

Structuration des ancrs de carrière : test d'un modèle et validation d'un instrument de mesure des valeurs de carrière

Laura WILS

Étudiante à la M. Sc., HEC Montréal

8126, Henri-Julien

Montréal Québec Canada

H2P 2J2

laura.wils@hec.ca

Thierry WILS

Professeur titulaire, HEC Montréal

Professeur, Université du Québec en Outaouais

Michel TREMBLAY

Professeur titulaire, HEC Montréal

Résumé :

Contrairement à la théorie de Schein, qui repose sur la dominance d'une seule ancre de carrière distincte, cette étude propose un modèle original basé sur la structuration des ancrs de carrière. À partir d'un échantillon composé de 240 employés et de 155 cadres issus du secteur de la santé, un nouvel instrument de mesure des valeurs de carrière a été validé. Non seulement le modèle de structuration a-t-il pu être vérifié empiriquement, mais aussi, la validité de construit de du nouvel instrument a été démontrée.

Mots clés : Ancre de carrière, structuration des valeurs de carrière, proactivité, dynamique corrélacionnelle, analyse multidimensionnelle

Introduction

Les ancrs de carrière font partie de concepts essentiels au domaine de la gestion des carrières. Dans la littérature, une des problématiques majeures associées aux ancrs de carrière concerne la dynamique structurelle entre chacune des ancrs de carrière qui a été très peu étudiée jusqu'à maintenant. Alors que Schein stipule que les individus n'ont qu'une seule ancre de carrière, un nombre croissant d'auteurs se rallient, preuves empiriques à l'appui, à la thèse qu'il existe en fait une multiplicité d'ancrs de carrière dites dominantes, ce qui ouvre la porte à une éventuelle structuration des orientations de carrière exprimée sous forme de relations entre les ancrs. De plus, bien que la théorie de Schein ait été élaborée à partir d'un échantillon de gestionnaires, aucun auteur n'a vraiment vérifié empiriquement si une telle structure sous-jacente aux ancrs de carrières se manifeste dans des professions autres que celle de la gestion. Afin de remédier à ce problème, une structure dynamique des ancrs de carrière a été proposée et vérifiée empiriquement auprès d'un échantillon d'ingénieurs par les auteurs (2006 et 2007). Suite à ces travaux, un nouvel instrument de mesure des ancrs de carrière, vues comme des valeurs de carrière, a été créé dans le cadre de cette recherche qui a pour objectif de vérifier le modèle circulaire de structuration des ancrs de carrière tout en évaluant la validité de construit de ce nouvel instrument de mesure des valeurs de carrière.

1. Cadre de référence

1.1. Théorie des ancrs de carrière

1.1.1. Le concept des ancrs de carrière.

Le concept des ancrs de carrière a vu le jour dans les années 1970, par l'entremise des travaux de recherche de Edgar H. Schein (1968, 1975, 1978, 1985, 1987, 1990, 1992, 1996, 2006). Selon ce dernier, comme un individu apprend à mieux se connaître au fil du temps, il en vient graduellement à se faire une idée ou conception de sa propre carrière («*career self-concept*») qui se fonde sur de l'information émanant essentiellement de trois pôles (Schein, 1978, traduction libre) : «(1) les talents et les habiletés, (2) les motivations et les besoins et (3) les valeurs». En 1985, après des travaux faits en collaboration avec De Long (1982a, 1982b), Schein publia un instrument de mesure des ancrs de carrière, intitulé *Career anchors: Discovering your real values*. Ce dernier inventaire mesurait alors huit ancrs, soit les ancrs: (1) de compétence technique et fonctionnelle, (2) de gestion, (3) d'autonomie/indépendance, (4) de sécurité/stabilité ou identité organisationnelle, (5) de service/dévouement à une cause, (6) de défi (ou variété), (7) de style de vie et (8) de créativité entrepreneuriale. Il est à noter que Crépeau, Cook, Goslar et McMurtrey (1992) ont affirmé qu'il existait clairement une différence entre les concepts de sécurité et de stabilité. De plus, dans ses propres travaux, De Long (1982a, 1982b) aurait repéré l'ancre de l'identité. À ce jour, il existerait donc environ dix ancrs de carrière mesurées empiriquement.

1.1.2. La problématique de la dominance d'une seule ancre de carrière

Multiplicité des ancrs de carrière. Bien que Feldman et Bolino (1996) aient reconnu la contribution de Schein au sujet du concept des ancrs de carrière, ils ont jugé son modèle imprécis d'un point de vue théorique et les résultats de ses études empiriques non concluantes. De plus, même si l'outil de mesure des ancrs de carrière de Schein (1985, 1990) fût largement utilisé dans les entreprises et bien souvent cité dans les articles de gestion, peu de recherches avaient appuyé l'étude originale de Schein (Yarnall, 1998). Qui plus est, les travaux sur le sujet avaient focalisé presque exclusivement sur la confirmation de l'existence

des ancrés de carrière, plutôt que sur la validation et le développement de la théorie avancée par Schein (Yarnall, 1998).

Outre ces lacunes, un problème majeur de plusieurs études sur les ancrés de carrière est de prendre pour acquis que les individus ne détenaient qu'une seule ancre de carrière. En effet, selon Schein, l'individu n'aurait qu'un seul profil dominant, guidant et contraignant sa carrière entière. Martineau, Wils et Tremblay (2005) ont souligné qu'identifier l'ancre de carrière ayant obtenu le score le plus élevé chez un individu donné peut être problématique lorsque deux ancrés dominantes ont des scores presque égaux. Quoi qu'il en soit, cette dominance d'une seule ancre de carrière fait référence à ce que Martineau, Wils et Tremblay (2005) nomment «dominance unidimensionnelle» ou «différenciation».

D'autres chercheurs ont préféré remettre en question la logique même de «dominance unidimensionnelle» (Aune, 1983; Baroudi, 1988; Brindle et Whapham, 2003a, 2003b; Derr, 1980; Feldman et Bolino, 1996; Martineau, Wils et Tremblay, 2005; Orozco-Atienza, 2005; Puryear, 1996; Ramakrisna et Potosky, 2001/2002; Suutari et Taka, 2004; Webb, 1992; Yarnall, 1998). En effet, en analysant l'étude de Schein (1978), Feldman et Bolino (1996) ont constaté qu'environ le tiers des répondants possédaient un profil d'ancres «multiples» de carrière, suggérant du coup la présence d'ancres «primaires» et «secondaires». Cette observation a été confirmée par l'étude de Martineau, Wils et Tremblay (2005) : 30.3% de leur échantillon possédait une ancre dominante, ce qui signifie que 69,7% détenaient des ancrés multiples. Cette «dominance multidimensionnelle» fait référence à «l'indifférenciation», et se produit lorsque plusieurs ancrés de carrière dominantes coexistent au sein d'un même individu.

