cycle dynamique") ou 11 ("J'ai trouvé que c'était un cycle très excitant"), sémantiquement très proches du précédent, se sont rangés sous le premier facteur avec de fortes coordonnées (respectivement .706 et .779).

L'évaluation de la consistance interne indique une forte redondance dans l'échelle constituée par les 16 items du premier facteur. La seconde analyse et la procédure de sélection qui l'accompagne nous a permis de réduire cette redondance. Le coefficient α passe par cette procédure de 0.966 à 0.935. Une échelle constituée des 10 items restant nous semble un compromis acceptable, alliant une structure factorielle claire, un nombre suffisant d'items, et une consistance interne correcte.

Etude 2

L'objectif de cette seconde étude était de valider la structure factorielle du questionnaire élaboré dans l'étape précédente. Le travail porte donc sur les 10 items sélectionnés, listés avec leurs codes dans le tableau 3.

Méthode

Trois cents neuf sujets (175 garçons, 134 filles, âge moyen: 14.99, écart-type: 1.53) ont participé à cette étude. Les sujets étaient scolarisés en classes de quatrième, troisième ou seconde, et les données ont été recueillies dans le cadre des cours obligatoires d'Education Physique et Sportive. Huit enseignants différents ont participé à l'encadrement des activités. Les sujets ont rempli la version en 10 items du questionnaire, en passation simultanée, à la fin de la dernière séance d'un cycle d'activité. Les activités pratiquées étaient au nombre de 9: course de longue durée (N=27), football (N=39), basket (N=51), gymnastique (N=48), badminton (N=27), handball (N=34), course d'orientation (N=22), volley-ball (N=22) et danse (N=39). Les activités ont été imposées par les enseignants. Les différents cycles ont eu une durée équivalente, de l'ordre de 12 heures de pratique.

Tableau 3: Version définitive du questionnaire de plaisir perçu, en 10 items.

-
1. Je n'ai pas aimé ce cycle
 2. J'ai trouvé que ce cycle était agréable
 3. Ce cycle n'était pas amusant
 4. J'ai trouvé que c'était un cycle dynamique
 5. Ce cycle était triste
 6. J'ai trouvé que c'était un cycle très excitant
 7. Ce cycle m'a apporté beaucoup de choses
 8. Durant ce cycle, j'ai vraiment eu l'impression de réaliser quelque chose
 9. Ce cycle m'a changé les idées
 10. J'aurais préféré faire autre chose
-

Le questionnaire a été dans un premier temps soumis à une analyse en composante principale, et sa consistance interne a été évaluée. Puis les données ont été traitées par une analyse confirmatoire (méthode des moindres carrés, programme LISREL8, Joreskog & Sorbom, 1993).

Résultats

L'analyse en composantes principales ne fait apparaître qu'un seul facteur de valeur propre supérieure à 1, rendant compte de 57.82% de la variance totale. Les dix items sont rangés sous ce facteur, avec des coordonnées, en valeurs absolues, réparties de 0.825 à 0.699. Le coefficient α , pour cet échantillon, est égal à 0.917.

L'analyse confirmatoire a été réalisée selon un modèle unidimensionnel, chacun des dix items étant relié à une variable latente "plaisir perçu" (voir figure 1). L'analyse met en évidence un bon ajustement du modèle aux données (*Goodness of Fit Index*= .995, *Adjusted Goodness of Fit Index*= .992; *Incremental Fit Index*= .999; *Root Mean Square Residual*= .0476; *Ratio χ^2/dof* = 1.095).

Discussion

Cette seconde étude valide la structure factorielle de notre échelle, qui s'avère cohérente avec les hypothèses issues de l'étude précédente. La nouvelle estimation de la consistance interne confirme que la sélection des 10 items a permis de réduire la redondance au sein de l'échelle. La validité interne de l'outil apparaît donc satisfaisante.

Dans la mesure où ce questionnaire vise à évaluer une variable d'état (c'est-à-dire une évaluation momentanée, datée du plaisir éprouvé), nous n'avons pas jugé pertinent de procéder à une vérification de la fidélité du questionnaire par un protocole test-retest. La stabilité à long terme de l'évaluation du plaisir éprouvé au cours d'un cycle d'activité physique peut constituer en soi un intéressant objet de recherche, mais ne nous semble pas représenter en soi un test déterminant pour la qualité de notre outil.

