Changement vrai et stabilité vraie pour des scores RIASEC de Holland

Jean-Philippe Gaudron

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/osp/8850>
DOI : 10.4000/osp.8850
ISSN : 2104-3795

Éditeur

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

Édition imprimée

Date de publication : 1 décembre 2018
Pagination : 579-596
ISSN : 0249-6739

Référence électronique

Jean-Philippe Gaudron, « Changement vrai et stabilité vraie pour des scores RIASEC de Holland », *L'orientation scolaire et professionnelle* [En ligne], 47/4 | 2018, mis en ligne le 01 décembre 2020, consulté le 18 décembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/osp/8850> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/osp.8850>

Ce document a été généré automatiquement le 18 décembre 2020.

© Tous droits réservés

Changement vrai et stabilité vraie pour des scores RIASEC de Holland

Jean-Philippe Gaudron

Introduction

- 1 Depuis les travaux pionniers de Strong (1931 ; 1934), la question de la stabilité temporelle ou du changement des intérêts professionnels a fait l'objet d'une attention considérable. Le degré de stabilité et l'utilité prédictive des intérêts professionnels ont été l'une des préoccupations centrales en psychologie de l'orientation (Savickas, 1999 ; Strong, 1943 ; Swanson, 1999). En effet, si les scores manquent de stabilité temporelle, ils deviennent peu utiles pour prédire les choix scolaires ou professionnels, même sur de courtes périodes (Hansen, 2005). Parmi les diverses approches méthodologiques proposées pour résoudre le problème de la stabilité et du changement (Strong, 1943 ; Swanson, 1999), la corrélation test-retest entre les scores observés a été traditionnellement la plus utilisée et rapportée.
- 2 Cependant, il existe une certaine difficulté dans l'interprétation de la corrélation test-retest en tant qu'indicateur de stabilité ou de changement, en raison de l'effet, généralement important, de l'erreur de mesure. Le but de cette étude est d'estimer la corrélation test-retest entre les scores vrais d'intérêts professionnels de types RIASEC de Holland (Réaliste, Investigateur, Artistique, Social, Entreprenant et Conventionnel) (Holland, 1997) auprès d'une population composée d'adultes, sur une courte durée.
- 3 Dans cette recherche, la corrélation test-retest entre les scores vrais sera appelée cohérence vraie.

Approches de la stabilité et du changement des intérêts professionnels

- 4 Selon Tracey et Sodano (2008), il existe au moins quatre méthodes pour examiner le processus de stabilité et de changement dans le temps : la stabilité structurelle, la stabilité absolue, la stabilité du profil et la stabilité relative. Toutes sont basées sur la méthodologie test-retest et l'intervalle entre les deux tests peut varier de deux semaines (Ihle-Helledy, Zytowski et Fouad, 2004 ; Johansson et Campbell, 1971 ; Primé & Tracey, 2010) à plusieurs décennies (Campbell, Borgen, Eastes, Johansson et Peterson, 1968 ; Rottinghaus, Coon, Gaffey et Zytowski, 2007 ; Vinitsky, 1973). Certaines études longitudinales ont inclus trois occasions ou plus (Darcy et Tracey, 2007 ; Helwig, 2003 ; Swanson et Hansen, 1988 ; Tracey et Robbins, 2005a ; Tracey, Robbins et Hofsess, 2005b).
- 5 La stabilité structurelle fait référence à l'invariance de la relation entre les items et les échelles et entre les scores aux échelles RIASEC. Ces approches reposent sur la modélisation par équation structurelle (SEM) (Darcy et al., 2007 ; Tracey, 2002 ; Tracey et al., 2005a ; Tracey et al., 2005b), sur le modèle de l'équivalence structurelle RIASEC (Darcy et al., 2007 ; Tracey et al., 2005a ; Tracey et al., 2005b) ou sur les indices de congruence (Slaney, Hall et Bieschke, 1993 ; Tracey et al., 2005a ; Tracey et al., 2005b).
- 6 Avec la stabilité absolue, ce sont les scores moyens aux différentes occasions de testage qui sont comparés pour évaluer si les intérêts des groupes augmentent ou diminuent avec le temps. Plus rarement, les auteurs ont utilisé, non seulement les scores aux échelles d'origine, mais également des mesures dérivées telles que la moyenne de scores dimensionnels (Tracey et al., 2005a ; Tracey et al., 2005b).
- 7 La stabilité du profil est axée sur le changement au fil du temps des intérêts de chaque individu. Traditionnellement, dans la plupart des cas, c'est la corrélation des rangs entre les profils (c'est-à-dire la corrélation entre l'ordre des échelles pour un individu) qui est calculée à l'aide du coefficient de corrélation des rangs de Spearman. Ces estimations s'avèrent très élevées (voir Low, Yoon, Roberts et Rounds, 2005 ; Swanson, 1999) et mettent également en évidence des différences considérables entre les individus. Parfois, le changement de profil individuel est évalué avec d'autres approches : Tracey et ses collègues (Tracey et al., 2005a ; Tracey et al., 2005b) ont ainsi effectué des mesures répétées MANOVA sur deux indicateurs de profil, un indice de différence de profil et un indicateur de clarté de profil.
- 8 Mais dans la recherche sur la stabilité des intérêts professionnels, la stabilité et le changement ont été évalués le plus souvent à l'aide de la corrélation entre les scores observés au test et au retest : la stabilité relative. Le coefficient utilisé est le coefficient de corrélation r de Pearson, qui mesure la force de la relation linéaire entre les variables correspondantes. Dans leur revue de question sur la stabilité des intérêts professionnels, Low et al. (2005) ont examiné 66 études contenant un indice de stabilité pour un intervalle test-retest supérieur ou égal à un an. Ils ont relevé en tout un total de 148 estimations de corrélation, comprenant 30 corrélations de profils et 118 corrélations test-retest. En général, les estimations entre les deux tests sont très élevées (voir Low et al., 2005 ; Swanson, 1999), en particulier à court terme. Par exemple, Primé et Tracey (2010) ont rapporté 16 estimations de corrélation sur deux semaines allant de .58 à .90, avec une valeur médiane de .78. Cependant, aussi élevées

