
Les intérêts professionnels selon le modèle hexagonal de Holland

Structures et différences de genre

The Professional Interests According to Holland's Hexagonal Model

Structures and Gender Difference

Dina Guglielmi, Franco Fraccaroli et Maria Luisa Pombeni



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/osp/700>

DOI : 10.4000/osp.700

ISSN : 2104-3795

Éditeur

Institut national d'étude du travail et d'orientation professionnelle (INETOP)

Édition imprimée

Date de publication : 15 septembre 2004

Pagination : 409-427

ISSN : 0249-6739

Référence électronique

Dina Guglielmi, Franco Fraccaroli et Maria Luisa Pombeni, « Les intérêts professionnels selon le modèle hexagonal de Holland », *L'orientation scolaire et professionnelle* [En ligne], 33/3 | 2004, mis en ligne le 28 septembre 2009, consulté le 19 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/osp/700> ; DOI : 10.4000/osp.700

Ce document a été généré automatiquement le 19 avril 2019.

© Tous droits réservés

Les intérêts professionnels selon le modèle hexagonal de Holland

Structures et différences de genre

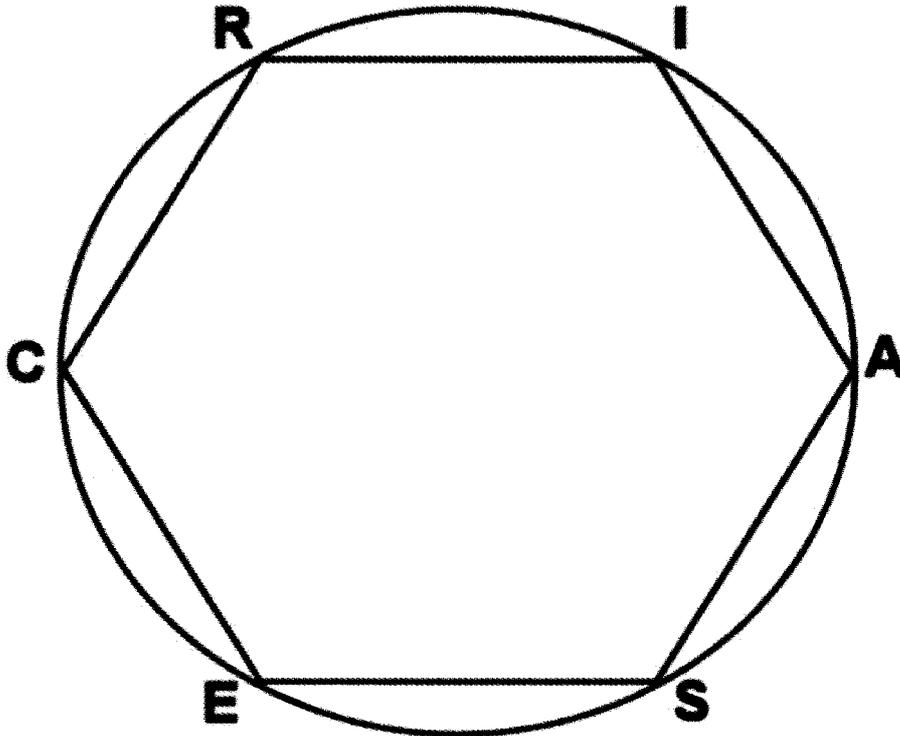
*The Professional Interests According to Holland's Hexagonal Model
Structures and Gender Difference*

Dina Guglielmi, Franco Fraccaroli et Maria Luisa Pombeni

Introduction

- 1 La théorie dominante depuis les années 1960 dans le domaine de l'évaluation des intérêts professionnels est certainement celle du choix vocationnel de Holland (1973, 1985a, 1997). Ce modèle distingue six catégories d'intérêts professionnels (Réaliste, Investigateur, Artistique, Social, Entreprenant, Conventionnel), correspondant à des profils de personnalité différents (Guichard & Huteau, 2001).
- 2 Il s'agit de six types idéaux desquels les individus sont plus ou moins proches suivant leurs caractéristiques personnelles. Les six dimensions indiquées ne sont pas indépendantes, mais elles peuvent donner lieu une représentation spatiale suivant une structure Circulaire qui montre les similitudes psychologiques entre les différents types selon l'ordre RIASEC. L'hypothèse structurelle de Holland, dont la définition formelle est *calculus assumption* (Rounds & Tracey, 1993), prévoit une équidistance entre les différents types, définissant ainsi un hexagone équilatéral avec des points équidistants autour de la Circonférence (cf. *figure 1*).

Figure 1



Représentation Circulaire du modèle RIASEC de Holland
Representation of Holland's Circular model

- 3 Holland (1985a, p. 5) affirme que les distances entre les six types RIASEC sont « inversement proportionnelles aux relations théoriques entre elles ». Les fondements qui sont à la base du modèle hexagonal sont donc les suivants : dans une matrice de corrélation RIASEC, les corrélations entre types adjacents de l'hexagone (par exemple : RI ; IA ; AS) sont plus élevées que les autres ; les corrélations entre typologies alternes (situées à une distance de deux espaces sur l'hexagone, par exemple : RA ; IS ; AE) sont plus élevées que les corrélations entre types opposés, c'est-à-dire ceux qui se situent à une distance de trois espaces (par exemple : RS ; IE ; AC). En outre, l'hypothèse hexagonale prévoit l'imposition d'une condition supplémentaire, à savoir que les distances entre les points (corrélations) soient les mêmes pour les types adjacents, pour les types alternes et pour les types opposés.
- 4 Au fil des années, de nombreux questionnaires d'intérêts professionnels ont été élaborés, qui permettent d'établir les profils individuels. Le Vocational Preference Inventory (Holland, 1978, 1985c) ; le Self-Directed Search (Holland, 1985b, 1987) et le Questionnaire sur les Préférences Professionnelles (une adaptation italienne du V.P.I. et du S.D.S. : Polacek, 1976 ; Polacek, 1993) en sont des exemples.

Le débat sur le modèle RIASEC de Holland

- 5 Le vaste débat actuel sur le modèle de Holland se focalise sur deux questions principales : la première concerne le degré de correspondance envisagé entre la personne et

l'environnement et les méthodes pour établir cette correspondance ; la deuxième concerne la structure des relations entre les différentes catégories d'intérêts identifiés.