Modèle octogonal de structuration des ancrés de carrière. Afin de mieux saisir la relation qui existait entre les ancrés de carrière, Feldman et Bolino (1996) ont proposé un modèle octogonal de structuration des ancrés de carrière selon lequel il existerait une proximité («compatibilité») entre les ancrés connexes de l'octogone et une opposition («incompatibilité») entre les ancrés diamétralement opposés. Selon Auteurs (2006), l'idée de Feldman et Bolino (1996) de créer un modèle de structuration des ancrés de carrière est intéressante et très originale. Toutefois, ils considèrent que ce modèle octogonal ne repose pas sur une preuve empirique probante. Entre autres, ils estiment que la structuration proposée est principalement inductive puisqu'elle se fonde principalement sur les résultats d'une seule étude empirique (Nordvik, 1991). De surcroît, en analysant les écrits empiriques de plusieurs auteurs portant sur les ancrés de carrière, Auteurs (2006) ont été en mesure de relever plusieurs contradictions entre le modèle de Feldman et Bolino (1996) et les résultats empiriques. Devant l'impasse de cette approche inductive, Auteurs (2006) ont misé sur le fait que la plupart des ancrés de carrière avaient des affinités avec les domaines motivationnels décrits par Schwartz (1992). Ainsi, il serait possible de s'appuyer sur le cadre théorique de Schwartz afin de structurer les ancrés de carrière vues comme des valeurs qui guident les décisions de carrière.

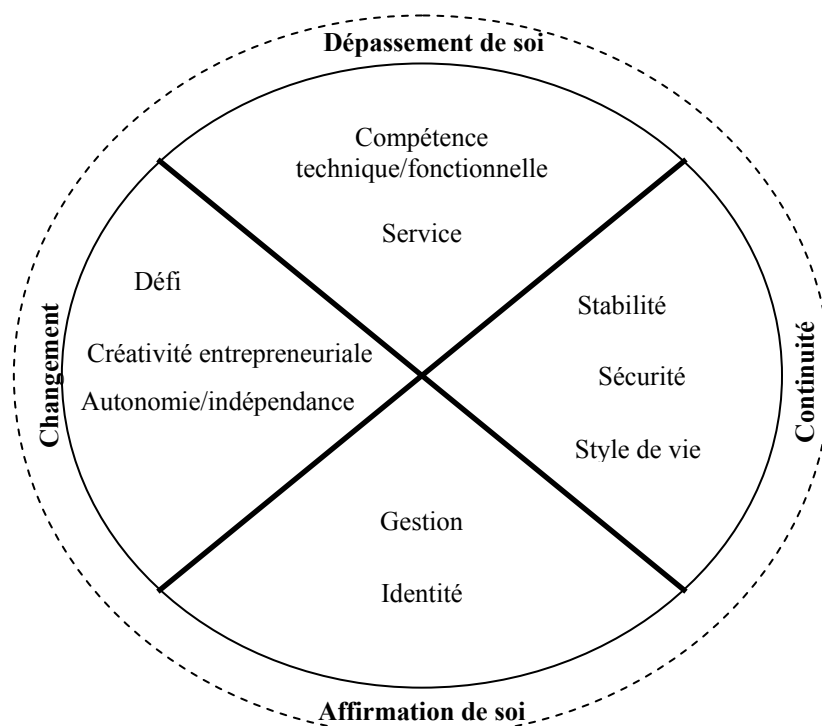
1.1.3. Reformulation de la structuration des valeurs de carrière

Modèle circulaire de structuration des valeurs fondamentales. En 1992, Shalom H. Schwartz a proposé la théorie de l'universalité de la structure des valeurs. Schwartz (1992) a défini l'univers des valeurs comme étant « (1) des concepts ou des croyances, (2) qui se rapportent à des fins ou à des comportements désirables, (3) qui transcendent des situations spécifiques, (4) qui orientent le choix ou permettent d'évaluer les comportements ou les événements et (5) qui s'ordonnent selon une importance relative en tant que principes servant à guider les individus» (Schwartz, 1992, traduction libre).

Le modèle de structuration des valeurs de Schwartz (1992), basé sur des études menées dans 20 pays, se décline à deux niveaux pour expliquer la dynamique des valeurs. À un niveau agrégé, deux axes perpendiculaires divisent le modèle circulaire en quatre quadrants distincts. L'axe horizontal oppose l'*ouverture au changement* à la *continuité*, tandis que l'axe vertical met en contradiction le *dépassement de soi* et l'*affirmation de soi*. À un niveau plus désagrégé, le circumplex des valeurs se divise en dix domaines motivationnels : (1) l'auto-orientation, (2) la stimulation, (3) l'hédonisme, (4) l'accomplissement, (5) le pouvoir, (6) la sécurité, (7) la conformité, (8) la tradition, (9) la bienveillance et (10) l'universalisme. Tout comme le propose le modèle des ancrs de carrière de Feldman et Bolino (1996), le modèle circulaire de Schwartz (1992) illustre des relations puisque deux domaines motivationnels adjacents correspondent à une «compatibilité», tandis que deux domaines motivationnels diamétralement opposés correspondent à des «incompatibilités». Le croisement de ces deux niveaux spécifie une dynamique circulaire des valeurs. D'abord, l'*ouverture au changement* (qui regroupe les domaines motivationnels d'auto-orientation, de stimulation et d'hédonisme) entre en contradiction avec la *continuité* (formée de la sécurité, de la conformité et de la tradition). Ensuite, le *dépassement de soi* (qui répertorie les domaines motivationnels d'universalisme et de bienveillance) est en conflit avec l'*affirmation de soi* (constituée du pouvoir et de l'accomplissement). Enfin, dans la mesure où les valeurs forment un continuum, de nouvelles valeurs peuvent être découvertes.

Modèle circulaire de structuration des ancrs de carrière. Auteurs (2006) ont été en mesure d'établir une correspondance entre les domaines motivationnels de Schwartz (1992) et le modèle des ancrs de carrière de Feldman et Bolino (1996). Ces constats ont amené Auteurs (2006) à proposer un modèle circulaire de structuration des ancrs de carrière qui repose sur la correspondance établie entre les domaines motivationnels et les ancrs de carrière, et sur des corrélations probantes repérées dans la littérature. Tel que le démontre la **Figure 1**, les ancrs de carrière corrélés positivement entre elles ont été placés à l'intérieur d'un même quadrant, en fonction de leur relation avec le système de valeurs de Schwartz (1992).

