



*Questionnaire 16PF®  
Version française de la Cinquième édition du 16PF*

# Supplément de données 2010

© Copyright 2010 Institute for Personality and Ability Testing, Inc. (IPAT), PO Box 1188, Champaign, IL 61824-1188, USA. Tous droits réservés.

Toute traduction ou reproduction, intégrale ou partielle, conservation et enregistrement dans une base de données, ou transmission sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, photocopie, procédé mécanique, électronique, enregistrement ou autre technique, sont interdits sans l'autorisation préalable de l'éditeur.

Cet ouvrage ne peut être vendu, loué, prêté, échangé ni donné à un tiers. Ni l'acquéreur ni autre individu employé ou sous contrat avec l'acquéreur ne peut utiliser le présent ouvrage sous quelque moyen de distribution que ce soit.

® 16PF est une marque déposée de l'Institute for Personality and Ability Testing, Inc. (IPAT) aux États Unis, dans la Communauté Européenne et autres pays.

OPP Ltd, Elsfield Hall, 15–17 Elsfield Way, Oxford OX2 8EP, Grande Bretagne.

Téléphone : +44 (0)845 603 9958

Fax : +44 (0)1865 557483

[www.opp.eu.com](http://www.opp.eu.com)

® OPP est une marque déposée de OPP Ltd.

## Table des matières

Introduction .....	2
Échantillon .....	2
Statistiques descriptives .....	2
Fidélité .....	5
Analyse factorielle d'échelle primaire .....	8
Intercorrélations des Facteurs Primaires .....	11
Résumé .....	12
Références .....	12

## Introduction

Ce supplément de données pour la version française du questionnaire 16PF complète le *Manuel 16PF* actuel. Les résultats figurant dans le supplément de données sont basés sur l'utilisation en ligne de l'instrument dans le cadre de différentes interventions des RH entre 2003 et 2010. Les résultats obtenus à partir de cet échantillon sont comparés, quand cela est approprié, aux données de l'échantillon d'étalonnage français (N = 1 000) publié dans la version française du *Manuel 16PF* par M.T. Russell et D.L. Karol (1995). Ce supplément de données fournit des preuves supplémentaires des qualités métriques et de la validité de l'instrument.

## Échantillon

L'échantillon d'origine était composé de 3 519 personnes (1 183 femmes et 2 336 hommes) ayant répondu à la version française de la 5<sup>e</sup> édition du questionnaire 16PF entre 2003 et 2010 sur les deux plates-formes en ligne : 16PFWorld et OPPassessment. Afin de garantir une proportion égale d'hommes et de femmes dans les analyses, l'échantillon a été stratifié selon le sexe. L'échantillon final comprenait 1 183 femmes et 1 183 hommes (2 366 participants en tout).

## Statistiques descriptives

Les données statistiques (écart moyen et écart type) concernant les échelles primaires de l'échantillon global (N = 2 366) figurent dans le Tableau 1. Ce tableau présente également les mêmes informations concernant l'échantillon d'étalonnage français (N = 1 000). La colonne « Différence entre les moyennes des scores bruts » indique la différence de moyenne entre les deux échantillons.

Des tests T indépendants ont été effectués afin de déterminer si les différences entre les moyennes des deux échantillons étaient significatives. Une différence significative ( $p < 0,5$ ) a été trouvée pour tous les Facteurs Primaires, à l'exception du Perfectionnisme (Q3). Cependant, lorsqu'il s'agit de grands échantillons, comme c'est le cas ici, même une petite différence de moyenne est statistiquement importante. La significativité statistique indique simplement le degré de certitude avec lequel on peut dire qu'il existe une différence entre les deux échantillons. Mais en pratique cette différence n'implique pas nécessairement de conséquence.

Pour dire qu'une différence observée est non seulement statistiquement significative, mais également importante ou forte, on utilise les tailles d'effet. La taille d'effet (d) a été calculée en soustrayant la moyenne de l'échantillon d'étalonnage (N = 1 000) à la moyenne de l'échantillon d'utilisation réelle en ligne (N = 2 366) et en divisant le résultat par l'écart type pondéré. La taille d'effet est une valeur standardisée, c.-à-d. que toutes les tailles d'effet sont calculées à partir d'une échelle commune.

