

Adaptation et validation française de l'échelle de perspective temporelle « Consideration of Future Consequences » (CFC)

Demarque Christophe ¹, Apostolidis Thémis ², Chagnard Aurélie ²
Dany Lionel ^{2,3}

¹ Laboratoire Psychologie du Développement et Processus de Socialisation,
Université de Toulouse Le Mirail, 5 Allées Antonio Machado 31058 Toulouse
Cedex

² Laboratoire de Psychologie Sociale, Aix-Marseille Université, 29 Avenue
Robert Schuman 13621 Aix-en-Provence Cedex 1

³ Assistance Publique-Hôpitaux de Marseille, Centre Hospitalier Universitaire de
la Timone, Service d'Oncologie Médicale, 264 rue Saint Pierre, 13385 Marseille
cedex 05, France

Adresse pour correspondance :

Demarque Christophe
demarque@univ-tlse2.

Pour citer cet article :

Demarque, C., Apostolidis, T., Chagnard, A., & Dany, L. (2010). Adaptation et validation française de l'échelle « Consideration of Future Consequences ». *Bulletin de Psychologie*, 63(5), 351–360.

Résumé : Afin de disposer d'un outil de mesure d'une dimension particulière de la perspective temporelle future, l'extension temporelle, nous avons mis en œuvre la validation en français de l'échelle Consideration of Future Consequences - CFC (Strathman, Gleicher, Boninger et Scott Edwards, 1994). Nos analyses factorielles ont permis de vérifier l'existence d'une structure en un seul facteur mais avec un nombre réduit d'items comparativement à la version princeps. Par ailleurs, la validité nomologique et divergente de l'échelle a été testée grâce à des analyses corrélationnelles entre ce construit et les cinq dimensions du Zimbardo Time Perspective Inventory (ZTPI). En outre, la validité prédictive de l'échelle a été éprouvée avec la mise en place déclarée de comportements écocitoyens. L'intérêt de disposer d'un outil de mesure de l'extension temporelle dans le champ de l'écocitoyenneté est également discuté.

Mots-clés : Perspective temporelle future ; Extension temporelle ; Considération pour les conséquences futures ; ZTPI ; Comportements écocitoyens.

Abstract : In order to dispose of a future time perspective special dimension's measurement tool, the time extension, we initiated the French validation of the Consideration of Future Consequences scale - CFC (Strathman, Gleicher, Boninger and Scott Edwards, 1994). Our factor analyses led to verify the existence of a single factor structure but with a smaller number of items compared with the princeps version. Furthermore, the scale's nomologic and divergent validity were tested through correlation analyses between this construct and the five dimensions of the Zimbardo Time Perspective Inventory (ZTPI). In addition, the predictive validity of the scale has been tested with declared pro-environmental behaviours. The interest of disposing of a time extension measurement tool in the environment field is also discussed.

Keywords : Future Time Perspective ; Time extension ; Consideration of future consequences ; ZTPI ; Pro-environmental behaviours.

Pour la psychologie sociale, l'étude des comportements socio-complexes dans les sphères sensibles du terrain social constitue un enjeu central. Dans les domaines de la santé et de l'environnement notamment, de nombreuses conduites ont une dimension que nous qualifions d'anticipatoire, dans la mesure où leur mise en place dans le présent implique une prise en compte du futur. Après avoir défini le concept de perspective temporelle future, nous présenterons dans cet article la considération pour les conséquences futures et l'échelle de mesure associée à ce construit. Nous insisterons ensuite sur les raisons du choix de présenter ce construit psychologique dans le cadre de la littérature francophone et nous proposerons une version validée en français de l'échelle. Nous discuterons enfin l'intérêt du construit mesuré par l'échelle Consideration of Future Consequences - CFC (Strathman, Gleicher, Boninger, Edwards, 1994) dans le domaine de l'écocitoyenneté.

LA PERSPECTIVE TEMPORELLE FUTURE

Les rapports qu'entretiennent les individus au temps sont souvent mesurés au travers du concept de perspective temporelle, définie par Lewin (1942, p.48) comme « *la totalité des points de vue d'un individu à un moment donné sur son futur psychologique et sur son passé psychologique* ». Élément essentiel de structuration du champ psychologique, la perspective temporelle fait l'objet d'une élaboration active de la part des individus et des groupes (Nuttin, 1979) et participe à la construction psychologique et sociale de la réalité. De plus, elle joue

un rôle déterminant dans le processus d'édification comportementale. En effet, d'après Zimbardo et Boyd (1999), le passé et le futur psychologiques influencent en permanence la forme du comportement présent, par l'intermédiaire de la remémoration d'expériences vécues dans le passé ou bien d'anticipations, d'attentes, de buts tournés vers le futur. La perspective temporelle peut donc fournir un cadre explicatif à l'étude des comportements des individus.

De nombreuses études menées depuis quelques années en psychologie sociale (Karniol, Ross, 1996 ; Strathman, Gleicher et coll., 1994 ; Zimbardo, Boyd, 1999 ; Strathman, Joireman, 2005) s'intéressent plus particulièrement à la perspective temporelle future et au rôle de l'expérience du temps futur dans la formation des comportements. Ces études ont notamment pu montrer que les individus orientés vers le futur sont plus à même de percevoir le lien qui unit leurs comportements présents aux conséquences futures de ces comportements. Ils auraient tendance à se focaliser sur les buts à atteindre et parviendraient mieux que les autres à instrumentaliser leurs comportements afin d'atteindre les objectifs qu'ils se sont fixés, quitte à renoncer aux plaisirs immédiats, à différer les satisfactions. Ils seraient plus motivés à atteindre ces objectifs et percevraient mieux les conséquences que peuvent avoir leurs comportements dans ce cadre. Ce supposé trait de personnalité a par exemple été mis en lien avec un plus fort investissement scolaire (accompagné de meilleures performances), ainsi qu'avec l'évitement des pratiques à risque dans le domaine de la santé.