Figure 1 : Modèle circulaire de structuration des ancrs de carrière



Source : Auteurs (2006)

La position anticipée de toutes les ancrs de carrière a été vérifiée par Auteurs (2006), à l'exception de celle de deux ancrs. Tout d'abord, les chercheurs ont dû retirer de l'étude l'ancre d'autonomie/indépendance parce qu'elle ne se rangeait pas à l'endroit prévu théoriquement dans le modèle. En ce qui a trait à l'ancre de stabilité, cette dernière n'a pas pu se positionner dans le cadre de cette étude, faute d'avoir été mesurée initialement par les chercheurs. En outre, Auteurs (2006) ont été en mesure de confirmer l'opposition entre les pôles «affirmation de soi» et «dépassement de soi» et entre les pôles «ouverture au changement» et «continuité». La dynamique des ancrs de carrière se jouerait donc à la fois au sein de chaque domaine motivationnel, qui peut englober plusieurs ancrs de carrière complémentaires (principe de compatibilité) et entre les domaines motivationnels orthogonaux, qui mettent en opposition d'autres ancrs conflictuelles (principe d'incompatibilité). Au passage, notons que Auteurs (2006) avaient seulement retenu les axes, car la structure de la dynamique axiale leur semblait plus universelle que la structure de la dynamique des domaines motivationnels. Il importe de préciser que pour la première fois, l'étude de Auteurs (2006) a normalisé les résultats obtenus sur la base des individus, ce qui a eu pour effet de mettre en relief la répulsion et l'attraction entre les ancrs de carrière.

Tout comme Auteurs (2006) l'ont fait dans leur étude sur les ingénieurs, la structuration des ancrs de carrière vues comme des valeurs de carrière devra être vérifiée. C'est pourquoi cette étude reprend les hypothèses avancées par Auteurs (2006):

Hypothèse 1 : Les valeurs de carrière associées aux ancrs de compétences technique/fonctionnelle et de service/dévouement à une cause font partie d'un même domaine ou quadrant (correspondant aux valeurs du pôle «dépassement de soi» selon la terminologie de Schwartz).

Hypothèse 2 : Les valeurs de carrière associées aux ancrs de gestion et d'identité font partie d'un même domaine (correspondant aux valeurs du pôle «affirmation de soi»).

Hypothèse 3 : Les valeurs de carrière associées aux ancrs de défi, de créativité entrepreneuriale et d'autonomie/indépendance font partie d'un même domaine (correspondant aux valeurs du pôle «ouverture au changement»).

Hypothèse 4 : Les valeurs de carrière associées aux ancrs de style de vie et de sécurité/stabilité font partie d'un même domaine (correspondant aux valeurs du pôle «continuité»).

Hypothèse 5 : Les valeurs de carrière associées au pôle «dépassement de soi» sont corrélées négativement avec les valeurs associées au pôle «affirmation de soi».

Hypothèse 6 : Les valeurs de carrière associées au pôle «ouverture au changement» sont corrélées négativement avec les valeurs associées au pôle «continuité».

1.1.4. Validation du nouvel instrument de mesure

Validité de construit. Saks (2000) précise que la méthode la plus utilisée pour évaluer la validité de construit d'une mesure en psychologie est celle qui évalue le degré de corrélation entre les scores d'un instrument de mesure du construit et les scores d'un autre instrument de mesure de ce même construit (validité convergente), de même que les scores de mesures de construits différents (validité divergente). Plus particulièrement, la validité convergente vise à vérifier qu'une mesure d'un construit prise à partir d'un instrument est corrélée positivement et significativement avec une mesure de ce même construit évaluée avec un ou plusieurs autres instruments (Evrard, Pras et Roux, 2003; Igalens et Roussel, 1998; Saks, 2000). Dans la présente étude, les instruments de mesure utilisés sont le nouvel instrument de mesure des

valeurs de carrière et l'instrument de mesure des ancrs de carrière de Schein et DeLong, ce qui conduit à poser l'hypothèse suivante :

Hypothèse 7: Un pôle donné mesuré en termes de valeurs de carrière est positivement et significativement corrélé avec le même pôle mesuré à l'aide de l'instrument de Schein et de DeLong.

Pour sa part, la validité discriminante vise à vérifier qu'une mesure d'un construit n'est pas en corrélation (ou faiblement corrélé) avec la mesure d'autres construits qui ne lui sont pas liés théoriquement (Evrard, Pras et Roux, 2003; Igalens et Roussel, 1998; Saks, 2000). En conséquence, nous formulons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 8 : Un pôle donné mesuré en termes de valeurs de carrière est moins corrélé avec les autres pôles mesurés à l'aide de l'instrument de Schein et de DeLong.

2. Méthodologie

2.1. Instruments de mesure

2.1.1. Construction du nouvel instrument de mesure des valeurs de carrière.

Afin de construire le nouvel instrument de mesure des ancrs de carrière, nous avons créé 55 indicateurs portant sur les valeurs de carrière, en s'assurant que ces valeurs de carrière soient l'expression des idées véhiculées dans les indicateurs avancés par Schein et DeLong pour mesurer les ancrs de carrière. De plus, afin de respecter la méthodologie de Schwartz (1992), pour chacune des valeurs de carrière générée, une courte description a été donnée afin que les répondants puissent bien les évaluer en remplissant le questionnaire¹ (ex.: «28. Réussite personnelle (me distinguer des autres au travail)», «6. Aide aux autres (me préoccuper du bien-être des autres au travail)», «2. Autonomie (faire mon travail comme je le veux)»). Au total, nous proposons une mesure de 10 ancrs de carrière sur la base des domaines motivationnels de Schwartz et des ancrs identifiées par Schein et DeLong: ancre de l'autonomie/indépendance (5 valeurs : autonomie, auto-organisation, indépendance, liberté, individualisme), ancre de créativité entrepreneuriale (6 valeurs : créativité, curiosité, originalité, innovation, proactivité, vision), ancre de défi (5 valeurs : audace, travail varié, passion au travail, travail stimulant, compétition), ancre de sécurité (3 valeurs : sécurité d'emploi, prudence, sécurité au travail), ancre de stabilité (2 valeurs : stabilité géographique, attachement à son poste), ancre style de vie (4 valeurs : bonheur au travail, plaisir, équilibre interne, style de vie), ancre de service/dévouement à une cause (9 valeurs : aide aux autres, altruisme, don de soi, générosité, coopération, esprit d'équipe, dévouement, engagement, implication, sens du devoir), ancre de compétence technique/fonctionnelle (4 valeurs : spécialisation, expertise, réussite professionnelle, vérité rationnelle), ancre de gestion (5 valeurs : pouvoir social, argent, autorité hiérarchique, confort matériel, compétence managériale), et ancre de l'identité (6 valeurs : prestige, reconnaissance sociale, identification, réussite professionnelle, valorisation sociale, ambition). Enfin, la découverte de deux nouvelles ancrs de carrière a été tentée parce qu'elles pourraient exprimer l'inverse des items formulés par Schein (ex. être libre des contraintes organisationnelles). Pour ce faire, le domaine du conformisme de Schwartz a été traduit par deux (2) indicateurs (valeurs :

¹ La version intégrale du questionnaire est disponible sur demande aux auteurs.

autodiscipline, courtoisie), alors que le domaine de la tradition se compose de trois (3) indicateurs (valeurs : acceptation des règles, attachement à la culture, loyauté organisationnelle). L'échelle de mesure retenue pour tous les items s'étend de -1 à 7 (-1 : opposé à mes valeurs, 0 : pas important, 1 à 5 : important, 6 : très important et 7 : essentiel).

