



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>



ECOLE DOCTORALE STANISLAS
UNIVERSITE DE LORRAINE

THESE

En vue de l'obtention du grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITE DE LORRAINE mention
PSYCHOLOGIE

Présentée et soutenue publiquement par

Renaud F. Cohen

Le Mardi 6 juillet 2021

**Observance, personnalité et impulsivité dans les troubles thymiques :
analyses psychométriques des échelles d'observances et de personnalité
ainsi que de leurs relations**

Sous la direction de Monsieur le Professeur Cyril Tarquinio

Professeur de Psychologie clinique et de la santé à Metz

Laboratoire Approches Psychologiques et Epidémiologiques des Maladies Chroniques
(APEMAC, EA 4360), Equipe de Psychologie de la Santé de Metz (EPSAM)

Et sous la codirection de Monsieur le Professeur Jean-Pierre Kahn

Professeur Emérite de Psychiatrie, Centre Hospitalier Universitaire de Nancy, Université de
Lorraine

En présence de Mesdames et Messieurs du jury :

Mme Marion TROUSSELARD, Présidente du jury, rapporteure, Professeur de Neurosciences et Sciences Cognitives, Institut de Recherche biomédicale des Armées

M. Charles MARTIN-KRUMM, Rapporteur, Professeur de Psychologie, Ecole de Psychologues Praticiens, Paris

Mme Chantal HENRY, Membre, Professeur de psychiatrie, Département de Psychiatrie, GHU Paris Psychiatrie & Neurosciences

Mme Katia M'BALAIRA, Membre, Maître de conférences, HDR, Université de Bordeaux

- Juillet 2021 -

OBSERVANCE, PERSONNALITE ET IMPULSIVITE DANS LES TROUBLES BIPOLAIRES

Analyses psychométriques des échelles d'observances et de personnalité ainsi que de leurs relations

Renaud F. Cohen 2015-2021

Laboratoire APEMAC – équipe EPSAM EA 4360

UFR Sciences Humaines et Sociales - Metz

Ile du Saulcy

BP 60228

57 045 Metz Cedex 1

Table des matières

1	Introduction	17
2	Cadre théorique	22
2.1	L'observance.....	22
2.1.1	Une définition de l'observance.....	22
2.1.2	Les modèles de l'observance.....	25
2.1.3	L'inobservance est un problème majeur et fréquent : principale cause de rechutes en psychiatrie dans le trouble bipolaire	29
2.1.4	La mesure de l'observance	31
2.2	La personnalité des modèles de dimensions générales aux modèles hiérarchiques et à l'impulsivité	35
2.2.1	La personnalité	36
2.2.2	Le modèle du Big Five ou Five Factor Model :	37
2.2.3	Les fondements statistiques du FFM.....	41
2.2.4	Le statut des variables latentes	44
2.2.5	Pourquoi nous pouvons faire varier le nombre de facteurs à utiliser pour décrire la personnalité	46
2.2.6	La mesure du Five Factor Model	48
2.2.7	Le modèle HEXACO et le Big Six	50
2.2.8	Le modèle en deux super-facteurs de la personnalité et les modèles généraux de personnalité	53
2.2.9	Le modèle du Big One ou Facteur Général de la Personnalité	57
2.2.10	Une structure globale et hiérarchisée de la personnalité en plusieurs niveaux ..	60
2.3	L'impulsivité comme facette multidimensionnelle spécifique de la personnalité.....	60
2.3.1	Définition de l'impulsivité	60
2.3.2	L'impulsivité conceptualisée et mesurée par l'échelle d'impulsivité de Barratt	62
2.3.3	L'impulsivité conceptualisée en deux facteurs et mesurée par l'IS - 12 items ..	64
2.3.4	L'impulsivité conceptualisée et mesurée par l'UPPS-P	64

2.3.5	L'impulsivité comme pôle opposé du caractère consciencieux	66
2.4	Les facteurs influençant l'observance	67
2.5	La notion de « score factoriel »	69
3	La problématique.....	70
4	Matériel et méthode :.....	71
4.1	Participants	72
4.2	Questionnaires	74
4.2.1	Eléments généraux sur les questionnaires	74
4.2.2	Une nouvelle mesure de l'observance, l'Echelle Générale d'Observance dans les Maladies Chroniques (EGOMAC).....	74
4.2.3	La mesure de l'observance, la MARS : construction, qualités, limites.....	77
4.2.4	L'échelle Big Five Inventory-Fr.....	78
4.2.5	L'inventaire de personnalité HEXACO	79
4.2.6	L'échelle d'impulsivité de Barratt (Barratt Impulsivness Scale) et l'Impulsivity Scale 12 items.....	79
4.2.7	L'échelle d'impulsivité UPPS-P 20 items.....	80
4.2.8	L'évaluation de la désirabilité sociale : l'échelle BIDR	83
4.3	Procédure	83
4.4	Statistiques.....	86
4.4.1	Plan d'analyse	86
4.4.2	Déterminer le nombre de facteurs le plus robuste	87
4.4.3	Les données manquantes	89
4.4.4	Création des items instrumentaux (variables instrumentales) de l'échelle BIDR et détermination de l'effet des biais d'acquiescence et des biais de désirabilité sociale et obtenir les scores factoriels	90
4.4.5	Estimations et utilisation des scores factoriels	93
4.4.6	Utilité et utilisation de la population « saine » dans cette étude	94
4.4.7	Présentations des résultats des analyses factorielles non-linéaires	95

4.4.8	Analyse de l'échelle EGOMAC	95
4.5	Hypothèses.....	96
4.5.1	Hypothèses opérationnelles : partie 1.....	96
4.5.2	Hypothèses opérationnelles : partie 2.....	99
5	Résultats et discussions	100
5.1	Première partie : analyses des propriétés psychométriques des échelles	100
5.1.1	Résultats de l'analyse psychométrique des échelles d'observance	100
5.1.2	Analyse de la structure interne du Big Five Inventory - French Version :	122
5.1.3	Analyse de la structure interne de l'échelle HEXACO-60 items :.....	142
5.1.4	Analyses des relations entre les scores des deux échelles de personnalité	156
5.1.5	Analyse de la structure interne de l'échelle UPPS-20 items.....	159
5.1.6	Résultats de l'analyse psychométrique de l'échelle IS-13 en analyse factorielle 167	
5.1.7	Préalables à l'analyse de l'influence de la désirabilité sociale sur la structure des questionnaires : résultats de l'analyses psychométriques de la BIDR 21 items.....	168
5.1.8	Analyse de la structure interne de l'échelle MARS avec la prise en compte de la désirabilité sociale	172
5.1.9	Analyse de la structure factorielle de l'échelle BFI-Fr en tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement.....	175
5.1.10	Analyses psychométriques de l'échelle HEXACO-60 items en tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement.....	180
5.1.11	Relation entre les scores obtenus à la BFI-Fr et à l'HEXACO selon le modèle PTTB	188
5.1.12	Analyse psychométrique de l'échelle UPPS-P.....	191
5.1.13	Analyse de la structure interne de l'échelle IS-12 en tenant compte des deux biais 198	
5.2	Méthodologie seconde partie	200
5.2.1	Les scores utilisés pour analyser les relations entre les variables d'observance et les variables de personnalité / impulsivité.....	202

5.3	Seconde partie : analyses des relations avec l'observance	203
5.3.1	Analyses des relations entre l'observance et les variables démographiques et individuelles	203
5.3.2	Les relations entre l'échelle EGOMAC et les variables critères (MARS et Lithium plasmatique)	206
5.3.3	Les relations entre l'observance et la personnalité selon le Five-Factor-Model	210
5.3.4	Relation entre les marqueurs de l'observance et les scores factoriels associés à l'impulsivité	220
5.4	Les classes latentes de l'échelle MARS	223
5.4.1	Calculs du meilleur nombre de classes.....	223
5.4.2	Interprétation des classes selon les réponses aux items	224
5.4.3	Différences de personnalité et d'impulsivité selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS.....	226
6	Discussion générale.....	231
7	Les limites de ce travail.....	235
8	Conclusion.....	237
9	Bibliographie.....	240
10	ANNEXES :	265
10.1	Annexe 1 : L'échelle EGOMAC.....	265
10.2	Annexe 2 : Questionnaire MARS (Medication Adherence Rating Scale).....	268
10.3	Annexe 3 : Questionnaire BIS-10	269
10.4	Annexe 4 : Questionnaire UPPS	271
10.5	Annexe 5 : cotation UPPS courte (20 items)	273
10.6	Annexe 6 : Big Five Inventory.....	274
10.7	Annexe 7 : COTATION BFI	277
10.8	Annexe 8 : Inventaire de personnalité : HEXACO.....	278
10.9	Annexe 9 : cotation de HEXACO-60	283

10.10	Annexe 10 : BIDR	285
-------	------------------------	-----

Listes des figures

Figure 1: Modèle systémique de soins préventifs	28
Figure 2: Modèle de prédiction des comportements de santé	29
Figure 3: Répartition selon l'âge des différents participants.....	101

Listes des tableaux

Tableau 1: Les différentes formes de non-observance, tiré de Munzenberger et al. (1996)	23
Tableau 2: Nombre de réponses manquantes par items	102
Tableau 3: Caractéristique des items de l'échelle EGOMAC	102
Tableau 4: Proportion de patients répondant à chaque option de réponse	104
Tableau 5: Résultats de l'analyse parallèle optimale	106
Tableau 6: Propriétés des 3 facteurs extraits (2)	106
Tableau 7: Matrice de corrélation inter-factorielle.....	106
Tableau 8: Saturation sur chaque facteur des items de l'échelle EGOMAC	107
Tableau 9: Saturation de chaque item sur le facteur général et les trois facteurs spécifiques	109
Tableau 10: Saturation de chaque item sur les 4 facteurs	110
Tableau 11: Réplicabilité des construits.....	112
Tableau 12: fiabilité des facteurs.....	112
Tableau 13: Résultat de l'analyse parallèle par FACTOR	117
Tableau 14: Analyse factorielle simultanée des items de l'EGOMAC et de la MARS	118
Tableau 15: Pourcentage de la variance expliquée pour chaque facteur (après rotation)	123
Tableau 16: Estimation des paramètre alpha du modèle MIRT de la BFI-Fr	123
Tableau 17: Pourcentage de la variance expliquée pour chaque facteur (après rotation)	125
Tableau 18: Saturation factorielle des items de la BFI sur 5 facteurs	125
Tableau 19: Sens des dimensions.....	128
Tableau 20 : Estimation des paramètres alpha pour chacune des 5 dimensions extraites.....	128
Tableau 21: Saturation factorielle sur 5 facteurs après rotation Procruste.....	130
Tableau 22: Sens des dimensions.....	132

Tableau 23: Modèle factorielle en deux facteurs du BFI	133
Tableau 24: Saturations factorielles des items sur un seul facteur.....	135
Tableau 25: Résumé des caractéristiques des scores factoriels obtenus au BFI-Fr par les patients	139
Tableau 26: Variance expliquée après rotation des facteurs et fiabilité des scores EAP (Ferrando et al., 2016).....	143
Tableau 27: Variance expliquée après rotation des facteurs et fiabilité des scores EAP (Ferrando et al., 2016).....	144
Tableau 28: Saturation des items sur les 6 facteurs après rotation.....	144
Tableau 29: Saturation de chaque item sur les 6 facteurs à la suite d'une rotation Procruste	147
Tableau 30: Sens des facteurs après rotation Procruste	151
Tableau 31: Caractéristiques des scores factoriels obtenus par les patients à l'HEXACO	151
Tableau 32: Saturation de chaque item sur les 2 méta-facteurs	152
Tableau 33: Corrélations entre les scores factoriels obtenus à la BFI-Fr et à l'HEXACO....	156
Tableau 34: caractéristiques des facteurs extraits selon FACTOR.....	160
Tableau 35: Saturation des items sur les 5 facteurs après rotation.....	160
Tableau 36: Corrélations entre les 5 facteurs	161
Tableau 37: Analyse en EFA avec package TAM	162
Tableau 38: Saturation factorielle des items de l'UPPS-P sur 4 facteurs.....	164
Tableau 39: Saturation factorielle des items de l'UPPS-P sur 3 facteurs	165
Tableau 40: FA sur l'échelle IS-13 avec deux facteurs sur 635 sujets	167
Tableau 41: résultat de l'échelle de désirabilité sociale finale.....	170
Tableau 42: saturations factorielles des items de la MARS sur le facteur SD et le facteur de contenu	173
Tableau 43: Résultat de la fiabilité des scores à la suite de l'analyse PTTB sur 185 patients	175
Tableau 44: Résultat de la fiabilité des scores à la suite de l'analyse PTTB sur 535 sujets..	176
Tableau 45: Saturation factorielle de la BFI-Fr en tenant compte des facteurs de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement en plus des 5 facteurs de contenu	176
Tableau 46: Fiabilité des scores obliques obtenus par EAP (reliability of phi-information oblique EAP scores).....	180
Tableau 47: : Saturation factorielle de l'HEXACO en tenant compte des facteurs de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement en plus des 6 facteurs de contenu	181
Tableau 48: corrélations entre les scores factoriels du BFI-Fr et de l'HEXACO	188

Tableau 49: saturations factorielles des items de l'UPPS-P selon le modèle du PTTB en 4 facteurs	194
Tableau 50: FA de l'échelle IS avec deux facteurs et le contrôle du biais acquiescement	198
Tableau 51: FA de l'IS avec un unique facteur d'impulsivité et le facteur acquiescement ...	199
Tableau 52 : relation entre le type de traitement pris et l'observance mesurée par la MARS	203
Tableau 53: moyenne et écart-type à la MARS selon le sexe	204
Tableau 54: ANOVA avec le sexe comme VI et le score total à la MARS comme VD	204
Tableau 55: corrélation entre l'âge et les facteurs du BFI-Fr	204
Tableau 56: Corrélation entre le taux de lithium plasmatique et les 4 scores factoriels de l'échelle EGOMAC	206
Tableau 57: Corrélation entre le taux de lithium plasmatique et les scores factoriels de l'échelle EGOMAC en structure bifactorielle, avec 3 facteurs secondaires (N = 130)	206
Tableau 58: Résultat de la régression avec le lithium plasmatique comme critère	207
Tableau 59: Corrélations entre le score factoriel à la MARS et les scores de l'EGOMAC	208
Tableau 60: corrélations entre l'EGOMAC en 4 facteurs et les scores factoriels du BFI-Fr .	210
Tableau 61: corrélations entre les scores au modèle bifactoriel de l'EGOMAC et les scores au BFI-Fr	211
Tableau 62: corrélations entre les scores du BFI-Fr selon le modèle PTTB et les scores latents de l'EGOMAC	211
Tableau 63: régression linéaire prédisant le score d'observance générale à l'EGOMAC par le score GFP et le score factoriel à la BIDR	212
Tableau 64 : régression linéaire prédisant le score d'observance générale à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR	213
Tableau 65 : régression linéaire prédisant le score de respect des consignes médicales à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR	214
Tableau 66: régression linéaire prédisant le score de respect de suivi des règles d'hygiène de vie à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR	214
Tableau 67: corrélations entre l'observance mesurée par l'échelle EGOMAC et les scores factoriels du modèle PTTB de l'HEXACO	216
Tableau 68: Corrélation entre le lithium plasmatique et les dimensions de personnalité	218
Tableau 69: corrélation entre le taux de lithium plasmatique (en ligne) et les scores factoriels à l'UPPS-P (en colonnes)	220

Tableau 70: corrélation entre le score factoriel à la MARS (en ligne) et les scores factoriels à l'UPPS-P (en colonnes)	220
Tableau 71: Corrélations entre les 4 scores factoriels de l'EGOMAC et les scores factoriels de l'IS-13	222
Tableau 72: Corrélations entre les scores du modèle bifactoriel de l'EGOMAC et les scores de l'IS-13	222
Tableau 73 : Résultat de l'ANOVA avec Caractère consciencieux comme VD	226
Tableau 74 : Résultat de l'ANOVA avec Agréabilité comme VD	227
Tableau 75: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score C	227
Tableau 76: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score A (agréabilité)	227
Tableau 77: Résultat de l'ANOVA avec comme VD le score au facteur impulsivité de l'IS-13	228
Tableau 78: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score impulsivité de l'IS-13	228
Tableau 79: Résultat de l'ANOVA avec comme VD le score au facteur SD de l'IS-13	229
Tableau 80: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score SD de l'IS-13	229

Listes des abréviations

BFI-Fr : Version française du Big Five Inventory (John et al., 1991)

BP : Trouble bipolaire, patient BP signifie patient atteint de trouble bipolaire

BIS-10 et BIS-11 : Barratt Impulsiveness Scale (Patton et al., 1995) dans sa 10^{ème} et 11^{ème} version qui ne change que par la suppression de 4 items entre la version 10 et la version 11.

CEBP : Centre Expert pour les Troubles Bipolaires

CFA : Confirmatory Factorial Analysis (analyse factorielle confirmatoire)

DAI : Drug Attitude Inventory

EDC : Épisode Dépressif Caractérisé

EDM : Épisode Dépressif Majeur

EFA : Exploratory Factorial Analysis (analyse factorielle exploratoire)

FA: Factorial Analysis

FFM: Five Factor Model

HEXACO: Honesty, Emotional Stability, eXtraversion, Agreeability, Conscience, Openness

HEXACO-PI-R : HEXACO Personality Inventory-Revised (Ashton & Lee, 2009)

IRT : Item Response Theory (théorie de réponses à l'item)

IS-12 : Impulsivity Scale 12 items (Kahn et al., 2019)

MADRS: Montgomery Asberg Depression Rating Scale

MARS: Medication Adherence Rating Scale

MAThys : Multidimensional Assessment of Thymic States (Henry et al., 2007)

MRFA: Minimum Rank Factor Analysis

MTMM: Multi-Trait Multi-Method

PA : Parallel Analysis (Analyse parallèle)

PCA : Principal Component Analysis (analyse en composantes principales)

PLS-PM: Partial Least Squares - Path Modelling

TBP: Troubles Bipolaires

UPPS : Urgency, (lack of) Premeditation, (lack of) Perseverance, Sensation-seeking (Whiteside & Lynam, 2001)

UPPS-P: comme précédente, mais avec la dimension urgence positive en plus

SEM : Structural Equation Modeling, modèle d'équations structurelles

SZ : Schizophrénie

YMRS : Young Mania Rating Scale

Beaucoup des acronymes utilisés sont ceux des termes anglais, car ce sont ceux avec lesquels nous avons le plus l'habitude de travailler.

Lexiques des traductions des termes anglais

- *Conscientiousness* : traduit par caractère Conscientieux (C)
- *Openness/Intellect*: ouverture d'esprit (O)
- *Factorial Analysis* : analyse factorielle (FA)
- *Confirmatory Factorial Analysis*: Analyse factorielle confirmatoire (CFA)
- *Exploratory Factorial Analysis*: Analyse factorielle exploratoire (EFA)
- *Item Response Theory* : Théorie des réponses aux items (IRT)

Les sites internet mentionnés dans ce travail :

www.healthmeasures.net/explore-measurement-systems/promis : lien vers les outils PROMIS® (Patient-Reported Outcomes Measurement Information System)

<https://ipip.ori.org/>: site de l'initiative "International Personality Item Pool" : A Scientific Collaboratory for the Development of Advanced Measures of Personality and Other Individual Differences

Remerciements

Je remercie le Professeur Cyril Tarquinio, qui a été un directeur de thèse très disponible, tout en me laissant l'autonomie nécessaire à l'élaboration de ce travail. Je lui dois aussi mes premiers intérêts pour la psychologie expérimentale, grâce à sa présentation, lors de ses cours, d'expériences célèbres de la psychologie sociale, qui m'ont ouvert les yeux sur l'intérêt de la psychologie expérimentale.

Je remercie Monsieur le Professeur Jean-Pierre Kahn, qui fut à la fois un directeur de thèse et un chef de service de psychiatrie et Professeur de médecine, qui m'a permis de commencer, puis continuer à faire de la recherche et particulièrement à mener mes premières recherches. Il m'a appris la rigueur à la fois, dans le fait de mener concrètement un travail de recherche et dans la rédaction d'un travail scientifique, que ce soit un article de recherche ou une thèse.

Je remercie vivement les étudiants de Master 2, qui m'ont aidé à rentrer les données, obtenues en format papier, dans une base de données informatisée (Mary Aeby et Nicolas Aimé), avec qui j'ai la fierté d'être, désormais, collègue, puisqu'ils sont tous deux devenus psychologues au CPN.

Je remercie tous les patients, qui ont accepté de se soumettre à la longue évaluation, qui complétait l'évaluation standard, réalisée habituellement au centre expert pour les troubles bipolaires. Ils m'ont appris infiniment, tout en me permettant de réaliser ce travail. Je remercie également les autres patients, qui m'ont permis de développer un certain sens clinique et une bien meilleure compréhension des difficultés que peut rencontrer un individu, au cours de sa vie, mais également des bonheurs qu'il peut vivre, malgré ces difficultés.

Je remercie le Centre Hospitalier Universitaire de Nancy (CHU), qui fut mon premier employeur et ensuite le Centre Psychothérapique de Nancy (CPN), qui fut mon second employeur, même si j'ai fait l'essentiel de ma carrière dans la même structure, qui est le *Centre Expert pour les Troubles Bipolaires de Nancy* (qui est passé d'une institution à l'autre).

Je remercie la fondation FondaMental, qui m'a permis d'étudier le trouble bipolaire et d'accéder aux données nationales des centres experts et qui est un véritable fer de lance de la recherche en psychiatrie en France et également un moteur dans le développement de soins innovants en psychiatrie.

Je remercie Frédéric Verhaegen, qui m'a donné l'occasion de former des étudiants dans son parcours Psychopathologie de la cognition et des interactions, sur plusieurs années et m'a permis de donner des cours sur des thématiques, qui m'intéressaient particulièrement et d'ainsi partager ma passion avec les étudiants du parcours, qu'il dirigeait.

Je remercie mes parents ; mon père pour m'avoir donné le goût de la science et de la discussion argumenté en tant qu'ingénieur et ma mère pour m'avoir appris le goût des relations avec les patients en tant qu'infirmière.

Je dédie ce travail à mes deux enfants, William et Elisa Cohen, qui ont grandement enrichi ce temps de travail intensif, en me permettant de multiplier les expériences de vie ! Je remercie également ma femme Mélissandre Cohen, qui a accompagné ce travail, par sa présence et sa profonde compréhension de l'être humain.

Résumé

Ce travail porte sur l'utilisation d'une échelle d'observance médicamenteuse appelée Echelle Générale d'Observance dans les Maladies Chroniques (EGOMAC) dans une population de 334 patients suivis en psychiatrie (la plupart souffrants de trouble bipolaire), dans l'objectif d'étudier l'observance et ses déterminants. Les déterminants étudiés sont les caractéristiques stables de la personne, que sont les traits de personnalités. Ces traits de personnalités seront analysés du plus général, le facteur général de personnalité, puis au niveau des cinq « grands » facteurs qui constituent le Five Factor Model, jusqu'à des traits très spécifiques de la personnalité telle que l'impulsivité notamment le manque de persévérance, par exemple, dans le modèle UPPS-P (Urgency, Lack of Premeditation, Lack of Perseverance, Sensation Seeking).

Nous avons fait passer une série de questionnaires évaluant donc l'observance (de deux manières différentes), la personnalité (avec le BFI-Fr et l'échelle HEXACO-60), l'impulsivité (avec les échelles UPPS-P et Impulsivity Scale 12, issue de la Barratt Impulsiveness Scale) et la désirabilité sociale (BIDR).

