



Disponible en ligne sur

ScienceDirect
www.sciencedirect.com

Elsevier Masson France

EM|consulte
www.em-consulte.com



Article original

La clarté du concept de soi : validation d'une échelle de mesure en langue française



Validation of a French version of the self-concept clarity scale

S. Brunot^{a,*}, P. Valéau^b, J. Juhel^c^a CRPCC/LAUREPS (EA 1285), département de psychologie, université Rennes 2, place du Recteur-Henri-Le-Moal, CS 24307, 35043 Rennes cedex, France^b IAE, CEMOI (EA13), université de la Réunion, 24-26, avenue de la Victoire, BP 356, 97467 Saint-Denis cedex, Réunion^c CRPCC/LPE (EA 1285), département de psychologie, université Rennes 2, place du Recteur-Henri-Le-Moal, CS 24307, 35043 Rennes cedex, France

INFO ARTICLE

Historique de l'article :

Reçu le 16 septembre 2014

Reçu sous la forme révisée

le 15 avril 2015

Accepté le 23 avril 2015

Mots clés :

Clarté du concept de soi

Estime de soi

Dimensions de la personnalité du Big Five

Comparaison sociale

Appariement soi-prototype

R É S U M É

Introduction. – L'échelle de clarté du concept de soi (CCS, Campbell et al., 1996) mesure le degré selon lequel les croyances sur soi sont perçues comme clairement définies, cohérentes entre elles et stables temporellement.

Objectif. – Cette recherche vise à éprouver la fiabilité et la validité d'une version française de l'échelle de CCS. Elle examine notamment sa pertinence pour prédire la relation entre représentation de soi et représentation d'une préférence professionnelle.

Méthode. – Trois études ont été conduites sur un échantillon total de 1114 participants (dont 691 femmes) âgés de 15 à 62 ans.

Résultats. – L'étude 1 indique que la version française de l'échelle de CCS possède une structure essentiellement unidimensionnelle ainsi qu'une fiabilité interne et une fidélité test-retest satisfaisantes. L'étude 2 montre comme attendu que des scores de CCS élevés sont associés indépendamment à des scores d'estime de soi, de conscienciosité et d'agréabilité élevés et à de faibles scores de névrosisme et d'orientation vers la comparaison sociale. Enfin, l'étude 3 fournit un élément de validité critérielle en démontrant que le score de CCS prédit positivement le degré d'appariement entre le concept de soi et le prototype associé à une préférence professionnelle sélectionnée.

Conclusion. – Les propriétés psychométriques de la version française de l'échelle de CCS étant satisfaisantes et comparables à celles de l'échelle anglaise originale, son utilisation dans les pratiques du conseil en orientation scolaire et professionnelle est discutée.

© 2015 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

A B S T R A C T

Introduction. – The self-concept clarity scale (SCC, Campbell et al., 1996) measures the extent to which self-beliefs are perceived as clearly defined, internally consistent and temporally stable.

Objective. – The study aimed at testing the reliability and validity of a French version of the SCC scale and its relevance to predict the relationship between self-concept and vocational preference.

Method. – Three studies have been conducted on a total sample of 1114 participants (691 women) aged 15 and 62.

Results. – Results revealed that the French version of the SCC had a unidimensional factor structure and high levels of internal consistency and temporal stability (study 1). As predicted, high SCC scores were independently associated with high self-esteem, high conscientiousness, high agreeability, low

Keywords:

Self-concept clarity

Self-esteem

Big Five personality dimensions

Social comparison

Self-to-prototype matching

* Auteur correspondant.

Adresse e-mail : sophie.brunot@univ-rennes2.fr (S. Brunot).

neuroticism and low social comparison orientation (study 2). Finally, a criterion validity argument was provided by demonstrating that high SCC scores predicted high matching degree between self-concept and occupational preference prototype (study 3).

Conclusion. – The psychometric properties of the French version of SCC are satisfactory and comparable to those of the English original scale. The use of the SCC scale in academic guidance and career counseling is therefore discussed.

© 2015 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

1. Introduction

Tout au long de sa vie, l'individu est amené à effectuer des choix influençant le cours de son existence et à déterminer, parmi différentes options, les plus opportunes pour lui. Ainsi en est-il des choix vocationnels : dès l'adolescence, puis à différentes étapes de sa carrière, l'individu doit définir parmi les orientations et les carrières possibles, celles qui lui paraissent préférables. Le travail des conseillers d'orientation et en bilans de compétences consiste alors à faciliter l'accès de l'individu à l'information pertinente et à l'aider à clarifier ses préférences ainsi qu'à mieux se connaître. Cette connaissance de soi est abordée aussi bien en termes de réalisme, en confrontant celle-ci à des marqueurs objectifs, qu'en référence au concept de soi en lui-même c'est-à-dire à la vision subjective de soi portée par l'individu. Suivant cette seconde perspective, la conviction prime : les sentiments de cohérence et de certitude attachés au concept de soi permettent d'établir des préférences, de prendre des décisions puis de s'y tenir à travers des comportements, contribuant in fine à la réalisation de ce concept. Si les conseillers mettent en œuvre dans leurs pratiques diverses démarches d'accompagnement de cette construction du concept de soi, ils ne sont pas toujours en mesure d'explicitier la nature du travail ainsi effectué. Des conceptualisations et des outils manquent encore pour analyser et évaluer les besoins de l'individu en la matière, puis mesurer les progrès réalisés à travers les dispositifs d'accompagnement employés.

Le concept de clarté du concept de soi (*self-concept clarity*), introduit par Campbell (1990), contribue à répondre à ces préoccupations en s'attachant, au-delà des contenus du concept de soi, au degré de cohérence et de certitude qui leur est associé. Cet article a pour objectif de présenter ce concept et de valider en langue française son principal outil de mesure. Cette notion qui est d'importance pour rendre compte du processus de prise de décision impliqué dans toute démarche d'orientation, a pour l'heure trouvé peu d'écho dans la littérature francophone. Cet article a donc aussi pour visée de remédier à cet état de fait.

1.1. Définition de la clarté du concept de soi (CCS)

La notion de CCS a émergé des travaux sur le concept de soi qui s'inscrivent dans le courant théorique de la cognition sociale (voir pour des revues, Kihlstrom et al., 1988 ; Monteil & Martinot, 1991). Dans ces travaux, le soi est généralement conçu comme un ensemble de structures cognitives (dénommées aspects ou facettes du soi ou encore schémas de soi), elles-mêmes intégrées dans un réseau associatif plus large (McConnell & Strain, 2007 ; Linville, 1987 ; Markus, 1977). En tant que telles, ces structures traitent, stockent et organisent les informations liées à soi. Cette conception amène donc à s'intéresser non seulement aux contenus du soi mais également à leurs modes d'organisation. Pendant longtemps, les chercheurs ont pourtant négligé les aspects organisationnels du soi pour centrer leurs travaux sur ses contenus. Ils ont opéré dans ce cadre une distinction entre deux grandes composantes : le concept de soi (composante cognitive qui renvoie à toutes les connaissances que nous avons élaborées à propos de nous-mêmes) et

l'estime de soi (composante affective liée à la valeur que l'individu s'accorde). C'est seulement à la fin des années 1980 que la nécessité d'appréhender les aspects structuraux du soi pour prédire le bien-être, les réactions affectives et émotionnelles et les comportements individuels s'est peu à peu imposée.

Plusieurs notions, faisant référence au pluralisme du soi, ont alors vu le jour parmi lesquelles « la complexité du soi » (Linville, 1985, 1987), qui renvoie au nombre et à la diversité des facettes du soi, est sans doute celle qui a donné lieu au plus grand nombre de publications. D'autres construits, comme la « différenciation du soi » (Donahue, Robins, Roberts, & John, 1993) qui concerne le degré de distinctivité des facettes du soi ou « les discrédances du soi » (Higgins, 1987) qui sont relatives aux écarts existant entre le soi actuel et des standards individuels (ce que l'individu souhaiterait être ou pense devoir être), ont également été élaborés pour rendre compte de l'unité du soi. La notion de CCS, objet du présent article, s'inscrit dans cette dernière catégorie de construits (Campbell, Assanan, & Di Paula, 2003).

La CCS est une notion proposée par Campbell (1990) pour désigner à quel degré les contenus du concept de soi d'un individu (par exemple, les attributs personnels perçus) sont définis clairement et avec certitude, sont cohérents entre eux et sont stables temporellement (Campbell et al., 1996). Les travaux empiriques sur la CCS conduisent à conceptualiser celle-ci à la fois comme un trait et un état. Plusieurs études (Campbell et al., 1996 ; Wu, Watkins, & Hattie, 2010) mettent ainsi en évidence la stabilité temporelle de cette variable mais d'autres études révèlent qu'elle peut aussi subir des variations temporaires en réponse aux événements vécus (Nezlek & Plesko, 2001 ; Schwartz et al., 2011) et à des manipulations expérimentales (Csank & Conway, 2004 ; Lewandowski, Nardone, & Raines, 2010 ; Setterlund & Niedenthal, 1993). Par ailleurs, il convient de noter que la CCS est une caractéristique des croyances des individus à propos d'eux-mêmes. Cette notion n'est donc pas à confondre avec le réalisme des conceptions de soi. Ainsi, théoriquement, un individu pourrait avoir un concept de soi très clair et des croyances sur soi qui se révéleraient contredites par les comportements produits et/ou les résultats obtenus. Une personne pourrait croire fermement en ses compétences dans un domaine où ses performances la situent en dessous de la norme. Il faut cependant préciser que des travaux récents conduits par Lewandowski et Nardone (2012) mettent en évidence une relation positive entre la CCS et l'exactitude de la description de soi, cette dernière étant mesurée, d'une part, par le degré d'accord entre l'auto-description de l'individu et la description qui en est faite par un proche et, d'autre part, par la congruence entre un comportement prédit et le comportement effectif. Une interprétation possible de ces résultats consiste à suggérer que plus le concept de soi est clair, plus il est en mesure de guider les conduites individuelles.

1.2. Mesures de la CCS

Dans ses premiers travaux, Campbell (1990) a appréhendé la CCS à l'aide de plusieurs mesures indirectes et non intrusives (extrémisme des auto-descriptions, stabilité temporelle des réponses auto-descriptives, cohérence interne des auto-descriptions...).