2.1.2. Instrument de mesure requis pour la validité de convergence.

Afin de valider le nouvel instrument de mesure des 55 valeurs de carrière, nous avons également utilisé dans notre étude les indicateurs classiques mesurant les ancrs de carrière. Compte tenu du nombre important d'indicateurs mesurant les valeurs de carrière (55 indicateurs), nous avons retenu la version abrégée du questionnaire de Schein (1985), développée par Igarria et Baroudi (1993) (25 indicateurs plutôt que de 41). Plusieurs auteurs tels que Igarria, Kassieh et Silver (1999) et Petroni (2000) ont aussi eu recours à la version abrégée du questionnaire, avec succès. Considérant que la version initiale de Schein ne mesurait pas l'ancre de carrière de l'identité, mais que DeLong reconnaît son existence, les trois indicateurs ayant obtenu des facteurs les plus élevés dans le cadre de l'analyse factorielle de DeLong (1982a, 1982b) ont été ajoutés au questionnaire de Igarria et Baroudi (1993). Afin de respecter la formulation des indicateurs initiaux en anglais, nous avons réalisé une double traduction servant à établir leur correspondance en français. Ainsi, pour mesurer les ancrs de carrière, 16 indicateurs sont mesurés sur une échelle allant de 1 (d'aucune importance) à 6 (d'importance centrale) et 12 indicateurs sont mesurés sur une échelle allant de 1 (pas du tout vrai) à 6 (complètement vrai), pour un total de 28 indicateurs.

2.2. Collecte de données auprès des employés

2.2.1. Échantillon.

Au total, nous avons créé deux versions de questionnaires numérotés, à cause du nombre élevé d'items. Le 13 avril 2007, nous avons mené un pré-test afin de valider les deux versions des questionnaires. L'envoi de ces derniers aux 1058 employés œuvrant dans le secteur de la santé de la région des Laurentides (Québec, Canada) a été fait le 7 mai 2007, par envoi postal. De ce nombre, huit questionnaires ont été retournés en raison de changements d'adresses. En conséquence, nous avons approché 1050 employés pour participer à l'étude. Une lettre de rappel personnalisée a été envoyée par la poste le 23 mai 2007. Au total, 240 questionnaires remplis ont été reçus, entre le début du mois de mai 2007 et la fin du mois de juillet 2007. De ce nombre, 118 ont répondu au Questionnaire 1, et 122, au Questionnaire 2. Le taux de réponse global a donc été établi à environ 23%, ce qui est inférieur au niveau convenable de 30% suggéré par Saunders, Lewis, Thornhill (2007). Malgré tout, nous avons conclu que la taille de l'échantillon était acceptable, compte tenu des recommandations de Feldman et Bolino (1996). En effet, l'échantillon obtenu était plus large que celui que Schein avait utilisé pour construire sa théorie (n= 44), et aussi plus hétérogène en termes d'occupations (aucun répondant n'occupait un poste de gestion, alors que Schein avait établi sa théorie à partir d'entrevues menées uniquement auprès de gestionnaires). En outre, il importe de préciser que Schwartz recommandait, pour une telle enquête sur les valeurs, une taille minimale de 150 cas, ce qui a été respecté dans notre étude (Auteurs, 2006, 2007).

2.2.2. Validité interne.

Dans une étude corrélacionnelle, en général, il est difficile d'obtenir une forte validité interne. Malgré tout, une façon de l'augmenter consiste à tenter de limiter ou de réduire les biais possibles de l'étude, selon Igalens et Roussel (1998). Par conséquent, nous avons déployé tous les efforts nécessaires afin de contrôler les biais de désirabilité sociale. Par exemple, plusieurs auteurs ont démontré que les valeurs autorapportées impliquaient des composantes

de désirabilité sociale, puisque les individus pouvaient chercher à vouloir conformer leurs valeurs personnelles aux facteurs culturels socialement acceptables (Fisher et Katz, 2000; King et Bruner, 2000). Nombre d'auteurs ont d'ailleurs indiqué que les valeurs étaient, en fait, des construits socialement désirables (Fallding, 1965; Kluckhohn, 1951; Meglino et Ravlin, 1998; Meglino, Ravlin et Adkins, 1989; Schwartz et Verkasalo, 1997).

Afin de mesurer la désirabilité sociale, nous avons retenu le *Balanced Inventory of Desirable Behavior* (BIDR), qui a été créé en 1984 par Paulhus. À la base, cet instrument mesurait deux dimensions de la désirabilité sociale («*self-deception*» et «*impression management*»). Paulhus (1984) a démontré que lorsque les questions étaient autoadministrées, et collectées dans un contexte public (possibilité de retracer les répondants par la numérotation des questionnaires), alors il devenait nécessaire de contrôler la *gestion de l'impression*. Ainsi, compte tenu de la pertinence de la seconde dimension du BIDR dans le cadre de l'étude, nous avons choisi les 20 items se rapportant à cette dimension de Paulhus (1991). De ce nombre, 10 items étaient inversés. De plus, afin de mieux intégrer cette échelle à une autre échelle de mesure déjà présente dans le questionnaire, les énoncés allaient de 1 (fortement en désaccord) à 5 (fortement en accord). Plusieurs auteurs qui ont eu recours à cette échelle ont obtenu de bons coefficients de cohérence interne (alpha de Cronbach), entre autres Bernardi (2006) ($\alpha = .81$), Linden, Paulhus et Dobson (1986) ($\alpha = .75$ pour les hommes; $\alpha = .73$ pour les femmes) et Randall et Fernandes (1991) ($\alpha = .88$). Aussi, O'Rourke et Cappelliez (2003) ont indiqué que les coefficients de cette échelle variaient habituellement entre $\alpha = .75$ et $\alpha = .80$ (Paulhus, 1994, document non publié). Enfin, pour respecter la formulation des indicateurs initiaux en anglais, une double traduction a été menée pour établir leur correspondance en français.