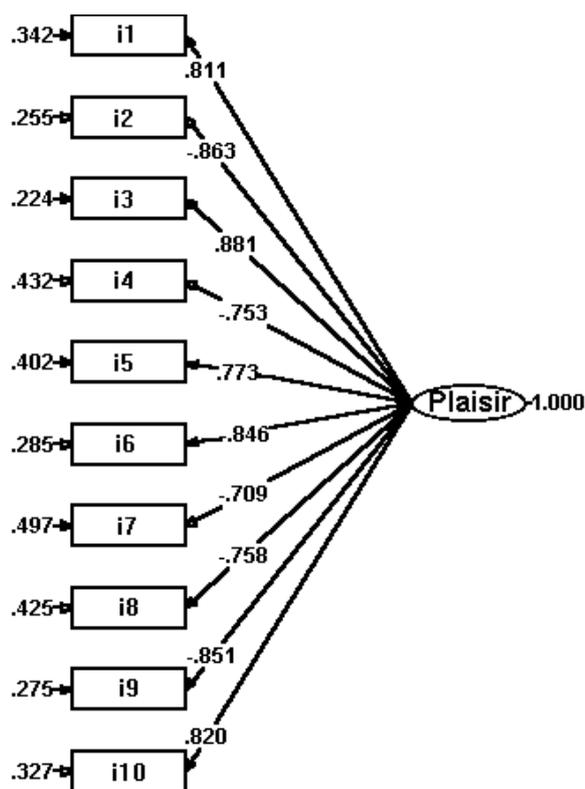


Figure 1: Modèle unidimensionnel testé lors de l'analyse confirmatoire. Les dix items sont supposés dépendre d'une variable latente unique. Les résultats de l'analyse sont indiqués en sur-impression.

Etude 3

Cette troisième étude vise à vérifier la validité conceptuelle de l'échelle de plaisir, en tentant de répliquer des résultats obtenus antérieurement. Un certain nombre de travaux récents ont montré notamment qu'un facteur clé du plaisir, dans la pratique des activités physiques et sportives, réside dans la nature des buts motivationnels retenus par les sujets (Duda, Fox, Biddle & Armstrong, 1992; Goudas, Biddle & Fox, 1994; Goudas & Biddle, 1994; Seifriz, Duda & Chi, 1992).

Rappelons que l'on distingue deux grands types d'orientations motivationnelles (pour une présentation en français, voir Famose, 1990, ou Thill, 1989): l'orientation vers un but de maîtrise, caractérisée par la recherche de progrès, de dépassement de standards personnels, et l'orientation vers un but de compétition (ou impliquant l'ego), au niveau de laquelle le sujet cherche avant tout à montrer sa supériorité par rapport à autrui. L'orientation motivationnelle, dans une situation donnée, est déterminée d'une part par une tendance dispositionnelle du sujet à opter pour l'un ou l'autre type de buts, et d'autre part par le climat motivationnel (de maîtrise ou de compétition), instauré par l'enseignant.

Les travaux auxquels nous faisons référence lient sans équivoque plaisir et buts de maîtrise. D'une manière générale, l'adoption de buts de maîtrise et/ou la perception du climat de la classe comme orienté vers la maîtrise de la pratique accroît le plaisir éprouvé (Biddle & Goudas, 1994; Duda *et al.*, 1992; Goudas & Biddle, 1994). L'effet de l'orientation compétitive

est moins claire: dans le travail de Duda et al. (1992), le plaisir éprouvé semble indépendant de l'orientation compétitive, alors que certaines données de Biddle et Goudas (1994) suggèrent plutôt que l'orientation compétitive limite le plaisir perçu.

Les buts de maîtrise présentent des caractéristiques susceptibles d'éclairer ces constats. Premièrement, ils induisent chez le sujet un sentiment de contrôle plus élevé: alors que dans un cadre compétitif le résultat est dépendant de facteurs extérieurs au sujet (la force de l'adversaire, les décisions de l'arbitre, la chance), dans un contexte de maîtrise la performance demeure sous le contrôle du sujet et dépend de son habileté et des efforts qu'il consent à investir. Deuxièmement les buts de maîtrise se révèlent particulièrement flexibles, le sujet pouvant à loisir les faire évoluer en fonction de son état de forme ou de l'évolution de la situation. A l'inverse les buts compétitifs, évalués de manière strictement binaire (victoire ou défaite), ne se prêtent pas à ce type d'ajustement. Ces caractéristiques permettent aux buts de maîtrise de préserver le sentiment de compétence des sujets, et de réduire l'anxiété et la peur de l'échec.