Considérant que les individus ont une certaine conscience de la clarté de la vision de soi et qu'ils sont à même d'en faire état, Campbell et al. (1996) ont ensuite proposé un questionnaire pour mesurer le sentiment de CCS. Leur échelle a été construite à partir d'une banque initiale de 40 propositions renvoyant à la certitude perçue, la stabilité temporelle et la cohérence interne des croyances sur soi, mais également à des aspects potentiellement reliés (capacité à prendre des décisions, buts bien articulés). Une vingtaine d'items a été ensuite sélectionnée sur la base de leur cohérence interne et de l'absence d'interrelations. Ces vingt items se structuraient en trois facteurs fortement inter-corrélés et renvoyant respectivement à un sentiment de clarté généralisé, au fait d'être guidé par des buts et à la capacité à prendre des décisions. Campbell et al. (1996) ont finalement opté pour une échelle plus courte et unidimensionnelle afin, d'une part, de se concentrer spécifiquement sur le statut épistémologique du concept de soi et, d'autre part, pour ne pas compliquer inutilement les interprétations des résultats. Ils ont ainsi choisi de retenir uniquement les douze items les plus représentatifs du premier facteur. Les études conduites par Campbell et collaborateurs sur plusieurs échantillons de participants indiquent que cette version finale de l'échelle possède une bonne fiabilité (alpha de Cronbach moyen de .86) et une fidélité test-retest élevée ($r = .79$ à 4 mois et $r = .70$ à 5 mois). Ces premiers travaux offrent également des arguments en faveur de la validité de critère de l'échelle en mettant en évidence le pouvoir prédictif des scores de CCS sur la stabilité temporelle de réponses auto-descriptives et sur leur cohérence interne. Enfin, Campbell et collaborateurs relèvent des corrélations modérées (de l'ordre de .30) avec les scores de désirabilité sociale obtenus à partir de l'échelle de Marlowe-Crowne (Crowne & Marlowe, 1960).

L'échelle de CCS a ensuite fait l'objet de plusieurs traductions et adaptations qui ont permis d'appréhender ce construit dans différentes cultures. On dispose ainsi actuellement de versions en estonien (Matto & Realo, 2001), en allemand (Stucke, 2002; Steffgen, Da Silva, & Recchia, 2007), en chinois (Wu, 2004; Wu & Watkins, 2009; Wu et al., 2010) et en japonais (Tokunaga & Horiuchi, 2012), qui, dans l'ensemble, possèdent des propriétés psychométriques comparables à celles de l'échelle initiale en langue anglaise.

1.3. Les relations entre la CCS et d'autres variables de personnalité

Le réseau nomologique de la CCS a été examiné dès les premières études de Campbell et al. (1996) qui font état de plusieurs relations entre la CCS et des variables de personnalité. Ces travaux mettent notamment en évidence une relation positive substantielle entre la CCS et l'estime de soi-trait générale ($r_{\text{moyen}} = .61$). Une telle relation était attendue au regard des résultats quasi expérimentaux obtenus par Campbell (1990) et Baumgardner (1990) qui démontraient l'effet de l'estime de soi des individus sur des mesures indirectes de la CCS. Ce résultat est un argument en faveur de la validité de construit de l'échelle de CCS. Notons que cette relation positive entre CCS et estime de soi a également été mise en évidence avec les versions allemande (Stucke, 2002), estonienne (Matto & Realo, 2001), japonaise (Tokunaga & Horiuchi, 2012) et chinoise de l'échelle (Wu, 2004, 2009), même si la taille de la corrélation peut parfois varier en fonction de l'âge et de la culture (Wu et al., 2010).

D'autres arguments en faveur de la validité de construit de l'échelle de CCS peuvent être repérés dans une étude menée aux États-Unis par Campbell et al. (2003) et dans laquelle le score de CCS entretient une relation positive avec des mesures traduisant l'unité du concept de soi. Le score de CCS apparaît ainsi d'autant plus élevé que l'individu se décrit de façon peu différenciée en fonction des rôles sociaux qu'il a à tenir (cf. mesure de différenciation du concept de soi de Donahue et al., 1993). De même, le score de CCS est d'autant plus fort que l'écart est faible entre l'auto-description

et la façon dont on pense être perçu par ses proches (parents, amis proches). Par ailleurs, la théorie de la comparaison sociale de Festinger (1954) selon laquelle les situations d'incertitude favorisent la recherche de comparaison sociale, amène à prédire que les individus dont la vision de soi est incertaine et peu claire seront particulièrement enclins à se comparer aux autres. Or une telle relation a bien été relevée par Butzer et Kuiper (2006) qui ont mis en évidence, auprès d'un échantillon d'étudiants américains, un lien négatif entre les scores sur l'échelle de CCS et ceux obtenus sur l'échelle d'orientation vers la comparaison sociale de Gibbons et Buunk (1999).

Les scores de CCS présentent également des relations avec les dimensions du modèle du Big Five (Costa & McCrae, 1985). Campbell et al. (1996) relèvent ainsi un lien négatif fort avec le névrosisme et des liens positifs modérés avec la conscienciosité, l'agréabilité, l'extraversion. Seule la dimension « ouverture d'esprit » n'est pas reliée à la CCS. Matto et Realo (2001) avec leur version estonienne de l'échelle retrouvent pour leur part uniquement une relation positive avec la conscienciosité et un lien négatif avec le névrosisme. Cette dernière relation, qui dans les deux recherches est aussi obtenue lorsque la variable « estime de soi » est contrôlée¹, constitue un autre élément en faveur de la validité de construit de l'échelle de CCS, puisqu'une des composantes majeures de la dimension « névrosisme » encore appelée « instabilité émotionnelle » est l'incertitude à propos de soi (Costa & McCrae, 1992).

Enfin, l'existence de relations entre la CCS et un certain nombre d'indicateurs du bien-être ou du mal-être psychologique est à noter. Ainsi, outre les relations déjà décrites avec l'estime de soi et le névrosisme, plusieurs études relèvent des corrélations négatives entre les scores de CCS et des mesures de dépression, d'anxiété et de stress (e.g., Butzer & Kuiper, 2006; Campbell et al., 1996; Ritchie, Sedikides, Wildschut, Arndt, & Gidron, 2011). À l'inverse, les scores de CCS sont positivement reliés à la satisfaction de vie, au bien-être et au sentiment d'avoir une vie qui a du sens (Blazek & Besta, 2012; Ritchie et al., 2011).

1.4. Les relations entre la CCS et des variables sociodémographiques

Les travaux sur la CCS font régulièrement état de différences significatives sur les variables « sexe » et « âge » des répondants. On relève ainsi dans plusieurs études nord-américaines des scores de CCS légèrement supérieurs chez les hommes comparativement aux femmes (Blazek & Besta, 2012; Campbell et al., 1996; Light & Visser, 2012). En outre, une relation positive et linéaire entre le score moyen de la CCS et l'âge des participants est généralement mise en évidence sur des périodes s'étendant de la fin de l'adolescence à un âge adulte avancé (e.g., Matto & Realo, 2001; Light & Visser, 2012; Wu, 2009). Au fil de son développement et de son vécu, l'individu acquerrait une connaissance de lui-même qui lui apparaîtrait comme de plus en plus claire, cohérente et stable temporellement. Toutefois, Lodi-Smith et Roberts (2010) identifient une relation curvilinéaire entre la CCS et l'âge dans deux études menées auprès d'individus âgés de 18 à 94 ans. La relation relevée est positive sur la période qui s'étend du début de l'âge adulte jusqu'à 60 ans environ puis devient négative pour les personnes plus âgées. Ce déclin de CCS après 60 ans semble imputable au fait que les personnes se trouvent limitées dans l'exercice d'activités sociales en raison de leur état de santé. Les personnes âgées qui ne sont pas concernées par ces problèmes de santé

¹ L'estime de soi étant à la fois reliée à la CCS et au névrosisme (Judge, Erez, & Bono, 2002), il est important d'examiner la relation entre CCS et névrosisme après contrôle de cette variable.

Tableau 1

Caractéristiques de l'échantillon de l'étude 1.
Characteristics of study 1 sample.

Type de population	n	Âge		Sexe	
		M	ET	Femmes	Hommes
Étudiants	434	20,5	1,84	320	114
Lycéens	381	17,18	1,69	210	171
Adultes tout-venant ^a	257	34,14	10,75	130	126
Personnes en bilan de compétence	42	35,02	8,97	31	11

^a Sexe non renseigné pour un des participants.

invalidants présentent des niveaux de CCS équivalents voire plus élevés que ceux des adultes en milieu de vie.

Les données concernant d'autres variables sociodémographiques comme le niveau socioéconomique ou la situation familiale des individus sont rares. Les quelques résultats dont on dispose à cet égard suggèrent que la CCS est reliée positivement au niveau socioéconomique et est d'autant plus élevée que les personnes sont investies dans une relation de couple (Lodi-Smith & Roberts, 2010).

1.5. Objectif de la présente recherche

La présente recherche vise à éprouver les qualités psychométriques d'une version française de l'échelle de CCS. Dans ce but, une première étude examinera la structure factorielle de cette version de l'échelle et ses relations avec des variables sociodémographiques (âge, sexe). La deuxième étude s'intéressera aux relations entre la mesure française de CCS et d'autres mesures de personnalité (l'estime de soi, les 5 dimensions du *Big Five*, l'orientation vers la comparaison sociale et la tendance à répondre de façon désirable). Une telle démarche vise à apporter des éléments de validité conceptuelle à la version française de l'échelle et à déterminer si le réseau nomologique de la CSS dans le contexte français est comparable à celui obtenu dans d'autres contextes culturels. Enfin, une troisième étude aura pour but d'examiner dans quelle mesure l'échelle de CCS permet de prédire le degré de correspondance entre la représentation de soi et celle associée à une carrière professionnelle envisagée par l'individu. S'agissant du domaine professionnel, il n'existe pas actuellement à notre connaissance de données publiées sur cette question. Cette étude aura donc pour visée de fournir à la fois un élément de validité de critère à la version française de l'échelle de CCS et des données inédites sur le lien entre CCS et choix de carrière.