Afin de déterminer le score de désirabilité sociale de chacun des répondants, nous avons retenu la méthode des scores continus, car Stöber, Dette et Musch (2002) et Paulhus (1994) ont démontré qu'ils obtenaient de plus forts coefficients de cohérence interne (alphas de Cronbach) que les scores dichotomiques. Le score total pour cette échelle variait donc entre 20 et 100. Pour contrôler la désirabilité sociale dans les analyses statistiques, nous avons décidé d'avoir recours à deux méthodes. D'une part, nous avons choisi de retirer les répondants qui avaient un score trop élevé, à la suggestion de nombreux auteurs (Hough, 1998; Kanning, et Kuhne, 2006; King et Bruner, 2000; Paulhus, 1991; Zerbe et Paulhus, 1987). À cet égard, Hough (1998) suggère que le seuil de coupe corresponde *a priori* au score auquel 5% des répondants auront répondu exactement ou supérieurement (donc le score qui sépare à 95% les participants à l'étude). D'autre part, nous avons eu recours à un modèle de régression, tel que suggéré par King et Bruner (2000).

2.3. Analyses statistiques

2.3.1. Analyse multidimensionnelle.

Schwartz (1992) privilégie une analyse multidimensionnelle des similarités de type «*Guttman-Lingoes smallest space analysis*» ou «*SSA*» («*Similarity Structure Analysis*») afin d'analyser les relations entre les valeurs. Cette méthode statistique permet de visualiser les similarités entre des variables dans un espace géométrique avec le moins de dimensions possibles (Evrard, Pras et Roux, 2003). Pour faire ces analyses multidimensionnelles des similarités («*MultiDimensional Scaling ou MDS*»), nous utiliserons le progiciel SYSTAT (le seul à proposer l'option «*Guttman-Lingoes*»). La fidélité de la représentation sera évaluée par l'entremise du «coefficient d'aliénation»; plus cet indice de stress est faible, plus l'ajustement est bon. Toutefois, précisons que selon Schwartz et Sagiv (1995), il est difficile d'obtenir un coefficient d'aliénation inférieur à .15 quand on analyse un système cognitif comme celui des valeurs. De plus, nous utiliserons les données relatives par rapport à l'individu (mesures

ipsatives) pour mettre à jour la dynamique corrélacionnelle entre les quadrants, à la suggestion de Schwartz (1992). À ce jour, cette méthodologie s'est avérée adéquate pour évaluer les valeurs (Auteurs, 2006, 2007). Enfin, pour les analyses corrélacionnelles, nous avons eu recours au progiciel SPSS

2.3.2. Autres techniques statistiques.

Tel que Igarria et Baroudi (1993) l'ont fait dans leur article, une analyse factorielle confirmatoire réalisée avec le progiciel AMOS sera utilisée sur les données portant sur les ancrés de carrière mesurés par l'instrument abrégé que ces auteurs ont développé, afin de confirmer la présence des neuf facteurs latents qu'ils ont identifiés. Toutes les autres techniques statistiques (corrélacion, alpha, régression) ont été effectuées avec le progiciel SPSS.

2.3.3. Matrice multitraits-multiméthodes.

Afin d'évaluer la validité de construit du nouvel instrument de mesure des valeurs de carrière, nous avons eu recours à la matrice multitraits-multiméthodes (MTMM). Cette procédure, élaborée par Campbell et Fiske (1959), permet d'évaluer simultanément la validité de convergence et la validité de divergence entre plusieurs concepts (traits) et instruments de mesure (méthodes). Nous avons décidé de retenir cette méthode à l'exemple de Schwartz et de ses collègues (Schwartz 2003; Schwartz et al., 2001) qui ont eu recours à cette matrice par le passé. En conséquence, la validité de convergence sera évaluée à partir des diagonales de fiabilité et de validité. Pour sa part, la validité de divergence sera évaluée à partir des triangles «hétérotraits-monométhode» et «hétérotraits-hétérométhodes».

3. Résultats

3.1 Procédure d'élimination des cas soumis à la désirabilité sociale

Pour les analyses liées aux valeurs, conformément à ce qui était suggéré dans la littérature, l'épuration des sujets fortement soumis au biais de désirabilité sociale a été faite à partir des 240 cas recensés. Les coefficients de cohérence interne (alphas de Cronbach) de l'échelle de désirabilité sociale se sont situés à $\alpha = .75$ pour le Questionnaire 1 et à $\alpha = .76$ pour le Questionnaire 2. Au total, 38 répondants ont été éliminés (12 à cause de leur score élevé de désirabilité sociale et 26 autres retirés de la base de données des valeurs de carrière en raison de valeurs manquantes qui ne permettaient pas de calculer un score total de désirabilité sociale). En conséquence, la base de données des valeurs de carrière finale comprend 202 questionnaires.

3.2. Dynamique axiale des valeurs de carrière

Nous avons entrepris une première analyse multidimensionnelle (du type «*Guttman-Lingoes smallest space analysis*» ou SSA) à partir des 55 énoncés portant sur les valeurs de carrière par l'entremise du progiciel SYSTAT, dans le but de déterminer l'emplacement des énoncés sur la carte ($n = 202$). Ensuite, six autres cartes SSA ont été réalisées. Au total, 21 valeurs de carrières (sur les 55) ont été éliminées pour diverses raisons. Premièrement, plusieurs items s'étaient placés dans des pôles différents de ce qui était prévu théoriquement (le cas, par exemple, de l'item 24, «don de soi»). Deuxièmement, certains items se sont localisés au centre de la carte à cause de leur corrélacion avec tous les autres items (le cas, par exemple, de l'énoncé 32, «attachement à la culture»). Troisièmement, des items appartenant à un même pôle étaient corrélés négativement alors que la théorie prédisait des relations positives entre les items d'un même pôle (le cas, par exemple, de l'item 5, «pouvoir social»).

Quatrièmement, des items appartenant à des pôles opposés étaient corrélés positivement alors que la théorie prédisait le contraire (le cas, par exemple, de l'item 18, «passion au travail»). Cinquièmement, des items à la frontière de deux pôles présentaient des corrélations plus élevées entre eux qu'avec ceux de leur pôle respectif (le cas, par exemple, de l'item 45, «réussite professionnelle»). Enfin, l'item 55 («vérité rationnelle») a été enlevé puisque tous les autres items de l'ancre compétence technique/fonctionnelle avaient été supprimés et que cette valeur ne semblait avoir aucun lien avec le pôle dans lequel elle se situait («continuité»).