Les résultats principaux sont une confirmation de la validité de l'échelle EGOMAC avec une version en 4 facteurs principaux qui sont 1. le suivi régulier et volontaire global des consignes médicales ; 2. l'oubli involontaire, 3. le respect des règles hygiéno-diététiques et 4. le respect des rendez-vous. Dans un modèle bifactoriel, une dimension générale d'observance apparaît avec 3 facteurs secondaires. Ces scores factoriels corréleront bien avec le score de l'échelle Medication Adherence Rating Scale (MARS). Le facteur général d'observance corréle avec le taux de lithium plasmatique mesuré chez un sous-groupe de patients sous lithium.

Au niveau de la personnalité, on observe une corrélation forte entre le facteur général de personnalité et l'observance médicamenteuse, ainsi qu'avec le facteur stabilité du modèle Big Two de la personnalité. Le score factoriel de la dimension caractère consciencieux issu des modèles factoriels tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement, corréle avec le score factoriel général à l'EGOMAC, que ce soit lorsqu'il est extrait de l'échelle BFI-Fr et de l'échelle HEXACO.

Dans le modèle où les deux biais principaux de réponses sont pris en compte, c'est la dimension Persévérance de l'échelle UPPS-P et la dimension caractère consciencieux, qui corréle le plus avec le taux de lithium plasmatique.

Ainsi, il semble clair, à l'issue de notre travail, que la dimension générale de personnalité Stabilité et plus précisément le caractère consciencieux du modèle FFM ou HEXACO et la bonne maîtrise de son comportement se manifestant par une faible impulsivité et de fortes capacités de persévérance sont associés très significativement, lors de multiples analyses et prenant en compte de nombreux biais possibles à l'observance médicamenteuse, que celle-ci soit mesurée par des questionnaires ou par le dosage dans le sang de la présence du traitement.

On comprend mieux pourquoi l'observance est aussi importante et perturbée dans le trouble bipolaire, puisque ce sont des patients qui présentent une forte labilité affective trait et donc une instabilité comportementale chronique, se manifestant notamment par une forte impulsivité, ce qui constitue le contraire d'une stabilité comportementale. Cela nous indique que la psychoéducation ne devrait pas être la seule arme pour aider le patient à mieux prendre son traitement, mais que des psychothérapies ciblées sur la gestion de son comportement ou des formes de remédiations cognitives aidant le patient à retrouver des capacités d'inhibition et des fonctions exécutives globalement améliorées pourraient être également efficaces entre autres en améliorant l'observance médicamenteuse.

Abstract

This work analyses the use of a medication adherence scale (EGOMAC) in a population of 334 subjects with a chronic psychiatric disorder (most of them with bipolar disorder), followed by a psychiatric center. The aim is to study the trait characteristics associated with adherence behaviors. These characteristics include stable traits of behaviors of the subjects, the personality traits. These personality traits have been studied from the broadest General Factor of Personality, then at the level of the five dimensions of the Five-Factor Model and, at the more specific level, traits of impulsivity measured by the UPPS-P scale (Urgency, Lack of Premeditation, Lack of Perseverance, Sensation Seeking).

The patients answered two scales assessing adherence, two scales assessing personality (BFI-Fr and HEXACO-60), two scales assessing impulsivity (UPPS-P and IS-12), and a shortened scale of social desirability (BIDR).

The main results are the psychometric sound characteristics of the EGOMAC scale with a four factors solution: 1. Voluntary adherence to medical advice, 2. Involuntary forgetting of drugs, 3. Deliberate following of hygiene-dietetic advice, 4. Adherence to medical appointments. In a bifactorial model, a general adherence dimension appears with three first-level factors. These

factorial scores correlated well with scores at the Medication Adherence Rating Scale MARS. The general factor of the EGOMAC scale correlated significantly with plasmatic lithium dosage in a subgroup of patients taking oral lithium.

The General Factor of Personality correlated significantly with adherence factorial scores, as the stability factor of the Big Two Model. The factorial score of Consciousness, obtained in factorial models with a social desirability factor and an acquiescence factor (two classic bias), correlated significantly with adherence factorial scores, either when extracted from the items of the BFI-Fr or from the items of the HEXACO scale.

In a model using UPPS-P and BFI-Fr items in a factorial model adjusting for the preceding bias, lack of perseverance and consciousness correlated highest with the plasmatic lithium dosage among the personality dimensions.

Therefore, we conclude that the markers of behavioral control, as Consciousness or stability factors from the personality scale or the level of perseverance from the UPPS-P scale are the most strongly related to adherence assessed both by self-report questionnaire and by plasma level (objective method) and taking account multiple possible biases.

This study allows to better understand why these patients have difficulties with adherence, they present chronic affective lability, even in euthymic phase, manifest in their higher level of impulsivity, which is, in this study, the best predictors of problems with adherence behaviors. These personality traits associated with adherence suggest that psychoeducation alone is not sufficient to obtain a better level of adherence, but that the psychologist could complement this treatment, through treatments of patients' management of their behavior and implement cognitive remediation oriented on inhibition and executive functions increase of efficiency, which could eventually enhance adherence behaviors.

1 Introduction

L'objectif de ce travail se situe dans le champ plus large de la psychologie de la santé, mais plus précisément à l'intersection entre la psychologie de la santé (domaine d'application relativement récent de la psychologie, Bruchon-Schweitzer, 2002) et la psychopathologie (domaine d'application le plus ancien de la psychologie, voir les écrits de Janet ou Freud à la fin du 19^{ème} siècle). Paradoxalement, les chercheurs en psychologie de la santé ont mis un certain temps avant de commencer à s'intéresser à l'observance dans les maladies mentales, bien après qu'ils aient commencé à le faire pour les maladies dites « somatiques » (Friedman, 2011; Matarazzo, 1980; Nezu et al., 2003; Saslow et al., 1954). Cela est remarquable, car les traitements des maladies mentales existent depuis le milieu des années 1950, bien avant que la psychologie de la santé s'affirme comme domaine d'application à part entière de la psychologie, dans les décennies 1980 et 1990 (Friedman, 2011; Nezu et al., 2003).

En effet, la psychiatrie n'échappe pas, bien au contraire, aux traitements médicamenteux chroniques des patients et, ainsi, à la nécessité de travailler sur le suivi de ces traitements médicamenteux et donc sur l'observance médicamenteuse, comme il faut le faire dans les maladies chroniques comme le diabète, les maladies cardiovasculaires ou certains cancers (Friedman, 2011; Nezu et al., 2003), maladies où la psychologie de la santé a commencé, en premier, à développer l'étude de ces aspects.

La psychologie de la santé s'est développée sur la constatation que les aspects psychologiques que vivaient les patients, lorsqu'ils étaient confrontés à une maladie somatique chronique, comme le cancer par exemple, étaient essentiels à prendre en compte pour mieux traiter ces maladies. Par une sorte de volonté de contraste et avec l'objectif de se singulariser comme une discipline à part entière de la psychologie, la psychologie de la santé s'est d'abord restreinte, plus ou moins clairement, à des maladies à l'étiologie clairement somatique, dans le but de mettre en avant le fait, qui semble évident aujourd'hui, que même dans les états les plus somatiques, le vécu subjectif de l'individu était essentiel à prendre en compte, pour prendre en charge ces pathologies, avec la mise en avant, presque systématique, du modèle bio-psycho-social (Bruchon-Schweitzer, 2002; Nezu et al., 2003).

La psychologie de la santé, la psychopathologie et la psychiatrie ont toujours entretenu des rapports complexes et difficiles à synthétiser. Ainsi, il est utile de rappeler que le fameux modèle biopsychosocial fut d'abord développé par Guze dans les années 1950 (Guze et al., 1953; Saslow et al., 1954) ; qui fut également un des précurseurs des travaux ayant mené au

changement de paradigme du DSM-III, en participant à l'élaboration des critères de Saint Louis (Feighner, 1972). Le modèle biopsychosocial fut ensuite popularisé en psychologie de la santé (Frankel et al., 2003), puis clairement intégré comme un des modèles essentiels de la psychologie de la santé (Bruchon-Schweitzer, 2002; Friedman, 2011; Nezu et al., 2003).

Un article de 2011 (Haslam & Lusher, 2011) montrait encore que la psychiatrie était un domaine, qui restait assez isolé des publications réalisées dans les domaines spécifiques de la psychologie, avec une absence totale de lien avec la psychologie de la santé. Cela était manifeste par le fait que les journaux « psychiatriques » citaient très peu les journaux proches de la « psychologie clinique », tandis que l'inverse était beaucoup plus fréquent. L'étude montrait que les journaux renvoyant à la psychologie de la santé étaient presque totalement isolés des autres journaux, au sens où les articles publiés dans ces journaux n'étaient quasiment jamais cités dans les journaux qualifiés de « psychiatriques ».

Ainsi, cela nous montre les difficultés des paradigmes de la psychologie de la santé à pénétrer dans le champ de la psychiatrie, où pourtant l'aspect psychopharmacologique, avec la prise de traitements au long court, est essentiel et bien intégré (Dennehy et al., 2007; Goodwin et al., 2008).

Quand on étudie la question, on se met à penser que la psychiatrie a tenté de penser l'observance médicamenteuse « seule », sans se servir du savoir développé en psychologie de la santé, pour comprendre les mécanismes impliqués dans le suivi régulier des traitements médicamenteux. Cela semble aberrant pour un psychologue, mais cela semble bien être ce qui s'est produit ; en effet, cela fait un certain nombre d'années que le modèle biogénétique est considéré comme dominant en psychiatrie (Haslam & Kvaale, 2015). Cela est visible par une étude américaine, qui a étudié le recours à la psychothérapie versus la pharmacothérapie pour le traitement des patients aux Etats-Unis ; ainsi durant la décade entre 1998 et 2007, le pourcentage de la population générale, qui a eu recours à la psychothérapie est resté stable, tandis que durant la même période, la psychothérapie a joué un rôle de moins en moins prédominant dans la santé mentale des patients, puisqu'une proportion toujours plus large de patients recevaient un psychotrope sans psychothérapie (Haslam & Kvaale, 2015), alors qu'il est démontré que, pour la plupart des maladies mentales, une association traitement psychotrope et psychothérapie est le traitement le plus efficace. La vision neuroscientifique de la maladie mentale est, en effet, celle qui a le plus été popularisée par les médias et cela a eu un impact majeur sur le grand public (notamment à partir des années 2000). En effet, comme la schizophrénie et la dépression sont vues comme des maladies du cerveau (modèle biogénétique), il est naturel de se dire qu'un traitement biologique est le plus adapté pour traiter ce type de trouble.

On pourrait s'attendre à ce qu'une vision « biologisante » de la maladie mentale permette de déstigmatiser ceux qui en souffrent, en démontrant qu'ils ne sont pas responsables de leur maladie, mais la stigmatisation est un processus complexe et multiple. Ainsi une large méta-analyse (Haslam & Kvaale, 2015) a démontré que, dans les études (qu'elles soient corrélationnelles ou expérimentales), les explications biogénétiques étaient associées à une moindre tendance à blâmer les individus pour leur maladie mentale et les problèmes associés (correspondant effectivement à ce qui est attendu), mais étaient associées à une augmentation de la tendance à les percevoir comme dangereux et imprévisibles. Les explications biogénétiques étaient également associées à un désir d'une plus grande distance sociale et à un plus grand pessimisme sur le pronostic. Ainsi, l'effet sur la stigmatisation est complexe, mais nous voulons surtout insister sur le fait, que cette vision entraîne une sorte de focalisation excessive sur le traitement psychopharmacologique et un aveuglement sur ce que peut apporter la psychologie, et, particulièrement, la psychologie de la santé.

Ainsi, même l'étude de l'observance ne semble pas bénéficier des connaissances récentes en psychologie de la santé. Pour revenir sur l'exclusion de la psychiatrie du champ de la psychologie de la santé, nous avons étudié plusieurs sommaires de livres présentant la psychologie de la santé. Ainsi dans un livre de 2013 (Mikolajczak & Luminet, 2013), nous n'avons trouvé qu'un chapitre sur la prise en charge de l'alcool et un chapitre sur la prise en charge des insomnies (à côté de chapitres sur les lombalgies chroniques, les migraines et les cancers) et aucun sur l'observance médicamenteuse en psychiatrie. Ainsi, on voit bien encore une volonté de ne s'attacher qu'aux pathologies ayant un fondement organique (l'alcool ayant un effet neurobiologique évident même selon le sens commun et l'insomnie étant souvent traitée exclusivement par des psychotropes et connue comme ayant des répercussions physiques importantes). De même, dans le livre, qui fait partie de la collection de référence en psychologie anglo-saxonne *Handbook of Psychology* dont le volume 9 est consacré entièrement à la psychologie de la santé (Nezu et al., 2003), nous n'avons trouvé qu'un chapitre sur la dépendance au tabac (Swan et al., 2003) et un chapitre sur l'insomnie (Morin et al., 2012). En prenant un autre (Ayers et al., 2007), nous trouvons une légère évolution avec l'apparition de chapitre sur les démences, la maladie de parkinson et les troubles des conduites alimentaires, mais toujours pas un chapitre sur l'observance dans les maladies psychiatriques.

Pourtant les psychiatres ont largement étudié l'observance, puisque celle-ci a un rôle majeur dans l'évolution des troubles psychiatriques et explique partiellement pourquoi le résultat réel de la prise de psychotropes est souvent bien éloigné de ce qui est observé dans les études (Sajatovic et al., 2010). L'inobservance a un rôle majeur dans les rechutes, dans les

hospitalisations et dans la diminution du fonctionnement global. Mais surtout, une mauvaise prise en compte de cette inobservance, limite l'efficacité visible des traitements et entraîne donc des changements médicamenteux précoces, une polymédication inadaptée et donc une plus grande probabilité de dysfonctionnement majeur au quotidien pour le patient.

Ainsi, notre travail se place dans cette tradition de l'étude de l'observance en psychiatrie, étude qui est assez éloignée des travaux standard en psychologie de la santé, mais qui pourtant pourrait bénéficier de ces travaux. L'approche standard distingue les méthodes de mesures de l'observance subjectives et objectives. Notre spécificité sera d'utiliser les deux méthodes, pour avoir une étude la plus complète possible, sur la mesure du phénomène étudié, c'est-à-dire l'observance médicamenteuse.

En effet, un des objectifs principaux de notre travail est de valider un nouvel outil de mesure de l'observance (un autoquestionnaire) et il nous faut donc des « gold-standard », auxquels comparer notre nouvel outil. Mais notre apport ne s'arrête pas là, car nous souhaitons, non seulement mesurer précisément si les patients sont observants ou non, mais également savoir pour quelles raisons ils sont observants ou non. Nous pensons que l'approche utilisée en psychologie de la santé, qui est d'utiliser l'ensemble des outils disponibles en psychologie, dans le but de mieux comprendre les comportements liés à la santé, est pertinente dans notre situation. Ainsi, nous utiliserons des mesures de la personnalité pour tenter de comprendre quels sont les traits de personnalité qui sont le plus associés à l'observance et, surtout, quels sont les modèles de personnalité les plus pertinents pour comprendre l'observance dans une population de patients suivis en psychiatrie, en allant d'un facteur unique de personnalité, à des facteurs très spécifiques, comme l'impulsivité de manque de préméditation (selon le modèle UPPS-P). Notre plan sera relativement standard, puisque nous commencerons par une présentation de ce qu'est l'observance et des moyens de la mesurer, en comparant notamment les différentes méthodes et outils qui ont été développés pour la mesurer. Ensuite, nous rentrerons en détails dans les différents modèles de la personnalité, puis nous aborderons un domaine spécifique de la personnalité, qui est l'impulsivité. L'objectif général est de comprendre les liens entre des domaines bien étudiés de la psychologie et l'observance médicamenteuse et d'utiliser des outils statistiques sophistiqués pour mettre ces liens en évidence.

Dans ce travail, nous serons particulièrement vigilant aux aspects psychométriques de nos outils, nous ferons une analyse poussée de chacun de nos questionnaires pour tenter de démontrer que l'utilisation que nous en faisons est valide, selon les critères actuels de la psychométrie. Notre objectif est de démontrer l'apport clinique que pourraient fournir ces analyses, la « substantive–methodological synergy » de Marsh et Hau (2007).

Nous considérerons que le lecteur est déjà familier du concept de troubles bipolaires, tels qu'il a été décrit dans le DSM-IV et le DSM-5. Le DSM (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders American Psychiatric Association, 2013) servira de cadre général, en particulier pour tenter d'obtenir une population relativement homogène au niveau des diagnostics, à l'étude de cette population, spécifique en bien des points, de patients. Nous ne discuterons pas les critiques que l'on peut faire (pour partie justifiées) à ce mode de caractérisation des patients, d'autant que nous utiliserons amplement des caractéristiques dimensionnelles pour définir les patients. Cela introduit, tout de suite, une opposition importante en psychopathologie, entre les caractérisations des individus en termes de dimensions, opposées aux caractérisations en termes de catégories. Nous nous positionnerons comme les chercheurs actuels, qui sont ceux qui étudient le plus les maladies mentales, comme les membres du projet Research Domain Criteria, RDoC (Insel, 2014), qui supposent que l'on peut, voire que l'on doit, étudier les patients atteints de pathologies mentales avec les mêmes outils que ceux qui ne sont pas atteints de maladie mentale ; cela rejoint la notion d'endophénotypes, qui est désormais classique en psychiatrie (Gottesman & Gould, 2003). De plus, nous vérifierons la fiabilité et la validité de nos outils dans la population spécifique des patients.

2 Cadre théorique

2.1 L'observance

2.1.1 Une définition de l'observance

Nous allons commencer par définir l'observance et présenter quelques modèles qui permettent de mieux en comprendre le développement chez un individu, sachant que l'observance est un comportement parmi les autres comportements de santé, puis nous expliquerons pourquoi l'observance est si importante en montrant les graves conséquences que peut avoir l'inobservance, notamment en psychiatrie et dans les troubles bipolaires en particulier. Ensuite, nous présenterons comment nous pouvons mesurer l'observance et les qualités et les défauts des différentes méthodes de mesure de l'observance.

Nous allons d'abord définir l'observance en générale, puis nous aborderons son aspect multidimensionnel, ensuite nous analyserons l'évolution de la notion d'observance au cours des dernières décennies, c'est-à-dire depuis qu'elle est devenu un objet d'étude à part entière.

Pour commencer, il semble essentiel de définir ce dont nous allons parler, qu'est-ce que l'observance ? L'observance se définit comme la capacité à prendre « correctement » son traitement, c'est-à-dire « tel qu'il est prescrit par le médecin ». L'observance renvoie au « degré de respect ou d'écart entre les prescriptions et les pratiques du patient en termes de santé » (Colom et al., 2005; Fialko et al., 2008). L'observance est donc un comportement, c'est-à-dire l'acte de suivre le traitement prescrit et plus généralement les recommandations médicales. Nous nous intéresserons particulièrement à un aspect simple de l'observance, qui est l'observance médicamenteuse, c'est-à-dire le fait pour le patient de prendre régulièrement ou de ne pas prendre ou seulement de manière irrégulière son traitement médicamenteux.

L'observance est définie dans le champ de la psychologie de la santé « comme la résultante d'un processus de conformisation du patient aux prescriptions médicales adressées par l'autorité médicale dans le cadre d'une prise en charge de sa maladie. » (Tarquinio & Tarquinio, 2007). Cette notion est une des notions fondamentales de la psychologie de la santé (Ayers et al., 2007). On voit ici que l'observance nécessite pour le patient de se conformer aux prescriptions médicales et donc, de suivre activement les recommandations émises par une personne, considérée comme un expert du fait que cette personne est médecin (notion d'autorité d'esculape) et qui a, seule, le pouvoir de prescrire ou non une substance médicamenteuse, essentielle à la prise en charge de la pathologie, souvent chronique, du patient (Tarquinio & Tarquinio, 2007). Il faut préciser que cette notion de prescription médicamenteuse est souvent

considérée comme le point essentiel séparant le statu du psychologue clinicien de celui du psychiatre.

L'observance est une notion fondamentale en psychiatrie, elle serait en cause dans plus de 50 % des rechutes chez des patients bipolaires stabilisés. Seul 40 % des patients atteints de troubles bipolaires sont pleinement observant après une rechute (Colom et al., 2005). Plus d'un tiers des patients BP a arrêté leur(s) traitement(s) deux fois ou plus, sans consultation médicale, au cours de leur vie. Neuf patients sur dix ont sérieusement envisagé d'arrêter leur traitement au cours de leur vie.

Comme nous l'avons dit en introduction, l'étude de l'observance en psychiatrie a été menée de manière largement indépendante de son étude en psychologie de la santé, comme le montre l'article sur les « réseaux de citations » dans les journaux de psychiatrie et de psychologie clinique (Haslam & Lusher, 2011), où les journaux associés à la psychologie de la santé sont très peu cités dans les revues étiquetées de « psychiatriques », encore moins que les journaux associés à la psychologie clinique.

Différents types d'observances sont observées et théorisées, elles sont présentées, dès 1996 en français par Munzenberger et al. ; elles sont synthétisées dans le tableau suivant (Tarquinio & Tarquinio, 2007).

Gradation de la non-observance	Caractéristiques
Les arrêts définitifs	Forme de non-observance la plus aiguë Comportements non observants les plus visibles : « perdus de vue »
Les arrêts « momentanés »	Comportements décidés par les patients (par exemple pendant quelques semaines) Plus difficile à mesurer pour le médecin
Les « oublis »	Comportements les plus fréquents et difficilement visibles pour le médecin La quasi-totalité des patients avoue oublier fréquemment ou occasionnellement leurs médicaments
Les « prises groupées »	Comportements moins fréquents Prise de la totalité des médicaments en une ou deux prises par jour au lieu de trois

Tableau 1: Les différentes formes de non-observance, tiré de Munzenberger et al. (1996)

L'observance peut être totale, partielle ou absente. Les comportements d'inobservances sont donc multiples. La notion d'observance s'intègre dans l'histoire de l'évolution de la médecine et en particulier de l'évolution de la relation supposée « normale » à un moment de notre

histoire, entre malades et médecins. Dans les décennies précédents les années 1990, dominait un modèle « paternaliste », où le médecin avait une position d'autorité et donnait des consignes à suivre au patient, qui n'avait pas vraiment son mot à dire ; ainsi la notion de compliance dominait, notion qui impliquait une position passive du patient et une soumission aux consignes édictées par le médecin (Ayers et al., 2007; Tarquinio & Tarquinio, 2007). Puis, a émergé, au cours des années 1990, un modèle collaboratif où le patient a une part active dans les décisions qui le concernent (il est devenu « acteur » de son traitement, comme on le martèle au cours de l'éducation thérapeutique des patients) et où il recherche librement de l'information sur internet pour connaître et comprendre le discours médical (Bruchon-Schweitzer, 2002). Ainsi, on préfère, depuis au moins 2 décennies maintenant, en anglais le terme « adherence » (adhésion) au terme « compliance », car le terme adhésion évoque plus une démarche active du patient (Lingam & Scott, 2002) et une forme de collaboration entre le clinicien et le patient. Cependant, nous avons choisi le terme « observance », car nous souhaitons nous centrer sur un aspect précis de l'adhésion au soin, qui est l'observance médicamenteuse.

Cette évolution des mentalités a fini par atteindre également la psychiatrie, après avoir émergé notamment dans le contexte de la nouvelle maladie chronique de la fin du 20^{ème} siècle, le VIH, où le rôle des associations de patients a eu, pour la première fois dans l'histoire de la médecine, un rôle majeur, que ce soit dans la recherche et dans le soin (Barbot, 2006).