2. Étude 1

2.1. Méthode

2.1.1. Participants

Au total, 1114 personnes résidant en France et dont l'âge s'étend de 15 à 62 ans ($M=23,06$, $ET=8,96$) ont pris part à cette étude². Cet échantillon est composé de 381 lycéens (210 filles et 171 garçons), 434 étudiants inscrits dans diverses filières (320 femmes et 114 hommes), 257 participants tout-venant (130 femmes, 126 hommes et un « non renseigné ») et 42 adultes interrogés avant la réalisation d'un bilan de compétences (31 femmes et 11 hommes). Globalement, l'échantillon comporte 62% de femmes (voir le [Tableau 1](#) pour une description de l'échantillon).

2.1.2. Procédure et mesures

Les participants ont complété la traduction française du questionnaire de CCS composé de 12 items (voir [Tableau 3](#)). Chaque item

de cette échelle renvoie à une affirmation par rapport à laquelle le répondant doit indiquer son degré d'accord sur une échelle en 5 points allant de 1 (pas du tout d'accord) à 5 (tout à fait d'accord). Cette version française a été élaborée suivant une procédure en plusieurs temps (Vallerand, 1989). Les items de la version originale ont d'abord été traduits en français par deux des auteurs. La version française ainsi obtenue a ensuite été traduite à nouveau en anglais par une personne parfaitement bilingue et qui n'avait pas eu connaissance de l'échelle originale. Un comité composé de deux des auteurs et d'une personne extérieure parfaitement bilingue a comparé les versions retraduite et originale et a jugé leur équivalence satisfaisante. Un pré-test sur un échantillon d'adultes tout-venant a ensuite conduit à modifier l'item 6 (*I seldom experience conflict between the different aspects of my personality*), qui dans sa traduction initiale posait des problèmes de compréhension³.

2.2. Résultats et discussion

2.2.1. Les propriétés psychométriques de l'échelle française de CCS

La structure factorielle de l'échelle a été étudiée dans le cadre des modèles d'équations structurelles en appliquant une approche confirmatoire pour données ordinales (Holgado-Tello, Chacon-Moscoso, Barbero-Garcia, & Vila-Abad, 2010). Les estimations des paramètres des modèles spécifiés ont été effectuées avec l'estimateur WLSMV (moindres carrés pondérés avec ajustement sur la moyenne et la variance) qui utilise la matrice de corrélations polychoriques. L'ajustement des modèles a été évalué sur la base du χ^2 , du RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), du CFI (*Comparative Fit Index*) et du TLI (*Tucker-Lewis Index*) avec les seuils suivants d'acceptabilité du modèle : $\chi^2/ddl < 5$, RMSEA $< .06$, CFI $> .95$ et TLI $> .95$ (par ex., West, Taylor, & Wu, 2012). Toutes les analyses ont été effectuées avec Mplus 7,2 (Muthén & Muthén, 1998–2014).

L'importance de la première valeur propre par rapport aux autres valeurs propres de la matrice de corrélations polychoriques ($\lambda_1 = 4,782$; $\lambda_2 = 1,030$; $\lambda_3 = 1,005$; $\lambda_4 = 0,892$), suggérant l'existence d'une dimension générale de CCS, nous avons d'abord testé un modèle unifactoriel (M1). L'ajustement de ce modèle étant insuffisant, $\chi^2 = 554,53$, $ddl = 54$, RMSEA = .091, CFI = .938, TLI = .924, nous avons ensuite testé des modèles moins restrictifs que M1 en libérant certaines covariances résiduelles, jusqu'à ce que le modèle présente un ajustement acceptable⁴. Les indices d'ajustement des

³ Dans la première version, l'item proposé était « Quand je pense aux différents aspects de ma personnalité, je trouve qu'ils sont cohérents entre eux ». Après discussion des membres du comité, une autre formulation qui reprenait l'idée de conflit présente dans la version anglaise tout en conservant l'orientation positive de l'item a été proposée : « Je suis rarement en conflit avec moi-même ». Notons par ailleurs que des problèmes liés à l'item 6 ont déjà été mentionnés par Steffgen, Da Silva, et Recchia (2007) qui ont utilisé une version allemande de l'échelle et par Lodi-Smith et Roberts (2010) qui ont employé la version originale. Dans ces deux études, l'item 6 s'est révélé faiblement corrélé avec les autres items.

⁴ Les covariances résiduelles ont été libérées en en se basant sur : (a) les valeurs des indices de modification (test de Lagrange); (b) les résultats d'une analyse factorielle à facteurs emboîtés (rotation orthogonale bi-geomin) qui faisait l'hypothèse d'un

² Cette première étude regroupe les données de plusieurs études (dont celles des études 2a, 2b et 3 présentées dans l'article) dans lesquelles les participants complétaient tous dans un premier temps l'échelle de CCS.

Tableau 2

Indices d'ajustement des modèles unidimensionnels testés : du modèle le plus restrictif M1, au modèle le moins restrictif M1.5, dans lequel les covariances résiduelles entre les items 6 et 11, 2 et 8, 8 et 9, 2 et 1, 2 et 9 sont libérées (estimateur WLSMV).

Fit indices for the one factor models: from the more restrictive model (M1) to the less one (M1.5) in which the residual covariances between the items 6 and 11, 2 and 8, 8 and 9, 2 and 1 and 2 and 9 were freed (WLSMV estimator).

		#par	χ^2	ddl	$\Delta\chi^2$	p	RMSEA	CFI	TLI
M1	« CCS »	60	554,350	54			0,091	0,938	0,924
M1.1	+ r(it6, it11)	61	468,111	53	68,817	0,000	0,084	0,948	0,936
M1.2	+ r(it2, it8)	62	416,418	52	56,831	0,000	0,079	0,955	0,942
M1.3	+ r(it8, it9)	63	341,546	51	78,631	0,000	0,072	0,964	0,953
M1.4	+ r(it2, it1)	64	298,257	50	40,745	0,000	0,067	0,969	0,959
M1.5	+ r(it2, it9)	65	265,566	49	34,206	0,000	0,063	0,973	0,964

CCS : facteur « clarté du concept de soi » ; #par est le nombre de paramètres estimés du modèle ; $\Delta\chi^2$ est la différence de χ^2 , pour 1 degré de liberté (ddl), entre le modèle moins restrictif (ligne inférieure) et le modèle plus restrictif (ligne supérieure).

Tableau 3

Analyse factorielle confirmatoire de l'échelle française de CCS^a : saturations complètement standardisées et erreurs-types.

Confirmatory factor analysis of the French Self-Concept Clarity scale: completely standardized loadings and standard deviations.

Items	Saturations	Erreurs-types
Ce que je pense de moi est souvent contradictoire ^b	.651	.021
L'opinion que j'ai de moi varie selon les jours ^b	.585	.024
Souvent je me demande qui je suis vraiment ^b	.675	.020
Parfois j'ai le sentiment de ne pas être vraiment la personne que je donne à voir ^b	.589	.022
Je ne saurais pas bien définir la personne que j'étais dans le passé ^b	.352	.029
Je suis rarement en contradiction avec moi-même	.323	.029
Il me semble parfois que je connais mieux les autres que moi-même ^b	.513	.024
Ce que je pense de moi change fréquemment ^b	.716	.019
Si on me demandait de décrire ma personnalité, la description que j'en ferais changerait sans doute d'un jour à l'autre ^b	.649	.023
Même si je le voulais, je ne serais pas en mesure de dire à quelqu'un qui je suis vraiment ^b	.669	.020
En général, j'ai une vision très claire de moi-même	.592	.023
J'ai souvent des difficultés à prendre des décisions car je ne sais pas vraiment ce que je veux ^b	.478	.026

Toutes les saturations sont significatives à .001.

^a N = 1114. CCS : clarté du concept de soi.

^b Items inversés.

modèles testés (modèles M1.1, M1.2, M1.3, M1.4 et M1.5) sont présentés dans le **Tableau 2**.

Les estimations des saturations du modèle final (modèle M1.5) apparaissent dans le **Tableau 3**. La variance commune dont rend compte le facteur CCS représente 33,50% de la variance totale. Ce pourcentage de variance commune peut être exprimé en fonction d'une estimation du pourcentage de variance commune totale. Cette estimation a été effectuée dans le cadre d'un modèle à 4 facteurs communs obliques, nombre maximum de facteurs qu'autorisent les contraintes d'identification du modèle factoriel lorsque toutes les saturations sont libérées. Elle est ici d'environ 48,50% de la variance totale. Le facteur CCS explique donc un peu

plus de 69% (i.e., $100 \times 33,50/48,50$) de la variance commune aux items de l'échelle.

Pour calculer la corrélation entre les scores d'échelle calculés en sommant les scores aux items après recodage des items inversés et les scores factoriels de CCS, nous avons estimé ces derniers par imputation bayésienne. La corrélation obtenue ($r = .97$) montre que le score d'échelle constitue un excellent indicateur du facteur général CCS. Ajoutons que l'échelle française de CCS présente une fiabilité satisfaisante avec un alpha de Cronbach de .83, des corrélations item-total corrigées d'une moyenne de .49 et qui varient de .26 (item 5) à .66 (item 8).

Par ailleurs, afin d'évaluer la fidélité test-retest de l'échelle, un sous-échantillon de 81 participants composés d'étudiants et d'adultes tout-venant a été invité à compléter à nouveau l'échelle 6 à 8 semaines après la première passation. La corrélation obtenue entre les deux mesures de CCS réalisées sur un intervalle de temps de 6 à 8 semaines est élevée ($r = .77$, $p < .001$), ce qui témoigne d'un niveau de stabilité temporelle satisfaisant de la version française de cette échelle. Notons qu'une telle stabilité a également été mise en évidence par [Campbell et al. \(1996\)](#) avec la version anglaise et par [Matto et Realo \(2001\)](#) avec la version estonienne et ce, sur des empan temporels plus importants de l'ordre de 4 à 5 mois ($.67 \leq r \leq .79$). De tels résultats viennent à l'appui d'une conception de la CCS en termes de trait de personnalité.