- 6 Le premier point, qui est important pour le présent travail étant donné ses implications méthodologiques, peut être résumé de la manière suivante. La théorie vocationnelle de Holland considère comme centrale la notion de « congruence » entre les intérêts professionnels des individus et les types d'emplois. Elle permet de prévoir si l'emploi ou la filière professionnelle seront adaptés (Swaney & Prediger, 1985). Non seulement elle assure une plus grande stabilité des intérêts, mais elle a également des retombées sur la satisfaction et les performances professionnelles. Ainsi, des personnes ayant une plus forte congruence entre leurs intérêts et leur milieu de travail devraient manifester de meilleures performances professionnelles, par exemple, moins de changements d'emploi, des niveaux de motivation et de satisfaction professionnelles plus élevés.
- 7 Cependant, les données de la recherche sur les relations entre ces variables ne sont pas toujours totalement en accord avec les affirmations de Holland (1973). Assouline et Meir (1987), Tranberg, Slane et Ekeberg (1993), ont effectué des méta-analyses sur 77 et 17 études respectivement. Les résultats montrent que la corrélation moyenne s'élève à .21 entre degré de congruence intérêts/emplois et satisfaction professionnelle, à .15 entre congruence et stabilité de l'emploi, à .06 entre congruence et réussite professionnelle. Selon Tinsley (2000), ces corrélations ténues sont dues à la faiblesse des procédures d'échantillonnage, aux modes de mesure peu adaptés et à l'utilisation d'indices de congruence inadéquats. Spokane, Meir et Catalano (2000) soulignent également la nécessité d'une plus grande rigueur méthodologique et d'un changement paradigmatique afin de mieux appuyer la mesure de la notion de congruence. D'autres auteurs affirment par contre que les coefficients de corrélation qui en résultent sont conformes à ceux qu'on retrouve normalement dans les études du trait-comportement dans le domaine de la personnalité (Rounds & Tracey, 1990). Ils soulignent également la nécessité d'affiner et de renforcer les méta-analyses réalisées sur la relation entre congruence et satisfaction avant de conclure à la validité de la mesure de congruence fondée sur l'hexagone (Rounds, McKenna, Hubert & Day, 2000 ; Prediger, 2000).
- 8 En ce qui concerne le deuxième point, le modèle Circulaire-hexagonal de Holland, tel que décrit plus haut, a été soumis à de nombreuses validations empiriques et il a été confirmé par plusieurs études (Fouad, Cudek & Hansen, 1984 ; Tracey & Rounds, 1992, 1993 ; en Italie, Polacek & Borgia, 1981 ; pour une synthèse voir Holland, Fritzsche & Powell, 1994, et les réponses de Holland & Gottfredson, 1992, aux critiques du modèle hexagonal). En général, la représentation hexagonale des intérêts est largement confirmée dans un grand nombre de populations.
- 9 Rounds *et al.* (2000) synthétisent les validations de l'hexagone obtenues à l'aide de méthodologies différentes. Les premières démonstrations de la structure Circulaire RIASEC de Holland se fondent sur la méthode des composantes principales. Prediger (1982), par exemple, a confirmé la structure Circulaire sur 23 des 24 matrices de corrélations analysées. Le modèle RIASEC a été par la suite évalué par des procédures d'échelonnement ou *scaling multidimensionnel* (Swanson, 1992) et par une analyse discriminante (Tokar & Swanson, 1995). Dans ces cas aussi, les résultats appuient en général le modèle de Holland. Rounds (1995) emploie une analyse méta-structurelle. À l'aide d'un *scaling multidimensionnel* à trois voies, il réalise une représentation bidimensionnelle en accord avec l'hypothèse d'une structure Circulaire. Day, Rounds et Swaney (1998) ont analysé un vaste échantillon d'élèves de différentes nationalités. Le

scaling multidimensionnel à trois voies produit une configuration Circulaire RIASEC avec une forme fermée représentant un hexagone équilatéral. Il se démarque de cette configuration seulement quant à la distance entre le type Conventionnel et Réaliste. Les recherches méta-analytiques de Tracey et Rounds (1993) et Rounds et Tracey (1993), les deux auteurs les plus actifs dans le domaine de la recherche sur la structure des intérêts, montrent elles aussi que la structure Circulaire RIASEC est une représentation valable des intérêts professionnels. Ces mêmes auteurs reconnaissent également le caractère Circulaire dans leurs représentations sphériques et par cercles concentriques (Tracey & Rounds, 1996b) mais ils ne retrouvent pas la même structure dans un échantillon international (Rounds & Tracey, 1996).

- 10 D'autres modèles d'interprétation des relations structurelles entre les six types ont fait l'objet de vérifications. Gati (1991), par exemple, a proposé un modèle hiérarchique qui toutefois n'a pas reçu un appui empirique suffisant. Tracey et Rounds (1995, 1996a, 1996b) ont proposé à maintes reprises une tentative de ré-interprétation ; celle-ci prévoit une représentation sphérique, semblable au modèle de Holland, mais comportant 8 types au lieu des 6 types originaux. Les données empiriques ont étayé de manière satisfaisante l'hypothèse à 8 types tout comme les modèles structurels à 6 types. Prediger (Prediger, 1982 ; Prediger & Vansickle, 1992) suggère une conceptualisation différente, basée sur l'identification de dimensions latentes aux six types d'intérêts. Les auteurs se centrent sur la nature des dimensions et non pas sur la configuration spatiale des types, telle que prévue par l'hypothèse initiale de Holland. Ils trouvent des arguments en faveur d'un modèle à trois facteurs : deux dimensions bipolaires des tâches de travail (Données/Idées et Choses/Personnes) sous-jacentes au modèle hexagonal et un facteur général dénommé biais de réponse.
- 11 Dans le bilan global, l'hypothèse structurelle basée sur les six types et ayant une configuration spatiale de type hexagonal demeure la plus répandue, la plus développée du point de vue méthodologique, mais également la plus soumise à des analyses critiques.
- 12 En ce qui concerne les développements méthodologiques, Hubert et Arabie (1987) ont élaboré une stratégie d'inférence basée sur un indice de correspondance (le CI) qui permet d'évaluer la correspondance entre les relations d'ordre envisagées par Holland et les relations d'ordre observées à l'intérieur des matrices de corrélation RIASEC. Anderson, Tracey et Rounds (1997), Rounds, Tracey et Hubert (1992), Tracey et Rounds (1993) ont utilisé par contre des analyses factorielles confirmatoires (C.F.A.) pour tester l'hypothèse Circulaire de Holland (1997).
- 13 Ces deux méthodes ont récemment fait l'objet de critiques quant à leur validité et leur capacité de représenter de manière synthétique les types d'intérêts professionnels (Tinsley, 2000). Rounds *et al.* (2000) répondent en affirmant que la critique de Tinsley se fonde sur une fausse hypothèse, à savoir que le modèle de Holland est un hexagone équilatéral. Au contraire, l'hypothèse structurelle de Holland est l'ordre Circulaire et elle montre clairement que les relations entre types et milieux constituent un « polygone déformé » (Holland & Gottfredson, 1992). L'hypothèse de la régularité géométrique de l'hexagone a été introduite également par d'autres auteurs (par exemple Fouad *et al.*, 1984 ; Hogan, 1983 ; Rounds *et al.*, 1992). En résumé, si d'un côté la validité du modèle hexagonal de Holland a été largement confirmée, le débat actuel se concentre sur le possible aspect régulier de cet hexagone (hypothèse basée sur une représentation spatiale d'un hexagone équilatère).