Les résultats présentés dans le Tableau 1 indiquent qu'il existe une taille d'effet modérée (supérieure au cut-off de 0,50) concernant les Facteurs Primaires de Stabilité émotionnelle (0,55), de Vigilance (-0,55) et d'Abstraction-Imagination (-0,52). L'échantillon d'utilisateurs en ligne du questionnaire 16PF est, en moyenne, plus stable émotionnellement (C), moins vigilant (L) et moins théorique (M) que l'échantillon d'étalonnage français.

Afin d'évaluer l'importance des différences entre les deux échantillons, il faut définir quelle doit être la taille d'effet pour que celui-ci ait un impact sur l'interprétation du profil. Une taille d'effet d'environ +/- 0,50 correspond à une différence d'environ 1 sten. En d'autres termes, pour tous les facteurs à l'exception des Facteurs Primaires de Stabilité émotionnelle (C), de Vigilance (L) et d'Abstraction-Imagination (M), la différence entre les deux échantillons est située dans la plage d'erreur de mesure standard qui est d'environ 1 sten.

De plus, les différences entre les deux échantillons – qui se comprennent d'un point de vue conceptuel – confirment ce que l'on sait sur les traits de personnalité et les caractéristiques des échantillons. Compte tenu de l'utilisation du questionnaire 16PF dans le cadre des interventions des RH, l'échantillon d'utilisation est susceptible de contenir une plus grande proportion de professionnels de niveaux de formation plus élevés. Par conséquent, il n'est pas surprenant que cet échantillon soit en moyenne plus stable émotionnellement (C). Parmi les différentes versions linguistiques du questionnaire 16PF, on remarque que les individus possédant des niveaux de Raisonnement (Facteur B) plus élevés se décrivent comme étant moins vigilants et suspicieux. Étant donné que l'échantillon d'utilisateurs obtient un score brut supérieur de plus d'un point pour le Facteur B que l'échantillon d'étalonnage français, il n'est pas surprenant que son score moyen au facteur de Vigilance soit moins important en comparaison. L'échantillon d'utilisation se dit également être plus pratique et plus orienté vers la réalisation (M) que l'échantillon d'étalonnage français.

**Tableau 1. Moyennes, écarts types, différences des moyennes de notes brutes et tailles d'effet pour les Facteurs Primaires 16PF**

		Échantillon français – utilisateurs en ligne (N = 2 366)		Échantillon français – étalonnage (N = 1 000)*		Différence entre les moyennes des scores bruts	
Facteur Primaire		Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	(Échantillon français – utilisation réelle) : (Échantillon français – étalonnage)	Taille d'effet (d)
A	Cordialité-Chaleur	15,24	3,88	14,46	4,08	0,78	0,20
B	Raisonnement	9,90	2,53	8,81	2,7	1,09	0,42
C	Stabilité émotionnelle	16,72	3,17	14,78	4,23	1,94	0,55
E	Dominance	14,53	4,10	13,36	4,24	1,17	0,28
F	Vivacité	12,79	4,09	12,47	4,45	0,32	0,08
G	Conscience et Respect des conventions	13,97	4,95	11,99	5,02	1,98	0,40
H	Assurance en société	12,93	5,61	10,93	5,76	2,00	0,35
I	Sensibilité-Subjectivité	10,18	5,68	10,95	5,56	-0,77	-0,14
L	Vigilance	7,50	4,28	9,92	4,75	-2,42	-0,55
M	Abstraction-Imagination	4,82	4,23	7,21	5,3	-2,39	-0,52
N	Intériorisation	9,76	4,93	10,5	5,06	-0,74	-0,15
O	Inquiétude-Appréhension	9,47	5,14	11,44	5,04	-1,97	-0,39
Q1	Ouverture au changement	21,52	4,82	20,62	4,8	0,90	0,19
Q2	Autonomie à l'égard du groupe	5,99	4,25	7,57	5,07	-1,58	-0,35
Q3	Perfectionnisme	13,73	4,82	13,58	4,96	0,15	0,03
Q4	Tension	7,34	4,85	9,18	5,06	-1,84	-0,37