2.2.2. Les variables sociodémographiques

Les relations entre la CCS, l'âge et le sexe des participants ont été étudiées dans le cadre des modèles d'équations structurelles en régressant le facteur CCS sur les variables âge et sexe considérées simultanément (modèle à indicateurs multiples et à causes multiples ou modèle « MIMIC », $\chi^2 = 337,71$, $ddl = 71$, $RMSEA = .058$, $CFI = .967$, $TLI = .958$). Les estimations des paramètres montrent que le sexe (codé 1 pour les femmes et 2 pour les hommes) est un prédictif significatif du score de CCS, $\beta = .15$, $t = 4,97$, $p < .001$, 95% IC [.09, .22]. En accord avec des résultats antérieurs (e.g., [Campbell et al., 1996](#)), les femmes obtiennent des scores de CCS inférieurs à ceux des hommes⁵. On observe également un effet significatif de l'âge, $\beta = .18$, $t = 5,74$, $p < .001$, 95% IC [.12, .24] : plus les individus avancent en âge plus leur score de CCS est élevé. La relation entre l'âge et la CCS est ici linéaire. Contrairement à [Lodi-Smith et Roberts \(2010\)](#), nous ne constatons pas d'effet significatif de la composante quadratique lorsque nous introduisons celle-ci dans l'analyse. Cette différence s'explique aisément par le fait que les participants de plus de 60 ans ne sont pratiquement pas représentés dans notre échantillon (seul un participant a plus de 60 ans). Or c'est à partir de 60 ans que [Lodi-Smith et Roberts](#) observent un infléchissement de la relation linéaire entre l'âge et le score de CCS.

facteur général de clarté du concept de soi, orthogonal à 2 facteurs spécifiques s1 et s2, orthogonaux entre eux, s1 étant mesuré par les items 6 et 11 (items positifs) et s2 étant mesuré par les items 1, 2, 8 et 9 (items dont le contenu évoque un changement).

⁵ À titre indicatif la moyenne des scores à l'échelle de CCS est de 38,93 pour les femmes ($ET = 9,07$) et de 41,67 pour les hommes ($ET = 8,74$).

Les résultats de cette première étude indiquent que la version française de l'échelle de CCS présente, à l'instar de l'échelle anglaise originelle, une structure essentiellement unidimensionnelle, une bonne consistance interne et une fidélité test–retest satisfaisante. Il convient à présent d'apporter d'autres éléments de validation de cette échelle en explorant son réseau nomologique.

3. Étude 2

L'objectif de cette seconde étude est d'examiner si la version française de l'échelle de CCS permet de mettre en évidence les relations déjà établies entre la CCS et d'autres construits de personnalité. On s'attend ainsi à observer une relation substantielle et positive avec l'estime de soi, une relation négative avec le névrosisme et des liens positifs plus modérés avec les dimensions « conscience », « agréabilité » et « extraversion ». Nous posons également l'hypothèse d'un effet de la CCS sur la tendance à rechercher les comparaisons aux autres. On s'attend donc à ce que le score à l'échelle française de CCS prédise une part significative d'une mesure de fréquence de l'engagement dans des comparaisons sociales. Enfin, cette étude sera aussi l'occasion d'examiner dans quelle mesure la tendance à fournir des réponses socialement désirables est susceptible d'affecter les réponses à l'échelle française de CCS.

3.1. Méthode

Cette étude se subdivise en 2 sous-études (2a et 2b) menées chacune sur un sous-échantillon des participants de l'étude 1, chaque sous-échantillon étant composé des participants ayant passé les mêmes questionnaires. L'étude 2a concerne un sous-échantillon composé de 232 étudiants (âgés de 18 à 26 ans, $M=20,21$ dont 76,3% de femmes) qui ont répondu successivement à l'échelle de CCS, à l'inventaire d'estime de soi de Rosenberg (1965, traduction française de Vallières & Vallerand, 1990) et à la forme courte du NEO-FFI (NEO-Five-Factor Inventory : Costa & McCrae, 1992) en version française (Rolland & Petot, 1994 ; Rolland, Parker, & Stumpf, 1998). L'inventaire d'estime de soi de Rosenberg comporte 10 items assortis ici d'une échelle de réponse en 5 points (allant de « pas du tout d'accord » [1] à « tout à fait d'accord » [5]). La forme courte du NEO-FFI comprend 60 items mesurant les 5 dimensions de la personnalité (12 items par dimension) définies par le modèle du Big Five (Costa & McCrae, 1985) : l'extraversion, l'agréabilité, l'ouverture, la conscienciosité et le névrosisme. Les réponses sont ici encore fournies sur des échelles de Likert en 5 points.

L'étude 2b implique un autre sous-échantillon de l'étude 1 composé de 55 lycéens et de 61 adultes tout-venant (âgés de 15 à 62 ans, $M=27,9$ dont 64,6% de femmes) et qui, après avoir complété l'échelle de CCS répondaient successivement à l'inventaire d'estime de soi de Rosenberg (cf. supra) et à une échelle mesurant l'orientation vers la comparaison sociale (Gibbons & Buunk, 1999, traduction française de Michinov & Michinov, 2001). Cette échelle est constituée de 11 items (exemple : « Je me compare souvent aux autres personnes pour mieux évaluer ce que j'ai fait dans ma vie. ») par rapport auxquels les répondants indiquent leur degré d'accord sur une échelle en 5 points (de « pas du tout d'accord » [1] à « tout à fait d'accord » [5]). Pour finir, les participants complétaient une version courte d'un questionnaire de désirabilité sociale (QDS-19) élaboré par Tournois, Mesnil, et Kop (2000) puis modifié et réduit par Juhel et Rouxel (2005). Cette échelle comporte 19 items (exemples : « Je suis parfois triste », « Je dis toujours du bien d'autrui ») associés à une réponse de type dichotomique (« oui » versus « non »).

3.2. Résultats et discussion

3.2.1. L'estime de soi et les dimensions du Big Five (étude 2a)

Les corrélations entre les scores de CCS et les autres mesures de personnalité sont présentées dans le Tableau 4. Comme attendu, les scores de CCS sont fortement corrélés avec la mesure d'estime de soi. La valeur de cette corrélation ne se différencie pas significativement de celle obtenue par Campbell et al. (1996) avec la version originale de l'échelle ($r = .61$, $n = 1544$; $z = -1,64$, $p = .10$). En outre, comme le soulignent Campbell et al. (1996), l'obtention d'une telle corrélation est un élément en faveur de la validité de construit de cette échelle dans la mesure où la relation entre CCS et estime de soi a précédemment été mise en évidence en utilisant des mesures non intrusives de la CCS (Baumgardner, 1990 ; Campbell, 1990).

En accord avec les résultats obtenus avec la version américaine de l'échelle (Campbell et al., 1996), on relève également des corrélations significatives avec plusieurs dimensions du NEO-FFI. Le score de CCS est fortement et négativement relié au névrosisme alors qu'il entretient une relation positive avec la conscienciosité et dans une moindre mesure avec l'agréabilité et l'extraversion.

Afin de déterminer quelles variables de personnalité contribuent le plus à la prédiction du score de CCS, une analyse de régression de ce score sur les mesures d'estime de soi et des cinq grandes dimensions de la personnalité a été conduite. L'ensemble des variables du modèle rend compte de 44% de la variance du score de CCS, $F(6, 234) = 30,94$, $p < .001$, $r^2_{ajusté} = .43$. Les corrélations partielles associées à cette analyse de régression sont présentées dans le Tableau 3. Les variables qui contribuent le plus fortement à prédire ce score sont le névrosisme ($\beta = -.41$, $t = -6,19$, $p < .001$, 95% IC [-.54, -.26]), la conscienciosité ($\beta = .26$, $t = 5,07$, $p < .001$, 95% IC [.14, .36]) et enfin l'estime de soi ($\beta = .21$, $t = 3,04$, $p = .003$, 95% IC [.06, .35]). L'agréabilité est également un prédicteur de la CCS mais sa contribution est plus modérée que celle des variables précédentes ($\beta = .10$, $t = 2,06$, $p = .041$, 95% IC [.01, .19]). L'extraversion ne prédit pas significativement le score de CCS une fois contrôlé l'effet des autres dimensions du NEO-FFI et de l'estime de soi ($\beta = .07$, $t = 1,50$, $p = .14$, 95% IC [-.03, .19]). Ce résultat est retrouvé dans deux des études menées par Campbell et al. (1996) avec la version originale de l'échelle. Seule une de leurs études met en évidence une contribution significative mais modeste de la mesure d'extraversion au score de CCS.

3.2.2. L'orientation vers la comparaison sociale (étude 2b)

Le score d'orientation vers la comparaison sociale (OCS) a été calculé en faisant la somme des scores sur l'ensemble des items de l'échelle à l'exception de l'item 7. Le score obtenu sur ce dernier s'est en effet révélé non corrélé avec la majeure partie des scores aux autres items. L'alpha de Cronbach calculé après suppression de l'item 7 est de .79. Comme attendu, les scores d'OCS et de CCS sont corrélés négativement, $r = -.39$, $p < .001$, 95% IC [-.55, -.21]. Ce résultat est en accord avec celui de Butzer et Kuiper (2006) qui relèvent une corrélation de $-.40$ ($n = 166$) entre les versions anglaises des deux échelles. Conformément à la théorie de la comparaison sociale de Festinger (1954), plus l'individu entretient d'incertitudes à propos de lui-même, plus il recherche des informations le concernant en se comparant avec autrui.

L'OCS étant également négativement reliée à l'estime de soi (dans notre étude : $r = -.27$, $p = .003$; voir Gibbons & Buunk, 1999 pour un résultat similaire), nous avons calculé, pour affiner la compréhension du lien entre CCS et OCS, la corrélation partielle entre les scores de CCS et d'OCS en contrôlant le score d'estime de soi. Le coefficient de corrélation ainsi obtenu ($r = -.30$, $p < .001$, 95% IC [-.47, -.12]) indique que la relation qui unit la CCS et l'OCS ne dépend pas du lien que ces deux variables entretiennent avec l'estime de soi. En outre, une analyse de régression multiple du score d'OCS sur les scores de CCS et d'estime de soi, $F(2, 113) = 10,34$,

Tableau 4

Corrélations entre les scores de CCS et les mesures personnologiques (N=241).
Correlations between CCS scores and personality measures (N=241).