Cette troisième étude avait pour objectif d'analyser les relations entre orientation motivationnelle et plaisir perçu. Suite aux résultats précédemment évoqués, nous faisons l'hypothèse principale d'un effet de l'orientation de maîtrise sur le plaisir perçu.

Méthode

Cent trente-deux sujets (90 garçons, 42 filles, âge moyen: 14.98, écart-type: 1.72) ont participé à cette étude. Les sujets étaient scolarisés en classes de quatrième, troisième ou seconde, et les données ont été recueillies dans le cadre des cours obligatoires d'Éducation Physique et Sportive. Trois enseignants différents ont participé à l'encadrement des activités. Les sujets ont rempli la version en 10 items du questionnaire (voir tableau 3), en passation simultanée, à la fin de la dernière séance d'un cycle d'activité. Les activités pratiquées étaient au nombre de 5: course de longue durée (N=27), badminton (N=27), basket-ball (N=28), handball (N=32) et volley-ball (N=18). Les activités ont été imposées par les enseignants. Les différents cycles ont eu une durée équivalente, de l'ordre de 12 heures de pratique. Les sujets ont également rempli le *Questionnaire de Perception du Succès en Sport* (Durand, Cury, Sarrazin & Famose, 1996). Ce questionnaire permet une évaluation séparée de l'orientation vers des buts de maîtrise ou vers des buts de compétition.

Les scores de plaisir ont été calculés en faisant la moyenne des réponses produites par les sujets sur les 10 items. Les items 1, 3, 5, et 10 sont scorés de manière inverse. Les résultats ont été traités d'une part par une analyse des corrélations entre les échelles des deux questionnaires, et d'autre part par une analyse de variance à deux facteurs (maîtrise et compétition), après constitution de quatre groupes par coupure à la médiane sur les deux échelles du *Questionnaire de Perception du Succès en Sport*. Une analyse de variance 2 (sexe) x 5 (activité) a également été réalisée, afin d'évaluer l'effet de ces deux variables sur le plaisir éprouvé par les sujets.

Résultats

L'analyse des corrélations indique que les deux échelles du questionnaire d'orientation motivationnelle ne présentent pas entre elles de liaison significative ($r=-0.110$, ns). Par contre on obtient une corrélation positive entre orientation de maîtrise et plaisir ($r=0.242$, $p<.01$), et une corrélation négative entre orientation de compétition et plaisir ($r=-0.213$, $p<.02$).

Les effectifs, moyennes et écart-type sur l'échelle de plaisir des quatre groupes sont indiqués dans le tableau 4.

Tableau 4: Effectifs, moyennes et écart-type des scores de plaisir perçu, pour chacun des quatre groupes expérimentaux.

Groupes	Effectifs	Moyenne	Ecart-type
maîtrise forte-compétition forte	43	4.763	1.308
maîtrise forte-compétition faible	32	4.963	1.122
maîtrise faible-compétition forte	24	4.057	1.282
maîtrise faible-compétition faible	33	4.669	1.320

L'analyse de variance met en évidence un effet significatif du facteur maîtrise ($F_{1,128} = 4.950, p < .05$): tous niveaux d'orientation compétitive confondus, les sujets à orientation de maîtrise ont ressenti un plaisir plus important que les sujets à faible orientation de maîtrise. L'analyse ne parvient pas en revanche à établir un effet significatif pour l'orientation vers la compétition ($F_{1,128} = 3.267, p > .05$). Enfin l'interaction n'est pas significative ($F_{1,128} = 0.843, p > .05$): l'effet de l'orientation de maîtrise ne dépend pas du niveau d'orientation compétitive.