Objectifs de la recherche

- 14 La recherche que nous présentons CI-après aborde quelques-unes des problématiques que l'on considère comme fondamentales dans le débat actuel sur les intérêts professionnels selon le modèle RIASEC de Holland. En particulier, l'objectif que nous nous sommes donné est essentiellement méthodologique : appliquer les principales procédures de vérification du modèle hexagonal que nous venons d'examiner aux données concernant un échantillon vaste et homogène de lycéens italiens.
- 15 D'abord, a) on analyse la validité du modèle hexagonal à l'aide du CI (*Indice de Correspondance*) de Hubert et Arabia (1987). Ensuite, b) on vérifie l'hypothèse de la régularité géométrique et de l'équidistance des pôles de la structure hexagonale, à l'aide d'un modèle structurel, suivant l'hypothèse de Rounds *et al.* (1992). Enfin, c) on teste l'égalité structurelle du modèle pour les garçons et les filles, en mettant à l'épreuve l'hypothèse de l'invariance des matrices de corrélation RIASEC selon le genre.
1. *Validité du modèle hexagonal.* Comme nous l'avons rappelé plus haut, le modèle de Holland (1985a) prévoit que les six types d'intérêts soient distribués de manière Circulaire et que les distances entre les types soient « inversement proportionnelles à leur relation théorique » (Holland, 1985a, p. 5). Cette hypothèse suggère que la corrélation entre types adjacents sera plus grande que la corrélation entre types alternes, qui à son tour sera plus grande que la corrélation entre types opposés. Cette hypothèse de corrélation entre les échelles RIASEC produit 72 prédictions théoriques différentes entre les corrélations, par exemple RI > RA ; RI > RS ; RI > RE ; IA > IS ; IA > IE ; IA > IC ; RA > AC, etc. (pour avoir une liste des 72 prédictions voir Tracey & Rounds, 1993). La conformité du modèle d'ordre Circulaire avec les données observées est évaluée en analysant la proportion de prédictions confirmées et de prédictions rejetées sur le total des 72 prévues.
 2. Afin d'obtenir une vérification statistique de type confirmatoire, l'hypothèse de l'équidistance des pôles de la structure hexagonale peut être ramenée à un « modèle axé sur trois paramètres », selon une terminologie proposée par Rounds *et al.* (1992). Un premier paramètre représente les corrélations entre tous les types adjacents ; un deuxième paramètre représente les corrélations entre tous les types alternes ; un troisième paramètre représente les corrélations entre tous les types opposés. On impose donc l'égalité entre les paramètres adjacents. De même, on impose l'égalité entre tous les paramètres alternes, ainsi qu'entre les paramètres opposés. Ce modèle peut être testé par des modèles structuraux à l'aide du logiciel statistique AMOS (Arbuckle & Wothke, 1995).
 3. L'appartenance de genre a une influence significative sur les intérêts professionnels : hommes et femmes sont caractérisés par différentes trajectoires de socialisation au travail (Rounds & Tracey, 1993). Comme le remarque Tracey (1997), les différences de genre peuvent être de deux types : différences de niveau (dans les scores moyens des échelles) et de structure (dans le système de relations entre les différents profils d'intérêts). La plupart des ouvrages sur les intérêts professionnels se sont centrés sur le premier type de différences. Cependant, une analyse approfondie des différences de niveau entre les scores n'a de sens que si l'on a préalablement vérifié l'égalité dans la structure d'intérêts des deux genres. En effet des différences structurelles des intérêts professionnels signaleraient que les dimensions examinées sont interprétées de manière différente chez les hommes et chez les femmes. Ceci rendrait impropre la comparaison entre scores qui mesurent dimensions différentes. Les recherches qui ont examiné l'invariance structurelle des intérêts professionnels chez les garçons et chez les filles, en se référant au modèle hexagonal de Holland, ont abouti à des résultats contrastés. Dans les travaux de Ryan, Tracey et Rounds (1996) la structure apparaît différente. Par contre, Anderson *et al.* (1997) ont analysé

14 matrices de corrélation obtenues à partir de 7 échantillons d'hommes et 7 échantillons de femmes en utilisant des modèles structuraux multi-échantillons et n'ont constaté aucune différence d'ajustement entre le modèle et les données des deux genres. Tracey (1997) n'a pas non plus trouvé de différences en fonction du genre dans la structure sphérique des intérêts professionnels testée respectivement sur l'ensemble de l'échantillon et séparément pour les hommes et les femmes. Par contre, on a pu constater des différences entre les moyennes des scores, en accord avec d'autres résultats qui figurent dans la littérature (Betz, Harmon & Borgen, 1996 ; Holland 1985b, 1987) : les hommes obtiennent des scores plus élevés dans les types d'intérêts proches du pôle « Choses » dans la dimension Choses/Personnes alors que peu de différences ressortent par rapport à la dimension Données/Idées.

- 16 En partant de ces constats, nous souhaitons tester l'égalité structurelle du modèle RIASEC pour les hommes et les femmes, à travers l'application des deux CI aux matrices de corrélation séparées (hommes et femmes) et à travers l'application d'un modèle structurel à plusieurs échantillons. Ce passage nous paraît essentiel, avant de vérifier l'existence de différences de niveaux entre hommes et femmes dans les intérêts professionnels.

Méthode

Les sujets

- 17 534 élèves en classe terminale des lycées dans une province de l'Italie du Nord ont été interviewés, dont 34,8 % sont des garçons et 65,2 % sont des filles. L'âge moyen est de 19 ans dans une tranche globale allant de 17 à 20 ans. La répartition des élèves dans les établissements scolaires qui ont participé à cette recherche est la suivante : 57,1 % Lycée scientifique, 29,6 % Lycée classique, 8,1 % Lycée pédagogique, 5,2 % Lycée linguistique¹.
- 18 Le recueil des données a été effectué, en situation de passation collective, par des psychologues dans le cadre d'une activité d'orientation.

Outil

- 19 On a administré le Questionnaire sur les Préférences Professionnelles (Q.P.P.) dans la version italienne de Polacek (1993), qui permet de mesurer le système de préférences professionnelles de l'individu selon la typologie RIASEC.
- 20 L'outil se divise en trois sections : la première comprend 128 dénominations de professions, la deuxième comporte 60 descriptions d'activités et la troisième énumère 60 types de compétences concernant différentes activités. Pour chacun des 248 items totaux le sujet doit indiquer, par OUI ou par NON, s'il aimerait exercer la profession nommée (première partie) et l'activité décrite (deuxième partie), et s'il estime être compétent dans les différentes dimensions indiquées (troisième partie). L'outil a été mis au point sur les élèves (garçons et filles) après les deux premières années et à la fin de la Cinquième et dernière année de lycée, et reprend ces normes. En ce qui concerne la fidélité des échelles, les coefficients Alpha de Cronbach ont une valeur allant de .78 à .85 pour les hommes et de .74 à .86 pour les femmes (Polacek, 1976).