Comme dernière démarche pour choisir les valeurs du modèle final, nous avons fait une régression linéaire avec les 34 énoncés restants (variables indépendantes) et la désirabilité sociale (variable dépendante). À un niveau de significativité de 7,3%, deux valeurs sont ressorties comme étant liées significativement à la désirabilité sociale (l'item 37, «coopération», $p = .05$ et l'item 42, «esprit d'équipe», $p = .03$). Après avoir retiré ces énoncés, la relation entre les valeurs et la désirabilité sociale n'était plus du tout significative ($p = .382$). Cette dernière analyse a permis d'obtenir le modèle final comprenant 32 items. La carte finale présentée à la **Figure 2** démontre un coefficient d'aliénation de .23. Les alphas de Cronbach obtenus par pôle sont de $\alpha = .82$ pour le pôle «affirmation de soi» (PAS), $\alpha = .71$ pour le pôle «dépasserment de soi» (PDS), $\alpha = .77$ pour le pôle «ouverture au changement» (PCH) et de $\alpha = .65$ pour le pôle de «continuité» (PCO). Le **Tableau 1** illustre les unités de sens se rapportant à chaque valeur qui a été gardée dans le modèle. Selon ces résultats, l'**hypothèse 1** n'a été que partiellement vérifiée dans la mesure où aucun item relatif à l'ancre de compétence technique/fonctionnelle n'a été retenu dans la carte. Par contre, les **hypothèses 2, 3 et 4** ont été confirmées.

À partir des items contenus dans chaque quadrant de la carte obtenue (**Figure 2**), nous avons généré quatre variables composites, après avoir normalisé les données par individu. Ces quatre variables correspondent aux quatre pôles, soit «affirmation de soi» (PAS), «dépasserment de soi» (PDS), «ouverture au changement» (PCH) et «continuité» (PCO). L'analyse corrélacionnelle au niveau axial indique que le pôle «affirmation de soi» (PAS) est négativement corrélé au pôle «dépasserment de soi» (PDS) ($r = -.32$, $p < .01$), ce qui conforte l'**hypothèse 5**. De surcroît, le pôle «ouverture au changement» (PCH) est négativement corrélé au pôle «continuité» (PCO) ($r = -.39$, $p < .01$), ce qui appuie l'**hypothèse 6**. En outre, le pôle «ouverture au changement» (PCH) est négativement corrélé avec les pôles «affirmation de soi» (PAS) ($r = -.31$, $p < .01$) et «dépasserment de soi» (PDS) ($r = -.30$, $p < .01$). Également, le pôle «continuité» (PCO) est négativement corrélé avec le pôle «affirmation de soi» (PAS) ($r = -.15$, $p < .05$). Aucune relation significative n'a pu être observée entre les pôles «continuité» (PCO) et «dépasserment de soi» (PDS).

Figure 2 : Carte finale, divisée par pôles (SSA # 8)

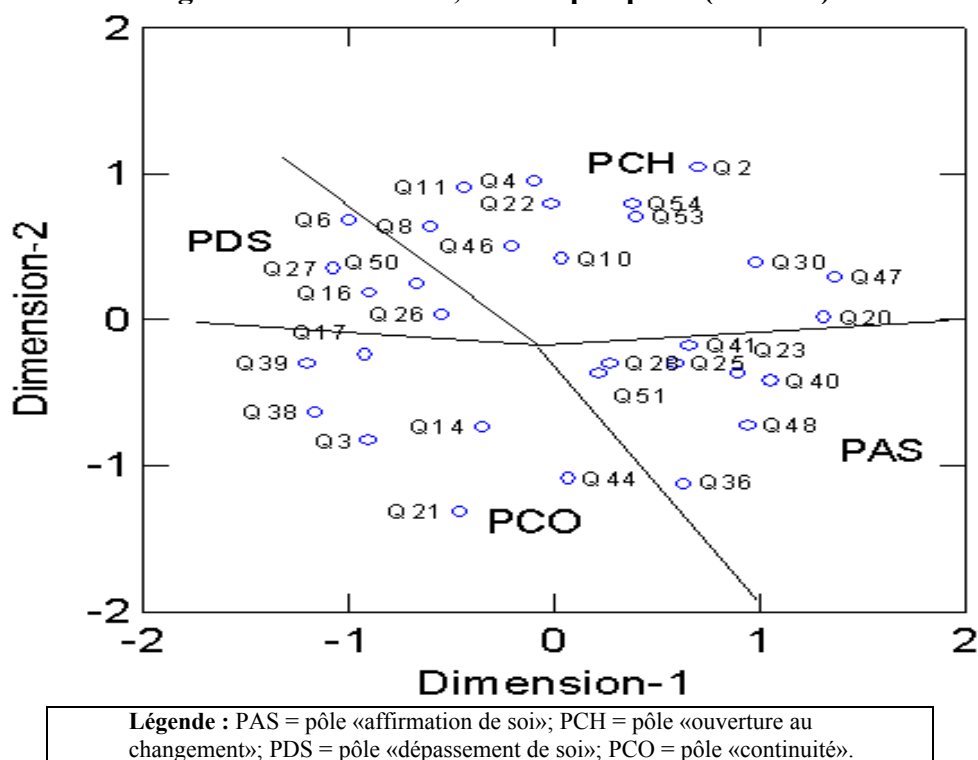


Tableau 1 : Unités de sens des items associés aux quadrants de la SSA finale

Pôle « affirmation de soi » (PAS, 8 valeurs de carrière)		
23. Autorité hiérarchique	36. Valorisation sociale	48. Ambition
25. Prestige	40. Compétition	51. Reconnaissance sociale
28. Réussite personnelle	41. Identification sociale	
Pôle « dépassement de soi » (PDS, 5 valeurs de carrière)		
6. Aide aux autres	27. Générosité	26. Loyauté organisationnelle
16. Altruisme	50. Sens du devoir	
Pôle « ouverture au changement » (PCH, 12 valeurs de carrière)		
2. Autonomie	11. Travail varié	46. Originalité
4. Créativité	20. Indépendance	47. Individualisme
8. Audace	22. Proactivité	53. Auto-organisation
10. Innovation	30. Liberté	54. Vision
Pôle « continuité » (PCO), 7 valeurs de carrière)		
3. Sécurité d'emploi	21. Stabilité géographique	44. Attachement à mon poste
14. Prudence	38. Style de vie	
17. Équilibre interne	39. Sécurité au travail	

3.3. Dynamique axiale de Schein et DeLong

Les ancres de carrière ont été évaluées à l'aide des 28 énoncés tirés des instruments de mesure de Schein et DeLong. Nous avons alors choisi d'utiliser l'analyse factorielle confirmatoire (AFC) pour évaluer les données collectées. Pour ce faire, nous avons supprimé les données manquantes du fichier, duquel a résulté un échantillon final de $n = 108$. Au total, nous avons

réalisé trois AFC : 8 ancrés de Schein, 9 ancrés (8 ancrés de Schein avec l'ancre de sécurité divisée en deux) et 10 ancrés (9 ancrés plus l'ancre d'identité). Les deux meilleures solutions obtenues sont (1) celle qui regroupe les neuf facteurs de Schein (20 items: $\chi^2/df = 1,522$; GFI = .855; AGFI = .773; RMR = .087; RMSEA; CFI = .873), et (2) celle des dix facteurs de Schein et DeLong (24 items : $\chi^2/df = 1,566$; GFI = .807; AGFI = .720; RMR = .101; RMSEA = .073; CFI = .834). Considérant que ces deux modèles démontraient des résultats similaires, nous avons retenu la solution à dix facteurs pour établir la validité de construit.