La seconde analyse de variance met en évidence un effet de l'activité sur le plaisir ($F_{4,122} = 5.287, p < .001$). Par contre, aucun effet du sexe n'est mis en évidence ($F_{1,122} = 0.076, ns$), ni aucun effet d'interaction ($F_{4,122} = 0.822, ns$). Un test post-hoc de Scheffé indique que cet effet est centré sur la course longue, qui a généré un plaisir moindre que les autres activités, qui ne diffèrent pas entre elles.

Discussion

Les résultats présentés ici ne constituent comme nous le disions dans l'introduction de cette étude qu'une réplification des résultats obtenus précédemment par d'autres auteurs. Il ne nous semble pas nécessaire de les discuter plus en profondeur. Notons seulement que si l'effet de l'orientation de maîtrise sur le plaisir perçu constitue une constante au fil des études, l'influence de l'orientation compétitive paraît plus fluctuante. Une investigation plus poussée de ces effets semble nécessaire, notamment en faisant varier de manière contrôlée les caractéristiques des activités pratiquées. La recherche récente de Treasure & Roberts (1994), suggérant que le plaisir peut naître de sources différentes, en fonction de la nature de l'orientation motivationnelle, ouvre de nouvelles perspectives à ce sujet.

Les résultats concernant le sexe et la nature des activités ne sont dans l'état qu'anecdotiques. On peut noter que l'absence d'effet du sexe rejoint les données de Wankel et Sefton (1989). Nous retiendrons surtout le fait que notre questionnaire permet de reproduire des résultats précédemment obtenus dans la littérature anglo-saxonne avec d'autres outils d'évaluation du plaisir ou de la satisfaction.

Discussion générale

Le questionnaire que nous avons présenté dans cet article apparaît donc comme un inventaire unidimensionnel, doué d'une consistance interne correcte. Sa composition en 10 items intercorrélés le dote de propriétés psychométriques satisfaisantes, permettant notamment l'intégration des données obtenues par ce questionnaire aux diverses procédures statistiques multivariées. Notons que pour des utilisations de moindre exigence (c'est-à-dire ne visant pas l'utilisation ultérieure de tests paramétriques), l'utilisation de versions abrégées de ce questionnaire, en sélectionnant un nombre plus restreint d'items, est tout-à-fait envisageable. Nous pensons ici notamment à l'éventuelle évaluation du plaisir lors de situations d'enseignement.

Mais notre but est clairement de mettre à disposition des chercheurs un outil permettant d'approfondir l'étude d'une part des conditions d'émergence du plaisir, et d'autre part des conséquences du plaisir ressenti. Il s'agit selon le premier axe d'envisager l'étude de l'influence de diverses variables, liées soit à la tâche (difficulté, intensité, nature des contraintes,...), soit au contexte (climat motivationnel, public, présence de pairs,...) soit encore à des caractéristiques individuelles du sujet (orientation motivationnelle, estime de soi, rôle sexuels, recherche de sensation,...). L'influence de ces diverses variables doit évidemment être envisagé non seulement en termes d'effets simples, mais surtout au niveau du jeu complexe de leurs interactions. Divers travaux antérieurs ont indiqué la voie à suivre dans ce type de recherche (Biddle et Goudas, 1994, Treasure & Roberts, 1994).

Le second axe vise l'étude des corrélats de l'expérience du plaisir, notamment au niveau de la transformation des attitudes des sujets envers les activités physiques, et de l'investissement à long terme de la pratique sportive. Il nous semble qu'il y a là un enjeu appliqué important, notamment au regard des objectifs de "préparation à la vie physique d'adulte" récemment affichés en Education Physique et Sportive, et plus largement pour le développement dans les pays francophones d'une psychologie de l'exercice, qui y demeure très confidentielle.

Références

- Biddle, S. et Goudas, M; (1994). Sport, activité physique et santé chez l'enfant. *Enfance*, **2-3**, 135-144.
- Borg, G., & Hosman, J. (1970). *The metric properties of adverbs*. Reports from the Institute of Applied Psychology, University of Stockholm, n°7.
- Bousquet, M. (1997). *Analyse des représentations et des locus de causalité dans les domaines du sport et de la santé chez les adolescents*. Thèse de Doctorat STAPS, Université Montpellier I.
- Coleman, D. & Iso-Ahola, S.E. (1993). Leisure and health: The role of social support and self-determination. *Journal of Leisure Research*, **25**, 111-128.
- Comrey, A.L. (1988). Factor-analytic methods of scale development in personality and clinical psychology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **56**, 754-761.
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, **16**, 297-334.