Analyse des données

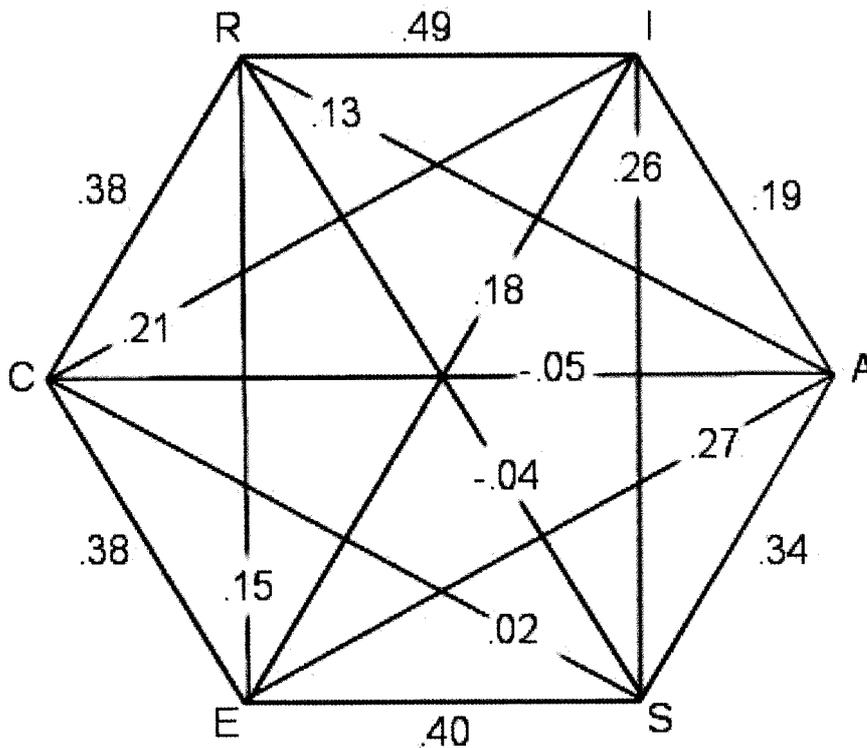
- 21 *Étape 1 - Données descriptives.* Les scores ont été décrits à l'aide des moyennes et des écarts-types. Les analyses statistiques sur les relations entre catégories d'intérêts ont été effectuées à l'aide du coefficient de corrélation de Pearson, tandis que les analyses statistiques sur la différence des scores selon le genre ont été effectuées en appliquant le test *t* de Student.
- 22 *Étape 2 - CI (Indice de Correspondance) et différence de CI* La matrice de corrélation a été analysée en utilisant le test de randomisation des relations d'ordre envisagées (Hubert & Arabie, 1987). Le programme RANDALL (Tracey, 1992) calcule l'*Indice de Correspondance* (CI), c'est-à-dire l'indice qui évalue la validité du modèle Circulaire. Pour avoir un ajustement parfait, l'ensemble des 72 prédictions doit être confirmé : la corrélation entre échelles adjacentes (RI, IA, AS, SE, EC et CR) devrait s'avérer plus élevée que la corrélation entre échelles alternes (RA, IS, AE, SC, ER et CI) et échelles opposées (RS, IE et AC) ; et la corrélation entre échelles alternes devrait s'avérer plus élevée que la corrélation entre échelles opposées (Rounds *et al.*, 1992). Autrement dit, l'*Indice de Correspondance* (CI) est calculé de la manière suivante : le nombre de prédictions confirmées (accord) moins le nombre de prédictions rejetées (désaccord), divisé par le nombre total des prédictions de l'ordre. Cet indice varie de -1 (aucune prédiction n'a été confirmée) à +1 (parfaite conformité) ; la valeur 0 indiquant un nombre égal d'accords et de désaccords (Rounds *et al.*, 1992). À titre d'exemple, pour une matrice de corrélation dans laquelle il y a 67 prédictions confirmées, 3 rejetées et deux égalités, l'indice de correspondance s'élève à $(67 - 3)/72 = .89$. Une valeur CI de 0.5 indique que 75 % des prédictions sont confirmées par les données, alors que 25 % ne le sont pas.
- 23 Le test de randomisation a été utilisé pour l'analyse de l'ajustement structurel mais aussi pour la vérification statistique de l'invariance structurelle selon le genre. Dans ce cas, on vérifie que la structure d'ordre Circulaire envisagée s'adapte de manière significativement meilleure à une série de données (dans notre cas, celle qui concerne uniquement les garçons) plutôt qu'à une autre (celle qui concerne uniquement les filles). L'indice de correspondance pour ce test, défini par la « *différence de CI* », diffère du CI pour le test de randomisation générale. En effet, il est calculé sur la base du nombre de prédictions confirmées pour un groupe et qui ont été rejetées pour l'autre groupe, moins le nombre de prédictions confirmées pour le deuxième groupe mais rejetées pour le premier, divisé par le nombre total des prédictions. Une différence négative de CI indique que le modèle s'adapte mieux au deuxième groupe qu'au premier. Une valeur positive de CI indique le contraire.
- 24 Nous avons utilisé dans ce travail le programme RANDALL (Tracey, 1992) pour calculer la valeur du CI et son caractère significatif. Par contre pour ce qui concerne le calcul du CI différence, nous avons utilisé le programme RANDMF (Tracey, 1992).
- 25 *Étape 3 - Modèle structurel.* La structure à hexagone équilatère du modèle de Holland est analysée à l'aide d'un modèle structurel. Ce procédé précise les relations entre les variables et permet donc de vérifier l'ajustement entre les relations du modèle envisagé et les données. On a testé en particulier la validité d'un modèle qui, dans les relations entre variables, impose les contraintes suivantes :
- 26 a) l'égalité des corrélations entre profils adjacents (RI = IA = AS = SE = EC = CR) ;

- 27 b) l'égalité des corrélations entre profils alternes (RA = IS = AE = SC = ER = CI) ;
- 28 c) l'égalité des corrélations entre profils opposés (RS = IE = CA).
- 29 La validité du modèle hypothétique décrit CI-dessus par rapport aux données a été vérifiée en analysant les indices c^2 par rapport aux degrés de liberté, et le G.F.I. et l'A.G.F.I. ; les indices de type comparatif (C.F.I.), plus adaptés puisque plus insensibles aux effectifs de l'échantillon ; et les indices basés sur l'erreur de mesure (R.M.S.E.A.).
- 30 Dans un second temps, ce même modèle est analysé en utilisant la procédure à plusieurs échantillons. Celle-ci permet d'appliquer les mêmes contraintes à la fois au groupe des garçons et au groupe des filles. De cette façon, en comparant les indicateurs d'adaptation des modèles, il est possible de vérifier l'hypothèse de l'invariance structurelle du modèle en fonction du genre. Si le modèle à plusieurs échantillons présente des indices de validité nettement plus mauvais que la somme des modèles séparés des filles et des garçons, il faudra alors écarter l'hypothèse de l'invariance du modèle par genre. Les indicateurs d'adaptation utilisés sont les mêmes que ceux que nous avons utilisés un peu plus haut.

Résultats

- 31 *Description des relations entre profils RIASEC.* Partant du modèle théorique de Holland et de l'hypothèse sur les différents niveaux d'affinité entre les domaines, qui ont été présentés dans la section introductive, la *figure 2* présente l'hexagone avec les coefficients de corrélation obtenus à partir de l'échantillon de lycéens ($N = 534$). Par rapport aux données du modèle original (Holland, 1973), on constate quelques différences dans les corrélations. Plus particulièrement, les différences les plus importantes concernent les corrélations entre le type Conventionnel - Entreprenant, Conventionnel - Social et Réaliste - Social (respectivement .68, .38 et .21 dans le modèle original et .38, .02 et .04 dans notre échantillon). Les rapports entre les domaines restent cependant presque inchangés. Comme il a été envisagé par Holland, on remarque que les corrélations entre domaines proches sont plus élevées que celles entre domaines alternes et qu'il y a finalement une corrélation quasi nulle (ou proche de 0) entre deux des trois domaines opposés.

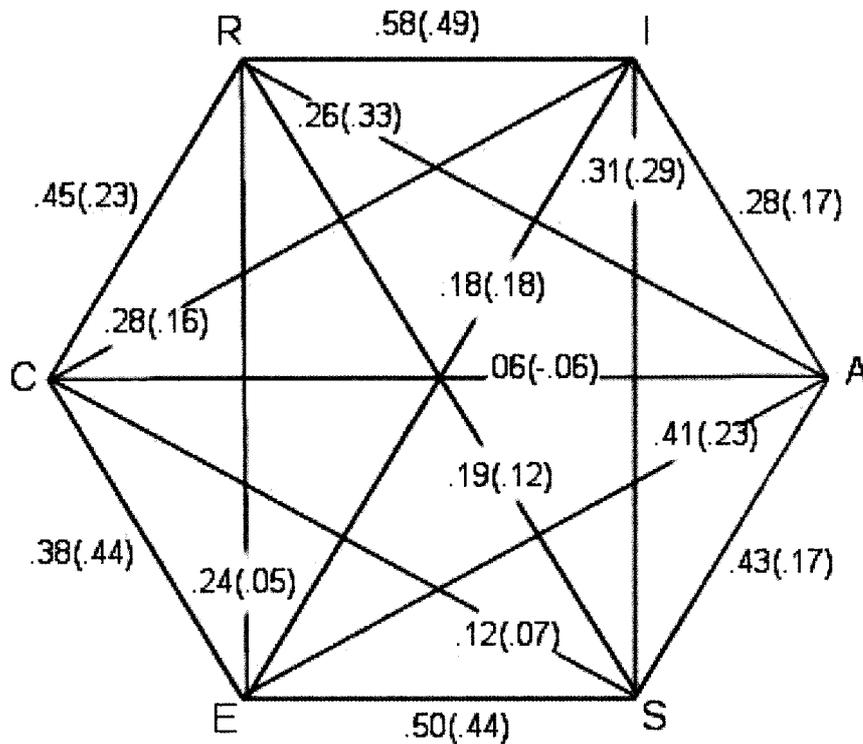
Figure 2



L'hexagone de Holland : coefficients de corrélation (N = 534)
 Holland's hexagon : correlation coefficients (N = 534)