que soient les valeurs estimées de la corrélation test-retest, elles ne parviennent jamais à 1. Par conséquent, il n'est pas possible d'exclure qu'un changement vrai se soit produit entre-temps.

Cohérence vraie, erreur de mesure et changement vrai

- 9 Le principal problème de l'interprétation de la corrélation test-retest est que l'effet du changement temporel sur les scores vrais au cours de la période et l'effet de l'erreur de mesure à chaque occasion du testage ne peuvent être démêlés. La valeur estimée de la corrélation ne peut pas être parfaite, même si aucun changement n'est survenu du fait de l'erreur de mesure.
- 10 Pour bien comprendre la signification de la corrélation test-retest, il est nécessaire de rappeler quelques statistiques descriptives de base et des définitions de la théorie classique des tests (TCT). Considérons deux variables observées Y_1 et Y_2 à deux occasions de testage $t = 1, 2$, avec la décomposition TCT habituelle $Y_1 = V_1 + E_1$ et $Y_2 = V_2 + E_2$, où V et E représentent respectivement le score vrai et l'erreur de mesure des deux variables. La corrélation entre les variables observées Y_1 et Y_2 est la suivante :

$$Cor(Y_1, Y_2) = \frac{Cov(Y_1, Y_2)}{\sqrt{Var(Y_1)Var(Y_2)}} \quad (1)$$

- 11 où $Cov(.,.)$ et $Var(.)$ désignent respectivement la covariance et les variances. Remplaçons les variables observées par leurs composants respectifs, tout en considérant la propriété logique $Cov(V_i, E_i) = 0$, $i = 1, 2$ (indépendance entre les scores vrais et les erreurs de mesure), et en supposant que $Cov(E_i E_j) = 0$, $i \neq j$, (indépendance des erreurs de mesure). La corrélation entre les deux variables observées devient :

$$Cor(Y_1, Y_2) = \frac{Cov(V_1, V_2)}{\sqrt{[Var(V_1) + Var(E_1)][Var(V_2) + Var(E_2)]}} \quad (2)$$

- 12 Considérons maintenant la corrélation entre les deux scores vrais V_1 et V_2 :

$$Cor(V_1, V_2) = \frac{Cov(V_1, V_2)}{\sqrt{Var(V_1)Var(V_2)}} \quad (3)$$

- 13 Comme on peut le constater, la différence entre la corrélation de deux variables observées (équation 2) et la corrélation de leur score vrai correspondant (équation 3) est la présence dans la première des variances d'erreur du dénominateur. Il en résulte que la première sous-estime la deuxième.
- 14 La relation entre les variables Y_1 et Y_2 peut être représentée dans un diagramme de relations (*path diagram*) comme le montre la figure 1. Avec le diagramme du haut, on voit, comme mentionné précédemment, que la difficulté d'interpréter une corrélation entre deux variables observées est liée à l'imbrication des scores vrais et des erreurs de mesure. Et remarquons enfin que s'il n'y a pas de changement temporel, $V_1 = V_2 = V$ comme le montre le diagramme du bas de la figure 1. Mais il n'y aura pas pour autant de corrélation parfaite, on l'a dit plus haut, du fait des erreurs de mesure.