Mais la perspective temporelle ne doit pas être considérée uniquement sous le prisme d'une approche de type personnaliste. En effet, on ne saurait ignorer le

caractère contextuellement régulé de ce construit psychologique, dont le développement chez l'individu repose notamment sur l'apprentissage social (Trommsdorff, 1983). Dans une perspective lewinienne, on peut supposer que le rapport au temps est entre autres le fruit des rapports qu'entretiennent les individus à leur trajectoire (événements de vie tel que la maladie) et à leur environnement ainsi que de situations de participation sociale et de leurs insertions sociales (classe sociale, capital culturel, voir Fieulaine, 2006). De nombreux travaux (pour une revue, voir Thiébaud, 1998) font par exemple apparaître une moindre orientation vers le futur chez les classes sociales défavorisées. Ainsi, si l'approche personnaliste considère le plus souvent la perspective temporelle comme un trait personnel stable et trans-situationnel, Lewin (1942) a posé l'hypothèse d'un construit largement dépendant du contexte social dans lequel évolue l'individu, au travers notamment de ses réflexions sur le rétrécissement de la perspective temporelle future dans une situation de crise comme le chômage. Cette hypothèse lewinienne invite à considérer les dynamiques situationnelles et sociales en jeu dans l'expérience du temps psychologique.

Notre intérêt pour la perspective temporelle future a notamment été développé dans le cadre de recherches sur l'écocitoyenneté. Nous pensons en effet que le facteur « temps psychologique » peut nous éclairer sur la dynamique de ces comportements, inscrits dans le futur et nécessitant une anticipation. Nous avons choisi de nous centrer plus précisément sur un aspect particulier de la perspective future pour étudier les comportements écocitoyens : il s'agit du degré de

considération pour les conséquences futures, mesuré grâce à l'échelle Consideration of Future Consequences - CFC (Strathman, Gleicher et coll., 1994).

LA CONSIDERATION POUR LES CONSEQUENCES FUTURES

Il existe de nombreuses échelles standardisées mesurant la perspective temporelle future, en particulier dans la littérature anglo-saxonne : *Future Time Perspective Inventory* (Heimberg, 1963), *Daltrey Future Time Perspective Scale* (Daltrey, 1982), *Future Time Orientation Scale* (Gjesme, 1979)... (pour une revue, voir Fieulaine, 2006). Ces différentes échelles mesurent généralement la perspective temporelle en fonction de trois dimensions plus ou moins articulées entre elles : l'extension temporelle qui correspond à la profondeur passée ou future dans laquelle se projette l'individu, l'orientation temporelle prédominante, c'est-à-dire le registre temporel préférentiel (passé, présent ou futur) dans lequel pense et agit l'individu, et enfin l'attitude temporelle qui correspond à la valence (positive ou négative) attribuée aux différents registres qui composent la perspective temporelle (Apostolidis, Fieulaine, 2004). Strathman, Gleicher et coll., (1994) se sont centrés plus spécifiquement sur l'extension temporelle, et en particulier l'extension future, au travers du degré de considération pour les conséquences futures des comportements présents.

Ce construit et l'échelle de mesure qui lui est associée permettraient de saisir un aspect particulier de la temporalité dans laquelle se situent les individus : le degré de considération qu'ont les individus pour les conséquences potentielles à long terme *versus* à court terme de leurs actes en général, ainsi que le degré auquel ils

sont influencés par ces conséquences potentielles pour agir. L'échelle CFC, associée à ce construit, mesure donc les différences inter-individuelles dans l'importance accordée aux conséquences à court terme et à long terme de leurs comportements. D'après ses auteurs, le construit est unidimensionnel et bipolaire : il situe les individus suivant un continuum allant de la prise en compte des conséquences immédiates des comportements à la prise en compte de leurs conséquences à long terme ; il suppose donc que plus les individus accordent d'importance aux conséquences à long terme de leurs actes, moins ils en accordent aux conséquences immédiates de ces derniers, et vice-versa. D'une certaine façon, l'échelle CFC mesure un construit motivationnel qui permettrait de saisir la tendance des individus à se détacher du moment présent pour s'orienter vers l'avenir, dans le but d'atteindre les objectifs désirés (Strathman, Gleicher et coll., 1994). Se centrant sur la prise en compte des conséquences futures des comportements, la CFC se situe plus particulièrement au niveau conatif, se rapprochant par exemple de la dimension *Pragmatic Action for Future Gain* du *Stanford Time Perspective Inventory* (STPI ; Zimbardo, 1990). Par ailleurs, l'échelle CFC peut être appréhendée comme un complément à un autre outil de référence dans le champ de la temporalité, l'échelle *Zimbardo Time Perspective Inventory* (ZTPI ; Zimbardo, Boyd, 1999 ; Apostolidis, Fieulaine, 2004, pour la version française). En effet, là où la ZTPI mesure l'orientation et l'attitude temporelles, la CFC mesure quant à elle plutôt une autre dimension de l'expérience du temps, et plus spécifiquement du temps psychologique futur : l'extension temporelle, puisque l'échelle mesure la profondeur dans laquelle les

sujets parviennent à percevoir les conséquences de leurs comportements dans le temps.

Concernant les liens entre ces deux construits, Boyd et Zimbardo (2005) observent par ailleurs des corrélations entre le degré de considération pour les conséquences futures et les cinq dimensions qui composent l'échelle ZTPI (Passé Positif, Passé Négatif, Présent Fataliste, Présent Hédoniste, Futur). Plus précisément, la CFC corrèle positivement et très significativement avec la dimension Futur de la ZTPI et négativement avec les dimensions Passé Négatif, Présent Hédoniste et Présent Fataliste. Ces derniers résultats donnent ainsi des indications à la fois sur la validité nomologique (validité inter-concept) et divergente de l'outil. Par ailleurs, les auteurs ont également testé la validité nomologique de l'échelle en étudiant ses liens avec d'autres mesures et notamment une échelle mesurant la capacité à reporter les gratifications (Ray, Najman, 1986). Les résultats permettent de conclure que le construit mesuré se distingue bien de construits relativement proches mais toutefois dissemblables.