\* Tiré de la version française du *Manuel 16PF* par M.T. Russell et D.L. Karol (1995)

## Fidélité

La fidélité évalue la stabilité des résultats d'un test. Ce terme recouvre plusieurs aspects. En règle générale, un test fidèle donne sensiblement les mêmes résultats lorsqu'il est administré de manière répétée dans les conditions similaires. La fidélité est importante car elle mesure le degré de précision avec laquelle l'outil mesure le construit. Elle est étroitement liée à l'erreur de mesure. Plus la fidélité est importante, plus la marge d'erreur de mesure autour du score observé est petite. Il existe une forte probabilité que le « score vrai » d'un répondant se trouve à l'intérieur de cette marge.

L'aspect de la fidélité abordé ici est celui de la consistance interne, ou de l'homogénéité, des items de test, mesuré par le coefficient alpha (Cronbach, 1951). La consistance interne des seize facteurs du questionnaire 16PF reflète à quel point l'ensemble d'items de l'outil mesure le même domaine de personnalité. En termes statistiques, la consistance interne indique l'importance des intercorrélations entre les items à l'intérieur de chacune des seize échelles de personnalité. Le coefficient alpha de Cronbach représente la valeur moyenne des fidélités de toutes les combinaisons d'items possibles, obtenues par la méthode « split half ». La consistance interne peut être considérée comme une fidélité estimée à partir d'une seule administration de test. Plus les intercorrélations entre des items d'une échelle augmentent, plus la fidélité de l'échelle elle-même augmente aussi. La consistance interne diminue lorsque les items de la même échelle mesurent les traits différents ou encore lorsque les items d'une même échelle ne sont pas intercorrélés. Cependant, il faut noter que même si un coefficient de fidélité élevé est souhaitable, cela peut rendre l'échelle trop étroite pour mesurer un construit.

Les coefficients alpha de Cronbach du questionnaire 16PF ont été calculés à partir de l'échantillon de participants français décrit ci-dessus. Le Tableau 2 présente les coefficients pour chaque échelle primaire, ainsi que pour l'échelle de Désirabilité sociale, en comparaison avec l'échantillon d'étalonnage.

Pour analyser les coefficients de fidélité obtenus, il faut prendre en compte deux aspects.

Tout d'abord, comme nous l'avons indiqué plus haut, la fidélité dépend de l'étendue du construit mesuré. Les Facteurs Primaires 16PF mesurent des construits distincts (comme cela a été confirmé par l'analyse factorielle ; pour plus d'informations, voir plus loin dans ce Supplément de données). Néanmoins, lorsqu'on mesure les facteurs de personnalité, les items constituant un facteur recouvrent plusieurs aspects comportementaux d'un même construit. Par exemple, les items du facteur Cordialité-Chaleur (A) indiquent dans quelle mesure une personne s'intéresse aux autres, mais également dans quelle mesure elle cherche à passer du temps avec les autres et à parler des préoccupations d'autres personnes. Obtenir une échelle plus fidèle en éliminant certains aspects des construits (c.-à-d. en ne gardant que les items qui recouvrent un nombre restreint d'aspects comportementaux par échelle) signifierait que le construit n'est pas représenté dans sa totalité. En d'autres termes, on augmenterait la fidélité sans mesurer de manière adéquate le construit.

Deuxièmement, l'instrument 16PF est un questionnaire de personnalité. Les questionnaires de personnalité sont généralement basés sur l'auto-évaluation et mesurent de ce fait le comportement fréquent d'une personne. Le fait d'évaluer le comportement caractéristique plutôt que le comportement affiché, comme c'est le cas dans les tests d'aptitudes, induit une plus grande variabilité des réponses d'un individu (Chernyshenko, Stark, Chan, Drasgow et Williams, 2001) et diminue ainsi la fidélité. De plus, en analysant les coefficients de fidélité, il faut également prendre en compte le processus d'administration du questionnaire 16PF. Les

résultats obtenus lors de la passation de l'instrument 16PF sont validés par un processus de restitution dans le cadre duquel un spécialiste examine le profil avec le participant. Ce processus permet d'appréhender le score vrai d'une personne en explorant des indices de ses prédispositions à agir et des événements ayant pu avoir un impact sur ses réponses. Compte tenu de ce fait, les coefficients obtenus sont fortement satisfaisants.