- Delignières, D. et Garsault, C. (1996). Apprentissages et utilité sociale: que pourrait-on apprendre en EPS? In *A quoi sert l'Education Physique et Sportive?* (coordonné par B.X. René), pp. 155-162. Edition Revue EPS, Paris.
- Dishman, R.K., Sallis, J. & Orenstein, D. (1985). The determinants of physical activity and exercise. *Public Health Reports*, **100**, 158-171.
- Duda, J.L., Fox, K.R., Biddle, S.J.H. & Armstrong, N. (1992). Children's achievement goals and beliefs about success in sport. *British Journal of Educational Psychology*, **62**, 313-323.
- Durand, M., Cury, F., Sarrazin, P. et Famose, J.P. (1996). Le Questionnaire de Perception du Succès en Sport: Validation française du "Perception of Success Questionnaire". *International Journal of Sport Psychology*, **27**, 251-268.
- Famose, J.P. (1990). *Apprentissage moteur et difficulté de la tâche*. INSEP. Paris.
- Goudas, M. & Biddle, S. (1993). Pupil perceptions of enjoyment in physical education. *Physical Education Review*, **16**, 145-150.
- Goudas, M. & Biddle, S.J.H. (1994). Perceived motivational climate and intrinsic motivation in school physical education classes. *European Journal of Psychology of Education*, **9**, 241-250.
- Goudas, M., Biddle, S.J.H. & Fox, K.R. (1994). Perceived locus of causality, goal orientations and perceived competence in school education classes. *British Journal of Educational Psychology*, **64**, 453-463.
- Hardy, C.J. & Rejeski, W.J. (1989). Not what, but how one feels: the measurement of affect during exercise. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, **11**, 304-317.
- Harter, S. (1978). Pleasure derived from optimal challenge and the effects of receiving grades on children's difficulty level choices. *Child Development*, **49**, 788-799.
- Joreskog, K.G. & Sorbom, D. (1993). *Lisrel 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International Inc.
- Kendzierski, D. & DeCarlo, K.J. (1991). Physical Activity Enjoyment Scale: Two validation studies. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, **13**, 50-64.
- McAuley, E., Duncan, T. & Tammen, V.V. (1989). Psychometric properties of the Intrinsic Motivation Inventory in a competitive sport setting: A confirmatory factor analysis. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, **60**, 48-58.
- Perrin, C. (1993). Analyse des relations entre le rapport aux APS et les conceptions de la santé. *STAPS*, **31**, 21-30.
- Rejeski, W.J. & Kenney, E.A. (1988). *Fitness motivation*. Champaign, Ill: Life Enhancement Publications.
- Roberts, G.C., & Duda, J.L. (1984). Motivation in Sport: The Mediating Role of Perceived Ability. *Journal of Sport Psychology*, **6**, 312-324.
- Scalan, T.K. & Lewthwaite, R. (1986). Social psychological aspects of competition for male youth sport participants: IV. Predictors of enjoyment. *Journal of Sport Psychology*, **8**, 25-35.

- Seifriz, J.J., Duda, J.L. & Chi, L. (1992). The relation of perceived motivational climate to intrinsic motivation and beliefs about success in basketball. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, **14**, 375-391.
- Thill, E. (1989). *Motivation et stratégies de motivation en milieu sportif*. PUF. Paris.
- Treasure, D.C. & Roberts, G.C. (1994). Cognitive and affective concomitants of task and ego goal orientation during the middle school years. *Journal of Exercise and Sport Psychology*, **16**, 15-28.
- Vallerand, R.J. et Halliwell, W.R. (1983). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la psychologie du sport. *Canadian Journal of Applied Sport Sciences*, **8**, 9-18.
- Wankel, L.M. & Kreisel, P.S.J. (1985). Factors underlying enjoyment of youth sports: Sport and age comparison. *Journal of Sport Psychology*, **7**, 51-64.
- Wankel, L.M. & Sefton, J.M. (1989). A season-long investigation of fun in youth sports. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, **11**, 355-366.
- Watson, G.G. (1984). Competition and intrinsic motivation in children's sport and games: A conceptual analysis. *International Journal of Sport Psychology*, **15**, 205-218.