Cette évolution des mentalités oblige les médecins à avoir un discours plus clair et plus ouvert à la critique que par le passé, dans un moment de l'évolution de notre société où il devient beaucoup plus fréquent de chercher des avis de différentes sources en vue de les confronter et d'en vérifier le bienfondé (Colom & Vieta, 2008). Cela s'inscrit aussi dans une époque où les informations circulent extrêmement vite et où des « fake news » circulent et cela même dans des grands journaux comme « The Lancet », qui a été obligé de retirer un article datant de 1999, où Wakefield avançait un lien causal entre la vaccination et le développement de troubles autistiques chez des enfants. Par la suite, l'aspect frauduleux de cette étude a été mis en évidence. Ce type de fraudes, même si elles sont exceptionnelles, dégrade la confiance qu'ont les gens envers les figures d'autorité qu'étaient les médecins et cela tend même à se généraliser à une méfiance (parfois justifiée) contre l'ensemble des « élites », c'est-à-dire l'ensemble de ceux considérés comme des « experts » à qui l'on confie, normalement avec confiance, la prise de décisions essentielles pour l'ensemble de la population, et cette méfiance est particulièrement développée parmi les populations des pays industrialisés, la France étant particulièrement touchée par ce phénomène (Le Bras, 2019). L'épidémie de la covid-19, qui s'est produite à partir de mars 2020, a illustré particulièrement ce phénomène, avec la

publication d'articles dans des revues prestigieuses, qui ont été retirés rapidement dans les semaines qui ont suivi (Funck-Brentano et al., 2020; Mehra et al., 2020), tout en ayant abouties à des choix politiques quasi immédiats.

On voit donc que les travers « habituels » de la science (Ioannidis et al., 2010) peuvent être mis en lumière de manière particulièrement sévère dans les situations exceptionnelles où la société entière se tourne vers les médecins et les chercheurs (et les politiciens). Cette situation a été caricaturale dans les effets induits par les discours discordants des chercheurs (« experts »), des politiciens et des sources « internet ». Cela a induit une cacophonie que chacun a pu percevoir et qui a mis en lumière les dysfonctionnements, pourtant déjà connus (Ioannidis et al., 2010), de la science (parmi d'autres dysfonctionnements plus globaux).

2.1.2 Les modèles de l'observance

Un premier modèle qu'il faut présenter pour comprendre comment est conceptualisée l'observance en psychologie de la santé est le *Health Belief Model* (modèle de croyances de santé), qui a été développé notamment par Hochbaum dans les années 1950 (Cummings et al., 1978; Taylor, 2015). Ce modèle a été le premier modèle à utiliser des outils issus de la psychologie sociale, pour modéliser des comportements associés à la santé, il a ensuite été largement utilisé en psychologie de la santé. La vision de Hochbaum se résume dans l'idée que la psychologie est à la santé publique ce que la physique est à l'ingénierie, c'est-à-dire un savoir théorique, qui doit servir lorsqu'il est question de mettre en œuvre des programmes de prévention de la santé, par exemple.

Le modèle de croyances de santé est intéressant à présenter du fait de sa simplicité. Il est présenté ainsi, dans une étude qui se présente comme la première visant à développer une mesure psychométrique de la validité de ce modèle (Cummings et al., 1978) en utilisant la méthode de Campbell et Fiske (méthode multi-traits multiméthodes, qui permet d'évaluer la validité et non seulement la fiabilité de la mesure d'un concept) ; ce modèle reposerait sur 3 postulats : 1. L'individu se sentirait concerné par le problème de santé et le considérerait comme suffisamment sérieux (en se référant en général à une maladie) ; 2. L'individu penserait que des actions / comportements permettraient de diminuer la possibilité d'être atteint ou la sévérité de la maladie si jamais il en était atteint ; 3. Les coûts psychologiques de ces actions seraient moins élevés que les bénéfices qu'il attendrait de ces actions en terme de santé.

Ce modèle très simple est une sorte de simplification des modèles de prise de décision en situations complexes, qu'avait déjà développé les économistes. Cette notion irrigue, par exemple, tout le domaine de l'économétrie et un cadre de pensée que l'on a critiqué et qui se présente sous le nom de la théorie de l'Homo Economicus (notion déjà présente chez John Stuart Mill, voir Mill, 2018). Cette théorie, à la base de l'économie néo-classique, suppose que l'être humain agit comme un être rationnel, c'est-à-dire qu'il cherche à atteindre des objectifs de la meilleure façon possible en fonction des contraintes qu'il affronte (Anderson, 2000). Tout est dans la question de ce qui définit la rationalité ; d'ailleurs un des seuls psychologues, ayant reçu un prix Nobel (le prix Nobel d'économie, en réalité « Prix de la Banque de Suède en sciences économiques en mémoire d'Alfred Nobel »), Daniel Kahneman, (Kahneman & Tversky, 1979), a développé une théorie des biais cognitifs, qui ont un impact essentiel sur la prise de décision et module radicalement le rôle de la rationalité dans les choix des individus. Ainsi, ses travaux ont montré que l'homme se servait régulièrement de sortes de « raccourcis cognitifs », appelés heuristiques de jugement, qui lui permettent de prendre des décisions de manière plus rapides, mais qui aboutissaient à certaines erreurs systématiques. Ces erreurs pouvaient être mise en évidence par des expériences précises, ce qu'ont fait ces auteurs (Kahneman & Tversky, 1979). Ces travaux sont à la base de la nouvelle discipline scientifique qu'est l'économie comportementales. Bourdieu a parlé ainsi d'un « mythe de l'homo œconomicus » et cette théorie a largement été remise en question par la suite (Anderson, 2000). Les neurobiologistes se sont ensuite largement intéressés également à cette question, qui est bien plus complexe que ne l'ont pensée les économistes au début. Certains patients atteints de lésions frontales agissaient, paradoxalement, beaucoup plus selon la théorie du choix rationnel que des sujets sains (Koenigs et al., 2007; Moll & de Oliveira-Souza, 2007), dans une expérience de « dilemmes moraux ». Ces expériences ont contribué à montrer le rôle central des émotions dans la prise de décision.

Nous allons présenter un modèle plus global utilisé pour modéliser l'observance en général, c'est-à-dire non spécifiquement dans les maladies mentales, « le modèle systémique de soins préventifs » (MSSP), modèle qui a été conçu en 1992 par Walsh et McPhee à partir du HBM (*Health Belief Model*) et des apports théoriques de Bandura notamment (voir citations dans Tarquinio et Tarquinio, 2007).

Ce modèle est un modèle complexe, comme il y en a souvent en psychologie de la santé, ce modèle ne peut être que complexe, car il tente de modéliser tous les aspects qui peuvent influencer un comportement aussi complexe que la prise ou non d'un traitement médicamenteux dans toutes les situations où cela est possible. Or, un patient peut prendre ou non un traitement

pour de nombreuses raisons et il peut le prendre de multiples manières. Ce qu'il faut retenir de ce modèle est son aspect systémique, c'est-à-dire qu'il tient compte de la relation dynamique patient / médecin comme d'un élément essentiel du développement de l'observance médicamenteuse.

Ce modèle tient compte de trois catégories de facteurs : les facteurs prédisposants, les facteurs capacitants et les facteurs renforçants. Parmi les facteurs prédisposants, il y a les croyances et attitudes, dont le sentiment d'autoefficacité (notion développé par Bandura, 1977, 1995) qui est très largement utilisé en psychologie de la santé.

En effet, ce sentiment d'autoefficacité rentre dans une tentative d'explication globale d'explication du comportement humain (Bandura, 1977), notamment à travers la théorie de l'apprentissage sociale. L'ouvrage anglais de Bandura *Social Learning Theory* est très particulier et a marqué l'histoire de la psychologie. Ainsi l'auteur déclare dans la préface qu'il a tenté « de produire un cadre théorique global permettant d'analyser le comportement et les pensées humaines ». Ce livre est particulier, car il a été écrit dans la période suivant le « Behaviorisme triomphant » et où, commençait à s'imposer à tous les chercheurs en sciences humaines des mécanismes comme le contrôle cognitif et la notion de feed-back, centraux dans la théorie cybernétique et donc, ensuite, dans la psychologie cognitive. La notion de motivation a donc réémergé comme notion fondamentale expliquant les comportements humains, il fallait donc des théories et des modèles permettant d'expliquer comment la motivation naissait et était influencée par les facteurs externes. La relation médecin / patient a donc été repensé dans ce cadre théorique.

Pour revenir au modèle MSSP, ce modèle, malgré sa complexité, est considéré encore comme trop générique et ne prenant pas assez en compte, par exemple, l'importance des proches des patients et ce modèle doit être adapté au public visé (Tarquinio & Tarquinio, 2007), par exemple dans notre situation la population des patients atteints de troubles psychiatriques.

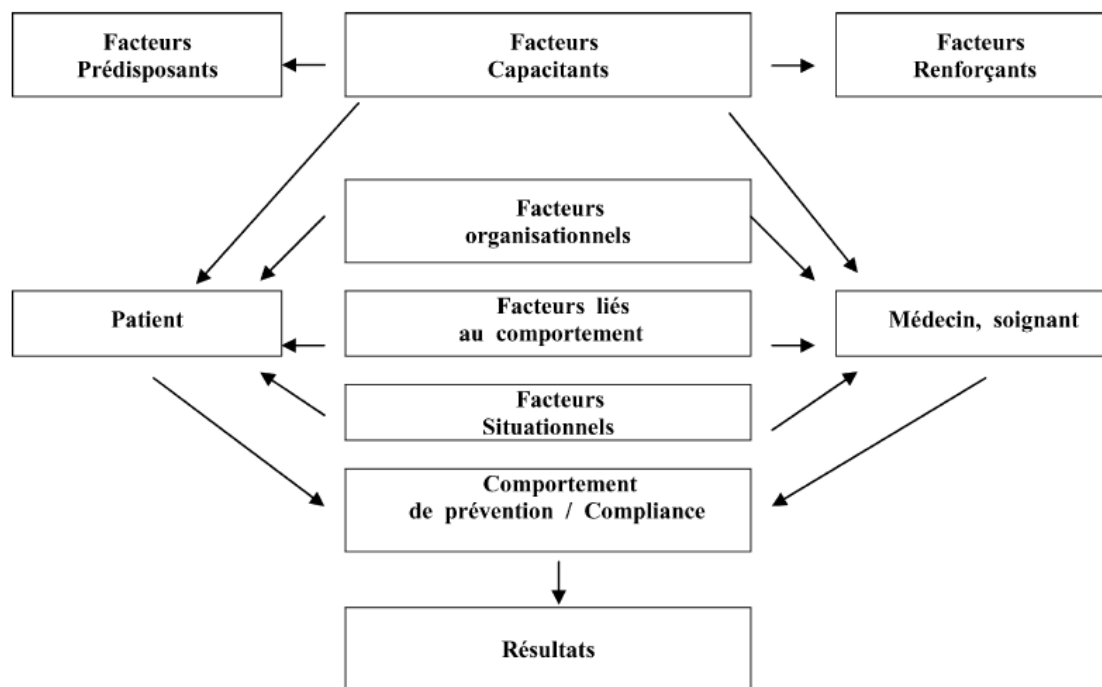


Figure 1: Modèle systémique de soins préventifs

Un autre modèle « complexe » est le modèle de prédiction des comportements de santé (MPCS), ce modèle intègre plusieurs approches, théories et concepts explicatif de l'observance. Ce modèle est intéressant car il recense de manière relativement exhaustive le type de facteurs pris en compte pour expliquer l'observance (Pender, 1975). Ce modèle a été développé pour expliquer l'observance dans une population de patients ayant fait l'objet d'un pontage cardiaque. Il distingue 5 catégories de facteurs : les facteurs de modifications (variables sociodémographiques, variables interpersonnelles et variables conjoncturelles), les facteurs de perceptions individuelles (en lien à la santé, la maladie, les attentes envers les traitements et le lieu de contrôle), la perception des obstacles aux comportements de santé, les signaux d'action ou déclencheurs (internes ou externes), la probabilité d'adoption du comportement de santé.

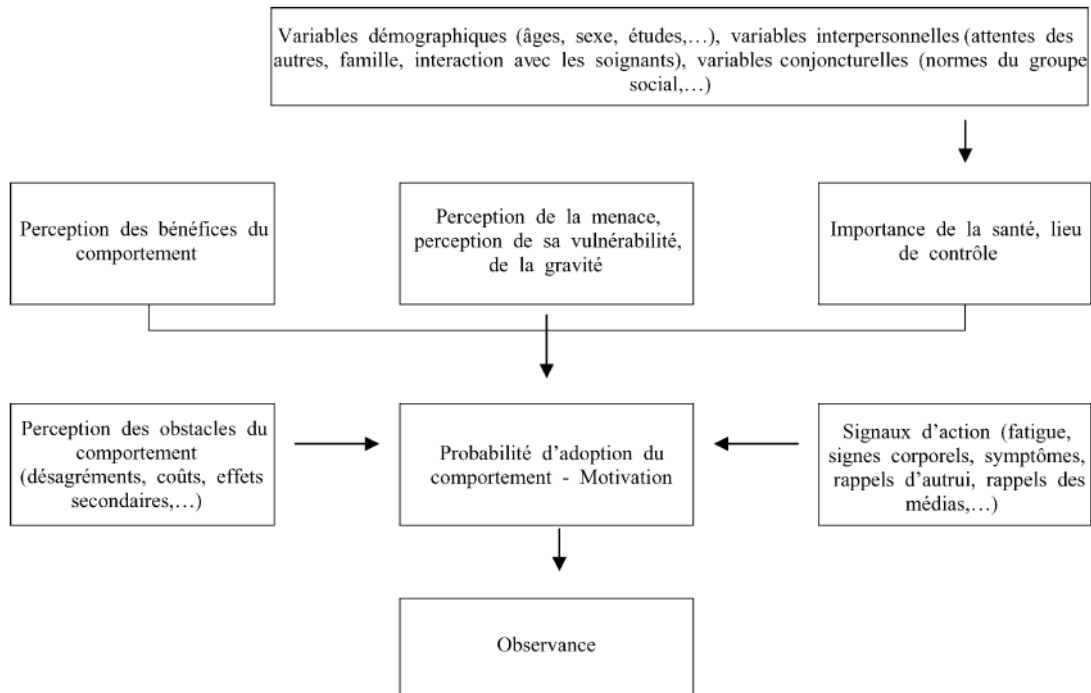


Figure 2: Modèle de prédiction des comportements de santé

Ce modèle est donc bien éloigné de la simplicité du modèle bénéfices / risques et emprunte aux sciences cognitives le principe des « modèles en boîtes et flèches », que l'on a appelé « boxologie » en sciences cognitives (Fodor, 1983).

Le problème de tous ces modèles est qu'ils utilisent des concepts relativement spécifiques à la psychologie de la santé et non des concepts plus généraux et plus transversaux. De plus, la catégorisation adoptée (taxonomie des concepts) pour regrouper les concepts spécifiques est souvent spécifique à chaque modèle et mériterait que l'on s'attache plus à définir quels sont les principaux domaines de la psychologie humaine, en général, avant de tenter de les regrouper pour expliquer les comportements en lien à la santé ; il faudrait donc une vision moins spécifique à la psychologie de la santé et plus transversale à la psychologie, comme on l'a fait pour le concept d'autoefficacité de Bandura (qui a été appliqué à de nombreuses situations).

2.1.3 L'inobservance est un problème majeur et fréquent : principale cause de rechutes en psychiatrie dans le trouble bipolaire

Nous ne reviendrons pas ici en détail, sur ce qu'est la classe diagnostique des troubles bipolaires. Ces troubles sont bien décrits dans de nombreux ouvrages (Goodwin & Jamison,

2007), dont le manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux dans sa 5^{ème} version, le DSM-5 (American Psychiatric Association, 2013). Nous rappellerons juste que ces troubles sont des troubles de l'humeur et prennent de multiples formes d'où l'utilisation habituelle du pluriel pour se référer à ces troubles mentaux. Ils se caractérisent par des phases de dépressions et des phases d'euphorie / irritabilité appelées phases maniaques ou hypomaniaques, selon l'intensité de la phase d'excitation (Goodwin & Jamison, 2007). Nous utiliserons le singulier pour parler de cette pluralité de troubles par simple commodité et pour simplifier la lecture.

Les pathologies psychiatriques font partie des maladies chroniques les plus handicapantes dans le monde, notamment quand ce handicap est mesuré sous forme de DALY's (Disability Adjusted Life Years), c'est-à-dire le nombre d'années de vie perdues « ajustées selon le handicap », définies par l'OMS. Pour résumer cet indice tient compte à la fois de la durée de vie passée avec le handicap et de l'intensité de ce handicap. Il faut noter que les pathologies mentales sont parmi les premières causes de DALY's (dont la dépression, la schizophrénie, les troubles bipolaires...), notamment du fait que, pour beaucoup d'entre elles, elles concernent l'adulte jeune (médiane d'entrée dans la maladie de 18 ans par exemple pour le trouble bipolaire et une moyenne de 24 ans (Henry et al., 2017).

Le trouble bipolaire est une pathologie lourde, classée par l'OMS comme une des pathologies (toutes pathologies confondues) entraînant un des handicap les plus élevés (Haute Autorité de santé, 2015), dont le coût financier individuel a été estimé comme supérieur à celui des maladies coronariennes ou de la dépression (Belzeaux et al., 2013; Williams et al., 2011). Ce trouble est associé à un risque de suicide démultiplié, puisque 6 à 7 % des patients décéderont par suicide selon des chiffres récents (Schaffer et al., 2015) et 25 à 60 % des patients feront une tentative de suicide, au cours de leur vie (Goodwin & Jamison, 2007; Novick et al., 2010). Les études d'autopsie psychologique démontrent que 25 % des suicides aboutis se produisent chez des patients, dont on peut, rétrospectivement, affirmer qu'il souffraient de troubles bipolaires (Isometsä, 2005).

Seul 40 % des patients atteints de troubles bipolaires sont pleinement observant après une rechute (Colom et al., 2005). Plus d'un tiers des patients BP ont arrêté leur(s) traitement(s) deux fois ou plus, sans consultation médicale, au cours de leur vie et cela a un impact considérable sur l'évolution de la pathologie, notamment par le fait que prendre correctement un traitement comme le lithium (qui est la molécule de référence pour le traitement du trouble bipolaire) réduit significativement le risque de suicide et cela a été démontré de multiples fois (Baldessarini et al., 2003; Guillaume et al., 2011). A travers différentes pathologies psychiatriques, on retrouve le chiffre d'un quart des patients, qui seraient non adhérents aux

traitements, mais ce chiffre va même jusqu'à 40 % pour une étude utilisant un outil électronique de mesure de l'observance médicamenteuse, alors que dans la même étude, selon les autoquestionnaires, le chiffre classique de 25% de non-observance était rapporté (Yang et al., 2012). Pour la prise d'antipsychotique, le taux d'inobservance, évalué dans des revues de littérature, varie de 25 à 55 % (Fialko et al., 2008). Cette inobservance est un problème de santé publique, car, en particulier dans le trouble bipolaire, elle augmente, en plus du risque de rechute(s) et d'hospitalisation(s), le risque de suicide (Belzeaux et al., 2013; Goodwin & Jamison, 2007).

Or, le choix des traitements dans le trouble bipolaire est particulièrement complexe, car, même la molécule de référence, qui est le lithium, n'a une efficacité cliniquement démontrée que chez un tiers des patients, en effet seul 30% des patients traités dans une étude « naturaliste » atteignent le stade la rémission (Garnham et al., 2007), ce qui est pourtant le niveau de rémissions observées le plus élevé parmi tous les thymorégulateurs étudiés. Ainsi, on voit que même si le médecin choisit le traitement, qui fonctionne le mieux en général, il a de fortes chances de devoir essayer un autre traitement, du fait de l'inefficacité ou de l'efficacité partielle seulement de ce traitement. Or, si en plus de cela, on ajoute une mauvaise observance, pas nécessairement correctement prise en compte, on comprend le risque induit par l'inobservance, de multiplier les essais de traitements différents et d'aboutir à des polymédications (Sajatovic et al., 2010), et donc la perte de chance associée de correctement traiter le patient.

Ainsi, la possibilité de prédire quels patients sont les plus susceptibles d'être faiblement observants à des traitements oraux sur la base de caractéristiques mesurables et de s'adapter efficacement à ce risque améliorerait probablement très massivement l'évolution de la maladie chez ces patients (Murru et al., 2013), juste en pouvant ainsi utiliser au mieux les traitements déjà existants.

2.1.4 La mesure de l'observance

Dans ce travail, nous nous plaçons résolument dans une approche quantitative des phénomènes étudiés, car seule la méthode quantitative permet de mettre à l'épreuve de manière empirique des hypothèses et de les conforter ou de les réfuter avec une certaine probabilité qui n'est jamais de 0 ou de 1, ce qui permet de toujours nuancer nos affirmations. Plus profondément, nous pensons que seules les statistiques bayésiennes sont « consistantes » sur le plan mathématique et, surtout, permettent directement de répondre à la question : « est-ce que les données confirment mon hypothèse ? » et non à la question : « à quel point les

données sont en désaccord avec le fait de poser l'hypothèse nulle comme vraie ? ». Cependant, beaucoup des analyses réalisées dans ce travail, se font classiquement avec la théorie fréquentiste des statistiques et cela compliquerait beaucoup notre tâche de les faire toutes dans un cadre bayésien, donc nous nous restreindrons à des statistiques fréquentistes tout en prenant en compte les limites de ces méthodes.

La mesure de l'observance est centrale dans l'analyse de ce phénomène. L'observance peut être évaluée par de multiples moyens et il faut savoir que tous sont critiquables et que l'idée même et surtout la manière de quantifier ces phénomènes sont elles-mêmes source de nombreuses controverses.

On distingue habituellement deux types de moyens d'évaluer l'observance, les moyens directs et les moyens indirects (Tan et al., 2014; Yang et al., 2012). Les moyens directs sont l'observation du patient quand il prend le traitement et le dosage sanguin ou urinaire de la substance indiquant le taux de médicament circulant dans le corps du patient.

Parmi les moyens indirects, les auto-questionnaires sont le moyen le plus simple d'évaluer l'observance, cependant, ils ont l'inconvénient (et l'avantage, voir infra) d'être subjectifs. On voit parfois, comme dans l'étude précédemment citée (Yang et al., 2012), une différence très nette entre le rapport subjectif de l'observance et la mesure grâce à un appareil électronique (autre mesure indirect). Le rapport subjectif que fait le patient de son observance peut être influencé par des troubles de la mémoire, le niveau de symptomatologie ou le manque d'insight, voire par une volonté plus ou moins délibérée de « falsifier » ses réponses (désirabilité sociale ou malingering).

Un autre moyen indirect est l'hétéroévaluation, qui est généralement faite par un médecin, celui-ci a donc une participation active au traitement et peut donc involontairement biaiser ses mesures en fonction des attentes qu'il a envers le patient et le traitement.

Les mesures dites « objectives » (mais indirectes) sont aussi sensibles à l'erreur, le comptage des pilules ne peut pas détecter les variations dans la prise du traitement ou la destruction volontaire de pilules. Les méthodes les plus objectives sont donc les mesures directes que sont les dosages plasmatiques et l'observation directe du patient lors de la prise du traitement. L'observation directe est coûteuse et intrusive. Seul le dosage plasmatique semble donc une mesure approximative réellement objective et réalisable de l'adhésion au traitement. De plus, pour le lithium, dans le cadre des centres experts pour les troubles bipolaires (voir infra), sont réalisés régulièrement des dosages de ce que l'on appelle le lithium intra-érythrocytaire. Ce dosage reflète l'imprégnation en lithium de l'organisme du patient et se révèle donc être une

mesure de l'observance à moyen terme, contrairement au dosage plasmatique, qui ne révèle qu'une observance à court terme et peut être biaisé par la prise de quelques comprimés peu avant l'examen. Cependant, le taux de lithium intra-érythrocytaire est déterminé par de multiples facteurs et les mécanismes impliqués dans le passage du lithium dans les cellules sanguines sont complexes (Balkhi et al., 2009).