Tout comme pour les valeurs de carrière, les oppositions entre les axes ont été évaluées. Les résultats de cette analyse indiquent que le pôle «affirmation de soi» (PAS) est négativement corrélé au pôle «dépassement de soi» (PDS), mais cette corrélation est plutôt faible ($r = -.20$, $p < .05$). En revanche, le pôle «ouverture au changement» (PCH) est fortement corrélé négativement avec le pôle «continuité» (PCO) ($r = -.45$, $p < .05$). De plus, de fortes oppositions ont été observées entre les pôles «affirmation de soi» (PAS) et «continuité» (PCO) ($r = -.45$, $p < .01$), de même qu'entre les pôles «dépassement de soi» (PDS) et «ouverture au changement» (PCH) ($r = -.38$, $p < .01$). Enfin, le pôle «affirmation de soi» (PAS) serait négativement corrélé avec le pôle «ouverture au changement» (PCH) ($r = -.23$, $p < .05$). En conclusion, une dynamique axiale existe pour les ancrés de carrière mesurés avec l'instrument de Schein et DeLong.

Validation de construit sous l'optique des pôles

Validation par pôle des valeurs de carrière avec Schein et DeLong. Pour établir la validité de construit sous l'optique des pôles, nous avons utilisé les variables composites des quadrants. Toutefois, l'ancre de compétence technique/fonctionnelle n'a pas été considérée, étant donné qu'aucune valeur de carrière associée n'a été pu être conservée lors des analyses multidimensionnelles (les indicateurs suivants avaient été supprimés du modèle des valeurs de carrière : «spécialisation», «expertise», «réussite professionnelle» et «vérité rationnelle»). De plus, nous avons exclu des analyses l'ancre de style de vie de Schein, étant donné les différences théoriques avec les items connexes en termes de valeurs de carrière. En effet, alors que Schein laisse place à l'interprétation individuelle qu'un répondant conçoit de son propre style de vie, les valeurs de carrière utilisées dans la présente recherche définissent ce style de vie comme étant orienté vers «la santé personnelle» et «l'équilibre travail-famille». La matrice MTMM présentée au **Tableau 2** compare l'ensemble des domaines regroupés en quatre pôles (gestion et identité = «affirmation de soi» (PAS); service/dévouement à une cause = «dépassement de soi» (PDS); créativité entrepreneuriale, autonomie/indépendance et défi = «ouverture au changement» (PCH); sécurité/stabilité = «continuité» (PCO)). Des validités de convergence moyennes à élevées (corrélations entre $r = .30$ et $r = .70$ (Saunders, Lewis et Thornhill, 2007)) ont été obtenues pour tous les pôles (PAS : $r = .65$; PDS : $r = .47$; PCH : $r = .57$; PCO : $r = .60$). Dans cette matrice, la diagonale de validité se montre supérieure à toutes les corrélations des triangles hétérotraits-monométhode (ex. pôle PAS, $r = .65 > r = .37$, $r = .48$, $r = .15$ (M1M1) et $r = .65 > r = .23$, $r = .43$, $r = .30$ (M2M2)) et hétérotraits-hétérométhodes (ex. pôle PAS, $r = .65 > r = .25$, $r = .51$, $r = .26$ et $r = .15$, $r = .37$, $r = .19$ (M1M2)), tandis que les corrélations suivent à peu près les mêmes configurations (ex. corrélations des pôles PAS/PDS < corrélations des pôles PAS/PCH où $r = .37 < r = .48$ (M1M1) et $r = .23 < r = .43$ (M2M2) et $r = .25 < r = .51$ (M1M2)). Chaque pôle mesuré en termes de valeurs de carrière est positivement et significativement corrélé avec le même pôle mesuré à l'aide de l'instrument de Schein et DeLong, et se trouve à corrélérer moindrement avec les autres pôles, ce qui confirme l'hypothèse 7 et l'hypothèse 8. L'analyse de la validité convergente et divergente des pôles permet donc de conclure que la mesure des ancrés de carrière par l'entremise des valeurs de carrière présente une bonne validité de construit.

Tableau 2 : MTMM (valeurs et ancrs : pôles), sans ancre style de vie

		Méthode 1 : Schein et DeLong				Méthode 2 : Valeurs de carrière			
		SPAS	SPDS	SPCH	SPCO	VPAS	VPDS	VPCH	VPCO
Méthode 1 : Schein et DeLong	SPAS	(.70)							
	SPDS	.37**	(.59)						
	SPCH	.48**	.40**	(.73)					
	SPCO	.15	.15	-.01	(.72)				
Méthode 2 : Valeurs de carrière	VPAS	.65**	.15	.37**	.19	(.82)			
	VPDS	.25*	.47**	.19	.11	.23*	(.71)		
	VPCH	.51**	.38**	.57**	.07	.43**	.31**	(.77)	
	VPCO	.26*	.11	.01	.60**	.30**	.30**	.13	(.65)

Notes : *. Corrélation significative à p<.05; **. Corrélation significative à p<.01; Les alphas de Cronbach sont présentés entre parenthèses.

Légende : SPAS = pôle «affirmation de soi» de Schein et DeLong; SPDS = pôle «dépassement de soi» de Schein et DeLong; SPCH = pôle «ouverture au changement» de Schein et DeLong; PCO = pôle «continuité» de Schein et DeLong; VPAS = pôle «affirmation de soi» des valeurs de carrière; VPDS = pôle «dépassement de soi» des valeurs de carrière; VPCH = pôle «ouverture au changement» des valeurs de carrière; pôle «continuité» des valeurs de carrière.

4. Conclusion et discussion

4.1. Test du modèle de structuration des ancrs de carrière

Lors des analyses multidimensionnelles des valeurs de carrière, certains items se sont positionnés dans des pôles différents de ce qui était attendu lors de la construction initiale de l'instrument de mesure. Mais, la façon dont ces items ont été compris par les répondants a fait en sorte que, malgré tout, le positionnement de ces énoncés est congruent avec les pôles sur la carte obtenue (**Figure 2**). À titre d'exemple, l'item 26 («loyauté organisationnelle : être solidaire envers mon organisation») devait théoriquement s'associer au domaine de la «tradition» (pôle de «continuité»), mais il s'est plutôt placé dans le pôle de «dépassement de soi». Ce positionnement s'explique par le fait que l'unité de sens de cet item a révélé plutôt une association avec le concept de «dévouement envers l'organisation» (ancres dévouement).