Strathman et ses collaborateurs ont initialement générés vingt-quatre items mais n'en ont finalement retenu que douze sur la base d'analyses factorielles et de fidélité. Le degré de considération pour les conséquences futures est donc mesuré par une échelle composée de douze items (voir encadré 1). Pour chacun des items, les sujets doivent indiquer le degré auquel l'affirmation les caractérise sur une échelle en 5 points, 1 correspondant à une affirmation « *Pas du tout caractéristique* » des sujets et 5 à une affirmation « *Tout à fait caractéristique* ». Le score obtenu (de 12 à 60) est ensuite divisé par le nombre d'items contenus

dans l'échelle. Un score élevé indique une forte tendance des sujets à se focaliser sur les conséquences futures de leurs actes pour effectuer des choix comportementaux au détriment des conséquences immédiates.

Insérer ici la figure n° 1

La validité du construit mesuré par l'échelle, ainsi que sa structure en un seul facteur, ont été confirmées lors de la validation princeps grâce à des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires menées au sein de quatre échantillons différents de sujets, tous étudiants américains (Strathman, Gleicher et coll., 1994). La stabilité a également été confirmée par l'utilisation de la méthode test-retest. Les auteurs observent une corrélation de 0,76 ($p < .001$) avec un délai de deux semaines entre les deux passations et de 0,72 ($p < .001$) avec un délai de cinq semaines.

Si l'ensemble de ces recherches utilisent la version princeps validée par Strathman et ses collaborateurs, il est à noter que Petrocelli (2003) a remis en cause la solution princeps de la CFC. D'une part, se basant sur les résultats d'une analyse factorielle exploratoire menée sur un échantillon conséquent de sujets ($N = 664$), il interroge l'unidimensionnalité du construit, mettant en évidence un modèle en deux facteurs. Dès lors, le construit ne serait plus perçu comme unidimensionnel, les sujets se situant sur un continuum, mais conçu comme saisissant deux dimensions distinctes. Au niveau de l'échelle, on aurait d'un côté les items relatifs aux conséquences à court terme dont le score est en principe inversé (ex : « Je n'agis que pour répondre à des préoccupations immédiates »), à l'exception de l'item 2, et d'un autre côté les items relatifs aux conséquences à long terme (ex :

« J'envisage comment pourraient être les choses dans le futur et j'essaie de les influencer par mon comportement quotidien »). Toutefois, cette répartition n'a finalement pas été retenue au terme de l'analyse confirmatoire des données. En revanche, si l'unidimensionnalité du construit est conservée, Petrocelli (2003) propose une version plus courte de l'échelle, en huit items (suppression des items 1, 6, 7 et 8), se révélant plus stable pour mesurer le construit. Joireman, Balliett, Sprott, Spangenberg et Schultz (2008) ont également repris la distinction opérée par Petrocelli (2003), retenant pour leur part cette solution en deux facteurs et retenant les douze items de l'échelle. Sur la base d'une AFC (N = 986), ils distinguent donc une dimension « CFC-Immédiate » (CFC-I) et une dimension « CFC-Future » (CFC-F), ces deux dimensions étant supposées indépendantes. Cependant, dans les deux études réalisées par ces auteurs afin de tester les liens entre CFC, contrôle de soi et dépréciation de soi, ils observent des coefficients alpha faibles concernant la dimension CFC-F (successivement 0,62 et 0,69). Les résultats de la littérature concernant la structure de l'échelle ne permettent donc pas de trancher entre unidimensionnalité et bidimensionnalité. S'ajoute en outre la question du nombre d'items optimal à retenir.

L'objectif de notre recherche est de valider une version française de la Consideration of Future Consequences de Strathman, Gleicher et coll., (1994). Nous souhaitons ainsi apporter un élément de réponse à la question de sa structure d'une part, du nombre optimal d'items d'autre part et également étudier sa validité nomologique et divergente dans un contexte francophone. Nous discuterons en dernier lieu son intérêt dans le domaine de l'écocitoyenneté.

METHODE ET PROCEDURE DE LA VALIDATION FRANCAISE DE LA CFC

Dans le but d'établir la validité de structure et la validité de construit de l'outil dans sa version française, nous avons procédé à la validation de cette échelle, en suivant plusieurs étapes : traduction comparée version-thème et mise en forme de l'échelle en français à partir de la version présentée par Strathman, Gleicher et coll., (1994) ; pré-test commenté de la version traduite et finalisation de la version française ; administration auprès d'un échantillon homogène de population d'étudiants et procédure de passation test-retest. Par ailleurs, nous avons mis en lien l'échelle avec d'autres mesures afin d'éprouver à la fois sa validité nomologique, sa validité divergente et son utilité pratique.

Comme cette échelle est initialement conçue et validée en langue anglaise, nous l'avons faite traduire avant de la présenter aux sujets de notre population d'étude. Nous avons donc soumis la version originale de l'échelle à un spécialiste de langue anglaise qui a procédé à une première traduction de tous les items ainsi que de la consigne. Après cette première traduction, nous avons fait opérer une deuxième traduction dans le sens inverse par un second traducteur. Ces deux traductions (anglais-français, français-anglais) ont ensuite été confrontées afin d'assurer à la fois la fidélité à l'outil original et la clarté des items de la version française (confrontation version-thème). Cette première version traduite de l'échelle a fait l'objet d'un pré-test commenté auprès d'un échantillon de quinze personnes, dont l'objectif était de tester la compréhension des items et

l'appréciation globale de l'échelle ainsi que l'opérationnalité de la consigne. Ce pré-test se révélant satisfaisant, nous avons finalisé la version de l'échelle destinée à être soumise à validation. Nous avons conservé l'ordre de présentation des items de la version originale. Les sujets devaient répondre à chaque item de la CFC à l'aide d'une échelle de type Likert en cinq points allant de (1) « Cette proposition n'est pas du tout caractéristique de moi ou ne s'applique pas du tout à moi » à (5) « Cette proposition est tout à fait caractéristique de moi ou s'applique tout à fait à moi ».