La subjectivité des questionnaires peut toutefois être un avantage, en particulier, quand on veut mesurer l'attitude vis-à-vis du traitement, élément qui fait désormais partie intégrante du concept théorique d'observance. Cette attitude est mentionnée fréquemment comme une des causes possibles de non-observance (Colom et al., 2005; Yang et al., 2012).

Ainsi on distingue, depuis peu, une inobservance volontaire opposée à une inobservance involontaire (Weinman et al., 2018). Ces deux types d'inobservance vont toutes deux mener à un taux de substances dans le sang inférieur à la dose thérapeutique. Pourtant, l'explication de ce phénomène et ainsi la manière d'y remédier seront très différentes. Dans le cas de l'inobservance involontaire on pourra travailler sur des manières d'aider le patient à se rappeler de prendre son traitement, par exemple, en lui expliquant l'utilisation d'un pilulier. Cette stratégie ne sera clairement pas efficace avec un patient présentant une inobservance volontaire, puisque ce n'est pas un oubli, mais une attitude qui le mène à ne pas prendre son traitement. Il faudra alors travailler plutôt sur l'adhésion aux soins de manière globale et sur la relation et l'alliance thérapeutique.

Ces deux types d'inobservances ne peuvent clairement pas être évalués seulement avec un dosage sanguin des médicaments, mais avec des mesures subjectives. En effet, on voit bien là que le simple indicateur biologique présente d'importantes limites, puisqu'il ne révèle pas le vécu qu'a le patient de son traitement, vécu essentiel pour comprendre l'observance. Valider des mesures subjectives sera un des axes majeurs de ce travail.

Notre objectif est d'étudier les facteurs qui aboutissent à une mauvaise observance et donc de spécifier ce concept. En effet, on peut croire que les comportements liés à l'observance sont monolithiques (voire carrément « binaires » dans certaines études qui caractérisent les patients en observant versus non observant), mais, en réalité, il est très probable que différents types d'inobservance existent et qu'ils puissent être observés par des méthodes statistiques appropriées. Il existe déjà un auto-questionnaire d'inobservance volontaire (Weinman et al., 2018), donc on voit que ce concept et l'idée de types d'inobservances multiples commencent à s'implanter dans la littérature.

La mesure de l'observance est donc souvent réalisée à l'aide d'autoquestionnaires. Le patient rapporte sur une échelle de Likert (par ex. jamais, parfois, souvent, toujours, cotés 1, 2, 3 ou 4)

ou en réponses binaires « vrai » ou « faux », ses réponses à des questions précises. Le lien entre ces réponses du patient et le concept d'observance est complexe. Une façon simple de définir le lien entre les réponses du patient aux questions et l'observance est de dire que l'observance est une variable latente réflexive, au sens statistique et psychométrique du terme. Une variable latente réflexive est conceptualisée comme étant la cause « cachée » de la variation des réponses aux questions. C'est le niveau d'observance qui va expliquer la variation des réponses d'un patient aux questions. Cela se manifeste par le principe d' « indépendance locale », c'est-à-dire qu'une fois le niveau d'observance pris en compte, il ne doit plus rester de relations significatives entre les réponses à deux questions différentes, puisque l'observance est la seule cause de la relation des réponses entre elles. Pour cela l'échelle ne doit mesurer qu'une seule dimension ou alors plusieurs dimensions, mais qui sont clairement distinguées (considérées alors comme plusieurs échelles distinctes).

Une des premières échelles d'observance et une des plus connues, comportait quatre items et est dénommée aujourd'hui la « four item Morisky Medication Adherence Scale » (Tan et al., 2014). Elle a été développée en 1986 par Morisky (Tan et al., 2014) et validée dans une population de patients souffrant d'hypertension. L'échelle avait pour originalité de se focaliser sur les raisons qui entraînent la non prise du traitement ; l'hypothèse était qu'il y avait plusieurs façons / raisons d'être inobservant : l'oubli, la négligence, arrêter le traitement parce que l'on va mieux ou bien commencer le traitement uniquement lorsque l'on va mal.

Aujourd'hui, les échelles d'observances sont nombreuses et dépendent beaucoup de la population, qui est visée par l'évaluation. Ainsi, la Drug Attitude Inventory (DAI) (Hogan et al., 1983), qui était très utilisée depuis sa création (Fialko et al., 2008; Thompson et al., 2000), avait pour caractéristique de s'intéresser spécifiquement aux attitudes que présentent les patients psychiatriques vis-à-vis des traitements médicamenteux.

Cet aspect de prise en compte de l'attitude envers le traitement et de ne pas se limiter à la prise du traitement médicamenteux a été critiqué (Thompson et al., 2000). Ce dernier auteur a donc élaboré la MARS (*Medication Adherence Rating Scale*). Elle a été développée à partir d'autres échelles préexistantes, dont l'échelle de Morisky en 4 items et la DAI. Dès cet article de création / validation de l'échelle, une analyse factorielle montra l'aspect multidimensionnel de l'échelle avec 3 facteurs expliquant 59% de la variance. Le premier facteur était directement lié aux comportements d'observance, tandis que le second reflétait l'attitude par rapport à la médication et le troisième facteur renvoyait aux effets secondaires et n'était évalué que par deux items (ce qui le rend non étudiable par l'analyse factorielle confirmatoire).

Un problème des échelles d'observance est de ne pas prendre en compte, ni les biais de désirabilité sociale, ni les biais d'acquiescement, de manière systématique. Or, pour revenir au concept de variable latente réflexive, celui-ci permet d'analyser les biais spécifiques liés à l'auto-évaluation qui peuvent être analysés dans ce contexte. On peut, par exemple, construire deux variables latentes évaluant les deux types de biais les plus fréquemment étudiés dans ce contexte : le biais de désirabilité sociale et le biais d'acquiescement. Pour cela, Ferrando et Lorenzo-Seva ont développé plusieurs techniques (Ferrando et al., 2003, 2009, 2016) permettant de quantifier ce biais chez chaque sujet, grâce à des techniques dérivées de l'analyse factorielle, adaptée aux réponses observées catégoriques ordonnées (polytomous), dans le cadre de la théorie des réponses aux items. En effet, on a depuis longtemps démontré les relations étroites entre la théorie de réponse aux items (DeMars, 2010) et l'analyse factorielle non linéaire (McDonald, 1999).

2.2 La personnalité des modèles de dimensions générales aux modèles hiérarchiques et à l'impulsivité

Nous présenterons d'abord une définition de la personnalité et le cadre théorique dans lequel nous nous plaçons qui est celui de l'étude psychométrique standard de la personnalité. Puis nous présenterons le modèle dominant dans l'étude de la personnalité, le modèle du *Five Factor Model* (FFM), nous en montrerons les origines et les fondements statistiques. Puis nous présenterons les outils les plus utilisés pour mesurer les dimensions en question et donc la place de la personnalité en psychométrie. Nous présenterons un modèle alternatif au modèle du FFM, pour montrer notamment, qu'il n'existe pas qu'un unique modèle de personnalité. Nous rentrerons ensuite dans les conceptions hiérarchiques de la personnalité, qui invoquent des facteurs encore plus généraux que les 5 grands.

Nous présentons ce domaine (très large) d'étude, car nous pensons que la personnalité doit expliquer au moins partiellement les comportements d'observances. En effet, il est reconnu que des caractéristiques stables de l'individu, déterminent partiellement son attitude vis-à-vis du traitement et donc l'observance, mais ces caractéristiques sont souvent considérées comme des éléments spécifiques ayant une relation théorique évidente avec l'observance, comme le lieux de contrôle (voir les modèles de l'observance présentées plus haut) (Taylor, 2015). Il est rarement étudié le fait que des dimensions très générales, comme celles qui sont évaluées pour étudier la personnalité, puissent expliquer, au moins partiellement les comportements en lien

avec l'observance. De même, nous allons présenter des modèles de personnalité qui ont été développés le plus souvent chez le sujet sain, avec donc l'hypothèse implicite que ces dimensions expliquent également aussi bien le comportement des sujets atteints d'une psychopathologie, ce qui va dans le sens de la recherche actuelle (Insel, 2014), qui considère qu'il faut étudier la psychopathologie comme étant une forme extrême de comportement « normal ». Ainsi, dès 1992, Christopher Frith proposa un modèle des symptômes présentés par les patients atteints de schizophrénie, basé sur le fonctionnement cognitif normal et démontra que la psychopathologie comme la neuropsychologie, pouvait nous éclairer sur le fonctionnement cognitif normal, en étudiant les défaillances du fonctionnement cognitif (Besche-Richard, 2018). Nous partons donc avec l'idée que les modèles développés chez des sujets sains peuvent être pertinents ou montrer leur limite quand ils sont utilisés chez des sujets atteints de psychopathologies.

2.2.1 La personnalité

Une étude utilisant la personnalité devrait commencer par une définition précise de cette « propriété » et présenter une manière claire de la décomposer en sous-composants, ce que l'on appelle une « typologie » de la personnalité. Cependant, la définition de la personnalité est une matière à débats et de nombreuses définitions et opérationnalisations de ce concept ont été fournies. Ainsi, la personnalité est impliquée dans de nombreux phénomènes et il est difficile d'en trouver une définition consensuelle. Elle sous-tend une grande partie des comportements associés / expliqués par des caractéristiques stables de l'individu, que ces caractéristiques soient d'origines génétiques ou associées aux acquis de l'individu. La personnalité a été l'objet d'études en psychologie depuis ses débuts en tant que science (Freud, Janet, etc.) ; elle a particulièrement été analysée dans la pathologie et associée au développement de l'individu.

La perspective actuelle de la personnalité (approche psychométrique de la personnalité) est généralement associée aux premiers travaux de Gordon Allport (1931, 1936, 1966) (cités dans Funder, 1991). Cet auteur, dans une période marquée par le behaviorisme triomphant, a réalisé les premiers travaux empiriques sur cette question.

La personnalité a autant de définitions que d'auteurs travaillant ou ayant travaillé sur cette question. Elle est définie ainsi en anglais : “relatively enduring styles of thinking, feeling, and acting” (McCrae & Costa, 1997). Cette stabilité globale observée de la personnalité en fait un outil extrêmement intéressant pour prédire des comportements sur le long terme. Ainsi, si nous disposions d'un outil fiable et valide de mesure de la personnalité, il devrait nous permettre d'observer des associations avec des comportements complexes comme l'observance.

Une définition plus spécifique a été proposée : ‘‘an individual’s characteristic patterns of thought, emotion, and behaviour, together with the psychological mechanisms—hidden or not—behind those patterns’’ (Funder 2004, p. 5).’’ Cette définition ajoute aux caractéristiques stables de l’individu les mécanismes psychologiques, cachés ou non, qui sous-tendent ces patterns, donc rentre dans une dimension intraindividuelle et ne se limite donc plus seulement au niveau interindividuel, qui caractérise la personnalité uniquement comme ce qui distingue un individu en le rendant différent des autres.

Nous nous plaçons d’emblée dans la perspective qu’a adopté l’essentiel de la communauté sur l’étude scientifique de la personnalité dans le cadre de la psychologie. Ainsi, nous n’aborderons pas les concepts issus de la mesure de la personnalité par des outils tels que les tests projectifs, qui sont très marqués par la théorie psychanalytique.

Dans la perspective de la psychologie scientifique, représentée dès les années 1950 par Eysenck (Costa & McCrae, 1995; Eysenck, 1992, 1995), la personnalité a comme caractéristique, d’être ce qui distingue le mieux un individu d’un autre (John et al., 2008) et donc devrait nous permettre d’identifier des profils de personnalité particulièrement associés à l’observance et d’autres sans lien. L’analyse de la personnalité, selon le courant dans lequel nous nous plaçons, a fortement bénéficié d’une technique que nous allons largement évoquer, l’analyse factorielle exploratoire. Cette technique permettait, selon les auteurs de l’époque (Vernon, 2014, édition initiale 1950), d’isoler des habiletés, grâce aux comportements observables des individus et donc d’en déduire ce qui se passait dans leur esprit, donc la manière dont était structuré leur esprit, on verra que cette affirmation, bien qu’extrêmement étonnante et pertinente pour une époque encore marquée par le behaviorisme, a été contredite par la suite. L’idée était, qu’à l’aide des patterns de corrélations interindividuelles aux tests, dont les tests de personnalité, on allait, grâce à l’analyse factorielle, inférer quelles étaient les structures de l’esprit humain, bien avant le développement massif du cognitivisme. Cette hypothèse était, en réalité, erronée dans sa logique même, en effet, des corrélations interindividuelles ne peuvent pas nous renseigner sur la structuration intraindividuelle des fonctions psychologiques (Christensen, Golino, et al., 2020; Molenaar, 2004). Nous verrons donc que cette hypothèse comporte, un peu comme la phrénologie de Gall, une excellente intuition, mais aussi une erreur fondamentale.

2.2.2 Le modèle du Big Five ou Five Factor Model :

Pendant plusieurs décennies, le champ d’étude de la personnalité était dispersé autour de multiples théories de la personnalité et surtout, d’instruments qui étaient associés à chacune de

ces théories (pour les cas où un tel instrument existé), que ce soit le Rorschach, le TAT, le MMPI, etc.

Puis les théories de la personnalité se sont cristallisées autour d'une méta théorie, qui est celle du Five Factor Model (Costa & McCrae, 2013; Widiger & Costa, 2002) ou des cinq grands (Big Five, Goldberg, 1992). Cette théorie, issue d'importants travaux utilisant l'analyse factorielle exploratoire, affirme que la personnalité, en particulier les différences entre individus concernant leur personnalité, peut se résumer en cinq grands facteurs, « grands » au sens de très généraux. Cette théorie a émergé à une période particulière, où les chercheurs étaient « revenus » pour beaucoup de l'idée que faire des analyses factorielles exploratoires sur des variables de personnalité pouvait permettre de dégager des facteurs consensuels, expliquant la personnalité. La « découverte » du Five Factor Model (FFM), qui est le fruit, non pas d'un seul laboratoire et d'un seul instrument, mais de l'analyse systématique de nombreuses études publiées (Costa & Mac Crae, 1992; Goldberg, 1992; John et al., 1991) a donc été un réel soulagement et un puissant stimulus pour continuer à étudier la personnalité.

Le Big Five est présenté ainsi par un de ses concepteurs : "After decades of research, the field has now achieved an initial consensus on a general taxonomy of personality traits, the "Big Five" personality dimensions." (John et al., 2008). Il explique bien l'aspect structurant qu'a eu le Big Five aux débuts des années 90, quand il manquait, à l'étude de la personnalité, un cadre global et des références communes pour élaborer un savoir général (John et al., 2008).

Les facteurs du FFM sont le névrosisme vs stabilité émotionnelle, l'extraversion vs introversion, l'agréabilité vs antagonisme, l'ouverture d'esprit / l'intellect vs lucidité / conventionalité et le caractère consciencieux vs impulsivité et irresponsabilité. Cette théorie est la plus largement admise concernant la personnalité, même si des différences semblent exister entre les cultures, sachant que le Big Five a essentiellement été développé dans des pays germaniques ou anglo-saxons. Si on cherche les articles contenant les expressions ("Big Five" OR "Five Factor Model" AND personality) durant les années 2000-2010, 3712 articles sont référencés dans PsycARTICLES et entre 2010 et aujourd'hui (08/2020) on en obtient 8168, ce qui montre la dominance du modèle en cinq facteurs, le nombre de publications ayant plus que doublé en 10 ans.

Le modèle du FFM est censé représenter la personnalité de tous les individus, que ceux-ci soient atteints d'une pathologie mentale ou non. Les traits de personnalité ainsi mises en évidence sont donc souvent considérés comme des endophénotypes pour les pathologies mentales (Gottesman & Gould, 2003). Ainsi, ce modèle a été intégré dans la troisième section du DSM-5 (consacré aux troubles mentaux), comme « Alternative DSM-5 Model for Personality Disorders ». Dans

ce modèle, il est présenté 5 grands domaines de la personnalité qui sont les suivants : « negative affectivity » (NA), « detachment » (De), « antagonism » (A), « disinhibition » (Di), et « psychoticism » (Psy). On voit les mêmes principaux domaines dérivés du Big Five : névrosisme (NA), extraversion (De), agréabilité (A), conscience (Di) et ouverture (Psy) dans son pôle « négatif » d'ouverture aux idées originales ou surnaturelles, donc renommé « Lucidité » dans son pôle « normal ».

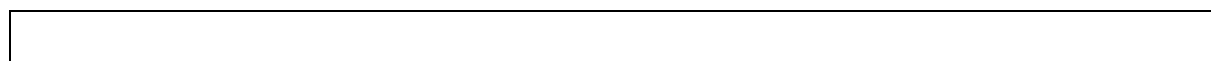
On voit d'ailleurs ici une tentation de faire des traits de personnalité qui soient unipolaires, c'est-à-dire qui ne soient pathologiques que dans un seul sens de l'extrême. On ne peut pas, par exemple, être exagérément « lucide » ou « stable émotionnellement », inversement, on ne peut pas être exagérément dans l'antagonisme sans que cela ne devienne « pathologique ». Un autre exemple de mesure unipolaire est la mesure de la dépression, qui ne peut qu'aller que de l'absence de dépression à la présence de nombreux symptômes de dépression, mais il n'y a pas de pôle inverse de la dépression. Un exemple de mesure « bipolaire » est la mesure de l'extraversion, qui va de l'introversion, pas nécessairement pathologique sauf si elle est extrême (anxiété sociale, par exemple, ou schizoïdie), à l'extraversion, qui, elle aussi, si elle est trop présente, peut être pathologique, comme dans la personnalité histrionique (comme le montre le critère « recherche permanente d'être au centre de l'attention »).

Pour revenir sur le DSM-5, il faut mentionner les hauts et les bas qu'ont connu les auteurs qui avaient la charge de renouveler la partie « troubles de la personnalité » pour la « nouvelle » édition du DSM (le DSM-5). En effet, cette histoire en dit beaucoup sur les débats, voire les querelles, qui sont à l'œuvre dans le champ de l'étude de la personnalité. Ainsi, le groupe d'auteurs chargé de mettre en œuvre la révision, a développé toute une approche visant à mettre en correspondance, et cela de la manière la plus consensuelle possible, la perspective catégorielle (donc les diagnostics habituels du DSM) et la perspective dimensionnelle (donc par traits de personnalité plus ou moins présents et caractéristiques d'un prototype de pathologie de la personnalité). Ce long travail a finalement été placé à la section 3 du DSM « mesures et modèles émergents », du fait, du manque de consensus des auteurs impliqués dans le DSM-5. Ce travail a généré une véritable levée de boucliers (First, 2010; Gunderson, 2010; Rottman et al., 2009) et a notamment été jugé comme trop complexe à mettre en œuvre et pas assez dans les usages des psychiatres (américains) pour être utilisé de manière efficace. Pour argumenter cela, une étude a été largement reprise, celle de Rottman, Ahn, Sanislow et Kim (2009), qui montre que les cliniciens n'arrivaient pas facilement à identifier un profil de troubles de la personnalité du DSM-IV à travers un profil réalisé à l'aide de « traits » du Big Five. Pour bien comprendre la portée et l'intérêt de cette étude, il faut rentrer plus en détails dans la

méthodologie et les hypothèses, les auteurs partaient de l'idée que prendre 30 traits « bipolaires » de personnalité appartenant aux 5 grandes dimensions habituelles sans plus de « contexte », n'était pas assez riche cliniquement pour que les cliniciens expérimentés qu'ils testaient, puissent faire un « back-diagnostic », c'est-à-dire qu'on leur présentait la caractérisation selon les 30 traits (le profil obtenu, la note moyenne à chaque traits) de personnes dont on connaissait le diagnostic DSM-IV de troubles de la personnalité et leur tâche était de retrouver le diagnostic DSM-IV « initial ». Ces cliniciens n'y parvenaient que très difficilement et trouvaient, de plus, le profil de personnalité « peu utile » globalement.

Cela montre également la difficulté d'étudier la personnalité pathologique avec des concepts issus de l'étude de la personnalité normale. Or, ce choix méthodologie semble être celui qui domine la recherche actuellement (voir les RDoC, *Research Domain Criteria*, Insel, 2014)

La théorie du FFM est en grande partie consécutive à des travaux dans lesquels les auteurs ont supposé que la description des aspects importants de la personnalité était passée dans le langage courant et donc que l'analyse des adjectifs décrivant la personnalité était un point de départ important (« l'hypothèse lexicale » comme elle a été appelée, *Lexical Hypothesis*). Plusieurs groupes d'auteurs (Goldberg, 1992; Goldberg et al., 2006; John et al., 1991) ont donc fait passer des questionnaires, comportant de longues séries d'adjectifs décrivant la personnalité, pour lesquels les sujets devaient dire si oui ou non, ces adjectifs correspondaient à leur personnalité. Comme point de départ, les auteurs ont donc pris les dictionnaires de l'époque et ont sélectionné: « all terms that could be used to “distinguish the behavior of one human being from that of another” (Allport & Odbert, 1936) ». On voit donc bien ici l'hypothèse de base, qui rentre dans une perspective de différenciation interindividuelle, selon laquelle la personnalité est « ceux qui rend un individu différent des autres, avec un caractère qui lui est propre et des tendances comportementales associées, qui sont partiellement prévisibles par sa personnalité, qui se manifeste dans ses comportements antérieurs ou de la perception que le sujet a de lui-même ». Une distinction est apparue rapidement quand les auteurs ont extrait les termes permettant de décrire les individus, celle entre les aspects traits, c'est-à-dire qui sont stables dans le temps et semble donc bien refléter la personnalité et les aspects états, c'est-à-dire des aspects qui sont liés à un état actuel et passager (termes décrivant les émotions et les caractéristiques de l'humeur par exemple).



On a ainsi distingué l'anxiété trait et l'anxiété état. Pendant longtemps on s'est questionné sur la légitimité de mesurer « l'anxiété trait », car elle semblait très peu corrélée à l'anxiété état. Puis, des auteurs ont eu l'idée de mesurer de manière répétée l'anxiété état et ont corrélé la moyenne de ces mesures à la mesure de l'anxiété trait et ils ont observé, alors, une forte corrélation (Zuckerman, 1991). Ainsi il semblait bien, que l'individu était capable de faire une sorte de moyenne de son comportement, dans des situations variées, est d'en sortir une estimation qui avait du sens, ce qui est essentielle pour estimer que l'on peut mesurer la personnalité en une seule mesure.

De même, d'autres études ont utilisé des questionnaires de personnalité, mais en demandant à des individus de décrire un proche et ont comparé les résultats donnés par l'analyse des réponses des proches à celle de l'analyse des réponses de l'individu lui-même. Globalement, les auteurs ont réalisé des analyses factorielles de ces descriptions de personnalité utilisant le langage courant et ont retrouvé de manière répétée 5 facteurs que ce soit quand l'individu se décrivait lui-même, mais également quand il était décrit par un proche et ces dernières études ont également montré que la description de l'individu par lui-même et celle réalisée par un proche étaient le plus souvent assez similaire et surtout que la structure factorielle était identique (DeYoung, 2006).

De plus, d'après les principaux défenseurs du FFM (John et al., 2008), ce modèle est LE modèle qui a le plus de solidité au niveau interculturel et montre une grande solidité du fait qu'il ait été retrouvé dans des cultures extrêmement différentes que ce soit en Asie (Chine), en Europe (Grèce, république Tchèques, Allemagne, Hollande, Hongrie, etc.), en Russie, voire aux Philippines.

Nous nous référerons à ce modèle sous le nom *Five-Factor Model of personality* (FFM), car ce terme est générique et n'est pas relié à un groupe de chercheur ou un instrument spécifique (Chiorri et al., 2016).