Les valeurs de carrière du service/dévouement à une cause (5 items), se sont réparties dans le pôle «dépassement de soi», conformément à la terminologie de Schwartz. Toutefois, du fait qu'aucun item n'a été retenu pour caractériser l'ancres de compétence technique/fonctionnelle, l'**hypothèse 1** n'a été que partiellement confirmée. À ce sujet, nous avons remarqué que les items reliés à cette ancre devraient être reformulés, car ils n'exprimaient pas assez clairement les relations avec la *spécialisation au travail*. En procédant de la sorte, ils pourront certainement mieux se positionner sur la carte dans des études subséquentes.

Dans un autre ordre d'idée, nous avons pu vérifier l'**hypothèse 2** du fait que, dans notre étude, les valeurs de carrière associées aux ancrs de gestion (2 items) et d'identité (6 items) illustrent le pôle «affirmation de soi». Pour leur part, les ancrs de défi (3 items), de créativité entrepreneuriale (4 items), d'autonomie/indépendance (5 items) se regroupent dans le pôle «ouverture au changement», ce qui appuie l'**hypothèse 3**. Enfin, les valeurs de carrière liées au style de vie (2 items) se sont localisées avec celles de la sécurité (3 items) et de la stabilité (2 items), au sein du pôle de «continuité», ce qui valide l'**hypothèse 4**.

D'ailleurs, au niveau de la dynamique axiale, cette recherche a démontré que le pôle «affirmation de soi» s'opposait au pôle «dépassement de soi» ($r = -.32, p < .01$). De la même manière, le pôle «ouverture au changement» fait face au pôle de «continuité» ($r = -.39, p < .01$). En conséquence, la recherche appuie les hypothèses entre les quadrants (nommément les **hypothèses 5 et 6**). Outre ces constats et de façon globale, le modèle obtenu à la **Figure 2** correspond intégralement à ce que Auteurs (2006, 2007) ont proposé comme modèle de structuration des ancrs de carrière, à quelques différences près. D'abord, la présente étude a évalué un modèle comprenant un nombre plus important d'ancres de carrière. Entre autres, dans notre étude, et contrairement à celles de Auteurs (2006, 2007), les ancrs d'autonomie/indépendance et de stabilité ont pu être définies au sein du modèle. De plus, les ancrs ont été évaluées par un plus grand nombre d'indicateurs (32 items contre 18 items). Enfin, une dernière différence importante repose sur le fait que la carte finale que nous avons générée ne présente pratiquement aucun espace vide, ce qui signifie que les valeurs de carrière se sont bien réparties dans l'espace géographique. En outre, cette étude apporte une contribution importante du fait que sur la base d'un nouvel échantillon, la structuration des ancrs de carrière qui avait été proposée par Auteurs (2006, 2007) est de nouveau vérifiée.

4.2. Validité de construit de l'instrument de mesure des valeurs de carrière

Nous avons effectué une validation de convergence et de divergence entre notre nouvel instrument et la mesure traditionnelle des ancrs de carrière, à partir de matrices multitraits-multiméthodes. Les **hypothèses 7 et 8** ont pu être vérifiées intégralement, ce qui a permis d'établir des relations entre les deux outils.

4.3. Révision de la mesure traditionnelle des ancrs de carrière

Dans leur article, Igarria et Baroudi (1993) ont proposé un instrument abrégé de la mesure des ancrs de carrières de Schein. Toutefois, à la lumière des résultats que nous avons obtenus, leur instrument composé de 25 items n'est pas tout à fait adéquat. En considérant tel quel le modèle proposé par Igarria et Baroudi (1993) (neuf ancrs, 25 items), plusieurs indicateurs d'intérêt n'ont pas atteint les critères d'acceptation identifiés dans la littérature ($AGFI = .681 < .70$; $RMR = .124$ (loin de 0); $RMSEA = .089$ (loin de 0); $CFI = .754 < .90$). Malgré tout, ce modèle est apparu meilleur que celui des huit ancrs de Schein, considéré comme étant la pire solution (25 items : $khi^2/dl = 2.085$; $GFI = .732$; $AGFI = .648$; $RMR = .148$; $RMSEA = .101$; $CFI = .675$). En outre, pour améliorer le modèle des neuf ancrs de carrière de Igarria et Baroudi (1993), il a été nécessaire de retirer cinq items, pour s'approcher des seuils acceptables (20 items : $khi^2/dl = 1.522$; $GFI = .855$; $AGFI = .773$; $RMR = .087$; $RMSEA = .070$; $CFI = .873$). En résumé, il est impératif de développer une nouvelle version de l'instrument de mesure abrégé des ancrs de carrière de Schein et DeLong, car l'outil de 25 items n'a pas affiché une validité adéquate.

4.4. Limites de l'étude

D'une part, notre échantillon ne porte que sur une organisation, ce qui limite les possibilités de généralisation. D'autre part, tel que l'ont recommandé Evrard, Pras et Roux (2003) sur la base du paradigme de Churchill, il eût été préférable de séparer la recherche en deux étapes majeures (validation de l'instrument de mesure à partir d'un échantillon différent de celui qui a servi au développement de l'outil), ce que nous n'avons pas pu respecter en raison des délais dont nous disposions. Par contre, étant donné que les résultats que nous avons obtenus

corroborent ceux que Auteurs (2006, 2007) avaient présentés à partir d'un autre échantillon (ingénieurs), nous pouvons conclure que l'utilisation d'un seul échantillon ne semble pas avoir affecté les données que nous avons collectées.

4.5. *Avenues de recherche*

D'abord, il serait pertinent de procéder à la validation de construit (convergence et divergence) des valeurs de carrière sous un angle plus précis, c'est-à-dire au niveau des ancrs de carrière (domaines motivationnels) et non celui des pôles. De cette façon, le modèle de structuration pourrait être raffiné et des rapprochements plus précis pourraient être tracés entre les valeurs de carrière et la théorie des ancrs de carrière de Schein et DeLong. En second lieu, d'autres données mériteraient d'être collectées pour faire avancer l'état des connaissances sur les ancrs de carrière, vues comme des valeurs de carrière. Entre autres, il serait nécessaire de revoir l'outil de mesure des valeurs de carrière, de façon à pouvoir mieux mesurer et localiser l'ancre de compétence technique/fonctionnelle. Il serait aussi adéquat de générer de nouvelles valeurs, différentes de celles que nous avons proposées afin de localiser de nouvelles ancrs de carrière comme celle de l'internationalité (Suutari et Taka, 2004).

Bibliographie (disponible sur demande aux auteurs)