Les questionnaires ont été distribués auprès de plusieurs populations d'étudiants inscrits à la Faculté de Lettres et Sciences Humaines d'Aix-en-Provence (Université d'Aix-Marseille I). Plus précisément, nous avons constitué quatre échantillons : l'échantillon 1 nous a principalement permis d'étudier la validité de structure de la CFC. Il était constitué de 402 sujets, 249 femmes (61,9 %) et 156 hommes (38,1 %) âgés en moyenne de 21,3 ans ($ET = 2,78$). L'échantillon 2 ($N = 19$; M âge = 22,3 ; $ET = 2,4$) a été utilisé afin d'évaluer la fidélité test-retest de l'échelle alors que l'échantillon 3 ($N = 50$; M âge = 21,7 ; $ET = 3,3$) a permis de statuer à la fois sur la validité nomologique et divergente de notre version. Enfin, l'échantillon 4 ($N = 195$; M âge = 21,5 ; $ET = 3$) a permis d'étudier la validité prédictive de l'échelle relativement aux comportements écocitoyens.

RESULTATS

Etant donné la divergence des résultats issus de la littérature (trois différentes configurations : deux solutions à un facteur et une solution à deux facteurs), nous avons réalisé en premier lieu une analyse factorielle exploratoire.

Analyse factorielle exploratoire

Dans la mesure où ne nous présupposons pas l'existence de facteurs indépendants, l'ensemble des données recueillies a été soumis à une analyse factorielle utilisant la méthode des axes principaux avec une rotation oblique promax (avec le logiciel SPSS[®]). L'indice d'adéquation de l'échantillon à la factorisation est bon ($KMO = 0,81$). Si la solution proposée spontanément met en évidence quatre facteurs, l'étude des valeurs propres montre que seul le premier facteur a une valeur propre très supérieure à 1. De plus, la matrice factorielle permet de constater que les saturations les plus élevées sont observées dans le premier facteur pour neuf des douze items de l'échelle (Tableau 1). Si les items 2 et 6aturent plus fortement respectivement dans les facteurs 3 et 4, ces saturations sont proches de celles observées dans le premier facteur. Enfin, l'item 5ature plus fortement dans le second facteur mais se retrouve isolé. L'examen de la solution factorielle fait donc apparaître que tous les itemsaturent de 0,40 à 0,68 dans le premier facteur, à l'exception de l'item 6 (0,26) et de l'item 5 quiature de façon extrêmement faible (0,06), sachant que les saturations vont de 0,30 à 0,72 dans la validation princeps. Ces résultats plaident plutôt pour l'adoption d'une solution en un facteur, le premier facteur dégagé expliquant 28,54 % de la variance. Petrocelli (2003) observe quant à lui une variance expliquée de 44,7 % mais avec une

solution en deux facteurs qu'il n'a finalement pas retenu au terme d'une analyse factorielle confirmatoire.

Insérer ici le tableau n° 1

Analyse factorielle confirmatoire

Afin de statuer sur la validité de structure de la version française de l'échelle, nous avons soumis les données à une analyse factorielle confirmatoire testant cinq hypothèses. La première repose sur la structure proposée par Strathman et al. (1994) lors de la validation princeps, soit un facteur et douze items. C'est aujourd'hui la solution de référence, adoptée dans la grande majorité des recherches utilisant la CFC (Joireman, Strathman et Balliet, 2006). La seconde se base sur la version courte de Petrocelli (2003) précédemment évoquée, à un facteur et huit items (suppression des items 1, 6, 7 et 8). Par ailleurs, au vu de la faiblesse de la saturation de l'item 5, nous avons également formulé l'hypothèse d'une version à un facteur mais avec seulement sept items (les huit items retenus par Petrocelli moins l'item 5). La quatrième hypothèse testée repose sur la solution proposée par Joireman, Balliett et coll., (2008) en deux facteurs. Enfin, la dernière se fonde sur les résultats de l'analyse factorielle exploratoire de nos données, soit un facteur et onze items (suppression de l'item 5). Ces cinq solutions divergent à la fois sur l'unidimensionnalité de l'échelle mais aussi sur le nombre optimal d'items à retenir.

Afin de mettre à l'épreuve ces cinq hypothèses, cinq modèles factoriels hypothétiques concurrents ont été testés en analyse factorielle confirmatoire. Cette analyse consiste à étudier leurs ajustements respectifs aux données. Ces analyses ont été réalisées par l'estimation du maximum de vraisemblance (logiciel Lisrel[®] 8.80). Plusieurs indices statistiques ont été retenus pour évaluer les cinq modèles : le Chi2 avec les degrés de liberté, le *goodness-of-fit index* (GFI), le *comparative fit index* (CFI), le *non-normed fit index* (NNFI), le *root mean square of approximation* (RMSEA) ainsi que le *standardized root mean square residual* (SRMSR) (Bentler, 1990 ; Browne, Cudeck, 1993 ; Hu, Bentler, 1999 ; Lance, Vandenberg, 2002).¹

L'analyse des indices obtenus (cf. Tableau 2) montre que le modèle 3 présente de meilleurs indices d'ajustement aux données que les autres modèles (GFI = 0,97 ; CFI = 0,95 ; NNFI = 0,93 ; RMSEA = 0,07 et SRMSR = 0,04). De plus, les comparaisons aux quatre autres modèles par les calculs de chi-deux partiels indiquent des différences significatives : $\Delta \chi^2_{3/1} (\Delta dl) = 149,33 (40), p < 0,05$; $\Delta \chi^2_{3/2} (\Delta dl) = 14,33 (6), p < 0,05$; $\Delta \chi^2_{3/4} (\Delta dl) = 218,38 (41), p < 0,05$ et $\Delta \chi^2_{3/5} (\Delta dl) = 117,61 (30), p < 0,05$.