2.2.3 Les fondements statistiques du FFM

Cette origine de la « théorie des cinq grands », qui est donc essentiellement issue de travaux utilisant l'analyse factorielle, a été abondamment critiquée et cela, souvent, pour de bonnes raisons (Christensen, Golino, et al., 2020; Gullo et al., 2014). En effet, l'utilisation de l'analyse factorielle possède souvent de nombreuses limites et n'est pas un outil qui, en soi, donne une réponse à toutes les questions associées. De plus, cette analyse se base sur des variations

interindividuelles et non sur des variations intraindividuelles, alors que l'effet de la personnalité est souvent invoqué pour expliquer des comportements d'individus, donc à un niveau intraindividuel. En effet, l'analyse factorielle se base sur des corrélations entre les variables mesurées dans un groupe d'individus (de préférence de plusieurs centaines de sujets). Ainsi, si lorsqu'un terme est élevé chez un sujet, un autre terme est également élevé (donc relativement à la moyenne observée dans la population), alors ces deux termes seront probablement rattachés au même facteur, puisqu'ils sont corrélés. Ainsi, un facteur est sous-tendu par un ensemble d'items qui varient dans le même sens entre individus et sont donc fortement corrélés entre eux. Cela ne signifie pas pour autant que ces items vont varier dans le même sens à travers le temps chez un seul individu que l'on mesurerait plusieurs centaines de fois, c'est ce que l'on appelle le problème de l'ergodicité (Molenaar, 2004). Ce problème nous indique que les différences interindividuelle ne nous renseignent pas forcément sur la dynamique intraindividuelle que peut suivre un individu ; or, la personnalité est bien censée aussi expliquer pourquoi un individu dans un contexte particulier va présenter tel ou tel comportement, donc expliquer les « variations » intraindividuelles.

Les méthodes permettant de déterminer le nombre de facteurs à conserver à la suite d'une FA interindividuelle ont été largement débattues et il est difficile d'y trouver une réponse unique.

Le nombre de facteurs conservés est déterminant pour beaucoup des analyses que l'on souhaite réaliser et en particulier quand l'on souhaite argumenter que 5 facteurs sont suffisants pour expliquer les réponses à un test de personnalité, voire, de manière plus approfondie, que la personnalité chez tout un chacun peut se résumer à 5 grandes dimensions comme beaucoup d'auteurs l'ont avancé (Costa & Mac Crae, 1992; Costa & McCrae, 2013; John et al., 1991; McCrae et al., 1996; Widiger & Costa, 2002).

Plusieurs méthodologies ont été développées pour déterminer le nombre de facteurs, donc, de dimensions, à retenir après une analyse factorielle, nous allons en présenter certaines :

- Le critère de Kaiser (« Kaiser-Guttman Criterion ») ou critère de l'eigenvalue supérieure à 1 (eigenvalue-over-one) : c'est-à-dire que l'on garde tous les facteurs dont l'eigenvalue est supérieure à 1, ce qui signifie, quand on réalise une analyse en composante principale, que cette eigenvalue explique au minimum ce qu'explique en moyenne une seule des variables de manière « isolée ». Ce critère a été largement critiqué et n'est plus d'actualité, car on sait maintenant qu'il amène une sur-extraction (overextraction) de

facteurs (Auerswald & Moshagen, 2019; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011; Zwick & Velicer, 1986).

- Le test graphique de Cattell (Cattell's Scree Test) : on met le pourcentage de variance expliquée par chaque facteur extrait successivement (sans rotation) en graphique et l'on cherche un point d'inflexion, c'est-à-dire une « brisure » de la pente. Ce test est très performant, mais demande une analyse subjective.
- L'analyse parallèle : cette technique, initialement développée par Horn (Horn, 1965), visée à tenir compte de l'aspect aléatoire des composants extraits lors d'une analyse en composantes principales (PCA) et donc du fait que même en prenant des matrices de variables purement aléatoires et en réalisant une PCA des matrices de corrélations de ces variables, on observait systématiquement une première eigenvalue supérieure à 1, voire plus d'une, du fait de la « capitalisation sur la chance » induite par la méthode (Zwick & Velicer, 1986). L'idée était donc de créer des matrices de corrélations à partir de variables aléatoires et de réaliser des PCA sur ces matrices. Il fallait créer environ 500 matrices aléatoires, suivies de 500 PCA et l'on obtenait une distribution des valeurs que pouvaient prendre les eigenvalues, la première, puis la seconde etc. il fallait donc ne retenir que les facteurs qui présentaient une eigenvalue supérieure à celle obtenues « par hasard », sur un nombre identique de variables. A partir de cette analyse deux critères pouvaient être utilisés, soit on prenait le nombre de facteurs dont l'eigenvalue était supérieure à la moyenne des eigenvalues aléatoires ou bien on faisait comme pour un test d'hypothèse et l'on prenait le quantile 95 de la distribution des eigenvalues (au lieu du quantile 50 pour le critère précédent).
- L'analyse parallèle a été optimisée, notamment par Timmerman et Lorenzo-Seva (2011), qui ont développé « l'analyse parallèle optimale » en mettant en avant le fait qu'il fallait que les corrélations et les FA « simulées » soient réalisées sur des variables respectant les données initiales, que ce soit en terme de mode de calcul, par exemple, des corrélations polychoriques et non des corrélations de Pearson, quand on analyse des items de questionnaires avec 5 ou moins réponses possibles et que l'on utilise donc, comme cela est recommandé, des corrélations polychoriques et en terme de distribution des variables en utilisant les travaux de Buja et Eyuboglu (1992), qui proposaient d'utiliser des méthodes de permutation pour obtenir les données « simulées ». Ils proposaient également de changer la méthode d'extraction des facteurs, qui est le plus souvent soit, l'analyse en composante principale (*principal component analysis*, PCA)

soit, la *principal axes factoring*, en utilisant la méthode *Minimum Rank Factor Analysis* (MRFA), qui permettait d'avoir une évaluation précise du pourcentage de variance expliquée par chaque facteur (et d'éviter les variances négatives qui sont évidemment problématiques).

- La méthode CD « Comparison data (CD) with known factorial structure » développée par Ruscio et Roche (2012) est aussi une amélioration de l'analyse parallèle, qui tient compte du problème induit du fait qu'il y ait un certain nombre de « vrais facteurs », ce qui va nécessairement modifier les eigenvalues suivantes, car les eigenvalues successives ne sont pas indépendantes, quand il existe plus d'un facteur « réel ».
- La méthode « Exploratory Graph Analysis technique » présentée par (Golino & Epskamp, 2017)

Le critère de Kaiser rassemble, à lui seul, toutes les erreurs à ne pas commettre ; d'une part il se base sur une PCA, alors que l'on recherche des variables réflexives et d'autre part, il ne tient pas compte des phénomènes aléatoires qui donnent lieu à des eigenvalues systématiquement supérieures à 1 (surtout en utilisant une PCA).

D'autres méthodes plus complexes ont été utilisées pour démontrer la solidité d'une structure factorielle, notamment en étudiant la répliquabilité d'une structure factorielle entre deux moitiés du groupe de sujets aléatoirement séparé en deux. On peut calculer des indices de la similarité des solutions factorielles obtenue dans les deux moitiés en répétant plusieurs fois la procédure. Mais pour cela il faut évidemment un échantillon particulièrement grand, puisqu'il faut pouvoir avoir un nombre assez grand pour qu'en ne prenant que la moitié la taille reste assez grande pour faire une FA fiable.

Ce qu'il faut retenir est donc que le modèle FFM a été obtenu grâce à des analyses statistiques utilisant l'analyse factorielle, de traits de personnalité, dont on a observé qu'ils se regroupaient de manière presque systématique dans 5 larges facteurs, semblant donc expliquer les variations interindividuelles observées au niveau de la personnalité en inter-sujet (différence interindividuelle). Ces différences n'expliquent cependant pas le fonctionnement intrapsychique des individus et ne permettent donc pas directement de fournir un modèle de la dynamique des comportements individuels, associé à des caractéristiques stables.

2.2.4 Le statut des variables latentes

Comme nous l'avons vu les méthodes statistiques ont eu un rôle essentiel dans la construction du modèle du Big Five (FFM). Il faut donc être clair sur ce que mettent en évidence ces méthodes et sur l'interprétation que l'on peut en donner. Nous abordons le statut des variables latentes, car celui-ci est essentiel pour comprendre ce que l'on peut dire des résultats obtenus par ces méthodes.

Ainsi, la méthode d'extraction utilisée lors d'une FA est essentielle, en particulier quand on veut étudier la personnalité. On écarte souvent ce sujet en quelques lignes en expliquant que les différentes méthodes d'extractions des facteurs donnent des résultats largement convergents (Chiorri et al., 2016 citant Velicer and Jackson, 1990), quand elles sont appliquées aux mêmes jeux de données, ce qui est vrai. Cependant, en faisant cela, on écarte une discussion essentielle, qui est que les différentes méthodes d'extraction ne donnent pas du tout le même « statut statistique » voire ontologique aux facteurs ou aux composants extraits. Ainsi, l'analyse en composante principale est essentiellement une méthode de réduction des données (Borsboom, 2005; McDonald, 1999). Les composants extraits sont sélectionnés, car ils résument au mieux les variations des variables observées. Cette méthode permet donc d'obtenir des variables latente « formatives », qui sont donc l'effet des variables observées et non la cause comme le sont les variables « reflectives » (Markus & Borsboom, 2013; Schmittmann et al., 2013).

Quand on réalise une analyse factorielle de type *principal axes factoring* ou *Minimum Rank Factor Analysis* (MRFA), on obtient des variables latentes *reflectives*, c'est-à-dire que, statistiquement, elles sont considérées comme étant la cause des variations observées dans les réponses aux items des questionnaires (par exemple). Or, en psychologie de la personnalité, on considère le plus souvent, que les dimensions mises en évidences sont bien « la cause des réponses aux items », au sens, où c'est parce que l'on est extraverti, que l'on va répondre « tout à fait » à l'item « j'aime aller à des fêtes » et non le contraire. On touche là un point essentiel en psychologie de la personnalité et l'on comprend pourquoi c'est dans ce domaine où l'on a énormément utilisé l'analyse factorielle (FA) au sens large, c'est-à-dire une méthode permettant d'identifier des variables latentes dimensionnelles. En effet, on imaginait alors, que ces techniques permettaient de « découvrir » les dimensions fondamentales de la personnalité (et leur nombre) et de l'esprit (Vernon, 2014). On verra que ce débat sur le statut des variables latentes est loin d'être tranché à l'heure actuelle (Borsboom, 2005; Costantini et al., 2015, 2017) et que cette conception du lien entre variables observées et variables latentes fait l'objet encore aujourd'hui de nombreuses discussions et que ces débats sont loin d'être anodins, car ils mettent en cause le statut ontologique de ce qui est mis en évidence par les tests.

En effet, le théorème d'ergodicité développé et appliqué entre autre par Molenaar (2004) nous montre que ce qui est vrai au niveau interindividuel est rarement transposable directement au niveau intraindividuel (Molenaar & Campbell, 2009). Or, quand on dit que la personnalité se résume à 5 dimensions, cela ne signifie pas seulement, selon beaucoup d'auteurs, que ces 5 dimensions décrivent bien les différences interindividuelles, mais également que ces 5 dimensions expliquent le comportement de chaque individu (McCrae et al., 1996), ce qui n'est pas logiquement valide et a même été démontré comme factuellement faux chez de nombreux sujets (Borkenau & Ostendorf, 1998). Par exemple, chercher les bases neurobiologiques de ces 5 dimensions semble en réalité assez absurde, car on part de phénomènes décrits au niveau interindividuel pour les appliquer au niveau intraindividuel (le cerveau de chacun des sujets), ce qui est inadapté d'un simple point de vue mathématique (Cervone, 2005).

2.2.5 Pourquoi nous pouvons faire varier le nombre de facteurs à utiliser pour décrire la personnalité

Pour revenir sur la recherche du nombre de facteurs « idéal » sous-tendant les réponses à un questionnaire, cette quête de la démonstration DU nombre de facteur(s) idéal pour décrire un phénomène est bien exemplifiée par les recherches sur l'intelligence avec notamment la quête du facteur « g » (voir Sternberg et Grigorenko, 2002, pour une discussion "contradictoire"). Aujourd'hui, la plupart des chercheurs sont d'accord pour dire qu'il existe bien un facteur général d'intelligence souvent appelé facteur g, plus classiquement appelé en pratique clinique QI total, mais la plupart sont aussi d'accord sur un modèle, où il existe une hiérarchie de facteurs du plus général, le facteur g, au plus spécifique, celui impliqué dans la réalisation d'un seul subtest à une batterie de tests d'intelligence. Ainsi, pour la WAIS-IV, les chercheurs sont d'accord pour dire qu'il existe un indice de fonctionnement général (l'ancien QI total), mais aussi des indices plus spécifiques comme l'indice de compréhension verbale ou l'indice de raisonnement perceptif. On observe donc une hiérarchie avec au sommet un facteur général puis des indices encore assez généraux, puis les résultats aux subtests (Wechsler, 2008).

Pour la personnalité on fait déjà, concrètement, une hypothèse multi-niveau ou « hiérarchique », déjà faite pour l'analyse des fonctions cognitives. Ainsi Costa et Mac Crae sont de fervents partisans du modèle du Big Five, tout en défendant leur idée de « facettes », c'est-à-dire des dimensions plus spécifiques de la personnalité. Ainsi, ils opérationnalisent cette idée d'une hiérarchie de dimensions de la personnalité, avec, au moins, pour le NEO-PI-III, 2 niveaux.

Il faut dire à ce sujet, qu'interpréter les résultats au NEO-PI-III, juste en étudiant les 5 grandes dimensions du Big Five, ne permet pas d'apporter beaucoup d'informations sur la personnalité de la personne qui le passe. Il faut nécessairement regarder les facettes pour obtenir des informations utiles pour diagnostiquer, par exemple, un trouble de la personnalité. Cela est même clairement visible dans le DSM-5, où les critères diagnostiques utilisés pour caractériser un trouble de la personnalité dans la section III, sont des « facettes » des 5 grandes dimensions, qui en comprennent 25 et on peut rappeler ici la difficulté qu'ont les cliniciens à identifier un trouble de la personnalité en regardant seulement son profil aux traits de personnalités issues du Big Five (Rottman et al., 2009), qui étaient pourtant de 30 au lieu des 25 conservés dans la version finale du modèle présenté dans le DSM-5.

Ainsi, nous serons dans une double perspective, avec deux idées complémentaires, l'une qu'il existe bien un nombre optimal de facteurs, qui expliquent la variance à un questionnaire précis, que l'on peut trouver grâce à des analyses statistiques complexes et l'autre, que l'on peut également se placer à d'autres niveaux, notamment à des niveaux plus généraux, en se basant sur l'idée que la généralité des facteurs mises en évidences n'est pas la même.

Complément sur l'analyse factorielle : la méthode de rotation

La méthode de rotation est souvent discutée et il en existe de multiples. La principale distinction existante entre deux grandes classes de méthodes de rotation est le fait qu'elle soit, soit « orthogonales », c'est-à-dire que les facteurs sont « forcés » (mathématiquement) à être non corrélés, soit obliques, dans ce cas les facteurs peuvent être corrélés.

L'étude du Big Five a essentiellement été basé sur l'utilisation de la rotation « Varimax », qui est une méthode de rotation orthogonale et vise à maximiser la variance des items expliquée par chaque facteur. Cette méthode détermine des facteurs qui, par définition, ne sont pas corrélés, ce qui n'implique pas cependant que les scores obtenus aux dimensions en additionnant les scores aux items ne soient pas corrélées, ce qui est le cas (Digman, 1997) ; il semble donc qu'il vaille mieux tenir compte d'emblée du fait que les facteurs soient corrélés et donc utiliser une méthode de rotation oblique. La méthode de rotation utilisée le plus dans notre étude sera la méthode de rotation « Promin », développée par Lorenzo-Seva (1999), cette méthode est une méthode de rotation oblique, qui permet donc que les facteurs extraits soient corrélés, ce qui semble adapté pour des facteurs de personnalité, qui ne sont pas nécessairement indépendants. Cet aspect oblique de la rotation est également vrai pour un autre type de rotation très souvent employée, qui est la rotation « Oblimin ». Toutes les

analyses avec des rotations obliques mentionnent le degré de corrélation existant entre les différents facteurs extraits, ce qui permet de voir si le choix d'une rotation oblique est justifié (si les corrélations entre les facteurs sont relativement importantes) ou si ce choix n'est pas justifié (corrélations proches de zéro). Ces deux méthodes sont les plus performantes disponibles actuellement (Lorenzo-Seva, 1999; Lorenzo-Seva et al., 2002).

2.2.6 La mesure du Five Factor Model

Pour mesurer concrètement la personnalité, Costa et Mac Crae (1992) ont développé et validé une version courte et une version longue du plus connu des questionnaires évaluant les dimensions du Five-Factor Model, c'est-à-dire le questionnaire incontournable associé à cette théorie : le NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) et le NEO Personality Inventory-Revised (NEO-PI-R), dont l'utilisation est très répandue, même en France (où on a maintenant à disposition la version III, qui ne change pas fondamentalement, sauf pour les normes, qui ont été actualisées). Cependant, des questionnaires encore plus courts et surtout libres de droit ont été développés, notamment le Big Five Inventory (John et al., 1991), qui comprend 45 items en français et a été validé dans notre langue, le BFI-Fr (Plaisant et al., 2010). Ce questionnaire, contrairement aux outils de Costa et McCrae, n'évalue que les dimensions générales et non ce que ces auteurs appellent les « facettes » de la personnalité, qui constituent des dimensions plus spécifiques, des traits plus « fins » de personnalité. Il est donc essentiellement utilisé à des fins de recherches et non à des fins cliniques, car les informations fournies ont peu d'applications cliniques directes. Plaisant et al. (2010) a démontré la validité en analyse factorielle du BFI-Fr sur une large population, notamment la solidité de la structure factorielle, ainsi que la validité convergente et discriminante entre les échelles respectives du BFI-Fr et du NEO-PI-R.

Des auteurs ont même développé des questionnaires encore plus courts de personnalité, qui ne contiennent que 10 ou 20 items (Mini-IPIP Scales) et évaluent de manière fiable les dimensions du FFM (Donnellan et al., 2006; Gosling et al., 2003).

Costa et McCrae (McCrae et al., 1996) sont partisans de l'idée que les cinq dimensions du Big Five sont associées à des caractéristiques biologiques et génétiques particulières et qu'elles reflètent donc des « réalités biologiques » ; on voit ici une forme de réification des résultats des analyses factorielles, ce qui a été vivement critiqué par certains auteurs (Markus & Borsboom, 2013; Schmittmann et al., 2013) et rejoint notre questionnement sur le statut des variables

latentes et sur les critiques associées à l'usage de l'analyse factorielle pour découvrir la structure de la personnalité en général.

Costa et McCrae sont allés jusqu'à remettre en cause la pertinence des analyses factorielles confirmatoires (CFA), car celles-ci, dans plusieurs articles des années 90 n'avaient pas réussi à retrouver les 5 dimensions générales de la personnalité, les modèles en 5 dimensions orthogonales s'ajustant très mal aux données obtenues (McCrae et al., 1996). Ils affirmaient que les données en faveur du FFM étaient tellement solides que c'était la méthode statistique elle-même qu'il fallait remettre en cause et non le modèle. Ils mentionnaient confirmer la solidité de leur modèle grâce à la méthode de la « Procuste Rotation ».

Les réflexions que font ces auteurs dans l'article mentionné (McCrae et al., 1996) ne sont pas aussi incongrues qu'on ne pourrait le supposer à la forme très provocatrice qu'ils ont utilisés dans leur article. Ainsi, il est vrai que le modèle en cinq facteurs a été largement validé et reste dominant à l'heure actuelle, plus de 20 ans après cet article (John et al., 2008; Khorramdel & von Davier, 2014; Thalmayer et al., 2011). Effectivement, les CFA sont souvent utilisées avec des facteurs considérés comme orthogonaux et avec des modèles impliquant une structure simple (« simple structure » en anglais) ou autrement dit des clusters d'items indépendants (« Independent Clusters Model » : ICM), c'est-à-dire que l'on considère qu'un item ne peut saturer que sur une seule dimension. D'autres auteurs, comme Carroll (1993) ont affirmé que l'EFA était supérieure à la *Confirmatory Factorial Analysis* (CFA) dans des domaines où l'objectif était plus exploratoire comme en 1993, l'étude de la hiérarchie des compétences cognitives, qu'a mené longuement Carroll. Un autre exemple où le résultat d'une analyse en CFA est contredite par une analyse en EFA est l'analyse de l'échelle en 20 items « Mini-IPIP Scales » évaluant le FFM (Donnellan et al., 2006).

Une manière de maximiser les vertus à la fois de l'EFA et de la CFA est l'ESEM ou Exploratory Structural Equation Modeling, cette nouvelle méthode statistique (ESEM) est à l'entrecroisement entre EFA et CFA (Marsh et al., 2010) et a été développée pour être efficace justement dans les situations où la structure simple ou « independent clusters model » (ICM) ne peut pas être retenue du fait des cross-loadings (Asparouhov & Muthén, 2009). Pour résumer, les modèles utilisés en CFA font souvent l'hypothèse que la structure est simple et partent d'une matrice de saturation des facteurs où il n'y a que des 1 et des 0, soit l'item sature sur le facteur (1) soit, il ne sature pas (sa saturation est alors de 0). L'ESEM, permet

de traiter des cas plus complexes tout en gardant tous les outils développés dans le cadre de la SEM.

Un autre outil possiblement utile dans le cas de la personnalité est l'analyse factorielle bayésienne. Celle-ci a pour avantage de n'avoir pas besoin d'une restriction très stricte sur la valeur que peut prendre la saturation des items sur les facteurs, mais elle attribue une distribution a priori aux saturations, qui est plutôt distribuée vers 0, mais cette distribution qui donne du poids à la valeur zéro (dans la distribution a priori), n'empêche pas que quelques items aient une saturation différente voire très différente de 0 dans les résultats « a posteriori ».

Enfin une dernière approche récemment développée pour faire face au problème des *cross-loading* (saturations croisées) est l'analyse factorielle semi-confirmatoire qui utilisent des méthodes de régularisation statistique, qui permettent de faire des modèles d'équation structurelle avec de nombreuses saturations croisées tout en restant « identifiables » c'est-à-dire analysables.

La Procruste rotation est une autre manière, plus ancienne, de tester la structure théorique d'une échelle. Pour cela, on définit une matrice cible et l'on lance un processus statistique, qui permet de faire converger la matrice de saturation obtenue à partir d'une EFA vers la matrice cible. La matrice cible est construite ainsi, en colonne on met le nombre de facteurs que l'on souhaite extraire (une colonne par facteur) et en ligne on met les variables que l'on souhaite utiliser. Si l'on pense qu'un item doit saturer sur un facteur, alors on met « 1 », si l'on pense que l'item ne doit pas saturer sur le facteur, alors on met 0 et si l'on ne sait pas si l'item doit saturer sur le facteur alors on met « NA » ou « ? ». On sait que, avec peu d'informations (c'est-à-dire peu de 0 et de 1, qui contraignent la rotation), on peut obtenir une matrice avec une solution « identifiable ».