Figure 1. Graphes des relations entre deux variables avec changement temporel (en haut) ou sans changement temporel (en bas)/Figure 1. Path diagram of the relation between two variables with (upper panel) or without (lower panel) temporal change

- 15 Gaudron et Vautier (2007b) ont proposé d'estimer, non pas la corrélation entre des variables observées, mais la corrélation entre des scores vrais d'intérêts professionnels, c'est-à-dire la cohérence vraie. En utilisant un modèle à changement latent, qui permet d'estimer d'une part, les scores vrais, et d'autre part, les erreurs de mesure, ils ont rapporté 14 estimations de la cohérence vraie allant de .77 à .92 avec une moyenne de .87. Ils ont également rapporté des corrélations entre les variables observées allant de .57 à .72, avec une moyenne de .66. Si les premières estimations concordent avec les données des recherches précédentes, les dernières sont plus petites que celles rapportées dans les études à court terme. Pourquoi ? Schuerger, Zarrela et Hotz (1989) ont constaté que le nombre moyen d'items par échelle avait un effet sur la stabilité à court terme : ces différences peuvent s'expliquer par le fait que la plupart des études sont basées sur les scores composites — simplement les sommes des scores d'items —, alors que Gaudron et Vautier n'ont utilisé que des scores d'items simples.
- 16 L'objectif de cette recherche est d'estimer la cohérence vraie de scores composites RIASEC. Pour ce faire, des modèles de mesure appropriés, associés à un design adapté, ont été utilisés. Deux modèles avec trois variables correspondant à trois méthodes de mesure à chaque occasion de testage ont été comparés : un modèle à changement latent (CL), qui suppose ici que tous les scores mesurent le même changement temporel vrai (Vautier, Steyer et Boomsma, 2007) et un modèle multitrait (MT), qui stipule qu'il n'y a pas de changement temporel vrai. Le modèle MT est un modèle emboîté, car il s'agit d'un cas particulier du modèle CL : en effet, dans ce cas, les scores vrais sont égaux dans le temps. Il est fait l'hypothèse que, même si les intérêts sont relativement stables, des changements à court terme existent, même s'ils présentent de petites fluctuations plutôt que des modifications importantes. Par conséquent, on s'attend, pour les scores composites, à des estimations de cohérence vraie élevées, mais pas parfaites.

Méthode

Participant.e.s

- 17 Les participant.e.s sont 512 adultes qui ont accepté de répondre à une enquête anonyme avec des données démographiques, deux fois à un mois d'intervalle. Il y a 257 femmes (50,2 %) et 255 hommes (49,8 %), avec un âge moyen de 31,9 ans (de 18 à 70 ans) ; 25 % vivent dans une famille avec enfants, 29,5 % dans une famille sans enfants, 37,9 % vivent seuls, 7,7 % seuls avec des enfants ; 15,4 % ont au plus un niveau de qualification V, 22,9 % ont un niveau IV et 62,7 % ont au moins un niveau III. Cet échantillon comprend une grande proportion d'étudiant.e.s (31,7 %), et les 68,3 % restant proviennent d'une grande variété de professions (y compris 3,8 % de personnes en recherche d'emploi).

Matériel et procédure

- 18 L'inventaire d'intérêts comprend un total de 108 items, soit 36 activités répartis sur 3 échelles faisant référence à des domaines de vie (36×3). Les 36 activités ont été choisies pour représenter l'un des 6 types de Holland et ont été sélectionnées sur la base de travaux empiriques antérieurs (voir Gaudron et Vautier, 2007a). Il y a 6 activités pour chaque type de RIASEC (voir annexe A). Par exemple, « réparer, entretenir des voitures » est une activité de type réaliste ; « Faire des observations scientifiques » est une activité de type investigateur ; « Aider les enfants à comprendre leurs leçons » est une activité de type social. Ces 36 activités ont ensuite été contextualisées dans trois domaines de vie, en ajoutant quelques mots aux énoncés de base pour préciser 1) le travail ou le contexte de travail, pour le contexte professionnel ; 2) le foyer familial ou les enfants, pour le contexte familial ; 3) les amis, la communauté, les associations à but non lucratif ou le contexte du temps libre pour le contexte des loisirs. Par exemple, « jouer un instrument de musique dans un orchestre professionnel ; jouer d'un instrument de musique avec ma famille ; jouer d'un instrument de musique dans un groupe d'amateurs » ou « nettoyer, ranger, mettre en ordre les bureaux d'un groupe médical ; nettoyer, ranger, mettre en ordre ma maison ; nettoyer, ranger, mettre en ordre les locaux de mon association ». En faisant la somme des 6 items de chaque type de Holland, l'inventaire peut générer 6 scores composites RIASEC pour chacune des trois échelles d'intérêts professionnels, de loisir et familiaux.
- 19 Dans chaque échelle, les activités sont présentées au hasard et suivent chacun des trois titres suivants : 1) contexte professionnel ; 2) contexte familial ; 3) contexte des loisirs. Les items sont évalués sur une échelle de type Likert en 8 points, allant de 1 (pas du tout intéressé) à 8 (très intéressé). Un questionnaire démographique supplémentaire demande le sexe, l'âge, la situation familiale, le niveau de qualification et le travail des participant.e.s.
- 20 Ce matériel a donc été passé à deux reprises avec un mois d'intervalle, au temps 1 et au temps 2.