- 32 *Conformité du modèle hexagonal.* Pour aborder le fond de la vérification du modèle, le CI calculé sur l'échantillon total s'est avéré significatif ($p < .05$), avec 66 prédictions confirmées sur un total de 72 possibles. La valeur CI s'élève à .833, ce qui montre que le modèle est bien adapté aux données. L'ordre RIASEC prévu par Holland est donc confirmé encore une fois dans l'échantillon de lycéens italiens que nous avons analysé.
- 33 *Conformité du modèle hexagonal équilatère.* Comme précisé plus haut, on a testé la validité d'une structure de relations qui prévoit l'égalité entre types adjacents, entre types alternes et entre types opposés grâce à un modèle structurel (programme AMOS), appliqué à l'ensemble de l'échantillon (N=534). Lorsque l'on impose ces contraintes d'égalité, les indicateurs de validité n'atteignent pas le seuil de l'acceptabilité. Le χ^2 pour ce modèle s'élève à 93,6 avec 12 degrés de liberté ; le ratio entre χ^2 et degrés de liberté est très élevé, de l'ordre de 7,8 ; le G.F.I. s'élève à .95 et l'A.G.F.I. à .91. Même en adoptant des indices de validité du modèle de type comparatif, qui ne sont donc pas sensibles aux effectifs de l'échantillon (relativement grands dans notre cas), les résultats sont peu satisfaisants : le C.F.I. s'élève en effet à .86 (pour un bon ajustement cet indice devrait dépasser .90) (Kenny, 2001). Le R.M.S.E.A. est de .113. Par conséquent, le modèle qui prévoit l'égalité des corrélations respectivement entre profils adjacents, entre profils alternes et entre profils opposés n'est pas adapté pour une description des données observées selon le calcul des probabilités.
- 34 *Comparaison des relations structurelles chez les garçons et les filles.* La figure 3 montre l'hexagone avec les corrélations pour chacun des deux groupes (garçons et filles).

Figure 3



L'hexagone de Holland : coefficients de corrélations par rapport au genre
Hommes (Femmes)
Holland's hexagon : correlation coefficients by gender – Males (Females)

- 35 Le test de randomisation des relations d'ordre envisagées a été effectué non seulement sur l'ensemble de l'échantillon, mais aussi sur les deux groupes distincts : celui des garçons et celui des filles. Pour le groupe des garçons, le modèle montre une bonne adaptation aux données : le CI s'élève à .875 ($p < .05$) avec 67 prédictions confirmées sur un total de 72 possibles. Dans le groupe des filles, par contre, le résultat n'est pas significatif : le CI s'élève à .569 avec 55 prédictions confirmées sur 72, ce qui montre que le modèle n'est pas adapté aux données.
- 36 Comme nous l'avons souligné plus haut, le calcul du CI dans les deux groupes ne suffit pas pour vérifier l'invariance structurelle du modèle pour les deux genres. On a donc procédé au calcul de la « différence de CI » dont la valeur est de .147 ($p < .05$). Cela indique une meilleure adaptation du modèle aux données dans le groupe des garçons par rapport au groupe des filles.
- 37 La vérification de l'égalité des relations RIASEC par genre a été effectuée également grâce à un modèle structurel à plusieurs échantillons. Cette analyse représente une méthode directe pour dégager des écarts éventuels dans la structure des relations entre deux ou plusieurs groupes (dans notre cas, entre garçons et filles). Dans l'analyse à plusieurs échantillons, on vérifie l'égalité structurelle en comparant les indices de validité du modèle appliqué à chacun des groupes et les indices de validité obtenus sur un modèle simultané qui impose des paramètres identiques dans les deux groupes (Kenny, 2000).
- 38 Dans le *tableau 1* (ci-dessous) on a indiqué les indices de validité relatifs au modèle qui a déjà été testé auparavant (imposition d'égalité entre profils adjacents). La première ligne

indique les indices relatifs à la solution à plusieurs échantillons, celle qui impose simultanément l'égalité des paramètres pour les garçons et les filles ; la deuxième et la troisième ligne affichent respectivement les données relatives au groupe des garçons et des filles. La quatrième ligne affiche la somme arithmétique des indices obtenus pour les garçons et les filles. La Cinquième ligne indique la différence des indices entre le modèle à plusieurs échantillons et la somme des deux modèles (garçons et filles) effectués séparément.

Tableau 1/Table 1

	SOLUTION	N	χ^2	DEGRÉS DE LIBERTÉ	C.F.I.	R.M.S.E.A.
1	À plusieurs échantillons	534	196,1	27	.72	.109
2	Garçons	186	36,2	12	.91	.104
3	Filles	348	130,0	12	.64	.165
4	Garçons + filles (ligne 2 + ligne 3)	534	166,2	24	-	-
5	À plusieurs échantillons garçons + filles (ligne 1 - ligne 4)	-	29,9	3	-	-

Modèle structurel à plusieurs échantillons. Comparaison du χ^2 et des degrés de liberté entre la solution à plusieurs échantillons et les solutions séparées pour les hommes et les femmes
Multi-sample structural equation model. Comparison of χ^2 and degree of freedom between the multi-sample solution and the separate solutions for males and females

39 Les résultats obtenus fournissent les indications suivantes :

- les valeurs du C.F.I. apparaissent largement inadaptés pour la solution à plusieurs échantillons et pour la solution appliquée au groupe des filles, tandis qu'ils indiquent un ajustement acceptable pour le groupe des garçons (C.F.I. > .90), mais avec un R.M.S.E.A. relativement élevé (R.M.S.E.A. = .104) ;
- les indices figurant sur la Cinquième ligne montrent que l'imposition d'une condition d'égalité entre les paramètres du groupe des garçons et du groupe des filles provoque une forte dégradation du χ^2 (29,9 avec 3 degrés de liberté) par rapport aux solutions sans imposition de conditions qui ont été élaborées séparément pour les garçons et les filles.

40 Toutes les analyses effectuées tendent à montrer une variabilité structurelle du modèle RIASEC entre garçons et filles. L'hypothèse hexagonale (corrélations entre types adjacents supérieures aux corrélations entre types alternes et entre types opposés, et corrélations entre types alternes supérieures aux corrélations entre types opposés) paraît relativement adaptée pour décrire les données de l'échantillon des garçons, tandis qu'elle l'est moins pour décrire la matrice des relations pour le groupe des filles.

41 De même, le modèle qui prévoit l'égalité entre types adjacents, alternes et opposée respectivement semble suffisamment adapté pour décrire les données relatives aux garçons, tandis qu'il se révèle inadapté pour les filles.

42 Différences de score selon le genre. Le tableau 2 résume les différences de genre par rapport aux 6 types de Holland. Les différences sont calculées en utilisant le t de Student pour les

échantillons indépendants, ce qui a permis de comparer l'échantillon des garçons avec celui des filles bien qu'il existe des cas où il n'y a pas d'homogénéité de la variance entre les deux groupes de sujets². On peut remarquer que les garçons obtiennent un score plus élevé dans le domaine Réaliste et Conventionnel, tandis que les filles se concentrent davantage sur les domaines Artistique et Social. Les types Investigateur et Entreprenant sont par contre équilibrés pour les deux genres.