2.2.7 Le modèle HEXACO et le Big Six

Lors des années 90, Ashton et Lee ont étudié le modèle du Big Five, qui devenait dominant ; ils ont eu l'idée de tester si ce modèle était réellement universel, en étudiant si on pouvait le retrouver dans une population d'étudiants vivant en Corée du Sud. Lors de leurs premières analyses, qui sont relatées dans un livre (Lee & Ashton, 2013a) et ont été publiées en 1999

(Ashton et al., 2000; Hahn et al., 1999), ils ont retrouvé approximativement la structure en 5 facteurs du Big Five (Hahn et al., 1999), mais en testant une structure factorielle en 6 facteurs, ils ont trouvé un autre facteur, qui semblait robuste et surtout comprendre un ensemble d'items faisant sens sur le plan théorique. Cette sixième dimension a d'abord été appelée *Truthfulness factor* avant de trouver son appellation définitive : *Honesty-Humility*. Ils ont fait une revue de littérature sur les études, notamment européennes, qui avaient cherché à retrouver le modèle Big Five et qui avaient étudié la possibilité, en plus, d'une structure à 6 facteurs ou plus. Ils ont contacté certains chercheurs, pour obtenir des informations supplémentaires et ont rapidement vu que la sixième dimension qu'ils avaient observée avait déjà été mise en évidence dans d'autres recherches. Ils ont rapidement testé le lien entre cette dimension et des traits reflétant « l'exploitation des autres », c'est-à-dire le machiavélisme, la psychopathie infraclinique et la manipulation sociale (Lee & Ashton, 2014). En effet, en 2002 a émergé le concept de « Dark Triad » de la personnalité, comprenant le Machiavélisme, le Narcissisme et la Psychopathie (premier article de Paulhus et Williams, 2002). Or, il est évident que ces trois concepts se situent au pôle opposé de l'Honnêteté-Humilité. En effet, cela semble être trois manifestations d'une tendance commune à « exploiter et manipuler les autres ».

Nous utiliserons donc également cet autre modèle, en partie concurrent du modèle en 5 facteurs, le modèle HEXACO en six facteurs, proche d'un autre modèle en 6 facteurs, nommé le Big Six (Thalmayer et al., 2011), par opposition au Big Five (Ashton et al., 2007; Ashton & Lee, 2009; Thalmayer et al., 2011). Ce modèle est extrêmement intéressant, car il semble que ses 6 facteurs soient effectivement, au niveau international, les seuls « grands facteurs » qui puissent être largement répliqués. Le modèle HEXACO possède donc, les mêmes dimensions que le Big Five, mais avec en plus une dimension Honnêteté-Humilité (*Honesty-Humility*). De plus, il conçoit différemment les facteurs extraversion et agréabilité, du fait de l'intégration de cette nouvelle dimension associée en grande partie au fonctionnement social. Ainsi son nom vient des initiales de chacune de ses principales dimensions : Honesty - humility, Emotionality, eXtraversion, Agreeableness, Conscientiousness, Openness to Experience. Ce modèle est vu, non comme un modèle entièrement nouveau, mais comme une réorganisation du modèle en 5 facteurs (Lee & Ashton, 2004). Ce modèle, en plus de sa sixième dimension, se base sur l'observation que la rotation des facteurs dans différents pays ne donne pas tout à fait le même contenu aux 5 facteurs classiques. La sixième dimension Honesty-Humility regroupe des traits de personnalité comme l'honnêteté, la modestie, la sincérité, l'absence d'appât du gain, opposés à la sournoiserie, l'hypocrisie, la malhonnêteté, l'arrogance, l'égoïsme, la mégalomanie, etc. Ainsi, il est effectivement étonnant qu'une dimension si importante de la personnalité,

n'apparaissent pas dans les analyses initiales qui ont menées au FFM, une explication pourrait être qu'il existe une extrême désirabilité sociale sur les aspects liés à la Dark Triad de la personnalité, dont les 3 aspects sont marqués par une tendance à la manipulation sociale et une forte capacité à modeler son comportement en fonction de ce qui est attendu par l'autre, dans un but, le plus souvent, égoïste et donc « difficilement socialement avouable ». Ce modèle est particulièrement intéressant, car le questionnaire HEXACO-60 (évaluant les 6 dimensions du modèle HEXACO avec 60 items) permet de prédire la plupart de la variance aux questionnaires NEO-FFI (basé sur le FFM), tandis que l'inverse n'est pas vrai. Ainsi, les dimensions Honnêteté-Humilité et Emotionnalité sont largement inexpliquées par la variance aux NEO-FFI. De plus, les échelles NEO-FFI présente plus de biais que les échelles de l'HEXACO-60 (quand on fait une étude de comparaison self-report versus peer-report pour établir les biais). Il serait intéressant de tester si les individus qui sont marqués par un faible score d'honnêteté-humilité, serait plus fréquemment inobservants du fait d'une tendance « naturelle » à s'opposer à l'autorité (dont l'autorité médicale) et à privilégier leur gain personnel sur le bien-être de leurs proches et de leur famille. Une association entre ce facteur et un sous-groupe de patients non observants mis en évidence par nos analyses, renforcerait l'hypothèse d'une inobservance intentionnelle. De plus, on peut s'attendre à ce que la structure du questionnaire soit modifiée par la prise en compte de la désirabilité sociale.

Dans notre travail, nous pourrions voir si les structures supposées des deux échelles utilisées pour mesurer la personnalité, sont retrouvées et si d'autres structures peuvent être analysées.

Le Big Five Inventory et l'échelle courte d'évaluation du modèle HEXACO sont partiellement redondantes, ce qui permettra de tester, en partie, la solidité des relations mises en évidence. Bien sûr, il faudra tenir compte des modifications induites dans le modèle HEXACO par l'ajout de la dimension honnêteté-humilité, notamment sur les dimensions agréabilité et extraversion, en revanche les données concernant la dimension « caractère consciencieux » devraient être approximativement équivalentes entre les modèles. L'eXtraversion, dans le modèle HEXACO est assez différente de l'Extraversion dans le BFI-Fr, car elle insiste beaucoup plus sur des aspects émotionnels positifs de la personnalité dans des situations sociales.

Le niveau de généralité de l'étude de la personnalité peut varier dans deux sens, soit vers le plus général (comme dans l'étude des grandes dimensions), soit vers le plus particulier (comme l'étude des facettes dont fait partie l'impulsivité).

Ainsi (Lee & Ashton, 2013b) classaient déjà les 6 grandes dimensions dans deux domaines très généraux de fonctionnement. Ils regroupent l'extraversion (eX), l'ouverture aux expériences (O) et le caractère consciencieux (C) dans une dimension d'engagement et d'effort : pour l'eX

c'est un engagement dans des activités sociales, pour l'O, c'est un engagement dans des activités intellectuelles, pour le C c'est l'engagement dans des efforts liés aux tâches (*task related endeavours*).

Ils opposent cette dimension à une dimension d'altruisme VS antagonisme, qui comprend les facteurs H (Honnêteté-humilité), A (Agréabilité) et E (Emotionnalité, appelée névrosisme dans le FFM). L'appartenance à cette dimension est évidente pour les dimensions H et A. Ce qu'il faut expliquer est pourquoi la dimension d'émotionnalité serait associée à cette dimension ? D'après les auteurs, le trait commun à la dimension E est la protection de soi et de ses proches, ce qui contribue à leur survie, notamment en évitant les dangers plus fréquemment. Les individus élevés sur cette dimension se font du souci à propos des dangers potentiels à la fois pour eux et pour leurs proches (d'où la fréquence de l'anxiété chez les individus ayant un niveau élevé de E). De même, les individus élevés sur cette dimension souffrent plus souvent de « separation anxiety disorder » et d'une anxiété liée au fait que dès qu'ils sont séparés de leurs proches, ils se font du souci sur ce qui pourrait leur arriver, comme un accident voire un kidnapping (voir p. 26 du livre pour des discussions sur l'altruisme).

Nous allons voir les conceptualisations hiérarchiques modernes de la personnalité.

2.2.8 Le modèle en deux super-facteurs de la personnalité et les modèles généraux de personnalité

Tous les auteur.e.s sont unanimement d'accord pour dire que la personnalité peut être analysée dans un modèle hiérarchique, où par exemple les 5 grands facteurs du Big Five sont constitués de facettes, c'est-à-dire de dimensions plus étroites et plus spécifiques de personnalité, qui sont donc rattachées à une gamme plus étroite de comportements. On voit donc déjà là que l'on peut faire varier le nombre de dimensions, selon le niveau de la hiérarchie auquel on s'intéresse.

Digman (1997) est un des premiers à synthétiser un vaste ensemble de travaux portant sur la mesure du Big Five et à tirer la conclusion que deux méta-traits (donc à un degré de généralité supérieure) ressortent régulièrement des analyses factorielles de la personnalité, il les nomme alpha et beta. L'article comprend, comme c'est souvent le cas, une introduction méthodologique présentant des éléments théoriques sur l'analyse factorielle, qui tendent à montrer qu'en utilisant ces techniques on n'y trouve que ce que l'on y cherche. Il prend l'exemple des recherches faites dans le courant des années 80, qui utilisent, presque systématiquement, l'analyse en composante principale avec une rotation varimax, c'est-à-dire une rotation qui impose une absence de corrélation entre les facteurs, du fait de sa formulation mathématique

de base. Ainsi, les méthodes utilisées déterminent, dès le début, le résultat observé, qui est celui de retrouver presque systématiquement les cinq grands facteurs considérés comme indépendants.

Digman suppose que le facteur alpha sous-tendu essentiellement par les facteurs névrosisme (en cotation inversée donc plutôt la stabilité émotionnelle), caractère consciencieux et agréabilité reflète un facteur de socialisation, renommé plus tard « *stability* » (DeYoung, 2006). Il suppose que le facteur beta, sous-tendu essentiellement par les facteurs extraversion et ouverture d'esprit, reflète le développement personnel, renommé plus tard « *plasticity* » (DeYoung, 2006).

De plus, Digman propose que le type d'analyse effectuée, qui est une analyse factorielle et non une analyse en composante principale comme c'est souvent pratiqué, implique une cause latente aux deux dimensions observées. Cela est effectivement un postulat de l'analyse factorielle, mais le fait d'observer ces résultats ne prouve pas pour autant la validité de ce postulat comme l'a très bien expliqué Borsboom (Borsboom & Cramer, 2013; Fried et al., 2016; Markus & Borsboom, 2013), argument qui est au cœur de la naissance d'une nouvelle branche de la psychométrie : la psychométrie en réseaux ou « *network psychometrics* ».

Les résultats statistiques, que Digman présentait comme excellents et validant les deux hypothétiques méta-traits, n'ont pas été répliqués par la suite (Anusic et al., 2009; Mutch, 2005) ; ce dernier a montré d'importants défauts dans la méthodologie statistique employée par Digman et a présenté des résultats infirmant son modèle. Cependant, d'autres auteurs ont avancé la même idée c'est-à-dire que deux méta-traits existaient bien et sous-tendaient les réponses aux inventaires évaluant la personnalité selon le modèle du Big Five (Anusic et al., 2009; DeYoung, 2006).

Ainsi, DeYoung (2006) affirma que deux méta-traits apparaissaient de manière régulière lors des analyses ; il les nomma « stabilité » (*stability*) et « plasticité » (*plasticity*). La stabilité regroupait les dimensions « névrosisme » inversé (donc stabilité émotionnelle), « agréabilité » et « caractère consciencieux », tandis que la plasticité regroupait les facteurs « extraversion » et « ouverture d'esprit ». La variance partagée entre les 3 facteurs de la dimension stabilité semble refléter la capacité de l'individu à maintenir une stabilité et à éviter les bouleversements dans les domaines émotionnels, sociaux et motivationnel ; celle partagée entre les deux facteurs de la dimension plasticité semble refléter la capacité de l'individu à explorer et à s'engager dans des comportements et des pensées nouvelles, donc à présenter une forme de flexibilité dans ses comportements et ses pensées. Il faut noter que dans tous les modèles où l'on cherche à extraire deux facteurs généraux des 5 dimensions du Big Five, les deux facteurs sont fortement corrélés.

L'étude de DeYoung (2006) est assez remarquable, car il utilise une méthode MTMM (Multi-Traits, Multi-Méthodes) pour évaluer la consistance intercotateurs et utilise la CFA pour tester les différents modèles MTMM possibles, ainsi que son modèle hiérarchique de la personnalité comportant les deux « higher-order factors ». Cette méthode (MTMM) a pour but de déterminer quelle est la part de variance des réponses aux questionnaires (il utilise le BFI et le Mini-Markers), qui est attribuable à la méthode (qui est ici distinguée entre le « self-report » et le « peer ratings », c'est-à-dire la cotation par un proche du questionnaire pour l'individu qui s'est décrit également en self-report) ou aux variables latentes (les 5 dimensions du Big Five), c'est-à-dire séparer la variance due à la méthode de la variance due aux traits. De plus, il utilise un modèle hiérarchique en CFA, qui montre que le modèle en deux méta-traits s'ajuste très bien aux données. Cependant, il indique également qu'un modèle avec une seule dimension fit également bien aux données (selon les indices habituels utilisés en CFA), mais significativement moins bien qu'un modèle à deux facteurs. DeYoung conclue son analyse par une « Multi-Trait, Multi-Informant, Multi-Instrument Confirmatory Factor Analysis », qui valide son hypothèse de deux méta-traits, indépendant à la fois de la méthode (self-report vs. peer-rating) et de l'instrument utilisé. Un des apports essentiels de cette étude, est que les deux méta-traits n'apparaissent, de manière solide, que lors de l'utilisation du BFI, qui se distingue de l'autre questionnaire par l'utilisation de courtes phrases, opposée à l'utilisation d'adjectifs uniques pour le Mini-Markers. Le BFI fournirait ainsi plus d'éléments contextuels, ce qui diminuerait l'interprétation idiosyncrasique des items contrairement à la situation avec uniquement des adjectifs et semble augmenter la fiabilité des résultats (corrélations plus fortes entre self et peer-reports pour le BFI comparé au Mini-Markers).

Ce modèle de personnalité en deux facteurs rejoint de nombreux modèles de « personnalité » en deux facteurs, qui ont été développés au cours du temps. Par exemple, Eysenck a d'abord travaillé sur un modèle de la personnalité comprenant le névrosisme ou émotionnalité (qui rejoint ici le méta-trait *stability* inversé) et l'extraversion (qui fait partie ici du méta-trait *plasticity*) ; le concept de *psychoticism* est seulement apparu dans ses derniers travaux (Eysenck, 1992).

De même un modèle célèbre de la personnalité, qui part des bases biologiques du comportement est le modèle de Gray (Gray & McNaughton, 2000) qui a été appelé *Reinforcement Sensitivity Theory* (RST). Gray conçoit un modèle où deux systèmes co-existent et sont relativement indépendants : le système d'approche ou d'activation (*Behavioral Activation System*) et un système d'évitement ou d'inhibition (*Behavioral Inhibition System*), à ces deux systèmes d'ajoute un système appelé *Non-specific Arousal System* (NAS). Les deux premiers systèmes

sont censés être les systèmes régulateurs des affects et du comportement. Le modèle a abouti à la création d'une échelle, qui évalue ces deux systèmes chez un individu par autoquestionnaire, les échelles BIS/BAS de Carver et White (Carver & White, 1994). Le système BAS va bien avec l'hypothèse des auteurs du modèle HEXACO (Lee & Ashton, 2013b), qui regroupe les dimensions eX (extraversion), O et C dans une dimension globale d'engagement dans des activités (les facteurs variant selon l'objet de cette activité).

Le modèle de Gray part des deux dimensions fondamentales identifiées dès les années 50 comme caractéristiques de la personnalité et observées comme relativement indépendante l'une de l'autre : l'anxiété (BIS) et l'impulsivité (BAS). Cela rejoint le constat de Barratt, qui constatait déjà cette indépendance, indépendance qui fut à la base de la création de l'échelle Barratt Impulsiveness Scale (Patton et al., 1995). En effet, l'échelle de Barratt fut constituée en prenant tous les items très peu corrélés à la dimension « anxiété » et qui formaient une dimension relativement homogène.

L'anxiété renvoie donc à la dimension aversive, tandis que l'impulsivité renvoie à la dimension appétitive. Gray rajouta, plus tardivement, une autre dimension : la FFFS, lié aux comportements de *Fight, Flight* et *Freeze (System)*.

Le BIS, selon Gray est associé aux signaux de punition, de non-récompense et de nouveauté, il inhibe les comportements, qui pourraient entraîner des conséquences négatives ou douloureuses. Le fonctionnement du BIS est associé aux ressentis d'émotions négatives telles que la peur, l'anxiété, la frustration ou la tristesse.

Le BAS (*Behavioral Approach System* ou *Behavioral Activation System*), toujours selon Gray (Gray & McNaughton, 2000) est sensible aux signaux de récompenses, de non punition ou d'évitement actif de la punition. Le BAS serait responsable d'émotions telles que l'espoir, la joie ou l'euphorie. Au niveau des différences interindividuelles, un niveau élevé de BAS serait associé à une plus grande propension à s'engager avec force dans des actions orientées vers un but et à ressentir des émotions positives quand l'individu est exposé à des signes annonçant la réussite d'une action.

Un des aspects centraux de ce modèle est que ces dimensions que l'on peut globalement associées aux émotions positives pour le BAS et aux émotions négatives pour le BIS sont considérées comme orthogonales, c'est-à-dire totalement indépendantes. Or, une vision basique des émotions tendrait à nous faire penser que les émotions se situent sur un axe (la valence émotionnelle), qui va du très négatif au très positif. Donc, une émotion fortement négative seraient fortement inversement corrélée à une émotion fortement positive. C'est d'ailleurs un des modèles des émotions telle qu'elles sont évaluées par le PANAS (*Positive and Negative*

Affect Schedule), mais la notion d'un axe de valence a été régulièrement remis en question (Watson et al., 1988). En effet, lors du développement de la PANAS, la dimension « Affects Positifs » (PA) a été retrouvée comme très faiblement corrélée à la dimension « Affects Négatifs » (NA) (Watson et al., 1988), alors que l'on s'attendrait à une forte corrélation négative si la dimension valence existait réellement. D'autre part, dès l'article de 1988, on peut observer que les auteurs avaient déjà fait le lien entre d'une part la dimension PA trait et la dimension NA trait et d'autre part l'extraversion et le névrosisme. Ils mettaient en avant également le rôle de ces deux dimensions dans la distinction dépression (faible niveau de PA) VS anxiété (fort niveau de NA). Cela rejoint l'observation clinique et les travaux de Henry (Henry et al., 2003; M'Bailara et al., 2009), qui montre que la phase d'excitation associée aux phases maniaques et hypomaniaques est associée à une hyperémotionnalité générale et donc à un ressenti plus intense des émotions positives comme négatives et non seulement à une augmentation du ressenti des émotions positives, qui sont présentes dans l'élation du patient lors d'une phase maniaque. Ainsi, les patients sont souvent plus irritables et donc colériques dans ces phases. D'autres analyses montreront qu'un unique facteur général de personnalité semble ressortir des analyses factorielles, ce qui sera appelé le Big One ou General Factor of Personality.

2.2.9 Le modèle du Big One ou Facteur Général de la Personnalité

Un modèle hiérarchiquement encore supérieur a été défini comme le modèle de la personnalité du Big One ou facteur général de la personnalité (*General Personality Factor*, GFP) (Just, 2011). Sur le modèle du facteur g de l'intelligence ou facteur général de l'intelligence, ce facteur général de la personnalité a été régulièrement retrouvé comme expliquant une part significative de la variance des 5 principales dimensions du Big Five. Au début, les auteurs ont été très sceptiques sur la nature de ce facteur et il a été attribué à un ou des artefacts méthodologiques par certains (Davies et al., 2015).

Les soubassements théoriques de ce trait général de la personnalité remontent aux travaux de (Rushton, 1985), qui expliquent que, face à la nécessité de se reproduire, une espèce peut choisir entre deux extrêmes : soit investir toute son énergie à produire beaucoup de descendants sans s'en occuper beaucoup (ex. l'huître qui produit 500 millions d'œufs par an), soit investir son énergie à faire peu de descendant mais en prenant beaucoup de temps à s'occuper de leur survie (ex. les grands singes, qui ne font qu'un descendant tous les 5 à 6 ans) ou les humains dont la progéniture est extrêmement vulnérable et met plusieurs années avant de devenir autonome.

Les espèces se situeraient toutes sur cette dimension qu'il nomme K, mais, au sein d'une même espèce, les individus pourraient également varier sur ce trait. Il explique que les individus qui sont élevés sur cette dimension ont certaines caractéristiques comme l'intelligence, l'altruisme et d'autres traits. La théorie de cet auteur semble surtout destiner à pouvoir classer les espèces et les hommes sur une unique échelle (l'échelle K), qui serait une échelle « naturelle » (*scala naturae* en latin dans le texte). Le fait de résumer les différences interindividuelles à une unique dimension, permet indirectement de légitimer la hiérarchisation de ce que l'auteur appelle des « races » (ce qui est commun dans les travaux internationaux et aux USA).

Bien que ce travail soit fortement critiquable, comme beaucoup de travaux de la sociobiologie des années 80, il est reconnu comme étant le premier à présumer une dimension unique de personnalité chez les êtres humains, qui expliquerait une grande partie des différences interindividuelles. Cet auteur cite pêle-mêle : l'agression, l'altruisme, l'anxiété, la criminalité, la dominance, l'extraversion, l'intelligence, etc.

Des modèles plus modernes de ce facteur général de la personnalité ont émergé suite à l'article très cité de Musek (2007), qui examine l'idée d'un facteur général de personnalité reflétant un niveau élevé de stabilité émotionnelle, d'extraversion, d'ouverture d'esprit, de caractère consciencieux et d'agréabilité. Ce méta-trait serait une dimension de la personnalité basique, qui intègre les dimensions les plus générales des aspects non cognitifs de la personnalité et serait associé à la désirabilité sociale, à l'émotionnalité, à la motivation, au bien-être, à la satisfaction dans la vie et à l'estime de soi et aurait des racines biologiques liées intimement à l'évolution de l'être humain.

« Dépoussiéré » et donc vidé de son aspect visant à classer les « races », ce facteur général de personnalité pourrait bien refléter une dimension générale d'adaptation, tout comme cela a été trouvé au cours d'analyses factorielles sur des échelles de psychopathologie qui font ressortir un facteur général de psychopathologie ou P-factor. Cependant, cette tendance à trouver « partout » des facteurs généraux (intelligence, personnalité, psychopathologie) est largement questionnée, ne serait-ce que sur le plan statistique (van Bork et al., 2017), avec notamment de vives critiques sur l'utilisation massive de modèles bifactoriels, dont les indices d'ajustement sont souvent « mathématiquement » supérieurs aux autres modèles de par le calcul statistique utilisé et non, nécessairement, du fait d'une meilleure qualité du modèle. Bien sûr, nous questionnerons ces aspects et ne postulons pas d'emblée que les dimensions mises en évidence ont une réalité, par exemple, biologique. Nous voulons surtout tester si ces facteurs très généraux peuvent prédire des caractéristiques concrètes en distinguant efficacement les différents individus.

Il est possible cependant, que des facteurs généraux ayant un sens pratique, puisque prédisant des aspects très concrets de la vie des individus, existent, comme cela est désormais indiscutable, pour l'intelligence. On peut imaginer que déterminer ces principaux facteurs généraux ait une fonction bien précise qui serait d'identifier les fonctions de bases et donc très générale de l'esprit. Ainsi on peut imaginer que le facteur général d'intelligence reflète l'aspect cognitif de l'individu, le facteur général de personnalité reflèterait lui le fonctionnement émotionnel général de l'individu, tandis que le facteur général de la psychopathologie, serait en rapport avec une manière générale qu'aurait l'individu de « dysfonctionner », même si les causes de ce dysfonctionnement pourraient être multiples. On retrouverait donc les dimensions classiques de la cognition, de l'affectivité et de la motivation, description qui est resté classique en psychologie pour décrire les composants élémentaires de l'esprit humain.

Les caractéristiques associées au facteur général de personnalité semblent lui donner un rôle potentiel dans l'adhésion aux soins et dans l'observance, en particulier médicamenteuse. Il serait intéressant de voir si, à ce niveau de la hiérarchie des modèles de la structure de la personnalité, ce facteur général a un pouvoir explicatif qui ne se résume pas à la somme des effets des 5 dimensions, mais aurait un effet partiellement indépendant montrant son autonomie partielle.