Insérer ici le tableau n° 2

¹ Un Chi2 qui n'est pas significatif ($p > 0,05$) indique que modèle théorique et données empiriques coïncident. Notons qu'une taille importante de l'échantillon contribue à produire fréquemment un Chi-Deux significatif ($p < 0,05$), même si le modèle théorique est confirmé (cf. James et James, 1989). Les valeurs du GFI, CFI et NNFI qui sont au-dessus de 0,90 indiquent une bonne harmonisation entre le modèle théorique et les données empiriques. Un indice RMSEA dont la valeur est inférieure à 0,05 indique une bonne harmonisation ; des valeurs entre 0,05 et 0,10 sont acceptables. Des valeurs inférieures à 0,05 pour l'indice SRMSR signalent un modèle théorique adéquat.

Malgré une certaine faiblesse de l'indice RMSEA, ces résultats semblent confirmer la pertinence de la version courte proposée par Petrocelli (2003), en particulier si l'on supprime l'item 5, le modèle 3 présentant des indices légèrement plus satisfaisants que le modèle 2, cela s'expliquant notamment par la très faible saturation de cet item (0,11)². Bien que plaidant pour l'abandon de cinq items, ces résultats constituent un indice supplémentaire de la validité du construit unidimensionnel mesuré par la CFC, situant les individus suivant un continuum. Cette conclusion est renforcée par les résultats observés au sein du modèle 5, qui teste une solution en deux facteurs mais présente des indices peu satisfaisants. D'autre part, nous avons mis à l'épreuve notre version de l'échelle avec l'échantillon 2. Nous avons procédé à une nouvelle analyse par maximum de vraisemblance dans laquelle nous avons demandé une solution en un facteur regroupant nos sept items ($KMO = 0,78$; Variance expliquée = 39,1 %). La moyenne des sujets est de 3,33 ($ET = 0,70$).

Caractéristiques des items retenus

Afin d'étudier la distribution des réponses de notre population sur les items retenus au terme de l'AFC, nous avons examiné plusieurs indices : moyenne, écart-type, asymétrie et aplatissement au sein de l'échantillon 1. D'autre part, le pouvoir discriminant des items a été mesuré par la corrélation item-test (r_{it}). Nos résultats (Tableau 3) permettent de conclure à une sensibilité acceptable des items retenus. De plus, les résultats relatifs à la consistance interne de la CFC nous

² Par souci d'économie, nous ne présentons pas les résultats détaillés de tous les modèles testés mais il est à noter que l'item 5 sature faiblement quel que soit le modèle considéré. Ce résultat s'explique peut-être par la formulation même de l'item.

donnent un coefficient alpha de Cronbach satisfaisant, égal à 0,74. On observe d'ailleurs le même coefficient avec l'échantillon 2.

Insérer ici le Tableau n°3

Test-retest

La fidélité test-retest a été établie avec l'échantillon 2. Les deux passations se sont déroulées à deux semaines d'intervalle. L'indice de corrélation test-retest pour la version en sept items est de 0,81 ($p < 0,001$) et de 0,67 ($p < 0,01$) pour la version en douze items. Cette procédure nous permet de conclure à une stabilité temporelle satisfaisante de la version française validée.

Validité nomologique et divergente

Nous avons étudié les liens entre la CFC et les cinq dimensions de la ZTPI, comme l'ont fait Boyd et Zimbardo (2005), afin d'éprouver à la fois la validité nomologique de la CFC (lien avec la dimension Futur de la ZTPI) et sa validité divergente (liens avec les quatre autres dimensions). Nous avons ainsi étudié les corrélations entre la CFC et la ZTPI au sein de l'échantillon 3. La CFC corrèle positivement avec la dimension Futur ($r = 0,60$, $p < 0,001$) et négativement mais faiblement avec les dimensions Présent Hédoniste (tendancielllement, $r = - 0,24$, $p < 0,10$) et avec la dimension Présent Fataliste ($r = - 0,32$, $p < 0,05$). Plus les sujets ont un score faible à la CFC, plus ils ont une conception fataliste et résignée du présent. Ces résultats vont donc dans le même sens que ceux observés par Boyd et

Zimbardo (2005) précédemment décrits et permettent de conclure à une validité divergente suffisante de la CFC.

Validité prédictive

Afin de tester la validité prédictive de la version validée, nous avons également construit un questionnaire mettant en lien l'extension temporelle future et les comportements écocitoyens. Ce choix nous a paru justifié au vu de la nature même des comportements écocitoyens, dans la mesure où les préoccupations concernant la protection de l'environnement sont fortement marquées par la prédominance du registre temporel futur. Par ailleurs, de nombreux travaux ont montré que la CFC semble influencer les attitudes et les comportements dans le domaine de l'environnement (pour une revue, voir Joireman, 2005). Nous avons donc tenté de répliquer ces résultats, en étudiant les liens entre CFC et comportements écocitoyens dans le contexte français.

La considération pour les conséquences futures des comportements a été mesurée grâce à la version française de l'échelle précédemment décrite. Les comportements écocitoyens ont été mesurés à partir d'un indicateur en 17 items sélectionnés sur la base de leur utilisation dans la littérature et renvoyant à trois types de comportements différents (économies d'eau et d'énergie, recyclage, militantisme et recherche d'informations). Les sujets devaient indiquer à quelle fréquence ils réalisaient chacun de ces comportements sur une échelle de type Likert en 4 points (de 1 = Jamais à 4 = Toujours). Le questionnaire a été administré auprès de l'échantillon 4.