Mesures de personnalité	α de Cronbach	r de Pearson	95 % IC du r^a	Corrélations partielles (pr^b)	95 % IC du pr^a
Estime de soi globale NEO-FFI	.87	.55***	[.45, .63]	.20**	[.05, .34]
Conscienciosité	.85	.31***	[.19, .43]	.32***	[.17, .44]
Névrosisme	.77	-.55**	[-.64, -.45]	-.38***	[-.49, -.26]
Extraversion	.75	.14*	[.02, .25]	.10	[-.04, .22]
Ouverture	.64	-.04	[-.17, .07]	-.05	[-.19, .079]
Agréabilité	.67	.13*	[.01, .26]	.13*	[.005, .26]

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

^a Les intervalles de confiance sont calculés par bootstrap accéléré et corrigé par le biais (1000 échantillons). Il en va de même pour tous les intervalles de confiance présentés dans le texte.

^b Toutes les autres mesures personnologiques contrôlées.

$p < .001$, $r^2 = .16$, $r^2_{\text{ajusté}} = .14$, révèle que seul le score de CCS constitue un prédicteur significatif du score d'OCS (CCS : $\beta = -.38$, $t = 3,28$, $p = .001$, 95 % IC [-.61, -.16] ; estime de soi : $\beta = -.02$, $t = -.016$, $p = .87$, 95 % IC [-.27, .22]). En accord avec une hypothèse formulée par Gibbons et Buunk, nous pouvons donc conclure que si les personnes à faible estime de soi sont particulièrement enclines à réaliser des comparaisons sociales ce n'est pas en raison de la faible valeur qu'elles s'accordent mais plutôt parce qu'elles entretiennent une vision d'elles-mêmes insuffisamment claire.

3.2.3. La désirabilité sociale (étude 2b)

On relève une corrélation positive entre le score de CCS et le score obtenu au questionnaire de désirabilité sociale (QDS-19), $r = .35$, $p < .001$, 95 % IC [.20, .48]. Cette corrélation est comparable à celles obtenues dans les études initiales de Campbell et al. (1996) qui ont utilisé l'échelle de Marlowe-Crowne pour mesurer la désirabilité sociale ($r_s = .32$ et $.33$, $N_s = 471$ et 465 respectivement). Selon toute vraisemblance, la mesure de CCS est donc entachée d'un biais de désirabilité sociale. On comprend en effet aisément que dans une situation avec enjeu, il soit plus satisfaisant et rentable de ne pas adhérer par exemple à la proposition « Ce que je pense de moi est souvent contradictoire » que d'y adhérer. Remarquons cependant, à l'instar de Campbell et al. (1996), que la relation observée entre la mesure de désirabilité et la CCS est du même ordre que celles mises en évidence avec un grand nombre de mesure de personnalité comme l'estime de soi⁶, le névrosisme, la conscience, l'agréabilité et l'extraversion (voir aussi Congard, Antoine, Ivanchak, & Gilles, 2012).

4. Étude 3

Cette troisième étude a pour objectif d'étayer la validité de critère de l'échelle. Dans ce but, nous nous référons aux travaux de Setterlund et Niedenthal (1993, voir aussi Martinot & Monteil, 2000) qui démontrent, en manipulant expérimentalement la clarté du concept de soi, un impact positif de cette variable sur la mise en œuvre d'un processus dit d'appariement du soi au prototype (en anglais *self-to-prototype matching*). Ce processus qui serait souvent utilisé pour faire un choix ou prendre une décision, suppose d'abord que l'individu mobilise une image des personnes typiquement associées à chacune des options qui lui sont offertes. L'individu comparerait ensuite ses caractéristiques personnelles à celles des différents prototypes de personne et choisirait l'option pour laquelle la correspondance soi-prototype est la meilleure. Par exemple, un acheteur qui a le choix entre plusieurs modèles de

voiture commencerait par mobiliser les caractéristiques des personnes qui possèdent typiquement chacun des modèles. Il comparerait ensuite sa représentation de soi aux différentes représentations des propriétaires typiques de chacun des véhicules. Enfin, il choisirait le modèle associé au meilleur appariement entre la représentation de soi et celle du propriétaire typique. Ce processus d'appariement soi-prototype est évidemment d'une grande pertinence lorsqu'on s'intéresse aux situations de choix de formation ou de carrière. Il a d'ailleurs servi de base à la construction d'un modèle développé par Huteau (1982, Huteau & Vouillot, 1988) pour rendre compte du travail cognitif sous-tendant la sélection et l'ordination des préférences professionnelles. Cependant, pour que ce processus soit efficient, il faut que la représentation de soi puisse servir de point de référence à l'individu. Il est donc nécessaire que ce dernier possède un concept de soi cohérent et stable temporellement. Setterlund et Niedenthal ont ainsi constaté que des sujets, placés dans une condition induisant un concept de soi confus, n'étaient pas en mesure d'utiliser une stratégie d'appariement soi-prototype pour classer plusieurs options par ordre de préférence. Dans le même sens, une étude plus récente menée par Hannover et Kessels (2004) auprès de lycéens indique que seuls les élèves qui possèdent un score de clarté élevé (sur la version anglaise de l'échelle de CCS), fondent leurs préférences pour les différentes matières scolaires sur le processus d'appariement soi-prototype. En revanche et de façon étonnante, il n'existe pas, à notre connaissance, de travaux s'intéressant au rôle de la CCS dans les modalités de sélection d'une préférence professionnelle. L'étude présentée ici constitue un premier pas dans ce sens puisqu'elle teste l'hypothèse d'une relation positive entre le score à l'échelle française de CCS et le degré d'appariement entre la représentation de soi et la personne prototypique du métier envisagé par l'individu.

4.1. Méthode

4.1.1. Participants

Cette étude a été conduite sur un sous-échantillon de l'étude 1 constitué de 81 personnes dont 42 adultes interrogés avant la réalisation d'un bilan de compétences (31 femmes et 11 hommes, $M = 35,02$ ans, $ET = 8,97$) en vue d'une reconversion professionnelle et 39 étudiants avancés (master 1, 7 femmes et 32 hommes, $M = 21,95$ ans, $ET = 1,30$) susceptibles d'envisager leur entrée prochaine dans le marché du travail.

4.1.2. Procédure et matériel

Les participants complétaient l'échelle de CCS puis un questionnaire d'auto-description et un questionnaire de description de la personne prototypique du métier qu'ils souhaitaient exercer. Plus précisément, ces deux questionnaires comportaient les mêmes items présentés dans des ordres différents afin de permettre le

⁶ Dans la présente étude, la corrélation obtenue entre le score de désirabilité (SQD) et le score d'estime de soi (inventaire de Rosenberg) est d'ailleurs très proche de celle obtenue avec le score de CCS : $r = .32$, 95 % IC [.16, .47].

calcul d'un indice d'appariement entre les deux descriptions. Ces items étaient des adjectifs-traités tirés du D5D (description en 5 dimensions) qui est un inventaire élaboré et validé par Rolland et Mogenet (1994) et qui mesure les 5 grandes dimensions de la personnalité (introversion, agréabilité, conscienciosité, névrosisme, ouverture) définies par Costa et McCrae (1985). Cet inventaire est composé de 55 adjectifs (11 par dimension) mais dans cette étude, seuls six adjectifs par dimension soit 30 items au total ont été retenus. Les adjectifs sélectionnés sont ceux qui saturent le plus chacun des 5 facteurs mis en évidence dans l'analyse factorielle réalisée par Rolland et Mogenet. Dans le cas du questionnaire auto-descriptif, les participants devaient indiquer dans quelle mesure chacun des items était auto-descriptif en se situant sur une échelle en 6 points allant de -3 (« ne me décrit pas du tout ») à +3 (« me décrit tout à fait »), en passant par les réponses intermédiaires -2, -1, +1 et +2. Avant de répondre au questionnaire associé au métier, le participant devait indiquer quelle était la profession qu'il souhaitait exercer ou envers laquelle il manifestait une préférence particulière. On lui demandait ensuite de décrire le profil type d'une personne pratiquant la profession en question à l'aide des mêmes adjectifs-traités sur une échelle de réponse s'étendant de -3 (« Ne décrit pas du tout le professionnel ») à +3 (« Décrit tout à fait le professionnel »). L'ordre de passation des questionnaires de description de soi et de description du professionnel typique du métier choisi était contrebalancé.

4.2. Résultats et discussion

4.2.1. Calcul du score d'appariement « soi-prototype métier »

Pour mesurer le degré d'appariement entre la représentation de soi et la représentation de la personne prototypique du métier choisi, la distance euclidienne d entre les deux descriptions correspondantes a été calculée de la manière suivante :

$$d = \sqrt{\sum_{i=1}^{i=30} (S_i - M_i)^2}$$

où S_i est le score obtenu à l'item i du questionnaire de description de soi et M_i le score obtenu au même item du questionnaire « métier » (voir Setterlund & Niedenthal, 1993 pour une procédure similaire). Les échelles utilisées s'étendant de -3 à +3, la distance euclidienne ainsi calculée peut varier de la valeur « 0 » (dans ce cas les cotations du participant sont strictement identiques sur les deux questionnaires) à la valeur arrondie « 32,86 » (dans ce cas, tous les items sont cotés -3 sur l'un des questionnaires et +3 sur l'autre questionnaire). Plus la distance euclidienne entre les réponses aux deux questionnaires est élevée, plus l'appariement soi/prototype est faible.