En effet, les modèles hiérarchiques de la personnalité sont régulièrement remis en cause, comme le principal autre modèle hiérarchique, celui de l'intelligence et plus précisément du facteur g. Le facteur g se situerait au sommet des analyses factorielles des tests d'intelligence et serait constitué de la part de variance commune que partagerait un grand nombre de tests censés évaluer différentes formes d'intelligence comme l'intelligence verbale ou le raisonnement perceptif.

Ce qui donne sa force au modèle du facteur g de l'intelligence est sa définition statistique relativement précise, sa forte héritabilité et sa très grande stabilité dans le temps (Deary et al., 2013), ainsi que sa capacité à prédire des performances dans la vie professionnelle par exemple. Ainsi, si notre travail montrait que le facteur général de la personnalité avait un lien avec un comportement aussi important que l'observance, cela augmenterait sa validité nomologique (Cronbach & Meehl, 1955).

De plus, comme nous utilisons deux champs théoriques différents au niveau du nombre de dimensions principales (Big Five et HEXACO), nous pourrions voir si en changeant de niveau d'analyse, nous observons des résultats concordants.

2.2.10 Une structure globale et hiérarchisée de la personnalité en plusieurs niveaux

Une attitude générale semble ressortir des travaux sur l'étude psychométrique de la personnalité, avec l'idée d'une hiérarchie des niveaux de description de la personnalité. Le NEO-PI comporte bien les 5 dimensions décrites plus hauts, mais selon les auteurs ces dimensions se subdivisent en sous-dimensions plus spécifiques, appelées « facettes ».

Ainsi, on peut conceptualiser la personnalité comme étant constituée au plus haut niveau d'un facteur général lui-même constitué de deux super-facteurs extrêmement généraux et impliqués dans beaucoup de situations, mais très peu spécifiques, puis à un niveau hiérarchiquement inférieur la personnalité peut être résumée à 5 ou 6 dimensions plus précises mais assez générales comme celle du Big Five ou du modèle HEXACO, puis à un niveau encore plus spécifique apparaissent des traits, tels que l'impulsivité, qui se subdivisent eux-mêmes en plusieurs sous-dimensions, par exemple, le manque de préméditation ou le manque de persévérance pour le modèle UPPS de l'impulsivité (cf. infra).

Le principal problème de ce modèle, qui a l'air séduisant en réconciliant un peu toutes les approches, est l'idée de hiérarchie, qui implique qu'une facette ne peut appartenir qu'à un seul facteur, donc l'impulsivité par ex. ne peut être qu'une sous-dimension du caractère consciencieux et ne peut donc pas avoir de lien avec l'extraversion. Cela est certainement une simplification un peu abusive de la réalité et il serait intéressant de voir si un modèle de type « circumplex » peut être plus économe sur le plan théorique. Cela nous indique aussi que l'utilisation de l'approche par CFA où les items ne sont supposés saturer que sur un seul facteur n'est probablement pas adaptée.

Nous allons maintenant aborder une facette plus spécifique de la personnalité, mais impliquée dans un grand nombre de comportement : l'impulsivité.

2.3 L'impulsivité comme facette multidimensionnelle spécifique de la personnalité

2.3.1 Définition de l'impulsivité

L'impulsivité renvoie généralement à un comportement qui est réalisé « trop rapidement », au sens où, soit la personne avait conscience des conséquences négatives de ce comportement mais n'a pas réussi à l'inhiber du fait d'un manque de temps et/ou de capacités d'inhibition efficaces, soit elle n'a pas pris en compte ces conséquences négatives car elle ne leur a pas attribué un poids suffisant pour inhiber son comportement (Patton et al., 1995; Whiteside & Lynam, 2001).

On voit assez clairement deux causes possibles à un comportement impulsif. La première est que la personne a agi trop rapidement et n'a donc pas eu le temps de prendre en compte les conséquences de son action, qu'elle connaît par ailleurs, donc ce serait une « impulsivité comportementale ». Une seconde cause serait que la personne n'a pas pu « attribuer » correctement un « poids négatif » aux conséquences de son action, ce qui aurait pu entraîner une inhibition de son action ; ce type de processus déboucherait sur une « impulsivité cognitive » ou « décisionnelle ». On voit pointer ici le rôle de la prise de décision dans l'impulsivité (Kahn et al., 2019).

Or, l'impulsivité est au cœur des troubles bipolaires et persiste même en inter-critique, contrairement à ce que l'on pensait auparavant, c'est-à-dire entre les épisodes maniaques, hypomaniaques, dépressifs ou mixtes (Etain et al., 2013; Moeller et al., 2001; Swann et al., 2001, 2008). D'autres phénomènes comme les troubles cognitifs persistent également en inter-critique (Burdick et al., 2014; Raust et al., 2013) tout comme une forme de dysrégulation émotionnelle mises en évidence en particulier par Chantal Henry (Henry et al., 2001, 2007; M'Bailara et al., 2009). L'impulsivité a un rôle important dans les troubles bipolaires et est souvent retrouvée associée à de nombreux autres problèmes dont la suicidalité (Kahn et al., 2019), mais aussi les abus de substances dont l'alcool, et également des signes en général associés à la gravité des troubles bipolaires, tels que les états mixtes et les cycles rapides (Etain et al., 2013; Swann et al., 2005). Ce phénomène met en avant l'aspect chronique du trouble bipolaire et insiste sur le fait que la prise en charge ne doit pas s'arrêter aux phases de décompensations.

C'est donc par notre intérêt pour les troubles bipolaires que nous en sommes venus à nous intéresser à l'impulsivité. Mais l'impulsivité est également au centre de nombreux autres troubles psychiatriques, puisque ce symptôme est le second plus fréquent dans le DSM-5 après celui de « détresse » ou « souffrance psychologique » (American Psychiatric Association, 2013). De plus, un chapitre entier du DSM-5 est consacré aux troubles associés à l'impulsivité sous le nom de « disruptive, impulse-control, and conduct disorders », qui concernent des troubles qui sont caractérisés par des problèmes dans le self-control émotionnel et comportemental, tels que la kleptomanie, la pyromanie, le trouble intermittent explosif, le trouble oppositionnel avec provocation et le trouble des conduites. On voit ici la notion centrale de contrôle de soi et donc de monitoring de son comportement (impliquant les fonctions exécutives), qui constitue donc bien le pôle opposé de l'impulsivité (M. Van der Linden, 2008). Depuis les débuts de la psychologie corrélationnelle selon les termes anglo-saxons de Cronbach (1957), qui l'oppose à l'approche expérimentale, l'impulsivité a été vue comme une dimension

essentielle de la personnalité avec la propension à l'anxiété (névrosisme) et l'extraversion, en particulier dans le modèle du Giant Three de Eysenck (1992, 1995). En effet, dans ce modèle, le psychoticisme est défini notamment par des traits reflétant une forte impulsivité, mais associé à une beaucoup plus large gamme de comportements et de traits de personnalité comme « froid », « agressif », « egocentrique », « impersonnel », « antisocial », « non empathique », le seul trait positif étant la créativité.

L'impulsivité peut être retrouvée comme trait de la dimension « caractère consciencieux » avec la notion d'autocontrôle, ou comme trait de la dimension névrosisme avec le trait « urgence », qui reflète les comportements impulsifs réalisés sous le ressenti d'émotions négatives.

Un point important à noter sur l'impulsivité est que son étude souffre de deux paradoxes : le « jingle » et le « jangle fallacies » (Block, 1995, cité par Whiteside & Lynam, 2001).

Le « jingle fallacy » renvoie à la situation où deux construits ont le même nom mais renvoient en réalité à deux processus assez différents l'un de l'autre ; tandis que le « jangle fallacy » renvoie à la situation où deux construits ont deux noms différents mais renvoient en réalité au même processus. Nous allons voir que ces problèmes sont récurrents et qu'une des solutions est d'intégrer l'impulsivité dans une théorie plus générale de la personnalité, comme l'ont fait les créateurs de l'échelle UPPS (Whiteside & Lynam, 2001).

2.3.2 L'impulsivité conceptualisée et mesurée par l'échelle d'impulsivité de Barratt

Selon Barratt (Patton et al., 1995), l'impulsivité est un concept multidimensionnel, renvoyant en réalité à des comportements et des processus psychiques différents, mais ayant en commun le fait d'agir sans réflexion préalable. L'origine de la construction de l'échelle de Barratt a été associée à l'idée qu'il existait une dimension comportementale orthogonale à la dimension « anxiété » (que l'on peut aujourd'hui associer au névrosisme). L'auteur a commencé à recueillir des items caractérisant la personnalité et qui n'étaient pas corrélés à l'anxiété.

Mais d'une échelle à l'origine unidimensionnelle, il est passé à une échelle sous-tendue théoriquement par 3 dimensions, corrélées entre elles. Ces trois dimensions étaient l'impulsivité motrice, qui renvoyait au fait de ne pas réfléchir avant d'agir, l'impulsivité cognitive, qui renvoyait au fait de prendre les décisions rapidement et enfin l'impulsivité de non-planification, qui renvoyait au fait de ne pas penser au futur et d'être axé sur le présent. L'impulsivité cognitive n'a pas été retrouvée lors de l'étude de validation et au lieu de cela une dimension appelée impulsivité attentionnelle a été mise en évidence, tandis que les 2 autres dimensions

étaient bien retrouvées. Ainsi dès la création de la BIS-11, des problèmes étaient retrouvés dans les analyses factorielles menées.

L'impulsivité a été très étudiée chez les patients atteints de troubles bipolaires et l'impulsivité « trait » est plus élevée chez les patients bipolaires que chez les sujets sains appariés, même en dehors de toutes phases aiguës, c'est-à-dire chez des patients stabilisés évalués en période inter-critique (Etain et al., 2013; Kahn et al., 2019).

Mais les outils pour évaluer cette impulsivité sont-ils adaptés pour étudier ces aspects chez ces patients, qui constituent, sur de nombreux aspects, une population ou 'des' populations très spécifiques ? Ainsi, notre réseau (Etain et al., 2013) n'a pas réussi à mettre en lien les antécédents de TS et l'impulsivité mesurée par le score total obtenu par les patients à l'échelle d'impulsivité de Barratt (BIS-11 ; Bayle et al., 2000; Patton, Stanford, & Barratt, 1995). Pourtant ce lien est fréquemment mis en évidence (Carli et al., 2010; Joiner Jr et al., 2005; Klonsky & May, 2010) et cela même dans le trouble bipolaire (Swann et al., 2005). Mais est-ce que le modèle de l'impulsivité mis en évidence chez 412 sujets sains (étudiants à l'université) et chez 73 prisonniers en 1995, s'applique à notre population ? Un élément, tendant à montrer que cette hypothèse est questionnable, est que le modèle de Barratt n'a pas été retrouvé dans une étude portant sur une population à fort risque d'impulsivité, des prisonniers (Ireland & Archer, 2008), avec un échantillon bien plus grand (N = 1103) et avec des techniques statistiques plus adaptées (analyses factorielles confirmatoires) pour tester la validité de ce modèle, que dans l'étude originale, qui avait utilisé l'analyse factorielle exploratoire. Même dans une population de sujets sains seuls 2 facteurs ont été retrouvés (Reise et al., 2013) de manière fiable.

On dit souvent que la validation d'un test ne s'arrête jamais et que l'interprétation que l'on peut faire de tout test dépend de la (les) population(s) dans laquelle il a été validé (American Educational Research Association et al., 1999). Par exemple, pour analyser un score selon la *Classical Test Theory* (théorie classique des scores, souvent opposée à la théorie de réponse à l'item, *Item Response Theory* : IRT), qui est, en clinique et même souvent en recherche, la plus utilisée encore actuellement, on compare le score obtenu par un individu à des normes issues d'un groupe contrôle (Nunnally & Bernstein, 1994). La moyenne d'un groupe peut bien sûr changer selon différents critères comme le sexe, l'âge ou le niveau socioculturel, ces variables sont souvent utilisées et contrôlées, quand cela est possible, dans les normes des tests.

Cependant la BIS-10 et 11 bien que souvent utilisées dans la population des patients atteints de TBP, n'avait jamais été validée dans cette population et on ne savait donc pas si la structure proposée correspond bien à ce qui est observé dans cette population très spécifique. « Or, si un

score dérivé d'un test ne nous donne pas d'information sur le "construit" qu'il est censé mesurer, cela fait alors peu de différence combien ce test est fiable ("reliable"), combien il est précis, ou combien il ne présente pas de biais (free of bias) » (Markus & Borsboom, 2013, traduction personnelle).

Cela a été un de nos travaux de recherches, qui a abouti à la publication d'un article sur une version à 12 items d'une échelle d'impulsivité, appelée *Impulsivity Scale 12 items* ou IS-12 (Kahn et al., 2019), qui ne comportait que deux dimensions : l'impulsivité cognitive et l'impulsivité comportementale. Cette étude faisait suite à plusieurs études à grande échelle, qui n'avaient réussi à reproduire de manière consistante que deux facteurs, en analysant la BIS-11, qui ont été nommés impulsivité motrice et impulsivité de non planification (Haden & Shiva, 2009) ou impulsivité cognitive et impulsivité comportementale (Kahn et al., 2019; Reise et al., 2013).

2.3.3 L'impulsivité conceptualisée en deux facteurs et mesurée par l'IS - 12 items

Nous-mêmes n'avons donc pu retrouver que 2 facteurs, suite à l'analyse de la BIS-11, menée sur une population de 580 patients atteints de troubles bipolaires, facteurs que nous avons nommés selon Reise et al. (2013) : impulsivité comportementale (fortement corrélé au facteur du même nom de Reise et al.) et impulsivité cognitive (fortement corrélé au facteur du même nom de Reise et al.). Cette échelle a été nommée *Impulsivity Scale 12 items* ou IS-12. Un item supplémentaire (l'item 30) saturait sur les deux facteurs, nous l'avons donc supprimé de l'échelle finale publiée, mais il présentait des caractéristiques intéressantes et semblait donc devoir être exploré plus en détail dans des travaux ultérieurs.

2.3.4 L'impulsivité conceptualisée et mesurée par l'UPPS-P

Une échelle d'impulsivité, qui a changé la manière dont les chercheurs conceptualisaient l'impulsivité et qui a largement été diffusée et reconnue pour ses qualités psychométriques est l'échelle *Urgency, (lack of) Premeditation, (lack of) Perseverance, Sensation-seeking* ou UPPS. Cette échelle est basée sur une analyse d'un large nombre d'échelles d'impulsivité et sur des instruments évaluant le modèle du Big Five (Whiteside & Lynam, 2001). Cette échelle a été conçue en faisant passer à 400 étudiants une large gamme d'échelles, évaluant globalement la personnalité, en utilisant uniquement leur partie portant sur l'impulsivité et le NEO-PI-R dans sa totalité. Cette échelle évalue, dans sa dernière version, 5 dimensions de l'impulsivité, donc rentre dans une vision multidimensionnelle de l'impulsivité comme cela est largement admis aujourd'hui.

L'originalité de l'approche de Whiteside et Lynam est d'intégrer l'étude de l'impulsivité dans le modèle général de la personnalité dominant : le modèle du Five Factor Model (FFM). Ils ont trouvé que les 4 dimensions mises en évidence en 2001 étaient chacune associée avec une dimension spécifique du FFM.

Ils partent du constat que le NEO-PI-R évoque des dimensions d'impulsivité dans 4 facettes distinctes appartenant à 3 dimensions générales, parmi les 5 évaluées (chacune des 5 grandes dimensions étant évaluée par 6 facettes dans le NEO-PI-R).

Ainsi la facette appelée *Impulsiveness* appartient à la dimension Névrosisme. Une autre facette associée à l'impulsivité est l'auto-discipline (*Self-discipline*), qui fait partie de la dimension caractère consciencieux. Ces deux dimensions sont, dès le début, associées à l'impulsivité selon Costa et Mac Crae (1992). Ainsi, Costa et Mac Crae (1992) avancent que "people high in impulsiveness cannot resist doing what they do not want themselves to do" et "people low in self-discipline cannot force themselves to do what they want themselves to do" (p. 18). Ceux qui obtiennent un score élevé sur la facette *Impulsiveness* sont décrits comme lunatiques, irritables et excitables tandis que ceux qui obtiennent un score faible sur la facette *Self-discipline* sont décrits comme paresseux, désorganisés et non minutieux.

Les deux autres facettes qui évaluent l'impulsivité, selon d'autres auteurs (Whiteside & Lynam, 2001) sont la facette *Excitement Seeking* de l'extraversion, qui est similaire à la dimension de recherche de sensation de Zuckerman (1994) et la *Venturesomeness* de Eysenck et Eysenck (1977); ceux qui obtiennent des scores hauts à cette facette sont décrits comme cherchant le plaisir, à la recherche de sensation, audacieux et aventureux. La dernière facette est la facette *deliberation* de la dimension caractère consciencieux, qui est similaire à l'échelle de contrôle de Tellegen et à l'échelle de non-planification de Barratt. Ceux qui obtiennent un score faible à cette facette sont décrits comme hâtifs, impulsifs, insoucians et impatients.

La première dimension est la dimension *Urgence*, qui n'a d'abord été constituée que d'items évaluant l'urgence négative, c'est-à-dire la propension à agir impulsivement sous l'effet d'émotions négatives ; elle était donc associée au névrosisme.

Puis a été ajoutée la dimension *Urgence positive* qui est la propension à agir de manière impulsive dans un contexte d'émotions positives. Cet aspect semble particulièrement important dans une population de patients atteints de troubles bipolaires, puisque les phases (hypo)maniaques sont caractérisées par cet aspect d'urgence positive, qui est exacerbé (achats impulsifs, désinhibition notamment sexuelle, etc.).

La dimension *manque de préméditation* indique une incapacité à anticiper le résultat de ses actions. La dimension *manque de persévérance* indique une incapacité à persister de manière continue en suivant un but précis.

La *recherche de sensation* renvoie au fait d'agir impulsivement dans un but de ressentir des émotions fortes (Martial Van der Linden et al., 2006; Whiteside et al., 2005; Whiteside & Lynam, 2001). La recherche de sensation est une dimension particulièrement intéressante totalement occultée par l'échelle BIS-11, qui a pourtant été au cœur de travaux largement cités comme ceux de Zuckerman (Aluja et al., 2007).

Zuckerman, Kuhlman, Joireman, Teta and Kraft (1993) ont découvert un facteur qu'ils ont nommé recherche de sensation impulsive (*impulsive-sensation seeking*), ils décrivent ce facteur comme constitué d'items qui implique un manque de planification et une tendance à agir de manière impulsive sans réfléchir, ainsi qu'une recherche d'expérience ou la tendance à prendre des risques pour le but de l'excitation et de la nouveauté de l'expérience (Zuckerman et al., 1993). Ils déterminèrent que l'échelle *Sensation Seeking Scale* mesurait un construit similaire au facteur NEO *conscientiousness* (Costa & Mac Crae, 1992) et au facteur psychoticisme de l'EPQ d'Eysenck (Costa & McCrae, 1995).

Une analyse factorielle confirmatoire menée sur la version française raccourcie de l'UPPS-P confirmait un modèle hiérarchique où il y avait bien les 5 dimensions (Billieux et al., 2012), mais des facteurs d'ordre hiérarchique supérieur pouvaient apparaître. Ainsi, les dimensions *urgence négative* et *urgence positive* se regroupaient en *urgence* et les dimensions « lack of premeditation » et « lack of perseverance » se regroupaient en « lack of conscientiousness » que l'on peut traduire par manque de « prudence » (avec un lien avec la dénomination d'une dimension du Big Five « caractère consciencieux ») et il apparaissait un facteur séparé *sensation seeking* (recherche de sensation).

2.3.5 L'impulsivité comme pôle opposé du caractère consciencieux

Un niveau élevé d'impulsivité renvoie généralement à un manque de patience et à une tendance à « bâcler les tâches » que l'on donne à la personne impulsive. En effet, l'impulsivité est une des facettes opposées au caractère consciencieux qui, lui, renvoie au fait de prendre un grand soin dans toutes les tâches du quotidien et, lorsque cette dimension est trop élevée, on peut voir émerger des traits obsessionnels (Krueger & Eaton, 2010).

On peut donc supposer que notre mesure de l'impulsivité est sensible dans sa qualité de remplissage au niveau d'impulsivité du patient, dimension que l'on désigne en anglais par

careless. En effet, il est probable qu'un individu très impulsif va remplir rapidement et peu soigneusement les questionnaires, ce qui va en diminuer la fiabilité

Nous nous retrouvons donc dans la situation paradoxale où la fiabilité du moyen d'évaluer un comportement est sensible à ce comportement, plus ce comportement sera présent moins la fiabilité du questionnaire sera bonne. Nous étudierons cela grâce aux indices de fiabilité individuels (*person fit indices*). Ce phénomène de l'impact du trait mesuré sur la qualité de la mesure, nous indique une explication potentielle complémentaire de celle initialement donnée. Si le fait d'être impulsif entraîne une tendance à obtenir une mauvaise fiabilité des questionnaires, cela pourrait expliquer que l'impulsivité soit associée, par le niveau d'erreur de mesure qu'elle induit, à des comportements mesurés de la même manière comme le score d'observance à la MARS.

2.4 Les facteurs influençant l'observance

Le réseau des centres experts (désigné sous l'acronyme FACE-BD en anglais, qui signifie *FondaMental Advanced Centers of Expertise for Bipolar Disorder*) a déjà fait plusieurs études sur l'observance, montrant le rôle de l'impulsivité (de non planification plus précisément, (Belzeaux et al., 2015), mais également le rôle des symptômes dépressifs résiduels et des effets secondaires (Belzeaux et al., 2013), ainsi que des troubles cognitifs, notamment des troubles de l'inhibition chez les sujets plus âgés dans l'observance (Corréard et al., 2017). D'autres auteurs ont montré que les comorbidités, fréquentes dans le trouble bipolaire, sont également source de mauvaise observance, notamment l'abus de substances (Colom et al., 2005; Lingam & Scott, 2002).

L'étude de l'observance dans le trouble bipolaire n'a quasiment jamais utilisé les modèles standard de l'observance utilisé en psychologie de la santé (Ayers et al., 2007; Bruchon-Schweitzer, 2002; Taylor, 2015) ; en effet, les auteurs ont favorisé l'étude de l'observance en lien avec des concepts plus courant en psychopathologie, comme l'impulsivité et les troubles cognitifs.

Ainsi, parmi les facteurs impliqués dans la non-observance et probablement associés à l'attitude vis-à-vis du traitement, des traits de personnalité comme l'impulsivité sont mentionnés (Belzeaux et al., 2015). Bien que notre réseau ait étudié le rôle de la dimension de l'impulsivité pour observer ses liens avec l'observance, cela a été, selon une analyse personnelle, plutôt une approche « par défaut » qu'une approche mûrement réfléchie. En effet, au début des centres

experts, d'importantes tensions existaient autour de l'évaluation de la personnalité et des débats avaient lieu dans les années 2010, autour de la date de publication du DSM-5 (2013). Cela a abouti, concernant le DSM-5, à ne pas modifier les critères diagnostiques de troubles de la personnalité, en conservant le modèle catégoriel, avec seulement une approche dimensionnelle « reléguée » dans la section 3 (donc « non officielle ») : « mesures et modèles émergents » (American Psychiatric Association, 2013). Le réseau des centres experts pour les troubles bipolaires s'était donc restreint à n'évaluer que des aspects très spécifiques de la personnalité comme l'impulsivité (*Barratt Impulsiveness Scale*) ou l'agressivité. Pourtant, il y a bien eu un débat sur la possibilité d'utiliser des outils comme les entretiens semi-structurés (le SCID-II par ex.) ou des questionnaires inspirés du Big Five comme l'Alter-Ego.