Tableau 2/Table 2

	MOYENNE (E.T.) GARÇONS	MOYENNE (E.T.) FILLES	DIFFÉRENCES ENTRE MOYENNES (t- test)
Réaliste	9,15 (7,11)	4,41 (3,86)	$t^*_{(244,61)} = 8,46 ; p = .000$
Investigateur	14,87 (7,98)	14,29 (7,47)	N.S.
Artistique	10,45 (7,46)	15,30 (7,60)	$t_{(532)} = - 7,06 ; p = .000$
Social	11,78 (6,85)	18,58 (7,79)	$t^*_{(421,38)} = - 10,41 ; p = .000$
Entreprenant	15,82 (6,72)	15,34 (6,04)	N.S.
Conventionnel	7,08 (6,48)	5,36 (5,06)	$t^*_{(307,95)} = 3,15 ; p = .002$

* t de Student calculé par groupe avec des variances non homogènes (test de Levene).

Scores moyens des différents types RIASEC par genre (t de Student)

Mean scores of the RIASEC profiles by gender. T- test

- 43 Les différences constatées sont partiellement en accord avec celles qu'on retrouve dans la littérature : le profil Réaliste est plus marqué chez les garçons (voir par exemple Tracey, 2002), le profil Social est plus important chez les filles (voir par exemple Trusty, Robinson, Plata & Ng, 2000). Pour ce qui est des autres dimensions, les résultats sont plus variables même dans la littérature. Le score plus élevé des garçons sur la dimension « Conventionnel » mérite cependant d'être souligné, car dans de nombreuses recherches, ce sont les filles qui enregistrent des scores plus élevés sur cette même dimension (voir par exemple Gottfredson, 1981 ; Mullis, Mullis & Gerwels, 1998).
- 44 Les résultats indiqués précédemment, relatifs à l'analyse de la structure RIASEC par genre, invitent toutefois à la prudence dans l'interprétation des différences de niveau, étant donné qu'il pourrait y avoir à la base des différences de structure rendant inadéquat ce type de comparaison.

Discussion et conclusions

- 45 Les objectifs de ce travail, tels que décrits dans la section introductive, peuvent être résumés en deux points :
- 46 1. Analyser la structure des relations internes du modèle RIASEC de Holland pour vérifier leur configuration globale à la lumière des plus récentes approches méthodologiques développées sur ce sujet :
1. vérification de la configuration hexagonale à travers le CI ;
 2. vérification de l'hypothèse de la régularité géométrique de l'hexagone à travers le modèle structurel avec imposition de la condition d'égalité entre les paramètres de la même nature (adjacents, alternes, opposés).
- 47 2. Tester l'hypothèse de l'égalité structurelle du modèle RIASEC par genre en termes :
1. d'équivalence de la configuration hexagonale pour les garçons et les filles à travers la « *différence de CI* » ;
 2. d'équivalence de la structure à hexagone équilatère chez les garçons et les filles à travers le modèle structurel à plusieurs échantillons.
- 48 En ce qui concerne le point 1a, le test de randomisation (programme RANDALL de Tracey, 1992) des relations d'ordre envisagées (Hubert & Arabie, 1987) a permis de confirmer la structure prévue par Holland avec 66 prédictions exactes sur 72. Pour l'ensemble de l'échantillon de lycéens, l'hypothèse de base de Holland se trouve donc confirmée : les distances entre les six types RIASEC sont inversement proportionnelles aux relations théoriques entre elles.
- 49 L'hypothèse de l'hexagone équilatère (point 1b) qui, selon les indications de Rounds *et al.* (1992), correspond à un modèle basé sur trois paramètres, a été testée à travers une approche confirmatoire (modèle structurel). Le modèle prévoit un paramètre qui représente toutes les corrélations entre types adjacents, un paramètre qui représente toutes les corrélations entre types alternes et un paramètre qui représente toutes les corrélations entre types opposés. Les différents indices de validité du modèle donnent une réponse globalement univoque : l'imposition des conditions d'égalité évoquées plus haut montre que le modèle n'est pas adapté aux données observées pour l'ensemble de l'échantillon. Cela met en cause l'hypothèse, largement débattue dans la littérature récente et résumée dans l'introduction du présent texte, de la régularité géométrique de l'hexagone et de la correspondance des distances entre types différents.
- 50 Il faut toutefois se rappeler que les analyses ont été effectuées sur des variables agrégées (les indices RIASEC) qui constituent la somme de nombreuses variables observées (les items du questionnaire). À ce propos, des analyses futures pourraient concerner l'analyse confirmatoire des relations structurelles entre les variables observées et l'examen des relations réciproques entre variables latentes qui suit.
- 51 Il est intéressant de rappeler que Holland définit le modèle comme « un polygone déformé ». Il souligne que la caractéristique essentielle de ce modèle est l'ordre RIASEC et que l'on peut relever des relations ou des différences entre les types (Holland, 1997). Par exemple, il y aura une différence substantielle entre I et E, mais il sera plus difficile de distinguer entre les types adjacents qui ont des caractéristiques communes. Les résultats de notre recherche soulignent donc l'importance de considérer la position de Prediger (2000) qui accepte l'hexagone de Holland comme une « approximation » de la réalité, et la

position de Tracey et Rounds (1995) qui proposent un modèle sphérique comme une extension de celui de Holland.

- 52 En ce qui concerne le deuxième point, aussi bien les données relatives à la « *différence de CI* » (point 2a) que les indicateurs de validité des modèles obtenus à travers l'analyse à plusieurs échantillons (point 2b) vont dans la même direction. L'hypothèse de l'hexagone de Holland paraît pouvoir s'appliquer à l'échantillon des garçons, tandis que l'on observe des indices d'adaptation insatisfaisants dans l'échantillon des filles. De même, l'hypothèse de l'équidistance des pôles de la structure hexagonale paraît partiellement adaptée pour décrire la structure des relations entre les garçons, tandis qu'elle s'avère nettement inadaptée pour décrire la structure des relations entre les filles. Enfin, l'analyse comparative des indices de validité du modèle à plusieurs échantillons par rapport aux indices des solutions séparées pour les garçons et les filles montre de manière convaincante qu'il existe des différences dans la structure des relations entre catégories d'intérêts par genre. Par voie de conséquence, l'hypothèse de l'invariance structurelle du modèle RIASEC entre garçons et filles doit être rejetée pour l'échantillon de lycéens italiens que nous avons analysé.
- 53 Bien sûr, des vérifications supplémentaires sont nécessaires, puisque les données dans la littérature sont assez discordantes. À titre d'exemple, on retrouve un résultat de structure différente dans les travaux de Ryan *et al.* (1996). Examinant l'invariance structurelle du modèle de Holland en fonction du groupe ethnique, de la situation socio-économique et du genre, ces auteurs constatent des différences entre hommes et femmes dans la structure des intérêts. Ils montrent, notamment, que le modèle hexagonal équilatère s'adapte mieux à l'échantillon des femmes qu'à celui des hommes.
- 54 Cependant, les résultats obtenus imposent une réflexion sur les différences possibles dans la structure des intérêts professionnels entre les genres.
- 55 Globalement, il apparaît que les filles ont un système de préférences professionnelles moins structuré par rapport aux règles du modèle de Holland. En effet, l'ensemble des inter-corrélations entre types pour les filles est moins cohérent du point de vue du modèle que celui des garçons. Cela ne signifie pas pour autant que le groupe des filles ait un profil général de préférences plus contradictoire, moins cohérent que celui des garçons. En effet, cette conformité imparfaite avec le modèle de Holland peut être interprétée en termes d'ambiguïté, de contradiction et d'immaturation du profil d'intérêts. Mais elle peut également résulter, au contraire, d'une définition claire et nette de ses propres intérêts qui considère comme extrêmement important un seul type, tandis que les autres revêtent une importance modérée ou faible. Cette tendance pourrait expliquer la raison pour laquelle dans le groupe des filles les corrélations entre types adjacents sont systématiquement plus faibles que dans le groupe des garçons.
- 56 Pour expliquer les différences de structure entre les filles et les garçons, il est intéressant de signaler aussi le travail de Fouad, Harmon et Borgen (1997), dont les résultats confirment l'ordre Circulaire prévu par Holland dans les quatre échantillons, filles et garçons, appartenant à différents groupes ethniques mais non la structure hexagonale des intérêts. Selon les auteurs il existe des différences dans la façon dont les différents groupes perçoivent le monde du travail, puisque la culture influence le rôle du travail dans la vie, le rôle que les intérêts peuvent jouer dans les choix de carrière et la façon dont les intérêts peuvent se développer. D'une manière plus générale, ils soutiennent que la culture influence le développement et l'expression des intérêts professionnels. Le cadre reste cependant ambigu et nécessite des confirmations ultérieures, même si l'on recueille