En outre, les résultats de l'analyse d'homogénéité relative à l'indicateur de comportements écocitoyens nous donnent un coefficient alpha égal à 0,82. Une matrice de corrélation a été calculée afin d'apprécier les liens entre la CFC et les comportements écocitoyens. Nous observons des corrélations positives mais faibles entre CFC et comportements rapportés ($r = 0,20$, $p < 0,01$). Plus précisément, ces corrélations sont tendanciellles entre la CFC et les comportements d'économies d'énergie ($r = 0,12$, $p = 0,10$) ainsi qu'entre la CFC et les comportements de recyclage ($r = 0,12$, $p < 0,10$). Elles sont en revanche très significatives entre la CFC et les comportements de militantisme et de recherche d'informations ($r = 0,19$, $p < 0,01$). Ces résultats sont conformes à la littérature, où l'on observe le plus souvent des corrélations positives mais assez faibles, entre 0,15 et 0,30. Cette faiblesse s'explique notamment par la multitude de facteurs explicatifs et le poids des variables contextuelles contribuant à la mise en place de ces comportements (Stern, 2005).

DISCUSSION

Les résultats de notre procédure de validation apportent d'abord des éléments de réponse aux questions posées dans la littérature quant à la structure du construit mesuré par la CFC. En effet, l'ensemble des indices recueillis lors des analyses confirmatoires de nos données indiquent qu'une solution factorielle à un facteur semble la plus appropriée à partir de nos données. Nous supposons donc, comme c'est le cas dans la grande majorité des recherches, que la CFC permet bien de placer les sujets sur un continuum et non sur deux dimensions distinctes. Le

principe d'une unidimensionnalité de l'échelle et le postulat théorique initial qui le sous-tend sont donc confortés par nos résultats.

Par ailleurs, le nombre d'items diffère par rapport à la solution princeps. Ces résultats vont donc dans le sens des observations de Petrocelli (2003) puisque nous retrouvons la même structure que lui, à l'exception de la suppression de l'item 5. La suppression de cinq items s'explique peut-être par le caractère redondant de certains items, souvent relevé par les sujets lors de la passation. De plus, cette solution présente une consistance interne satisfaisante ($\alpha = 0,74$). D'autre part, la qualité des indices recueillis confirme globalement la validité de l'échelle en langue française. En effet, au-delà de sa structure, la version française présente une bonne stabilité, comme en témoignent les résultats de notre passation test-retest, même si la petite taille de l'échantillon ($N = 19$) invite à considérer avec prudence ce résultat. En revanche, cette limite n'affecte pas la comparaison entre les versions à sept et douze items, qui semble confirmer la supériorité psychométrique de la version à sept items. De plus, la version française présente une validité nomologique, une validité divergente ainsi qu'une validité prédictive satisfaisantes, nos résultats étant proches de ceux observés en langue anglaise. Notre procédure permet ainsi de disposer en français d'un nouvel instrument utile pour mener des recherches dans des domaines divers incluant la perspective temporelle future et se centrant plus précisément sur l'extension temporelle.

Cela ne doit pas nous amener à négliger le fait qu'une part importante de la variance des réponses à la CFC reste inexpliquée. Ce résultat doit nous pousser à améliorer la capacité explicative de l'échelle à l'avenir, notamment au travers

d'un réexamen du contenu de certains items. D'autre part, nous avons constitué un échantillon composé exclusivement d'étudiants. Si ce choix présente des avantages et peut se justifier pour une première opération de validation, il ne permet pas de généraliser nos résultats ni de statuer sur la validité externe des résultats. Il nous semble important d'étudier à l'avenir des populations plus larges et diversifiées. Ceci permettrait notamment d'étudier de façon plus approfondie l'effet des variables socio-démographiques sur la mise en place des comportements écocitoyens. C'est également ce que préconise Petrocelli (2003), rappelant que toutes les recherches qui ont étudié la structure factorielle de la CFC ont été menées sur des échantillons d'étudiants.

Au-delà de ces limites, il nous semble cependant que l'utilisation de la CFC ouvre des perspectives intéressantes de recherche dans le champ de la temporalité. Nous intéressant plus particulièrement aux problématiques environnementales, le choix de cet outil nous a semblé justifié au regard de la particularité des comportements qui ont un impact sur l'environnement, caractérisés notamment par la nature différée de cet impact et nous avons vu que selon la temporalité dans laquelle ils se situent, les individus n'auraient donc pas la même perception de l'intérêt qu'ils peuvent trouver à se comporter de manière respectueuse vis-à-vis de l'environnement. De ce point de vue, l'extension temporelle future nous apparaît comme une notion particulièrement pertinente.

Notons par ailleurs que la temporalité dans laquelle se situent les individus est elle-même modulée par certains facteurs situationnels, dont le contexte social. Par exemple, il semblerait notamment qu'il existe une valorisation de l'anticipation,

de la planification, dont les outils de mesure sont eux-mêmes empreints (voir par exemple les items de la dimension Futur de la ZTPI). Cette influence socionormative et la façon dont elle peut moduler l'extension temporelle future des individus devront être étudiées à l'avenir de façon plus précise.

Dans ce sens, il nous semble qu'une des possibilités de recherche futures réside dans l'analyse approfondie du statut du construit mesuré par la CFC. En effet, si le degré de considération pour les conséquences futures est généralement conçu comme une disposition individuelle relativement stable, il serait intéressant d'explorer dans quelles situations et sous quelles conditions cette variable peut être sensible au contexte. Si la CFC est généralement étudiée d'un point de vue personnaliste, il nous semble intéressant de développer des travaux dans une perspective plus psychosociale qui considère les dynamiques situationnelles et sociales en jeu dans la formation et l'actualisation de la perspective temporelle future. Dans cet esprit, il pourrait être pertinent d'étudier si cette disposition peut être modifiée, en fonction de certains contextes. Ainsi, si les individus ayant un score élevé à la CFC s'engagent davantage dans des comportements de protection de l'environnement, il pourrait par exemple être intéressant d'augmenter l'engagement dans une activité contraignante dans le présent qui apporte des bénéfices futurs en sensibilisant les gens à la relation entre comportements présents et bénéfices futurs (Hall, Fong, 2003). Autrement dit, un enjeu majeur réside dans le fait de savoir s'il est possible de rendre les gens davantage sensibles aux conséquences à long terme de leurs comportements et ce de façon durable.