Analyses

- 21 L'ensemble des données a été divisé en 6 jeux de données, un pour chaque type de Holland, qui ont été analysés à l'aide du modèle à changement latent et du modèle

multitrait séparément. Par exemple, le jeu de données R contient les scores composites réalistes des 512 participant.e.s, dans les 3 domaines de vie (professionnel, familial et de loisirs), aux temps 1 et 2, ce qui donne 6 variables (3×2). Le modèle général de Vautier et al. (2007), qui permet l'analyse de variables de test et de re-test non congénériques, a été utilisé. Ces auteurs ont étendu la modélisation du changement vrai (Steyer, Eid et Schwenkmezger, 1997 ; Raykov, 1999) en ajoutant des effets de méthodes individuels reflétant les effets individuels dus à l'utilisation de méthodes différentes à chaque occasion du testage (les effets de méthodes individuels peuvent survenir par exemple, lors de l'utilisation de différents items, de différents échelles d'évaluation, etc.). Dans la présente étude, les méthodes sont les trois contextes des activités. Une telle approche, dans laquelle la contextualisation d'un intérêt est considérée comme une méthode, a été utilisée dans le but d'évaluer les effets de la méthode dans une approche multitrait multiméthode (Gaudron & Vautier, 2007a).

- 22 Dans le modèle à changement latent, une méthode de mesure doit être prise comme référence pour définir de manière empirique la variable d'intérêts du score vrai. En raison de la prédominance des intérêts professionnels dans la théorie et la pratique en psychologie de l'orientation, ainsi que du but de cette étude, le contexte professionnel a été choisi comme méthode de référence. Le graphe des relations de la figure 2 représente le modèle à changement latent, où les indices p, f et l désignent respectivement les contextes professionnel, familial et des loisirs, où les indices 1 et 2 indiquent les occasions de testage et où Y, V, E, et M désignent respectivement les variables observées, les scores vrais, les erreurs de mesure et les méthodes. Le modèle suppose que les effets de méthodes individuels sont stables dans le temps, ce qui semble raisonnable compte tenu du fait que la période est d'environ un mois entre les temps 1 et 2.

Figure 2. Graphe des relations du modèle à changement latent/**Figure 2.** Path diagram of the latent change model

- 23 Le modèle multitrait est illustré à la figure 3. Il s'agit d'un cas particulier (un modèle emboîté) du modèle à changement latent, où, $V_{p1} = V_{p2} = V_p$, $V_{f1} = V_{f2} = V_f + M_f$ et $V_{l1} = V_{l2} = V_l + M_l$. Si aucun changement ne se produit, le modèle multitrait devrait s'ajuster aux données.

Figure 3. Graphe des relations du modèle multitrait/**Figure 3.** Path diagram of the multitrait model

- 24 Pour obtenir des estimations des corrélations entre les scores vrais ainsi que leurs erreurs-types dans le modèle à changement latent, les variances de V_{p1} et V_{p2} ont été fixées à 1 et une contrainte d'égalité aux coefficients de régression a été appliquée. Dans le modèle multitrait, les variances des variables du score vrai ont été librement estimées et les coefficients de régression ont été fixés à 1. Les deux modèles ont été estimés à l'aide de l'estimateur du maximum de vraisemblance robuste MLR, disponible dans le logiciel Mplus (Muthén & Muthén, 1998). Des tests de différence du chi carré ont été effectués en utilisant la correction appropriée pour l'écart par rapport à la multinormalité multivariée.