des données de nature qualitative, (par exemple, le degré de définition du choix professionnel), qu'il faut interpréter en intégrant les données relatives aux intérêts professionnels. Avec les résultats de ce travail nous pouvons affirmer que dans le contexte italien, dans le cadre des lycées d'un territoire bien délimité, une différence dans la structure des intérêts professionnels ressort entre les filles et les garçons. Nous n'avons pas cependant d'éléments pour soutenir que les raisons de telles différences sont de nature culturelle ou sociale ou bien imputables à des variations fortuites. C'est peut-être l'aspect de notre travail qui mérite le plus d'attention puisqu'il indique clairement une direction à suivre pour des approfondissements et des développements de recherche ultérieurs permettant de trouver des confirmations et des explications aux résultats obtenus. Bien que provisoires et partiels, les résultats indiquent clairement combien il faut être prudent lorsque l'on fait des comparaisons statistiques entre des groupes sans avoir vérifié au préalable l'invariance structurelle des indices entre les différents groupes de sujets impliqués.

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson, M. Z., Tracey, T. J., & Rounds, J. (1997). Examining the invariance of Holland's vocational interest model across gender. *Journal of Vocational Behavior, 50*, 349-364.
- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1995). *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago, U.S.A. : Small Waters Corporation.
- Assouline, M., & Meir, E. (1987). Meta-analysis of the relationship between congruence and well-being measures. *Journal of Vocational Behavior, 28*, 319-332.
- Betz, N. E., Harmon, L. W., & Borgen, F. H. (1996). The relationships of self-efficacy for the Holland themes to gender, occupational group membership, and vocational interests. *Journal of Counseling Psychology, 43*, 90-98.
- Day, S. X., Rounds, J., & Swaney, K. (1998). The structure of vocational interests for diverse racial-ethnic groups. *Psychological Science, 9*, 40-44.
- Fouad, N. A., Cudek, R., & Hansen, J. C. (1984). Convergent validity of the Spanish and English forms of the Strong-Campbell Interest Inventory for bilingual Hispanic high school students. *Journal of Counseling Psychology, 31*, 339-348.
- Fouad, N. A., Harmon L. W., & Borgen, F. H. (1997). Structure of interests in employed male and female members of US racial-ethnic minority and nonminority groups. *Journal of Counseling Psychology, 44*, 339-345.
- Gati, I. (1991). The structure of vocational interests. *Psychological Bulletin, 109*, 404-421.
- Gottfredson, L.S. (1981). Circumscription and compromise : A developmental theory of occupational aspirations. *Journal of Counseling Psychology, 28*, 545-579.
- Guichard, J., & Huteau, M. (2001). *Psychologie de l'orientation*. Paris : Dunod ; trad. ital. (2003) *Psicologia dell'orientamento professionale*. Milano : Raffaello Cortina Editore.

- Hogan, R. (1983). A socioanalytic theory of personality. In M. M. Page (Ed.), *Nebraska symposium on motivation 1982. Personality : Current theory and research* (pp. 55-89). Lincoln, NE : Univ. of Nebraska Press.
- Holland, J. L. (1973). *Making vocational choices : a theory of careers*. Englewood Cliffs, NJ, U.S.A. : Prentice-Hall.
- Holland, J. L. (1978). *Manual for the Vocational Preference Inventory*. Palo Alto, CA : Consulting Psychologist Press.
- Holland, J. L. (1985a). *Making vocational choices : a theory of vocational personalities and work environments* (2nd ed.). Englewood Cliffs, NJ, U.S.A. : Prentice-Hall.
- Holland, J. L. (1985b). The self-Directed Search. Odessa, FL : Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L. (1985c). *Vocational Preference Inventory Manual* (1985 ed.). Odessa, FL : Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L. (1987). *1987 manual supplement for the Self-Directed-Search*. Odessa, FL : Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L. (1997). *Making vocational choices : a theory of vocational personalities and work environments* (3rd ed.). Odessa, FL : Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L., Fritzsche, B. A., & Powell, A. B. (1994). *The self-Directed- Search*. Technical manual. Odessa, FL : Psychological Assessment Resources.
- Holland, J. L., & Gottfredson, G. D. (1992). Studies of the hexagonal model : An evaluation (or, the perils of stalking the perfect hexagon). *Journal of Vocational Behavior*, 40, 158-170.
- Hubert, L., & Arabie, P. (1987). Evaluating order hypotheses within proximity matrices. *Psychological Bulletin*, 102, 172-178.
- Kenny, D. A. (2000, January 4). Multiple group models. Retrieved March 20, 2000 from the World Wide Web : <http://nw3.nai.net/~dakenny/mgroups.htm>
- Kenny, D. A. (2001, February 22). Measuring model fit. Retrieved April 26, 2001 from the World Wide Web : <http://nw3.nai.net/~dakenny/fit.htm>
- Mullis, R. L., Mullis, A. K., & Gerwels, D. (1998). Stability of vocational interests among high school students. *Adolescence*, 33, 699-707.
- Polacek, K. (1976). Consistenza interna del « Questionario sulle Preferenze Professionali ». *Orientamenti pedagogici*, 23, 67-75.
- Polacek, K. (1993). *Questionario sulle Preferenze Professionali*. Teoria e uso. Manuale. Manoscritto non pubblicato. Roma.
- Polacek, K., & Borgia, (1981). Verifica sulla consistenza e differenziazione delle preferenze professionali negli allievi della scuola secondaria superiore. *Orientamenti pedagogici*, 28, 990-1005.
- Prediger, D. J. (1982). Dimensions underlying Holland's hexagon : Missing link between interest and occupation ? *Journal of Vocational Behaviour*, 21, 259-287.
- Prediger, D. J. (2000). Holland's hexagon is alive and well-though somewhat out of shape : Reponse to Tinsley. *Journal of Vocational Behavior*, 56, 197-204.
- Prediger, D. J., & Vansickle, T. R. (1992). Locating occupations on Holland's hexagon : Beyond RIASEC. *Journal of Vocational Behavior*, 40, 111-128.