4.2.2. Appariement « soi-prototype métier » et CCS

Une analyse de régression multiple de la distance « soi-prototype métier » sur le score de CCS et l'ordre de présentation des deux questionnaires (codage : « -1 » questionnaire d'auto-description en premier ; « 1 » questionnaire métier en premier) a été conduite. Globalement, ce modèle de régression rend compte, d'une part, significative de la variance de la distance soi/prototype métier, $F(2, 78) = 105,41, p < .001, r^2 = .25, r^2_{\text{ajusté}} = .24$. L'ordre de présentation des questionnaires a un effet significatif sur la distance « soi-prototype métier », $\beta = -.208, t = -2,13, p = .037, 95\% \text{ IC } [-1,23, -.07]$. Cette distance est plus importante lorsque le questionnaire d'auto-description est présenté en première position ($M = 11,73, ET = 3,27$) plutôt qu'en seconde ($M = 10,48, ET = 3,05$). Il est probable que le fait d'amener l'individu à se centrer d'abord sur la description des caractéristiques associées au métier qu'il souhaiterait exercer, le conduise à mobiliser un concept de soi de travail dans lequel

telles caractéristiques sont activées. Les connaissances sur soi étant extrêmement nombreuses, leur accessibilité et partant la description de soi à un moment donné dépend des motivations du sujet (voir Kunda & Sanitioso, 1989 ; Sanitioso, Kunda, & Fong, 1990, pour des travaux expérimentaux démontrant le rôle de la motivation dans la mobilisation des connaissances liées à soi).

L'effet de la CCS est également significatif : comme attendu, plus le score de CCS est élevé et plus la distance « soi/prototype métier » est faible, $\beta = -.466, t = -4,76, p < .001, 95\% \text{ IC } [-2,86, -1,43]$ ⁷. Le processus d'appariement est donc d'autant plus susceptible d'être à l'œuvre que les participants possèdent un concept de soi clair. La mise en évidence d'une telle relation est un argument en faveur de la validité prédictive de l'échelle. Le soi n'est pas en mesure de servir de guide lors des comportements de choix ou de prise de décision si l'individu dispose d'une vision de lui-même insuffisamment claire (Setterlund & Niedenthal, 1993 ; Hannover & Kessels, 2004). S'agissant du contexte d'un choix de carrière, notre étude est la première à examiner et mettre en évidence une relation positive entre le score à l'échelle de CCS et le degré d'appariement soi-prototype. Seule une recherche ancienne (Isabelle & Dick, 1969) s'inscrivant dans la théorie du développement de carrière de Super (1963) soulignait déjà l'importance de la clarté du concept de soi vocationnel dans les choix de carrière. Cette étude démontrait que les individus possédant un concept de soi vocationnel peu clair présentaient, en comparaison à ceux ayant un concept de soi vocationnel clair, plus de discordances entre la façon dont ils s'auto-décrivaient et la description qu'ils fournissaient d'une personne réussissant dans la profession de leur choix. Il faut toutefois indiquer que la conceptualisation de la clarté développée par Super est différente de la nôtre. Cette clarté se rapporte en effet au concept de soi vocationnel et non au concept de soi général, et elle concerne uniquement la cohérence des préférences vocationnelles et la facilité de la prise de décision en matière de choix de carrière ; est donc exclue de cette définition la stabilité temporelle de la description de soi. Enfin, le mode opératoire utilisé par Isabelle et Dick est très éloigné du nôtre, les groupes à faible et forte clarté ayant été déterminés à partir d'une cotation par des juges des réponses fournies par les participants à un questionnaire sur leur préférences vocationnelles et lors d'un entretien semi-dirigé.

5. Discussion générale

Plusieurs objectifs ont guidé cette recherche. Nous souhaitons d'abord étudier les qualités psychométriques de la version française de l'échelle de CCS (étude 1) puis examiner ses relations avec d'autres variables de personnalité qui s'étaient avérées reliées à la CCS dans le contexte anglo-saxon (étude 2). Enfin, il s'agissait de tester le pouvoir prédictif de l'échelle quant au degré d'appariement entre le soi et le prototype attaché à une préférence professionnelle (étude 3).

Les résultats de l'étude 1 permettent de retenir un modèle factoriel essentiellement unidimensionnel en accord avec la structure dégagée dans l'article princeps de Campbell et al. (1996). La fiabilité (consistance interne) de l'échelle et sa fidélité (stabilité temporelle) ont de plus été jugées tout à fait satisfaisantes. Le réseau nomologique dégagé à partir des données de l'étude 2 est par ailleurs très conforme à celui mis en évidence avec la version anglo-saxonne de l'échelle. Le score de CCS à l'échelle française est

⁷ Une analyse de régression introduisant le terme d'interaction entre l'ordre des questionnaires et la CCS a également été réalisée et démontre que l'effet d'interaction n'est pas significatif, $\beta = .04, t = .40, p = .69$. De plus, les effets principaux ainsi obtenus sont équivalents à ceux que nous observons en l'absence du terme d'interaction. Enfin, l'ajout de ce terme produit une légère diminution du $r^2_{\text{ajusté}}$ (.23). Nous avons donc choisi de ne pas l'introduire dans l'analyse.

significativement corrélé à l'estime de soi, au névrosisme, à la conscienciosité et dans une moindre mesure à l'agréabilité et à l'extraversion. Une analyse de régression multiple révèle, en outre, que le névrosisme, la conscienciosité, l'estime de soi et de façon plus modérée l'agréabilité contribuent indépendamment à prédire le score de CCS. Le score de CCS est d'autant plus élevé que le score de névrosisme est faible, et ce, même après contrôle du niveau d'estime de soi des individus. Comme le soulignent [Campbell et al. \(1996\)](#), des facettes du névrosisme autres que la dépression doivent donc être associées à la CCS. Dans ce sens, l'étude de [Matto et Realo \(2001\)](#) menée dans le contexte estonien, indique que toutes les sous-dimensions du névrosisme sont négativement corrélées à la CCS. Un score de CCS élevé est ainsi associé à des personnes peu anxieuses, stables émotionnellement, capables de faire face aux situations stressantes et éprouvant peu d'émotions négatives. Ces personnes sont également particulièrement enclines à planifier et organiser leur conduite, comme le suggère la relation positive enregistrée entre le score de CCS et la conscienciosité. Ici encore, [Matto et Realo \(2001\)](#) rapportent des corrélations positives entre la CCS et toutes les facettes de la conscienciosité (compétence, ordre, sens du devoir, recherche de réussite, autodiscipline et délibération). Enfin, l'agréabilité entretient une relation positive modérée avec le score de CCS. Selon les résultats de [Matto et Realo \(2001\)](#), deux des facettes de l'agréabilité pourraient plus particulièrement rendre compte de ce lien positif : la confiance et la complaisance. Une personne possédant une CCS élevée aurait ainsi tendance à aller vers les autres, à leur accorder sa confiance et à ne pas manifester d'agressivité en cas de conflit inter-personnel.

Les liens mis à jour entre la CCS et les 5 dimensions du modèle de la *Big Five* n'autorisent évidemment aucune conclusion en termes de relations causales et des études longitudinales ou expérimentales restent à conduire pour répondre à une telle question. Il en est de même lorsqu'il s'agit d'interpréter la relation positive, observée dans cette étude comme dans d'autres, entre la CCS et l'estime de soi. Pour ce dernier construit, quelques éléments théoriques et empiriques offrent cependant matière à ouvrir la discussion. Certains chercheurs soutiennent l'idée d'un effet de la CCS sur l'estime de soi. Ainsi, selon [Baumgardner \(1990\)](#) ou [Setterlund et Niedenthal \(1993\)](#), le fait de posséder une vision claire de soi-même favoriserait le sentiment d'avoir du contrôle sur les événements futurs, ce qui générerait des répercussions affectives positives notamment sur l'estime de soi ([Fast, Gruenfeld, Sivanathan, & Galinsky, 2009](#) ; [Taylor & Brown, 1988](#) ; [Wu & Yao, 2007](#)). Les résultats d'une étude expérimentale de [Baumgardner \(1990, étude 4\)](#) confortent cette hypothèse en montrant qu'une augmentation de la certitude associée à la description de soi exerce un impact positif sur l'estime de soi-état des individus. Cependant, d'autres éléments théoriques et empiriques amènent à considérer la possibilité d'un effet de l'estime de soi sur la CCS. En étudiant les variations journalières de l'estime de soi et de la CCS en réponse aux événements vécus, [Nezlek et Plesko \(2001\)](#) ont ainsi montré que l'estime de soi médiait l'impact d'événements potentiellement dévalorisants (échecs personnels) sur la CCS. Selon ces chercheurs, de tels événements conduiraient l'individu à éprouver un sentiment négatif vis-à-vis de lui-même, avec pour conséquence la mise en œuvre d'un processus d'autorégulation affectant la stabilité du concept de soi. Il existe, par ailleurs, une autre raison majeure de penser que les personnes dont l'estime de soi est chroniquement faible sont plus particulièrement susceptibles de développer un concept de soi peu clair. Nombre de chercheurs (e.g., [Gregg, Hepper, & Sedikides, 2011](#) ; [Kwang & Swann, 2010](#) ; [Swann, Griffin, Predmore, & Gaines, 1987](#)) s'accordent en effet à considérer que l'élaboration des connaissances liées à soi est pilotée par la recherche de cohérence et de valorisation de soi. Or si la conjugaison des deux motivations ne pose aucun problème aux individus dont l'estime de soi est élevée, il n'en est pas de même pour les personnes présentant un

déficit d'estime de soi. Sur le plan cognitif, ces dernières tendent à accepter des informations négatives à propos d'elles-mêmes tandis qu'elles les rejettent sur le plan affectif. Le besoin de valorisation de soi et le besoin de cohérence de soi exercent ici des influences antagonistes. Cette dissonance entre les aspects affectifs et cognitifs pourrait être source de confusion et d'incertitude dans la vision de soi. Entre l'estime de soi et la CCS, les deux directions de causalité semblent donc être envisageables, ce qui a conduit [Campbell \(1990\)](#) et [Campbell et Lavalee \(1993\)](#) à suggérer l'existence d'une relation réciproque entre les deux construits. Toutefois, les résultats d'une étude longitudinale menée par [Wu et al. \(2010\)](#) sur 824 adolescents chinois et dans laquelle l'estime de soi et la CCS étaient mesurées à deux reprises à un an d'intervalle plaident en faveur d'une causalité s'exerçant de façon prédominante de l'estime de soi vers la CCS. De nouvelles études longitudinales, notamment auprès de personnes plus âgées et issues de cultures individualistes, sont donc à conduire pour une meilleure compréhension de la dynamique qui sous-tend la relation entre estime de soi et CCS. Pour l'heure et quoi qu'il en soit de la nature de cette relation, celle-ci offre un cadre interprétatif intéressant pour rendre compte de certaines réactions différenciées des individus à estime de soi forte et faible. Il est notamment plus parcimonieux d'expliquer la plus grande sensibilité aux feedback négatifs des individus à estime de soi faible ou encore leur forte propension à mettre en place des stratégies de protection de soi en les considérant comme la conséquence d'un manque de CCS plutôt que comme le résultat d'une valeur négative attachée au soi (voir pour une revue, [Blaine & Crocker, 1993](#)).