Résultats

Cohérence interne des scores RIASEC aux trois échelles

- 25 Les coefficients de fidélité alpha ont été calculés pour obtenir des estimations de la cohérence interne des scores RIASEC pour chaque échelle et sont présentés dans le tableau 1.
- 26 Les coefficients observés sont acceptables dans une plage allant de .74 à .84 au temps 1 et de .78 à .88 au temps 2. Au temps 1, le coefficient le plus bas (.74) correspond au type artistique dans l'échelle familiale et le coefficient le plus élevé (.84) correspond au type social dans l'échelle de loisirs. Au temps 2, le coefficient le plus bas (.78) correspond au type artistique dans l'échelle de loisirs et le coefficient le plus élevé (.88) correspond au type réaliste dans les échelles professionnelle et familiale. Les scores RIASEC composites peuvent ainsi être calculés pour les 3 échelles de contextes aux deux temps de testage.

Tableau 1. Coefficients de fidélité alphas des échelles RIASEC professionnelle, de loisirs et familiale/**Table 1.** Alpha reliability coefficients of the vocational, leisure, and family RIASEC scales

Type de Holland	Alpha		
	Échelle Professionnelle	Échelle des Loisirs	Échelle Familiale

	T1	T2		T1	T2		T1	T2
Réaliste	.85	.88		.84	.85		.85	.88
Investigateur	.80	.85		.78	.82		.78	.84
Artiste	.78	.81		.77	.78		.74	.80
Social	.83	.85		.86	.87		.81	.86
Entreprenant	.80	.83		.81	.83		.77	.81
Conventionnel	.79	.84		.83	.85		.80	.84

Indices d'ajustement des deux modèles

- 27 Les résumés des indices d'ajustement des 6 jeux de données sont présentés dans le tableau 2. Le modèle à changement latent (CL) présente un ajustement aux données très satisfaisant pour les jeux de données R, I, A et E, comme le montrent les valeurs non significatives des chi-deux, les valeurs de CFI supérieures à .99 et les valeurs RMSEA inférieures à 0,05. L'ajustement du modèle LC est bon pour les jeux de données S et C avec des valeurs CFI supérieures à 0,98 et des valeurs RMSEA inférieures à 0,08. Aucun des modèles multitraits ne s'ajuste aux données de façon satisfaisante, ce qui confirme que l'hypothèse d'une stabilité temporelle parfaite entre le test et le re-test peut être rejetée. Par conséquent, les tests khi-deux des différences (Dc2) sont hautement significatifs pour chacun des 6 jeux de données.

Tableau 2. Résumé des indices d'ajustement des différents modèles pour les types de Holland/
Table 2. Summary of fits indices of the different models on Holland types

Modèle	df	χ^2	p	$\Delta\chi^2$ avec $\Delta df = 5$	RMSEA	CFI
<i>Réaliste</i>						
CL	7	20.762	.0041		.062	.994
MT	12	150.692	.0000	131.75	.150	.936
<i>Investigateur</i>						
CL	7	8.682	.2762		.022	.999
MT	12	185.208	.0000	181.53	.168	.921
<i>Artiste</i>						
CL	7	8.096	.3241		.017	.999
MT	12	138.981	.0000	119.99	.144	.934

<i>Social</i>						
CL	7	31.708	.0000		.083	.986
MT	12	135.795	.0000	94.71	.134	.865
<i>Entreprenant</i>						
CL	7	25.531	.0006		.072	.990
MT	12	136.54	.0000	104.64	.142	.934
<i>Conventionnel</i>						
CL	7	35.502	.0000		.089	.985
MT	12	115.972	.0000	80.47	.130	.946

CL, modèle à changement latent ; MT, modèle multitrait.

Estimations de la cohérence vraie des intérêts professionnels

- 28 Comme le modèle à changement latent s'ajuste bien aux jeux de données, il a permis l'estimation de la corrélation entre les deux scores vrais Vp1 et Vp2, c'est-à-dire la cohérence vraie. Les 6 estimations sont présentées dans le tableau 3. Elles vont de .94 à .96 avec une moyenne de .95. Ces coefficients sont élevés, mais pas parfaits, malgré le fait que l'erreur de mesure soit prise en compte : un changement temporel s'est produit, même s'il est d'une très faible amplitude, lors du second testage. Le tableau 3 présente également les 6 corrélations entre les variables de score RIASEC de référence observées, Yp1 et Yp2. Ils varient de .85 à .88 avec une moyenne de .86. En moyenne, la sous-estimation due à une erreur de mesure (la différence entre la cohérence vraie et la corrélation observée) est d'environ 0,9, allant de 0,7 à 0,10.

Tableau 3. Estimation des cohérences vraies et des corrélations entre les variables observées/*Table 3. Test-retest true consistency and correlation between observed variables estimates*

Type de Holland	Cohérence vraie	Corrélation observée
Réaliste	.95 (.008)	.88 (.014)
Investigateur	.94 (.008)	.86 (.014)
Artiste	.95 (.008)	.86 (.013)
Social	.96 (.006)	.86 (.014)
Entreprenant	.95 (.008)	.85 (.015)

Conventionnel	.95 (.010)	.86 (.015)
---------------	------------	------------

Note. Les erreurs standards sont entre parenthèses.