Les coefficients de fidélité peuvent également être évalués selon les critères de notation des qualités techniques d'un instrument définis par l'EFPA (Fédération Européenne des Organisations de Psychologues). Sur la base de ce système de notation, six Facteurs Primaires obtiennent une fidélité satisfaisante (c.-à-d. des coefficients entre 0,60 et 0,70), sept facteurs montrent une bonne fidélité (c.-à-d. des coefficients entre 0,70 et 0,80) et un facteur indique une fidélité excellente (c.-à-d. des coefficients supérieurs à 0,80). Seuls deux facteurs (Facteur A et Facteur B) ont produit des valeurs inférieures à 0,60. La comparaison avec les coefficients de fidélité basée sur l'échantillon d'étalonnage français montre de faibles différences en termes de coefficient de fidélité entre les deux échantillons, confirmant ainsi que les propriétés métriques du questionnaire 16PF français sont stables dans le temps.

**Tableau 2. Consistance interne des Facteurs Primaires 16PF**

		Échantillon français – utilisateurs en ligne (N = 2 366)		Échantillon français – étalonnage (N = 1 000)*	
<b>Facteur 16PF</b>		<b>Nombre d'items</b>	<b>Coefficient alpha de Cronbach</b>	<b>Coefficient alpha de Cronbach</b>	
A	Cordialité-Chaleur	11	0,55	0,57	
B	Raisonnement	15	0,58	0,59	
C	Stabilité émotionnelle	10	0,65	0,70	
E	Dominance	10	0,68	0,65	
F	Vivacité	10	0,63	0,68	
G	Conscience et Respect des conventions	11	0,68	0,68	
H	Assurance en société	10	0,83	0,81	
I	Sensibilité-Subjectivité	11	0,76	0,75	
L	Vigilance	10	0,71	0,74	
M	Abstraction-Imagination	11	0,71	0,76	
N	Intériorisation	10	0,75	0,76	
O	Inquiétude-Appréhension	10	0,73	0,72	
Q1	Ouverture au changement	14	0,67	0,62	
Q2	Autonomie à l'égard du groupe	10	0,69	0,76	
Q3	Perfectionnisme	10	0,75	0,76	
Q4	Tension	10	0,72	0,72	
IM	Désirabilité sociale	12	0,59	0,58	

\* Tiré de la version française du *Manuel 16PF* par M.T. Russell et D.L. Karol (1995)

## Analyse factorielle d'échelle primaire

L'analyse factorielle exploratoire est une technique statistique permettant de mettre en évidence à partir d'un grand ensemble de variables, un sous-ensemble de variables expliquant le domaine exploré. Le développement du questionnaire 16PF par Raymond Cattell s'est appuyé sur l'utilisation d'une analyse factorielle afin d'identifier seize Facteurs Primaires. Les données recueillies sur l'échantillon décrit ci-dessus (N = 2 366) ont servi de base pour réaliser une analyse factorielle dans le but de vérifier si les seize Facteurs Primaires initiaux émergeaient à partir du questionnaire français.

La structure factorielle de l'ensemble d'items retenus a été explorée en utilisant la procédure proposée par Conn et Rieke (1994). Les « groupes d'items » à l'intérieur de chaque facteur ont été obtenus en fonction de la force de leur corrélation avec des items appartenant à la même échelle. Ainsi, le terme « groupe d'items » renvoie au sous-ensemble d'items au sein d'une même échelle. Pour chaque Facteur Primaire, trois ou quatre items ont été agrégés au sein de chaque groupe d'items pour obtenir un score de groupe. Chaque échelle a été subdivisée en trois ou quatre groupes d'items, donnant lieu à 49 groupes d'items au total.