- Rounds, J. B. (1995). Vocational interests : Evaluation of structural hypotheses. In D. Lubinski & R.W. Dawis (Eds.), *Assessing individual differences in human behavior : New concepts, methods, and findings* (pp. 177-232). Palo Alto, CA : Consulting Psychologists Press.
- Rounds, J. B., McKenna, M. C., Hubert, L., & Day, S. X. (2000). Tinsley on Holland : A misshapen Argument. *Journal of Vocational Behavior*, *56*, 205-215.
- Rounds, J. B., & Tracey, T. J. (1990). From trait-and-factor to person-environment fit counseling. Theory and process. In W. B. Walsh & S. H. Osipow (Eds.), *Career counselling : Contemporary topics in vocational psychology* (pp. 1-44). Hillsdale, NJ, U.S.A. : Erlbaum.
- Rounds, J. B., & Tracey, T. J. (1993). Prediger's dimensional representation of Holland's RIASEC Circumplex. *Journal of Applied Psychology*, *78*, 875-890.
- Rounds, J. B., & Tracey, T. J. (1996). Cross-cultural structural equivalence of RIASEC models and measures. *Journal of Counseling Psychology*, *43*, 310-329.
- Rounds, J. B., Tracey, T. J., & Hubert, L. (1992). Methods for evaluating vocational interest structural hypotheses. *Journal of Vocational Behavior*, *40*, 239-259.
- Ryan, J. M., Tracey, T. J., & Rounds, J. (1996). Generalizability of Holland's structure of vocational interests across ethnicity, gender, and socioeconomic status. *Journal of Counseling Psychology*, *43*, 330-337.
- Spokane, A. R., Meir, E. I., & Catalano, M. (2000). Person-environment congruence and Holland's theory : A review and reconsideration. *Journal of Vocational Behavior*, *57*, 137-187.
- Swaney, K., & Prediger, D. J. (1985). The relationship between interest-occupation congruence and job satisfaction. *Journal of Vocational Behavior*, *26*, 13-24.
- Swanson, J. L. (1992). The structure of vocational interests for African-American college students. *Journal of Vocational Behavior*, *40*, 144-157.
- Tinsley, H. E. A. (2000). The congruence myth : an analysis of the efficacy of the person-environment fit model. *Journal of Vocational Behavior*, *56*, 147-179.
- Tokar, D. M., & Swanson, J. L. (1995). Evaluation of the correspondence between Holland's vocational personality typology and the five-factor model of personality. *Journal of Vocational Behavior*, *46*, 89-108.
- Tracey, T. J. (1992). *RANDALL : A Microsoft fortran program for the randomization test of hypothesized order relations*. Champaign, IL : Department of Educational Psychology, Univ. of Illinois.
- Tracey, T. J. (1997). The structure of interests and self-efficacy expectations : an expanded examination of the spherical model of interests. *Journal of Counseling Psychology*, *44*, 32-43.
- Tracey, T. J. (2002). Development of interests and competency beliefs : A 1-year longitudinal study of fifth- to eighth-grade students using the I.C.A.-R and structural equation modeling. *Journal of Counseling Psychology*, *49*, 148-163.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. B. (1992). Evaluating the RIASEC Circumplex using high-point codes. *Journal of Vocational Behavior*, *41*, 295-311.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. B. (1993). Evaluating Holland's and Gati's vocational interest models : A structural meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *113*, 229-246.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. B. (1995). The arbitrary nature of Holland's RIASEC types : A concentric Circles structure. *Journal of Counseling Behavior*, *42*, 431-439.

Tracey, T. J., & Rounds, J. B. (1996a). Contribution on the spherical representation of vocational interests. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 85-95.

Tracey, T. J. & Rounds, J. B. (1996b). The spherical representation of vocational interests. *Journal of Vocational Behavior*, 48, 3-41.

Tranberg, M., Slane, S., & Ekeberg, S. (1993). The relation between interest congruence and satisfaction : A meta analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 42, 253-264.

Trusty, J., Robinson, C. R., Plata, M., & Ng, K. (2000). Effects of gender, socioeconomic status, and early academic performance on postsecondary educational choice. *Journal of Counseling and Development*, 78, 463-472.

NOTES

1. Précisons ici que cette catégorisation d'établissement correspond à l'organisation des filières de l'enseignement secondaire en Italie. Pour chacune de ces filières sont privilégiées les matières suivantes :

Lycée scientifique : mathématiques, physique, chimie, etc. ;

Lycée classique : lettres, langues anciennes (latin et grec), etc. ;

Lycée pédagogique : pédagogie, psychologie générale de l'apprentissage, etc. ;

Lycée linguistique : langues vivantes étrangères (français, anglais, etc.).

2. La méthode de calcul du *t* de Student produit deux tests de différence entre les groupes : l'un prévoit que la variance entre les deux groupes est la même et l'autre non. Le test de Levene permet d'évaluer cette condition. Dans ce travail, le test de Levene montre qu'il n'y a pas d'homogénéité de variance entre les deux groupes pour ce qui concerne les typologies Réaliste, Social et Conventionnel.

RÉSUMÉS

La théorie du choix vocationnel de Holland distingue six catégories d'intérêts professionnels (Réaliste, Investigateur, Artistique, Social, Entreprenant, Conventionnel), correspondant à des profils de personnalité différents. L'objectif de ce travail est d'analyser les problématiques fondamentales dans le débat actuel sur les intérêts professionnels selon le modèle de Holland. On a administré le Questionnaire sur les Préférences Professionnelles (Q.P.P.) à 534 élèves en classe terminale des lycées (65,2 % de filles). Le test de randomisation a permis de confirmer la structure hexagonale, mais la vérification à travers le modèle structurel met en cause l'hypothèse de la régularité géométrique de l'hexagone. Pour ce qui concerne le genre, les résultats obtenus à travers l'analyse à plusieurs échantillons et la « différence de CI » ne confirment pas l'égalité structurelle du modèle RIASEC par genre. Globalement, il apparaît que les filles ont un système de préférences professionnelles moins structuré par rapport aux règles du modèle de Holland.

Holland's theory of vocational choice distinguishes six categories of professional interest (realistic, investigative, artistic, social, enterprising, and conventional) corresponding to

different personality profiles. The aim of this study is to examine a number of issues at the centre of the debate around the vocational interests model based on Holland's theory. The Vocational Preference Inventory (Q.P.P.-Italian version) was administered to 534 students in the last year of secondary school. The randomization test confirmed the hexagonal structure, whilst verification using the structural equations model raised doubts concerning the geometrical regularity of the hexagon's Circumplex hypothesis. As regards gender differences, the results of the multi-sample analysis and the CI difference highlighted a structure of vocational interests that differed according to gender. Females seem in general to have a system of vocational preferences less structured according to Holland's model than males do.

INDEX

Keywords : Gender, Hexagonal model, Vocational choice, Vocational Interests

Mots-clés : Choix vocationnel, Genre, Intérêts professionnels, Modèle hexagonal, RIASEC

AUTEURS

DINA GUGLIELMI

Ph.D. en psychologie sociale, du développement et des organisations. Elle enseigne la psychologie du travail et des organisations à la Faculté de Sciences de la Formation de l'Université de Bologne, Italie (Département de Sciences de l'éducation).

FRANCO FRACCAROLI

Professeur de psychologie du travail et des organisations à la Faculté de sociologie de l'Université de Trente, Italie (Dipartimento di Scienze Umane e Sociali ; Università di Trento, via Verdi 26, 38100 Trento). Courriel : franco.fraccaroli@soc.unitn.it

MARIA LUISA POMBENI

Professeur de psychologie de l'orientation à la Faculté de psychologie de l'Université de Bologne, Italie (Département de Sciences de l'éducation) et Directeur du CETRANS (Centro per le Transizioni al Lavoro nel Lavoro) de Cesena.