Discussion

- 29 Les résultats de la présente étude suggèrent trois conclusions. Premièrement, un modèle à changement latent a mieux ajusté les données qu'un modèle sans changement. Plus précisément, pour tous les scores RIASEC, il est possible de prendre en compte la structure des moyennes et des covariances observées avec le modèle à changement latent ; dans aucun des cas avec le modèle multitrait. La prise en compte de la seule erreur de mesure ne suffit donc pas à rendre compte de la cohérence test-retest imparfaite, et il semble nécessaire d'admettre un facteur de changement, même dans une procédure test-retest à court terme.
- 30 Par conséquent, et deuxième conclusion, la présente étude suggère que très peu de changement est survenu au cours de l'intervalle d'un mois entre les deux testages. Les estimations de la cohérence vraie vont de .94 à .96. Les corrélations entre les variables observées vont de .85 à .88. Ces résultats sont conformes aux données précédentes, qui montraient des coefficients de corrélation élevés à court terme (Campbell et al., 1968 ; Ihle-Helledy et al., 2004 ; Primé et al., 2010). Par exemple, Ihle-Helledy et al. (2004) ont rapporté 10 estimations de corrélation allant de .79 à .92, avec une moyenne de .86.
- 31 Enfin, troisième conclusion, les scores composites semblent plus fiables que les scores individuels. Les estimations de la présente étude sont toutes plus élevées que celles présentées par Gaudron et Vautier (2007b), tant en ce qui concerne la cohérence vraie que la corrélation entre les variables observées de .77 et .92 et de .57 à .72, respectivement. Ce qui est conforme aux conclusions de Schuerger, Zarrela et Hotz (1989) selon lesquelles le nombre moyen d'items par échelle a un effet sur la stabilité pour des intervalles à court terme.
- 32 Une des limites de cette étude est due au modèle choisi, même si ce modèle à changement latent présente plusieurs avantages, notamment la possibilité d'analyser des données test-retest non congénériques (Vautier et al., 2007). Ainsi, les effets individuels de la méthode sont supposés être stables dans le temps. Par ailleurs les effets individuels dus à l'utilisation du contexte familial au lieu du contexte professionnel sont supposés être les mêmes dans les deux occasions de testage (idem pour le contexte de loisirs). Bref, si l'on cherche à évaluer la cohérence vraie des intérêts dans le cas de longues périodes, l'hypothèse d'effets de méthode temporellement stables est discutable. Les estimations présentées ici se limitent donc à une procédure de recueil de données test-retest à court terme, les recherches sur les intérêts professionnels (Johansson et al., 1971 ; Low et al., 2005 ; Swanson, 1999) ou sur la personnalité (Roberts et DelVecchio, 2000 ; Schuerger, Zarrella et Hotz, 1989) ayant souligné l'effet des intervalles de temps sur la taille des coefficients de corrélation. Une autre limite de cette étude est que cet échantillon d'adultes contient une grande proportion d'étudiant.e.s, même s'il offre des comparaisons possibles avec des échantillons de participant.e.s plus jeunes.
- 33 Il y a plus de 80 ans, Strong affirmait qu'« il est clairement établi que les intérêts sont très stables de 25 à 55 ans. Les preuves montrent également qu'il existe de réels

changements entre 15 et 30 ans » (Strong, 1934, p. 337). Depuis lors, si la recherche sur les intérêts professionnels au cours de l'adolescence a eu tendance à être axée sur la stabilité ou sur un changement, reflétant ainsi les deux traditions des intérêts professionnels, la tradition différentialiste et la tradition développementale (Tracey et al., 2005b), les recherches sur les intérêts professionnels à l'âge adulte se sont concentrées uniquement sur la stabilité. Cependant, « les estimations de stabilité n'étaient pas assez élevées pour justifier la conclusion qu'aucun changement ne soit survenu à l'âge adulte » (Low et al., 2005, p. 727). Swanson (1999) a suggéré de reconnaître « la possibilité de stabilité et de changement et l'importance de définir la différence entre les deux processus » (p. 145). Récemment également, Tracey, Robbins et Hofsess (2005b) ont démontré l'intérêt d'intégrer la cohérence et le changement lorsqu'on examine les intérêts professionnels au cours de l'adolescence.