Une analyse factorielle a été effectuée sur les groupes d'items, plutôt que sur les items séparés, en raison de leur plus grande fidélité (Berstein & Teng, 1989 ; Cattell & Burdsal, 1975 ; Gorsuch, 1983). De plus, les réponses aux items du 16PF ont tendance à suivre une distribution bimodale plutôt qu'une distribution normale, ce qui va à l'encontre d'un des principes statistiques selon lequel l'analyse factorielle s'applique aux données distribuées selon la loi normale. Les regroupements par trois ou quatre items permettent de se rapprocher d'une distribution normale en donnant une meilleure estimation de la structure factorielle.

Conformément aux fondements conceptuels de Cattell à l'origine du développement du questionnaire 16PF, les regroupements ont fait l'objet d'une analyse factorielle oblique et non orthogonale. La factorisation en axe principal a été effectuée à l'aide du logiciel d'analyse statistique SPSS. Elle a été suivie d'une rotation oblique (Promax) avec une valeur Kappa de 3. La structure de corrélation des Facteurs Primaires est rapportée dans le Tableau 3 avec les saturations absolues <0,2 exclues.

Dans l'ensemble, le modèle fournit une très bonne structure des Facteurs Primaires 16PF. Les 49 groupes d'items présentent une saturation optimale sur leur facteur d'appartenance. Les saturations factorielles des groupes d'items sur leur facteur respectif vont de 0,36 à 0,79 (médiane à 0,61 et moyenne de 0,62) ; 45 groupes d'items sur 49 (92 %) présentent une saturation de 0,5 ou plus, ce qui suggère des liens forts entre les groupes d'items et leur facteur d'appartenance. De plus, comme l'on peut voir dans le Tableau 3, il n'existe que deux saturations égales ou supérieures à +/- 0,20 avec un autre facteur que celui d'appartenance. Tous les autres groupes d'items présentent des saturations proches de zéro sur d'autres facteurs, ce qui prouve que ces groupes d'items représentent des construits distincts qui ne sont représentés que par leur facteur d'appartenance et pas par d'autres facteurs qui mesurent des traits différents. Les deux groupes d'items ayant des saturations légèrement supérieures (A1 et F2) présentent respectivement des saturations de -0,22 sur l'Intériorisation (-) et de -0,20 sur la Sensibilité-Subjectivité (-). Cependant, ces deux groupes d'items présentent des saturations fortement supérieures sur leurs facteurs d'appartenance respectifs (0,46 et 0,53 respectivement), ce qui confirme, d'un point de vue empirique, leur lien conceptuel fort avec leur facteur d'appartenance.

## Supplément de données sur le questionnaire 16PF français 2010

---

En résumé, les seize facteurs clairement définis correspondent aux seize Facteurs Primaires de Cattell dans le questionnaire 16PF américain et de nombreuses autres versions linguistiques de l'instrument. Une structure aussi claire des Facteurs Primaires du questionnaire 16PF français donne d'excellentes preuves de sa validité de construit.

**Tableau 3. Saturations du modèle factoriel des Facteurs Primaires 16PF après rotation (N = 2 366 ; 1 183 hommes, 1 183 femmes)**

Groupe d'items	Facteur															
	1 N	2 I	3 O	4 Q1	5 Q4	6 H	7 Q3	8 M	9 Q2	10 G	11 L	12 F	13 B	14 E	15 C	16 A
A1	-22															46
A2																37
A3																57
B1													58			
B2													62			
B3													54			
C1															36	
C2															53	
C3															67	
E1														59		
E2														64		
E3														39		
F1												59				
F2		-20										53				
F3												61				
G1										61						
G2										69						
G3										56						
H1						79										
H2						60										
H3						73										
I1		76														
I2		67														
I3		73														
L1											60					
L2											70					
L3											61					
M1								60								
M2								64								
M3								61								
N1	66															
N2	79															
N3	76															
O1			73													
O2			67													
O3			58													
Q11				61												
Q12				58												
Q13				52												
Q14				50												
Q21								64								
Q22								63								
Q23								59								
Q31							64									
Q32							79									
Q33							58									
Q41				60												
Q42				62												
Q43				71												

**Note.** Les décimales ont été omises. La saturation factorielle inférieure à la valeur absolue 0,2 a été supprimée.

## Intercorrélations des Facteurs Primaires

Même si le modèle factoriel montre que les items du 16PF ont tendance à corrélérer avec leur propre échelle et non avec d'autres, les Facteurs Primaires présentent quelques intercorrélations dues au fait que les facteurs sont obliques. Le Tableau 4 présente des intercorrélations entre les Facteurs Primaires pour l'échantillon de participants français (N = 2 366) décrit ci-dessus.