L'étude 2 a également permis de mettre en évidence une relation négative entre le score de CCS et l'OCS (orientation vers la comparaison sociale). Conformément aux attentes fondées sur la théorie de la comparaison sociale ([Festinger, 1954](#)), moins les individus entretiennent une vision claire d'eux-mêmes, plus ils ont tendance à se comparer aux autres. Ce résultat est à mettre en lien avec celui de [Butzer et Kuiper \(2006\)](#) qui démontrent le rôle médiateur de la CCS dans les relations positives qui unissent la dépression et l'anxiété à l'OCS. Les individus qui se dévalorisent et/ou qui présentent des niveaux d'anxiété élevés auraient donc tendance à rechercher particulièrement la comparaison sociale, au moins en partie en raison de la vision peu claire qu'ils entretiennent à propos d'eux-mêmes. Si la théorie de la comparaison sociale invite à prédire que l'incertitude à propos de soi incite l'individu à rechercher des informations comparatives auprès d'autrui, et conduit donc à envisager un effet négatif de la CCS sur l'OCS, on ne peut pour autant exclure l'idée que l'OCS puisse également avoir des répercussions négatives sur la CCS. Être fortement dépendant des comparaisons aux autres pour s'évaluer, c'est aussi s'exposer à recevoir des informations comparatives contradictoires susceptibles de déstabiliser fréquemment la vision que l'individu s'emploie à construire à propos de lui-même. L'hypothèse d'un impact négatif de l'OCS sur la CCS ne peut donc être écartée. Une fois encore la conduite d'études expérimentales et longitudinales est nécessaire pour clarifier la nature de la relation entre CCS et OCS.

Si les personnes dont la CCS est faible ont particulièrement recours aux comparaisons sociales, c'est peut-être notamment pour faire face aux situations de prise de décision. Les résultats de l'étude 3 nous ont en effet conduit à conclure que les sujets présentant de faibles scores de CCS n'étaient pas en mesure d'utiliser le concept de soi comme guide pour sélectionner leurs préférences. Plus précisément, le score de CCS s'est révélé positivement relié au degré d'appariement entre la description de soi et la description d'une personne typique du métier de prédilection des participants. Ce résultat amène à considérer l'intérêt et les implications de la notion de CCS dans le champ de la psychologie du conseil en orientation scolaire et professionnelle. Il est en effet probable que les personnes possédant une faible CCS rencontrent

des difficultés à prendre des décisions en matière d'orientation en raison de leur impossibilité à mettre en œuvre un processus d'appariement entre la représentation de soi et les représentations associés aux possibilités envisagées. Ces personnes, dont l'estime de soi est généralement faible, sont de ce fait plus particulièrement susceptibles d'orienter leur choix en fonction de facteurs situationnels et contextuels (ex., ce que font les autres, ce qu'on leur dit de faire...). Or de tels choix augmentent la probabilité de se retrouver ensuite dans des situations déstabilisantes pour le concept de soi et potentiellement menaçantes pour l'estime de soi. Nous sommes donc face à un cercle vicieux très bien décrit par [Setterlund et Niedenthal \(1993\)](#): les sujets à faible CCS sont plus particulièrement enclins à se placer dans des situations peu adaptées pour eux, lesquelles risquent en retour d'accroître le sentiment d'incertitude à propos de soi et de générer une baisse d'estime de soi. On comprend donc l'importance pour les professionnels du conseil en orientation d'identifier les personnes à faible CCS afin de mettre en place un travail sur la connaissance de soi.

6. Conclusion et perspectives d'application

Dans son ensemble cette recherche apporte des éléments de validation de la version française de l'échelle de CCS qui nous semblent suffisants pour envisager son utilisation dans les pratiques d'aide à l'orientation s'adressant aux jeunes en fin d'adolescence et aux adultes. Un argument en faveur de cet usage réside dans ce que mesure effectivement l'échelle de CCS. Suivant la définition établie par [Campbell \(1990\)](#), la CCS ne rend pas compte de la stabilité ou de la cohérence objective du concept de soi, mais du « sentiment » de clarté que peut en avoir, subjectivement, le répondant. La mesure de CCS constitue simplement une objectivation, au sens nomothétique du terme, de ce sentiment. Elle pourrait ainsi trouver sa place dans une pratique de conseil en orientation ou de bilan de compétences qui ne vise plus une « connaissance de soi » fondée sur un recueil d'informations objectives fournies par une autorité externe, mais plutôt une « construction de soi » ([Guichard & Blanchard, 2001](#)) reposant sur l'intégration d'éléments de perception et de sens. Cette approche constructiviste, centrée sur un sujet producteur du sens de son parcours, mais aussi du sens de lui-même, apparaît conforme à la vision moderne des bilans incarnée par [Levy-Leboyer \(1993\)](#) ou plus récemment par [Savickas et al. \(2009\)](#). En outre, dans les pays anglo-saxons, la pratique du conseil s'appuie de longue date sur les concepts de congruence et d'acceptation inconditionnelle de soi définis par [Rogers \(1961\)](#). La CCS, en tant que sentiment d'unité, de stabilité et de cohérence du soi constitue pour le sujet une perception, une acceptation, voire une adhésion. Elle apparaît en ce sens comme une mesure susceptible de contribuer à l'opérationnalisation de l'approche rogérienne.

En pratique, l'échelle de CCS est un outil d'évaluation dont l'apport peut être fécond dans le conseil en orientation et en bilan de compétences. Son emploi peut offrir au conseiller l'occasion d'explicitier, de rationaliser et de rendre plus efficace sa démarche d'accompagnement de l'individu. Une première utilisation de l'échelle est évidemment de permettre l'évaluation du niveau de CCS de la personne, complétant et enrichissant ainsi une approche plus qualitative mise en œuvre par exemple dans le cadre de l'entretien. Cette évaluation faite et si le niveau de CCS l'autorise, le conseiller peut accompagner l'individu dans la recherche d'information sur les carrières et l'élaboration d'un projet professionnel. Si le niveau de CCS de l'individu paraît insuffisant, il peut lui être proposé diverses activités visant à améliorer sa CCS. Les travaux récents de l'approche du « sens de la vie » (par ex., [Bernaud, 2013](#)) fournissent à cet égard quelques illustrations de dispositifs d'accompagnement qui, en ayant pour

objectif d'inscrire l'individu dans une logique positive et de favoriser un meilleur bien-être, peuvent être aménagés pour améliorer plus ou moins directement la CCS. L'échelle de CCS, en permettant d'objectiver les effets de ces dispositifs d'accompagnement et l'évolution de ces effets au cours du temps, ouvre ainsi de très nombreuses voies de recherche et d'expérimentation pratiques.

Déclaration d'intérêts

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

Références

- Baumgardner, A. H. (1990). To know oneself is to like oneself: Self-certainty and self-affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 1062–1072. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.58.6.1062>
- Bernaud, J. L. (2013). Le « sens de la vie » comme nouveau paradigme pour le conseil en orientation. *Psychologie Française*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.psfr.2013.06.004> (PSFR-284. Advance online publication)
- Blaine, B., & Crocker, J. (1993). Self-esteem and self-serving biases in reactions to positive and negative events. An integrative review. In R. F. Baumeister (Ed.), *Self-esteem. The puzzle of low self-regard* (pp. 55–85). New York: Plenum.
- Blazek, M., & Besta, T. (2012). Self-concept clarity and religious orientations: Prediction of purpose in life and self-esteem. *Journal of Religion and Health*, 51, 947–960. <http://dx.doi.org/10.1007/s10943-010-9407-y>
- Butzer, B., & Kuiper, N. A. (2006). Relationships between the frequency of social comparisons and self-concept clarity, intolerance of uncertainty, anxiety, and depression. *Personality and Individual Differences*, 41, 167–176. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2005.12.017>
- Campbell, J. D. (1990). Self-esteem and clarity of the self-concept. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 538–549.
- Campbell, J. D., Assanand, S., & Di Paula, A. (2003). The structure of the self-concept and its relation to psychological adjustment. *Journal of Personality*, 71(1), 115–140. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-6494.t01-1-00002>
- Campbell, J. D., & Lavalee, L. F. (1993). Who am I? The role of self-concept confusion in understanding the behavior of people with low self-esteem. In R. F. Baumeister (Ed.), *Self-esteem: The puzzle of low self-regard* (pp. 3–20). New York: Plenum Press.
- Campbell, J. D., Trapnell, P. D., Steven, J., Heine, S. J., Lavalee, L. F., & Lehman, D. R. (1996). Self-concept clarity: Measurement, personality correlates, and cultural boundaries. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 141–156. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.70.1.141>
- Congard, A., Antoine, P., Ivanchak, S., & Gilles, P.-Y. (2012). Désirabilité sociale et mesures de la personnalité : Les dimensions les plus affectées par ce phénomène. *Psychologie Française*, 57, 193–204. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psfr.2012.07.002>
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349–354. <http://dx.doi.org/10.1037/h0047358>
- Csank, P. R., & Conway, M. (2004). Engaging in self-reflection changes self-concept clarity: On differences between women and men, and low- and high-clarity individuals. *Sex Roles*, 50, 469–480. <http://dx.doi.org/10.1023/B:SER5.0000023067.77649.29>
- Donahue, E. M., Robins, R. W., Roberts, B. W., & John, O. P. (1993). The divided self: Concurrent and longitudinal effects of psychological adjustment and social roles on self-concept differentiation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64, 834–846. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.64.5.834>
- Fast, N. J., Gruenfeld, D. H., Sivanathan, N., & Galinsky, A. D. (2009). Illusory control: A generative force behind power's far-reaching effects. *Psychological Science*, 20, 502–508. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02311.x>
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7, 117–139. <http://dx.doi.org/10.1177/001872675400700202>
- Gibbons, F. X., & Buunk, B. P. (1999). Individual differences in social comparison: Development of a scale of social comparison orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 129–142. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.76.1.129>
- Gregg, A. P., Hepper, E. G. D., & Sedikides, C. (2011). Quantifying self-motives: Functional links between dispositional desires. *European Journal of Social Psychology*, 41, 840–852. <http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.827>
- Guichard, J., & Blanchard, S. (2001). Cadres et formes identitaires vicariantes et pratiques en orientation. *Orientation Scolaire et Professionnelle*, 29, 181–212.
- Hannover, B., & Kessels, U. (2004). Self-to-prototype matching as a strategy for making academic choices. Why high school students do not like math and science. *Learning and Instruction*, 14, 51–67. <http://dx.doi.org/10.1016/j.learninstruc.2003.10.002>

- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94, 319–340. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-295X.94.3.319>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44, 153–166. <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Huteau, M. (1982). Les mécanismes psychologiques de l'évolution des attitudes et des préférences vis-à-vis des activités professionnelles. *Orientation Scolaire et Professionnelle*, 11, 107–125.
- Huteau, M., & Vouillot, F. (1988). Représentations et préférences professionnelles. *Bulletin de Psychologie*, 42, 144–153.
- Isabelle, L. A., & Dick, W. (1969). Clarity of self-concepts in the vocational development of male liberal arts students. *The Canadian Psychologist*, 10(1), 20–31. <http://dx.doi.org/10.1037/h0082501>
- Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2002). Are measures of self-esteem, neuroticism, locus of control, and generalized self-efficacy indicators of a common core construct? *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 693–710. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.83.3.693>
- Juhel, J., & Rouxel, G. (2005). Effets du contexte d'évaluation sur les dimensions de la désirabilité sociale. *Psychologie du Travail et des Organisations*, 11, 59–68. <http://dx.doi.org/10.1016/j.pto.2005.02.006>
- Kihlstrom, J. F., Cantor, N., Albright, J., Chew, B. R., Klein, S. B., & Niedenthal, P. M. (1988). Information processing and the study of the self. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, vol. 21: *Social psychological studies of the self: Perspectives and programs* (pp. 145–178). San Diego, CA, US: Academic Press.
- Kunda, Z., & Sanitioso, R. (1989). Motivated changes in the self-concept. *Journal of Experimental Social Psychology*, 25, 272–285. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1031\(89\)90023-1](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1031(89)90023-1)
- Kwang, T., & Swann, W. B. (2010). Do people embrace praise even when they feel unworthy? A review of critical tests of self-enhancement versus self-verification. *Personality Social Psychology Review*, 14, 263–280. <http://dx.doi.org/10.1177/1088868310365876>
- Levy-Leboyer, C. (1993). *Le bilan de compétences*. Paris: Les Éditions d'Organisation.
- Lewandowski, G. W., & Nardone, N. (2012). Self-concept clarity's role in self-other agreement and the accuracy of behavioral prediction. *Self and Identity*, 11, 71–89. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2010.512133>
- Lewandowski, G. W., Nardone, N., & Raines, A. J. (2010). The role of self-concept clarity in relationship quality. *Self and Identity*, 9, 416–433. <http://dx.doi.org/10.1080/15298860903332191>
- Light, A. E., & Visser, P. S. (2012). The ins and outs of the self: Contrasting role exits and role entries as predictors of self-concept clarity. *Self and Identity*, 12(3), 291–306. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2012.667914>
- Linville, P. W. (1985). Self-complexity and affective extremity: Don't put all of your eggs in one cognitive basket. *Social Cognition*, 3, 94–120. <http://dx.doi.org/10.1521/soco.1985.3.1.94>
- Linville, P. W. (1987). Self-complexity as a cognitive buffer against stress-related illness and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 663–676. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.52.4.663>
- Lodi-Smith, J., & Roberts, B. W. (2010). Getting to know me: Social role experiences and age differences in self-concept clarity during adulthood. *Journal of Personality*, 78, 1383–1410. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6494.2010.00655.x>
- Markus, H. R. (1977). Self-schemata and processing information about the self. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35, 63–78. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.35.2.63>
- Martinot, D., & Monteil, J.-M. (2000). Use of the self-concept in forming preferences by French students of different levels of academic achievement. *Journal of Social Psychology*, 140, 119–131. <http://dx.doi.org/10.1080/00224540009600450>
- Matto, H., & Realo, A. (2001). The Estonian Self-Concept Clarity Scale: Psychometric properties and personality correlates. *Personality and Individual Differences*, 30, 59–70. [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00010-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00010-6)
- McConnell, A. R., & Strain, L. M. (2007). Content and structure of the self-concept. In C. Sedikides, & S. J. Spencer (Eds.), *The Self* (pp. 51–73). New York: Psychology Press.
- Michinov, E., & Michinov, N. (2001). The similarity hypothesis: A test of the moderating role of social comparison orientation. *European Journal of Social Psychology*, 31(5), 549–555. <http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.78>
- Monteil, J.-M., & Martinot, D. (1991). *Le soi et ses propriétés: Analyse critique*. *Psychologie Française*, 36-1, 55–66.
- Muthén, L., & Muthén, B. (1998–2014). *Mplus User's Guide (version 7.2)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nezlek, J. B., & Plesko, R. M. (2001). Day-to-day relationships among self-concept clarity, self-esteem, daily events, and mood. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 201–211. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167201272006>
- Ritchie, T. D., Sedikides, C., Wildschut, T., Arndt, J., & Gidron, Y. (2011). Self-concept clarity mediates the relation between stress and subjective well-being. *Self and Identity*, 10, 493–508. <http://dx.doi.org/10.1080/15298868.2010.493066>
- Rogers, C. (1961). *Le développement de la personne*. Paris: Dunod.
- Rolland, J. P., & Mogenet, J. L. (1994). *Manuel du Système D5D*. Paris: ECPA., 2001.
- Rolland, J., Parker, W. D., & Stumpf, H. (1998). A Psychometric examination of the French translations of NEO-PI-R and NEO-FFI. *Journal of Personality Assessment*, 71, 269–291.
- Rolland, J. P., & Petot, J. M. (1994). *Questionnaire de personnalité NEO-PI-R (traduction française provisoire)*. Université Paris X-Nanterre: Monographie inédite.
- Sanitioso, R., Kunda, Z., & Fong, G. T. (1990). Motivated recruitment of autobiographical memories. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 229–241. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.59.2.229>
- Savickas, M. L., Nota, L., Rossier, J., Dauwalder, J. P., Duarte, M. E., Guichard, J., et al. (2009). Life designing: A paradigm for career construction in the 21st century. *Journal of Vocational Behavior*, 75, 239–250. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2009.04.004>
- Schwartz, S. J., Klimstra, T. A., Luyckx, K., Hale, W., Frijns, T., Oosterwegel, A., et al. (2011). Daily dynamics of personal identity and self-concept clarity. *European Journal of Personality*, 25, 373–385. <http://dx.doi.org/10.1002/per.798>
- Setterlund, M. B., & Niedenthal, P. M. (1993). "Who am I? Why am I here?". Self-esteem, self-clarity, and prototype matching. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 769–780. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.65.4.769>
- Steffgen, G., Da Silva, M., & Recchia, S. (2007). Self-Concept Clarity Scale (SCSS): Psychometric properties and aggression correlates of a German version. *Individual Differences Research*, 5, 230–245.
- Stucke, T. S. (2002). Investigation of a German Version of Campbell's Self-Concept Clarity Scale. *Zeitschrift Für Differentielle Und Diagnostische Psychologie*, 23(4), 475–484. <http://dx.doi.org/10.1024/0170-1789.23.4.475>
- Super, D. E. (1963). Self-concepts in vocational development. In D. E. Super, R. N. Starishevsky, N. Matlin, & J. P. Jorjaan (Eds.), *Career development: Self-concept theory* (pp. 17–32). New York: College Entrance Examination Board.
- Swann, W. B., Griffin, J. J., Jr., Predmore, S. C., & Gaines, B. (1987). The cognitive-affective crossfire: When self-consistency confronts self-enhancement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 881–889. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.52.5.881>
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 103, 193–210. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.103.2.193>
- Tokunaga, Y., & Horiuchi, T. (2012). Development of a Japanese version of the self-concept clarity (SCC) scale. *Japanese Journal of Personality*, 20, 193–203.
- Tournois, J., Mesnil, F., & Kop, J. L. (2000). Autoduperie et hétéroduperie: Un instrument de mesure de la désirabilité sociale. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 50, 219–232.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques: Implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne*, 30, 662–689. <http://dx.doi.org/10.1037/h0079856>
- Vallières, E. F., & Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation canadienne-française de l'Échelle de l'Estime de soi de Rosenberg. *International Journal of Psychology*, 25, 305–316. <http://dx.doi.org/10.1080/00207599008247865>
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209–231). N.Y.: The Guilford Press.
- Wu, J. (2004). *The self-concept clarity of Hong Kong Chinese adolescents*. Thèse de Doctorat. Pokfulam, Hong Kong: The University of Hong Kong. <http://dx.doi.org/10.5353/th.b3124615> (Page consultée le 14 août 2014)
- Wu, C. H. (2009). The relationship between attachment style and self-concept clarity: The mediation effect of self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 47, 42–46.
- Wu, J., & Watkins, D. (2009). Development and validation of a Chinese version of the self-concept clarity scale. *Psychologia: An International Journal of Psychological Sciences*, 52, 67–69. <http://dx.doi.org/10.2117/psysoc.2009.67>
- Wu, J., Watkins, D., & Hattie, J. (2010). Self-concept clarity: A longitudinal study of Hong Kong adolescents. *Personality and Individual Differences*, 48, 277–282. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2009.10.011>
- Wu, J., & Yao, G. (2007). Relations among self-certainty, sense of control and quality of life. *International Journal of Psychology*, 42, 342–352. <http://dx.doi.org/10.1080/00207590701264831>