- 34 Après Gaudron et Vautier (2007b), ces résultats soulignent l'intérêt d'apprécier la cohérence test-retest vraie, en démêlant le changement temporel entre les scores vrais et les erreurs de mesure. Pratiquement, si l'ampleur du changement vrai test-retest est limitée, les praticien.ne.s peuvent négliger cet aspect en utilisant les mesures habituelles des intérêts afin de prédire des choix scolaires ou professionnels sur de courtes périodes.
- 35 Ces résultats offrent également plusieurs axes de recherches futures. Par exemple, ces estimations de la cohérence vraie varient-elles en fonction des groupes d'individus (sexe, appartenance ethnique, traits de personnalité), même si aucune différence importante de stabilité au fil du temps des intérêts selon le sexe ou l'appartenance ethnique n'a été constatée, que ce soit pour les adolescent.e.s ou les adultes (voir Low et al., 2005 ; Tracey et al., 2005a). Quelles sont les estimations de la cohérence vraie pour un design test-retest à long terme ? Le modèle en changement latent tient-il compte de l'évolution temporelle « due à la nature transitoire de l'attribut à mesurer » (Vautier et al., 2007) pendant l'adolescence ? Une telle approche pourrait être une réponse à la demande de Swanson (1999) de développer certains indices qui prendront en compte à la fois la stabilité et le changement.

BIBLIOGRAPHIE

- Campbell, D. P., Borgen, F. H., Eastes, S. H., Johansson, C. B., & Peterson, R. A. (1968). A set of basic interest scales for the Strong Vocational Interest Blank for men. *Journal of Applied Psychology*, 52, 1-54.
- Darcy, M. U. A., & Tracey, T. J. G. (2007). Circumplex structure of Holland's RIASEC interests across gender and time. *Journal of Counseling Psychology*, 54, 17-31.
- Gaudron, J.-P., & Vautier, S. (2007a). Analysing individual differences in vocational, leisure and family interests: A multitrait-multimethod approach. *Journal of Vocational Behavior*, 70, 561-573.
- Gaudron, J.-P., & Vautier, S. (2007b). Estimating true short-term consistency in vocational interests: A longitudinal SEM approach. *Journal of Vocational Behavior*, 71, 221-232.

- Hansen, J. C. (2005). Assessment of interests. In S.D. Brown & R. W. Lent (Eds.), *Career development and counseling: Putting theory and research to work* (pp. 281-304). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Helwig, A. A. (2003). The measurement of Holland types in a 10-year longitudinal study of a sample of students. *Journal of Employment Counseling*, 40, 24-32.
- Holland, J. L. (1997). *Making vocational choices: A theory of vocational personalities and work environment*. (3rd ed.) Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Ihle-Helledy, K., Zytowski, D. G., & Fouad, N. A. (2004). Kuder Career Search: Test-retest reliability and consequential validity. *Journal of Career Assessment*, 12, 285-297.
- Johansson, C. B., & Campbell, D. P. (1971). Stability of the Strong Vocational Interest Blank for men. *Journal of Applied Psychology*, 55, 34-36.
- Low, K. S. D., Yoon, M., Roberts, B. W., & Rounds, J. (2005). The stability of vocational interests from early adolescence to middle adulthood: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 131, 713-737.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998). *Mplus: The comprehensive modeling program for applied researchers*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Primé, D. R., & Tracey, T. J. G. (2010). Psychometric properties of the Career Clusters Interest Survey. *Journal of Career Assessment*, 18, 177-188.
- Raykov, T. (1999). Are simple change scores obsolete? An approach to studying correlates and predictors of change. *Applied Psychological Measurement*, 23, 120-126.
- Roberts, B. W., & DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: a quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 126, 3-25.
- Rottinghaus, P. J., Coon, K. L., Gaffey, A. R., & Zytowski, D. G. (2007). Thirty-year stability and predictive validity of vocational interests. *Journal of Career Assessment*, 15, 5-22.
- Savickas, M. L. (1999). The psychology of interests. In M. L. Savickas, & A. R. Spokane (Eds.), *Vocational interests: Meaning, measurement and counseling use* (pp. 19-56). Palo Alto, CA: Davies-Black.
- Schuerger, J. M., Zarrella, K. L., & Hotz, A. S. (1989). Factors that influence the temporal stability of personality by questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 777-783.
- Slaney, R. B., Hall, M. E., & Bieschke, K. J. (1993). Stability of self-descriptive Holland types and career indecision. *Journal of Career Assessment*, 1, 83-92.
- Steyer, R., Eid, M., & Schwenkmezger, P. (1997). Modeling true intraindividual change: True change as a latent variable. *Methods of Psychological Research Online*, 2, 21-33.
- Strong, E. K. (1931). *Change of interests with age*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Strong, E. K. (1934). Permanence of vocational interests. *Journal of Educational Psychology*, 25, 336-344.
- Strong, E. K. (1943). *Vocational interests of men and women*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Swanson, J. L. (1999). Stability and change in vocational interests. In M. L. Savickas, & A. R. Spokane (Eds.), *Vocational interests: Meaning, measurement and counseling use* (pp. 135-158). Palo Alto, CA: Davies-Black.
- Swanson, J. L., & Hansen, J. C. (1988). Stability of vocational interests over 4-year, 8-year, and 12-year intervals. *Journal of Vocational Behavior*, 33, 185-202.