Des recherches dans le domaine de l'éducation à l'environnement pourraient être menées dans ce sens.

REFERENCES

Apostolidis (Thémis), Fieulaine (Nicolas).– Validation française de l'échelle de temporalité The Zimbardo Time Perspective Inventory (ZTPI), *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 54, 2004, p. 207–217.

Bentler (Peter M.).– *Comparative fit indexes in structural models*, *Psychological Bulletin*, 107, 2, 1990, p. 238–246.

Bentler (Peter M.), Speckart (George).– *Models of attitude-behavior relations*. *Psychological Review*, 86, 5, 1979, p. 452–464.

Boyd (John N.), Zimbardo (Philip G.).– Time perspective, health, and risk taking, dans Strathman (A.) et Joireman (J.), *Understanding Behavior in the Context of Time*, Mahwah, Erlbaum, 2005, p. 85–107.

Browne (Michael W.), Cudeck (Robert).– Alternative ways of assessing model fit, dans Bollen (K.A.) et Long (J.S.), *Testing Structural Equation Models*, Beverly Hills, Sage, 1993, p.136–162.

Daltrey (Marilyn H.).– Development and evaluation of a future time perspective instrument, University of Colorado at Boulder (Doctoral Dissertation University microfilms, 1982, n° DA8229818).

Ebreo (Angela), Vining (Joanne).– How similar are recycling and waste reduction ? Future orientation and reasons for reducing waste as predictors of self-reported behaviour, *Environment and behavior*, 33, 3, 2001, p. 424–448.

Fieulaine (Nicolas).– Perspective temporelle, situations de précarité et santé: Une approche psychosociale du temps (Thèse de doctorat, non publiée), Université de Provence, 2006.

Gjesme (Torgrim).– Future time orientation as a fonction of achievement motives, ability, delay of gratification, and sex, *Journal of Psychology*, 101, 1979, p. 173–188.

Hall (Peter A.), Fong (Geoffrey T.).– The effects of a brief time perspective intervention for increasing physical activity among young adults, *Psychology and Health*, 18, 2003, p. 685–706.

Heimberg (Laura K.).– The measurement of future time perspective, Vanderbilt University (Unpublished Doctoral Dissertation University microfilms, 1963, n° 6307346).

- Hu (Li-tze), Bentler (Peter M.).– Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives, *Structural Equation Modeling*, 6, 1, 1999, p. 1–55.
- James (Lois A.), James (Lawrence R.).– Integrating work environment perceptions: Explorations into the measurement of meaning, *Journal of Applied Psychology*, 74, 5, 1989, p.739–751.
- Joireman (Jeff A.).– Environmental problems as social dilemmas: The temporal dimension, dans Strathman (A.), Joireman (J.), *Understanding behavior in the context of time*, Mahwah, Erlbaum, 2005, p.289–304.
- Joireman (Jeff A.), Strathman (Alan), Balliet (Daniel).– Considering Future Consequences, dans Sanna (L.J.) et Chang (E.C.), *Judgments over time*, New York, Oxford University Press, 2006, p. 82–99.
- Joireman (Jeff A.), Balliet (Daniel), Sprott (David), Spangenberg (Eric), Schultz (Jenifer).– Considering Future Consequences, ego-depletion and self-control: Support for distinguishing between CFC-Immediate and CFC-Future sub-scales, *Personality and Individual Differences*, 45, 1, 2008, p. 15–21.
- Karniol (Rachel), Ross (Michael).– The motivational impact of temporal focus: Thinking about the future and the past, *Annual Review of Psychology*, 47, 1996, p. 593–620.
- Lance (Charles E.), Vandenberg (Robert J.).– Confirmatory factor analysis, dans Drasgow (F.) et Schmitt (N.), *Advances in measurement and data analysis*, San Francisco, Jossey-Bass, 2002, p. 221–254.
- Lewin (Kurt).– Time Perspective and Morale, dans Watson (G.), *Civilian Morale*, Boston, Houghton Mifflin, 1942, p. 48–70.
- Nuttin (Joseph R.).– La perspective temporelle dans le comportement humain, dans Fraisse (P.), *Du temps biologique au temps psychologique*, Paris, Presses Universitaires de France, 1979, p. 307–363.
- Petrocelli (John V.).– Factor Validation of the Consideration of Future Consequences Scale: Evidence for a short version, *The Journal of Social Psychology*, 143, 2003, p. 405–413.
- Ray (John J.), Najman (Jackob M.).– The generalizability of deferment of gratification, *Journal of social psychology*, 126, 1, 1986, p. 117–119.
- Stern (Paul C.).– Understanding individuals' environmentally significant behaviour, *Environmental Law Reporter*, 35, 11, 2005, p. 10785–10790.
- Strathman (Alan), Gleicher (Faith), Boninger (David S.), Edwards, (C. Scott).– The consideration of future consequences: Weighing immediate and distant outcomes of behaviour, *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 1994, p. 742–752.

Strathman (Alan), Joireman (Jeff A.).– A brief history of time, dans Strathman (A.), Joireman (J.), *Understanding behavior in the context of time*, Mahwah, Erlbaum, 2005, p.3–7.

Thiébaud (Eric).– La perspective temporelle, un concept à la recherche d'une élucidation conceptuelle, *L'Année Psychologique*, 98, 1998, p. 101–125.

Trommsdorff (Gisela).– Future orientation and socialization, *International Journal of Psychology*, 18, 1983, p. 381–406.