Une comparaison avec les résultats obtenus pour l'échantillon d'étalonnage français rapporté dans le *Manuel 16PF* français montre que les différences sont relativement faibles (différence absolue : moyenne de 0,05, médiane à 0,04). Cela suggère que les relations entre les facteurs du questionnaire 16PF sont stables d'un échantillon à l'autre et dans le temps.

**Tableau 4. Intercorrélations des Facteurs Primaires (N = 2 366 ; 1 183 hommes, 1 183 femmes)**

	A	B	C	E	F	G	H	I	L	M	N	O	Q1	Q2	Q3
<b>A</b>															
<b>B</b>	01														
<b>C</b>	12	14													
<b>E</b>	02	11	34												
<b>F</b>	34	07	18	14											
<b>G</b>	-05	-08	10	08	-16										
<b>H</b>	29	09	36	43	38	02									
<b>I</b>	29	03	-14	-30	10	-24	-11								
<b>L</b>	-18	-25	-23	-02	-15	03	-19	-13							
<b>M</b>	-05	-03	-35	-16	02	-33	-13	22	17						
<b>N</b>	-40	-08	-06	-09	-27	09	-34	-09	27	-02					
<b>O</b>	06	-02	-42	-32	-10	03	-33	27	17	24	-02				
<b>Q1</b>	13	20	23	31	25	-21	31	07	-15	14	-14	-08			
<b>Q2</b>	-21	-04	-17	-12	-38	-12	-26	14	20	22	23	09	-08		
<b>Q3</b>	-09	-19	12	19	-08	45	07	-26	20	-31	10	-01	-06	-04	
<b>Q4</b>	-05	02	-33	-04	-05	-21	-18	21	12	22	-03	31	-10	23	-21

**Note.** Les décimales ont été omises.

## Résumé

Les résultats rapportés dans ce *Supplément de données 16PF* fournissent une excellente preuve des qualités métriques de l'instrument. Ils démontrent que la version française du questionnaire 16PF est un outil fidèle et valide pour évaluer la personnalité. Une comparaison des conclusions de cette étude avec les résultats obtenus à partir de l'étalonnage français de 1995 montre une similitude des propriétés psychométriques entre les données recueillies sur deux échantillons à deux moments différents. Cela signifie que ce que l'on savait jusqu'alors sur la version française du questionnaire 16PF concorde avec ce que nous avons découvert dans cette étude. Par conséquent, on peut en conclure que l'instrument 16PF est toujours aussi pertinent qu'il l'était lorsque les données d'étalonnage ont été recueillies en 1995. Les utilisateurs de la version française du questionnaire 16PF peuvent être certains que l'instrument reste un outil fidèle et valide pour évaluer de manière objective la personnalité.

## Références

- Bernstein, I.H., & Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: Spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin*, *105*, 467–477.
- Cattell, R.B., & Burdsal, C.A. (1975). The radial parcel double factoring design: A solution to the item-vs.-parcel controversy. *Multivariate Behavioral Research*, *10*, 165–179.
- Chernyshenko, O. S., Stark, S., Chan, K.-Y., Drasgow, F., & Williams, B. (2001). Fitting Item Response Theory Models to Two Personality Inventories: Issues and Insights. *Multivariate Behavioral Research*, *36*(4), 523–562.
- Conn, S.R., & Rieke, M.L., eds (1994). *The 16PF Fifth Edition Technical Manual*. Champaign, IL: Institute for Personality and Ability Testing, Inc.
- Cronbach, L.J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, *16*(3), 297–334.
- EFPA (2008). EFPA review model for the description and evaluation of psychological tests. Test review form and notes for reviewers – Version 3.42. Bruxelles : Fédération européenne des associations de psychologues.
- Gorsuch, R.L. (1983). *Factor Analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Russell, M.T., & Karol, D.L. (1995). *Manuel 16PF5*. Champaign, IL: Institute for Personality and Ability Testing, Inc.