Tracey, T. J. (2002). Development of interests and competency beliefs: A 1-year longitudinal study of fifth- to eighth-grade students using the ICA-R and structural equation modeling. *Journal of Counseling Psychology*, 49, 148-163.

Tracey, T. J. G., & Robbins, S. B. (2005a). Stability of interests across ethnicity and gender: A longitudinal examination of grades 8 through 12. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 335-364.

Tracey, T. J. G., Robbins, S. B., & Hofsess, C. D. (2005b). Stability and change in interests: A longitudinal study of adolescents from grades 8 through 12. *Journal of Vocational Behavior*, 66, 1-25.

Tracey, T. J. G., & Sodano, S. M. (2008). Issues of stability and change in interest development. *The Career Development Quarterly*, 57, 51-57.

Vautier, S., Steyer, R., & Boomsma, A. (2007). The true-change model with individual method effects: Reliability issues. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*.

Vinitzky, M. (1973). A forty-year follow-up on the vocational interests of psychologists and their relationship to career development. *American Psychologist*, 28, 1000-1009.

ANNEXES

Annexe A
Liste des 36 activités par type de Holland
Réaliste
Préparer des repas de qualité Faire de la randonnée en montagne Tailler, assembler des vêtements sur mesure Entretenir les fleurs et plantes Assembler et réparer du matériel informatique Réparer, entretenir des voitures
Investigateur
Assister à des congrès scientifiques Lire des revues scientifiques Préparer les médicaments, vérifier la posologie Étudier, observer les étoiles Résoudre des problèmes de logique Faire des observations scientifiques
Artiste

Créer la décoration de la maison Faire des photos Jouer dans une pièce de théâtre Écrire des poèmes, des nouvelles Jouer d'un instrument de musique Réaliser des dessins
Social
Écouter, assurer la médiation Proposer des animations à un groupe d'enfants, les faire jouer Apporter du réconfort, aider à la toilette Transmettre des savoir-faire Proposer des activités éducatives Aider des enfants à comprendre leur leçon
Entreprenant
Négocier les prix Défendre, faire valoir les droits Tenir le stand commercial Démarcher les fournisseurs Organiser et prendre la parole lors des réceptions Décider, convaincre et mobiliser
Conventionnel
Nettoyer, ranger, mettre en ordre Tenir la comptabilité et le paiement des factures Classer le courrier, répondre aux lettres Contrôler la gestion Utiliser un traitement de texte Recevoir, référencer et archiver

RÉSUMÉS

Cette étude vise à estimer la corrélation entre les scores vrais d'intérêts professionnels RIASEC sur une courte période pour un échantillon de 512 adultes. Les participant.e.s ont répondu à 108 items évaluant des intérêts professionnels, familiaux et de loisir, deux fois sur une période d'un mois. Les réponses ont été analysées avec un modèle à changement latent et un modèle multitrait qui ne suppose aucun changement temporel. Le modèle à changement latent présente un très bon ajustement aux données à tous les scores RIASEC, mais en revanche, le modèle multitrait

jamais. Les estimations des cohérences vraies sont très élevées avec une moyenne de .95, ce qui suggère que même si un changement temporel vrai se produit dans de courtes périodes, son ampleur est plutôt limitée.

This study aimed at estimating the correlation between true scores of RIASEC vocational interest over a short time span in a sample of 512 adults. Participants were administered 108 items assessing vocational, family and leisure interests twice over a one-month period. Responses were analyzed with a latent change (LC) model, and a multitrait (MT) model, which supposes no temporal change. The LC model fitted the data well for all RIASEC scores whereas the MT never held. True consistency estimates were very high with an average of .95, suggesting that although true temporal change occurs even within short periods its magnitude is rather limited.

INDEX

Mots-clés : intérêts professionnels, typologie de Holland, RIASEC, stabilité, changement, corrélation test-retest, modèle d'équation structurelle

Keywords : vocational interest, Holland typology, RIASEC, stability, change, Test-Retest correlation, structural equation modeling

AUTEUR

JEAN-PHILIPPE GAUDRON

Professeur en psychologie, Université de Toulouse 2 Jean-Jaurès
Département des sciences de l'éducation et de la formation