Zimbardo (Philip G.).– *The Stanford time perspective inventory*, Stanford, Stanford University, 1990.

Zimbardo (Philip G.), Boyd (John N.).– Putting time in perspective: A valid, reliable individual-differences metric, *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 6, 1999, p. 1271–1288.

1. J'envisage comment pourraient être les choses dans le futur et j'essaie de les influencer par mon comportement quotidien.
2. Souvent, j'adopte un comportement particulier pour atteindre des objectifs qui ne se réaliseront peut-être pas avant des années.
3. Je n'agis que pour répondre à des préoccupations immédiates, en pensant que le futur s'arrangera de lui-même.
4. Mon comportement n'est influencé que par les conséquences immédiates de mes actes (dans les jours ou semaines qui suivent).
5. Mon confort est un facteur important dans les décisions que je prends ou dans les actions que je réalise.
6. Je suis prêt(e) à sacrifier mon bonheur ou mon bien-être immédiats afin d'atteindre des objectifs futurs.
7. Je pense qu'il est important de prendre au sérieux les mises en garde contre les conséquences négatives de mes actes, même si ces conséquences négatives n'interviendront pas avant plusieurs années.
8. Je pense qu'il vaut mieux adopter un comportement dont les conséquences lointaines seront bénéfiques, plutôt qu'un comportement entraînant des conséquences immédiates moins bénéfiques.
9. Je ne tiens généralement pas compte des mises en garde contre d'éventuels problèmes futurs car je pense que ces problèmes seront résolus avant d'avoir atteint un niveau critique.
10. Je pense qu'il n'est généralement pas nécessaire de faire des sacrifices dans le présent puisque je peux m'occuper des conséquences futures plus tard.
11. Je n'agis que pour répondre à des préoccupations immédiates, en pensant que je m'occuperai plus tard des problèmes qui surviendront éventuellement dans l'avenir.
12. Puisque mes actions quotidiennes ont des résultats précis, elles sont plus importantes pour moi qu'un comportement ayant des conséquences lointaines.

Figure 1 : Traduction française des 12 items de la CFC (Strathman et al., 1994).

	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 4	Moyenne	Ecart- type	Variance commune
Item n°10	0,68	-0,14	-0,35	0,26	3.72	1,02	0,66
Item n°3	0,60	0,27	-0,07	-0,11	3.37	1,13	0,54
Item n°11	0,60	0,05	-0,11	-0,16	3.36	1,22	0,53
Item n°4	0,56	0,29	0,01	-0,21	3.32	1,13	0,56
Item n°1	0,50	0,01	0,32	-0,01	3.47	1,04	0,59
Item n°9	0,50	-0,25	-0,10	-0,25	3.51	1,12	0,55
Item n°12	0,48	0,15	0,17	0,19	3.15	0,98	0,54
Item n°8	0,46	-0,32	0,18	0,08	3.63	0,95	0,51
Item n°7	0,40	-0,36	0,07	-0,10	3.62	1,02	0,50
Item n°5	0,06	0,28	-0,03	0,00	2.60	1,13	0,43
Item n°2	0,43	0,13	0,44	0,12	3.11	1,17	0,68
Item n°6	0,27	0,05	0,05	0,32	2.88	1,15	0,74
% VE	28,54	10,75	9,22	8,50			
VP	3,42	1,29	1,11	1,02			

% VE : Pourcentage de variance expliquée

VP : Valeur Propre

Tableau 1 : Analyse par méthode des axes principaux rotation promax

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
	12 items 1 facteur	8 items 1 facteur	7 items 1 facteur	12 items 2 facteurs	11 items 1 facteur
Indices considérés	Hypothèse issue de la validation princeps (Strathman et al., 1994)	Hypothèse issue des travaux de Petrocelli (2003)	Hypothèse issue des travaux de Petrocelli (2003) (avec exclusion de l'item 5)	Hypothèse issue des travaux de Joireman et al (2008)	Hypothèse issue de l'ACP sur l'échantillon français (avec exclusion de l'item 5)
Convergence (Nombre d'itérations)	6	5	5	8	16
χ^2 (DL)	197,58 (54)	62,58 (20)	48,25 (14)	266,63 (55)	165,86 (44)
$P(\chi^2)$	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
GFI	0,92	0,96	0,97	0,90	0,93
CFI	0,90	0,95	0,95	0,84	0,91
NNFI	0,88	0,92	0,93	0,81	0,89
RMSEA	0,08	0,07	0,07	0,09	0,08
SRMSR	0,07	0,05	0,04	0,14	0,07
	Comparaison modèles 3 et 1		$\Delta \chi^2_{3/1} (\Delta dl) = 149,33 (40), p < 0,05$		
	Comparaison modèles 3 et 2		$\Delta \chi^2_{3/2} (\Delta dl) = 14,33 (6), p < 0,05$		
	Comparaison modèles 3 et 4		$\Delta \chi^2_{3/4} (\Delta dl) = 218,38 (41), p < 0,05$		
	Comparaison modèles 3 et 5		$\Delta \chi^2_{3/5} (\Delta dl) = 117,61 (30), p < 0,05$		

Tableau 2 : Indices d'ajustement obtenus lors des analyses factorielles confirmatoires pour les cinq modèles testés

Items	Moyenne	Ecart-type	Corrélation item-test	Asymétrie	Aplatissement
2	2,88	1,15	0,29	-0,28	-0,81
3	3,37	1,13	0,54	-0,27	-0,92
4	3,32	1,13	0,48	-0,12	-0,91
9	3,51	1,12	0,38	-0,42	-0,71
10	3,72	1,02	0,52	-0,48	-0,43
11	3,36	1,22	0,55	-0,28	-0,79
12	3,15	0,98	0,42	0,15	-0,37

Tableau 3 : Caractéristiques descriptives des items du modèle retenu au terme de l'analyse factorielle confirmatoire