Ainsi, l'évaluation de la personnalité, dont personne ne doute de l'importance, n'a pas été rendue obligatoire, par le réseau FACE-BD, en proposant un outil standard à utiliser pour toutes les patientes et tous les patients. En effet, nous n'avons pas réussi à dépasser le débat catégories / dimensions. La conclusion a été que chaque centre évaluait la personnalité si besoin et en choisissant les outils qu'il jugeait nécessaire (SCID-II notamment ou PDQ4+).

Nous espérons que notre travail va contribuer à répondre à la question de l'importance d'étudier la personnalité chez des patients atteints de troubles bipolaires.

En effet, il est possible que le lien mentionné dans l'étude de (Belzeaux et al., 2015), renvoie, non pas à l'effet de l'impulsivité sur l'observance, mais soit la résultante du fait que l'impulsivité soit une des facettes extrêmes opposées de la dimension caractère consciencieux du FFM. Le caractère consciencieux doit certainement avoir un lien avec l'observance, car le fait d'être observant demande une certaine rigueur, rigueur qui est reflétée dans la dimension caractère consciencieux (Krueger & Eaton, 2010).

De plus, nous avons déjà évoqué l'hypothèse que quelqu'un d'impulsif ne remplirait pas de manière aussi fiable les questionnaires, qu'on lui propose, ceci pouvant expliquer en partie le lien avec la mauvaise observance mesurée par la MARS dans l'étude précédemment citée (Belzeaux et al., 2015). Mais cela pourrait également refléter une des facettes de l'observance elle-même. En effet, la qualité du remplissage d'un questionnaire peut être vue comme la manifestation d'une forme d'observance, au sens, où un patient très observant va répondre à la demande qui lui ait faite de remplir (correctement) les questionnaires qu'on lui propose dans le cadre de soins. Obtenir un indice de la qualité du remplissage de questionnaire pourrait donc nous donner un indice associé à l'observance.

Une critique fondamentale à faire à la majorité des études sur l'observance est leur usage d'échelles, le plus souvent considérée comme unidimensionnelles, qui évalueraient donc une

seule forme d'observance. Or, l'étude de Corréard et al. 2017, montre bien que selon l'âge, les déterminant de l'observance évoluent et que les troubles cognitifs sont des facteurs plus importants pour l'inobservance chez les sujets âgés, ce qui est évidemment attendu. Cela pourrait être lié au fait que la forme que prend l'inobservance évolue également avec l'âge, ainsi on peut supposer que les jeunes patients ayant peu d'hospitalisations (qui est un facteur de mauvaise observance dans l'étude) et qui ont une faible durée d'évolution de la maladie (facteur significatif de mauvaise observance également), sont plus sceptiques quant à leur diagnostic et présentent donc plus souvent une attitude générale de défiance vis-à-vis des soignants et non seulement du traitement médicamenteux. Cela les conduirait à présenter plus fréquemment une inobservance volontaire que les sujets plus âgés qui eux présenteraient plutôt une inobservance involontaire. Mais comme le concept et surtout la mesure de l'observance intentionnel (ou non) sont relativement récents (Weinman et al., 2018), notre équipe n'a pas pu tester directement cette hypothèse. De plus, au moment où a été commencé ce travail, il n'existait pas d'outil validé évaluant l'aspect intentionnel ou non de l'observance (ne serait-ce qu'en anglais).

2.5 La notion de « score factoriel »

De nos jours, on utilise encore beaucoup les scores des questionnaires, obtenus en utilisant la cotation fournie par les chercheurs, qui ont développé le questionnaire, qui est, en général, un score obtenu en additionnant les scores obtenus à chaque item, en inversant, si demandé, le score à certains items (*sum scores* en anglais). Cet usage a cependant de nombreux inconvénients, dont 3 sources de biais en particulier, (Lastovicka & Thamodaran, 1991 cité dans Skrondal & Laake, 2001), d'une part on suppose qu'une seule dimension sous-tend le score obtenu, qu'un seul concept est évalué (unidimensionnalité), de plus, on ne tient pas compte du fait qu'un item peut représenter plus ou moins exactement le concept mesuré (ce qui est représenté par la saturation factorielle en EFA ou le coefficient alpha en *Item Response Theory* IRT), enfin la mesure potentielle de l'erreur du fait d'un manque de fidélité de la mesure n'est pas prise en compte. Donc, on ne sait pas à quel point on peut se fier au « sum score ».

On peut remédier à ces biais en utilisant les scores factoriels, et on peut également y remédier en utilisant les modèles d'équations structurelles (SEM) par PLS-PM (*Partial Least Square – Path Modeling*). Les méthodes d'estimation de PLS-PM se sont beaucoup développées au cours des dernières années et notamment la prise en compte de facteur réflexifs (« mode A » en langage de PLS-PM) a été nettement améliorée en corrigeant les inconsistances de l'estimation, ce qui a permis de développer la PLSc pour PLS « consistante ».

Cette méthode permet d'estimer les relations entre des variables réflexives et est peu sensible aux problèmes de distribution et à la misidentification (mauvaise identification) du modèle.

Le calcul concret des scores factoriels dans une EFA non linéaire

L'application des modèles de FA à l'analyse des items et au scoring individuels utilisent habituellement une approche appelée « random-regressors two-stage approach » (Ferrando et al., 2019). La première étape est de calibrer les items à travers une « limited-information procedure » (qui n'utilise donc que la matrice de corrélations), dans la seconde étape, les estimations des paramètres sont considérées comme fixes et connus et on obtient une estimation du score factoriel pour chaque répondant.

On peut utiliser une “non-linear Underlying Variable Approach” (UVA; voir par exemple Ferrando & Lorenzo-Seva, 2019) dans le cas d'items qui se présentent sous forme d'échelle de Likert. On utilise dans ce cas, une matrice de corrélations polychoriques, ce qui s'appelle un modèle basé sur une méthodologie pour variables catégorielles « categorical variable methodology » ; pour obtenir les estimations, on se base donc sur cette matrice de corrélations polychoriques, ce qui revient à fitter une alternative à la paramétrisation de Samejima (1969) du « multidimensional normal-ogive graded response model » (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2013).

Cet article de 2013 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2013) établit solidement le lien entre les modèles issus de la théorie de réponses aux items (IRT) et l'analyse factorielle non-linéaire, notamment le modèle du « multidimensional normal-ogive graded response model » de Samejima (Samejima, 1970).

Cette relation est particulièrement intéressante, car elle permet d'utiliser, par exemple, une analyse factorielle exploratoire non linéaire, puis de déterminer un score factoriel sur les dimensions mises en évidence. Cela permet également de tenir compte des biais d'acquiescement (ACQ) et de désirabilité sociale (SD) que l'on peut estimer à l'aide du logiciel Psychological Test ToolBox (PTTB).

Une autre manière plus solide d'estimer les relations entre les concepts est d'utiliser la PLS-PM, mais il est difficile avec celle-ci d'utiliser des variables ordinales, même si certaines méthodes ont été développées dans ce but (Schuberth & Cantaluppi, 2017).

3 La problématique

Nous avons donc vu que l'observance, en particulier médicamenteuse était un aspect essentiel dans la prise en charge des patients atteints de troubles bipolaires et que cet aspect était un domaine où l'on pouvait massivement agir sur l'évolution du trouble présenté par les patients, permettant ainsi de réduire le nombre de rechutes et le nombre d'hospitalisations, ainsi que de diminuer le risque de suicide, dont nous avons vu qu'il est très élevé dans cette population. Cela est possible, sans trouver de nouvelles « molécules miracles », mais simplement en utilisant au mieux les traitements qui sont déjà à disposition. Nous avons présenté les modèles développés pour modéliser l'observance en psychologie de la santé et vu que ces modèles n'étaient quasiment jamais utilisés en psychiatrie, du fait d'une forme d'autarcie de la psychologie de la santé, par rapport à la psychiatrie (Haslam & Lusher, 2011), du fait d'ailleurs de ceux publiant dans des revues qualifiée de « psychiatriques » (Haslam & Lusher, 2011) et non de ceux qui publient dans des revues qualifiées de « psychologiques » (qui citent eux régulièrement les articles publiés dans des journaux « psychiatriques »). On observe donc une asymétrie de l'information et de la diffusion du savoir qui rend ce travail d'autant plus pertinent.

Il existe actuellement divers outils évaluant l'observance, en particulier dans les maladies psychiatriques, mais ils présentent tous des limites dans l'utilisation au quotidien avec des patients. Ainsi, un de nos objectifs est de valider une nouvelle échelle d'observance, dans une population de patients psychiatriques prenant un traitement régulier, comme cela est souvent le cas dans cette population, l'échelle EGOMAC. De plus, nous souhaitons étudier les corrélats associés à l'observance médicamenteuse, au niveau de la personnalité et plus en détails au niveau des traits associés à l'impulsivité, ce qui nous permettra d'essayer de prédire cette observance médicamenteuse et son type ; en effet, nous faisons l'hypothèse que l'observance n'est pas un phénomène unidimensionnel, mais qu'il existe différents types d'inobservances.

4 Matériel et méthode :

Ce travail s'est produit dans un cadre bien particulier, qui est, pour l'essentiel, celui des centres experts pour les troubles bipolaires de Nancy, dirigé, durant toute la période de l'étude par le Pr. Kahn. Ce contexte est particulier, car on ne nous envoie principalement « que » des patients, qui présentent des troubles thymiques (donc de l'humeur) ou des troubles psychotiques mais avec une « note thymique » comme on peut dire de manière clinique. Les médecins « adresseurs » (c'est-à-dire ceux qui envoient les patients consulter au centre expert) sont des psychiatres libéraux ou des médecins généralistes, qui demandent un avis diagnostique ou thérapeutique.

Nous avons donc récolté des données sur une population un peu particulière par le fait qu'un nombre important de patients ont été diagnostiqué comme présentant probablement un trouble bipolaire de type 1, 2 ou NOS (Not Other Specified). Cependant, même pour les patients recrutés au centre expert, une partie d'entre eux ont été diagnostiqués comme étant atteints d'un autre trouble, pour l'essentiel des troubles dépressifs récurrents, mais aussi : des troubles de la personnalité (essentiellement de type borderline), des troubles psychotiques comme le trouble schizo-affectif ou des troubles anxieux (qui sont également une comorbidité fréquente dans le trouble bipolaire, mais qui apparaissaient, chez ces patients, comme diagnostic principal).

Pour diversifier la population, tout en gardant une caractérisation fine des patients, nous avons également demandé à des médecins psychiatres du service, de proposer à d'autres patients dans des unités de consultations de l'hôpital, le questionnaire que nous avons mis au point. Ces patients devaient tous être suivis de manière régulière et prendre un traitement médicamenteux de manière régulière. En effet, c'est l'observance qui, au début, était au centre de nos préoccupations.

De plus, pour l'analyse psychométrique fine des échelles, nous avons recruté également un groupe d'étudiants recrutés par internet, a priori « sains », qui n'avaient pas spécifiquement de traitement médicamenteux, à qui nous avons fait passer l'ensemble des questionnaires, excepté les questionnaires d'observance, qui étaient optionnels. Cela avait pour but d'avoir, pour la plupart des échelles une population d'au moins 500 sujets car cette taille permet de faire des analyses extrêmement fines sur le plan statistique, comme appliquer les modèles de réponses aux items (Item Response Theory : IRT) ou l'analyse factorielle non linéaire, qui nécessite globalement cette taille d'échantillon pour la majeure partie des analyses (Baker, 1998; Lord, 1980; Reise & Yu, 1990; Rouquette & Falissard, 2011). Ces analyses permettent de se servir de la population de sujets non psychiatrique, pour affiner la précision des estimations des scores factoriels calculées chez les patients. Cette population ne sera pas utilisée au-delà de ces analyses, car nous n'avons pas besoin de sujets contrôle pour notre travail.

4.1 Participants

Notre population est constituée pour notre premier échantillon de patients prenant de manière régulière un traitement médicamenteux pour des raisons psychiatriques, nous voulions intégrer au moins 300 sujets dans cette partie. Finalement, nous avons 334 patients ayant des caractéristiques démographiques quasi complètes.

Cependant, dans le but de renforcer les résultats psychométriques obtenus aux échelles et les possibilités d'analyses psychométriques approfondies, notamment celles permettant de tenir compte de la désirabilité sociale et des biais d'acquiescement, qui demandent de nombreux sujets pour être fiables, nous avons constitué un échantillon de 344 sujets, pour la plupart étudiants (adultes), qui ont rempli l'ensemble des questionnaires sur ordinateur, cela faisait, en limitant les données manquantes, un groupe total de 543 sujets (dont seulement 199 patients avec des données quasi-complètes pour l'ensemble et complètes pour l'échelle de désirabilité sociale), qui avaient des données exploitables pour l'ensemble des analyses psychométriques des échelles.

Ces étudiants étaient contactés, par différents moyens, mais le plus souvent par voie électronique, et avait la possibilité de remplir les questionnaires sur un site internet dépendant de l'outil LimeSurvey, déployé sur les serveurs de l'université de Lorraine. Nous demandions leur âge, leur sexe et leur niveau d'étude. Une partie du questionnaire était « à tiroirs », c'est-à-dire qu'une partie n'apparaissait que chez ceux mentionnant la prise de médicament au long cours. Pour ceux, là, ils leur étaient possibles de remplir les questionnaires sur l'observance (EGOMAC et MARS). Pour les autres, ils ne remplissaient que les autres questionnaires.

Ce second échantillon avait essentiellement pour objectif de constituer des échantillons plus importants pour ce qui concernait les analyses psychométriques des échelles dont l'importance des biais d'acquiescement et de désirabilité sociale. En effet, nombres de ces analyses demandent une taille minimale de 300 sujets, mais souvent nécessitent pour être réellement fiables autour de 500 sujets comme lorsque l'on évalue le modèle du Graded Response Model, puisqu'une simulation informatique (Reise & Yu, 1990) estime à 500 le nombre de sujets nécessaire pour estimer de manière fiable les paramètres de ce modèle.

Nous avons ainsi obtenu différentes tailles d'échantillons, puisque nous avons voulu maximiser le nombre de sujets pour chaque analyse.

À l'échelle EGOMAC nous finissons l'étude avec une population ayant des données exploitables de 281 sujets ont moins de 5 réponses manquantes sachant que par définition certaines données sont manquantes de manière systématique chez certains patients, notamment « oubliez-vous de prendre votre traitement le midi ? », cette réponse est évidemment manquante si l'individu n'a pas de traitement le midi.

Pour les échelles de personnalité, nous finissons avec une population de 287 patients ayant moins de 6 réponses manquantes aux deux questionnaires de personnalité (BFI-Fr et HEXACO).

Pour l'échelle UPPS, nous obtenons une population de 298 patients ayant moins de 3 réponses manquantes (sur 20 items, soit une ou deux réponses manquantes maximum par sujet).

Là où l'échantillon est le plus faible est celui ayant des résultats exploitables à l'échelle de désirabilité sociale BIDR (196 patients), c'est essentiellement du fait de ce nombre beaucoup trop faible pour utiliser de manière optimale l'analyse factorielle non linéaire, que nous avons recruté un second échantillon de sujets, a priori indemne de pathologie psychiatrique. Donc, nous obtenons, pour estimer l'effet du biais de désirabilité sociale sur les autres échelles, d'une population totale de 543 sujets (196 patients ayant à la fois la BIDR remplie correctement et moins de 6 réponses manquantes sur les autres échelles et 344 sujets sains qui n'ont, par définition, pas de réponse manquante, car ils ont passé les questionnaires sur LimeSurvey).

Au niveau des pathologies principales présentées par les patients, nous observons 78 % de patients atteints d'une forme de trouble bipolaire, 9,4% atteint d'un trouble dépressif chronique et 3,7% de patient atteint d'une schizophrénie et 1 patient atteint de trouble schizo-affectif. Nous observons aussi des troubles de la personnalité, un cas de Trouble déficitaire de l'attention avec hyperactivité et des cas de troubles anxieux graves (comme diagnostic principal).

4.2 Questionnaires

4.2.1 Eléments généraux sur les questionnaires

Nous ne mettons pas en détail, les éléments numériques de fiabilité des questionnaires, tel que le coefficient de consistance interne (alpha de Cronbach), car dans les analyses menées dans le cadre de ce travail, nous montrerons en détail, comment, dans notre population spécifique, la fiabilité de ces questionnaires est retrouvée ou non. En effet, nous avons une population d'une taille suffisante pour pouvoir vérifier sur notre propre échantillon, la fiabilité de ces questionnaires (taille qui est de 300 sujets selon la plupart des auteurs, Nunnally & Bernstein, 1994; Rouquette & Falissard, 2011). Ainsi, nous prouvons, non seulement que nous utilisons des outils validés sur une population, mais que ces outils sont également fiables spécifiquement dans notre population.

4.2.2 Une nouvelle mesure de l'observance, l'Echelle Générale d'Observance dans les Maladies Chroniques (EGOMAC)

L'échelle EGOMAC a été développée par le Pr. Cyril Tarquinio et son équipe. L'équipe APEMAC s'est intéressée à développer, puis valider une échelle de mesure de l'observance générique adaptée à plusieurs domaines de pathologies que sont la cardiologie, la rhumatologie, le diabète, le cancer et l'infectiologie. Cette échelle est une échelle d'observance composée de 31 items couvrant les 3 composantes de l'observance en santé définies à partir d'une revue de la littérature : l'observance médicamenteuse (i.e. le respect des prescriptions médicamenteuses et des examens : item 1 à 22) ; l'observance à l'hygiène de vie (pratique d'activité physique, conduites addictives, ... : items 23, 24 et 28 à 30) et l'observance alimentaire (i.e. alimentation limitée en graisse, sucre et sel : items 25 à 27). Certains items mesurent l'inobservance thérapeutique (items 2 et 6 à 16) et d'autres les comportements d'observance thérapeutique. A l'origine, les réponses aux items ont été définies avec 4 modalités de réponse de type Likert (1=Jamais - 2 - 3 - 4=Toujours). Elle n'a pas été développée spécifiquement pour les pathologies psychiatriques.

Cette échelle mesure donc d'une part la tendance à oublier de prendre son traitement (ce qui implique un oubli et non une volonté explicite de ne pas prendre le traitement) et d'autre part l'adhésion à différents aspects du suivi médical, dont la présence au rendez-vous, le suivi des prescriptions médicales comme le nombre de prise par jour, le fait de prendre plus ou moins de traitement que cela est prescrit (donc quand la personne en prend plus, cela révèle un acte volontaire) et le fait d'avoir arrêté volontairement son traitement ou des questions du type «de ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits) », ce qui implique un aspect volontaire dans l'arrêt ou la modification de la prise de traitement. Enfin, cette échelle comprend une dernière partie sur le suivi ou non des règles hygiéno-diététiques, telles que mangeait pas trop gras, ni sucré ou salé ; ne pas fumer, ne pas boire d'alcool, faire du sport, avoir des rythmes de vie régulier (temps de sommeil).

On connaît le rôle de l'hygiène de vie sur l'espérance de vie, particulièrement chez les patients atteints de TBP, chez qui on suppose que c'est précisément, entre autres, leur mode de vie, fréquemment instable, qui contribue à la diminution de leur espérance de vie moyenne. Il faut noter que 40 % des patients atteints de TBP présentent une addiction à l'alcool et que 60 % présente une addiction à, au moins, une substance (toutes substances confondues, dont principalement le cannabis, en plus de l'alcool, Haute Autorité de santé, 2015).

Nous avons une remarque à faire concernant les échelles d'observances. Pour la plupart, elles présentent une limite, qui est de ne pas tenir compte de l'aspect intentionnel ou non des comportements d'inobservances. En effet, certains patients mentionnent explicitement leur opposition aux soins psychiatriques et refusent délibérément ou modifient volontairement la

prise des traitements psychotropes. Un de nos objectifs sera donc de chercher des sous-groupes de patients (*clusters* ou *classes latentes*), qui présentent des formes d'inobservances homogènes. Un biais évident dans cette situation est qu'un patient refusant explicitement une prise en charge psychiatrique aura une forte probabilité de refuser de remplir un ensemble important de questionnaires.

De plus, certains présentent des comportements d'addictions, notamment en ce qui concerne les patients à qui l'on a prescrit des anxiolytiques et / ou des hypnotiques de type benzodiazépines. Or, ces patients vont plutôt avoir tendance à « bien prendre leur traitement » au sens où ils ne vont pas l'oublier, cependant, il risque plutôt d'en prendre plus que ce qui est prescrit. Ainsi, on voit ici que les comportements entourant la prise de médicaments ayant un effet psychotrope peuvent être influencés de multiples manières et qu'il nous faudra distinguer l'observance selon le type de substances prescrites. En effet, il est extrêmement important qu'un patient bipolaire prenne son thymorégulateur, alors qu'il est secondaire qu'il prenne régulièrement son anxiolytique de type benzodiazépine, qui est souvent prescrit en « si besoin ». De plus, la durée de prescription d'une benzodiazépine ayant un effet anxiolytique ne devrait théoriquement pas dépassé 12 semaines, ce qui est malheureusement très loin de ce qui est fait en pratique (de Gage et al., 2012).

Pour qu'une échelle d'observance soit valide, il faut que les patients ne soient pas trop désireux de montrer une bonne image d'eux-mêmes, ce que l'on nomme désirabilité sociale, ou, si cette désirabilité existe, il faut pouvoir la mesurer pour pouvoir ajuster les analyses sur l'intensité de ce biais, or, cela est faisable aujourd'hui grâce aux multiples outils statistiques existants pour les analyses multivariées.

L'échelle générale d'observance dans les maladies chroniques (EGOMAC) est une échelle qui était en phase de validation sur un large échantillon, quand nous avons décidé de l'employer. Elle était utilisée dans une population de patients ayant des troubles somatiques et n'a donc pas été spécifiquement développée pour la population psychiatrique.

Il faut mentionner, que les réponses à certains items sont manquantes nécessairement, puisque les patients ne prennent pas tous les traitements matin, midi, après-midi et soir, qui sont les périodes mentionnées dans le questionnaire (items 9 à 12).

Un point important est que nous n'avons pas la méthode de cotation de cette échelle quand nous avons réalisé ce travail. Donc une partie du travail a visé à développer une manière de coter cette échelle et de vérifier la fiabilité de cette cotation.

A la fin de la rédaction de cette thèse nous avons eu accès à l'article publiant pour la première fois une cotation de l'échelle et cet article mettait en évidence 4 dimensions définies par l'étude

de la structure factorielle du questionnaire : les dimensions « limitation des consommations à risques » ; « bonne hygiène de vie » à items polytomiques et les dimensions « oubli du médicaments » et « intention de respecter le traitement » à items dichotomiques.

En effet, l'article a mis en évidence une forte propension à utiliser les réponses extrêmes pour les items concernant l'observance médicamenteuse, au sens strict, ce qui entraînait une absence de renseignement supplémentaire fourni par la cotation en échelle de Likert et donc une simplification de la cotation avec une cotation binaire (0 ou 1).

Nous nous servirons de cet article surtout pour argumenter les résultats obtenus à l'échelle et nous utiliserons donc des scores factoriels pour analyser les relations entre cette échelle et les autres variables. Ces scores factoriels pourront varier selon le modèle d'EFA utilisé (notamment selon le nombre de facteurs pris en compte).

4.2.3 La mesure de l'observance, la MARS : construction, qualités, limites

La MARS a été construite en sélectionnant des items de plusieurs échelles déjà validées partiellement et en les fusionnant dans une seule échelle (Thompson et al., 2000).

La principale échelle dont elle a pris l'ensemble des items est la « Medication Adherence Questionnaire » (MAQ) (Morisky et al., 1986), qui comprend 4 items portant tous sur la prise ou non du traitement médicamenteux, dont les questions sont très explicites comme : « Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ? ». L'autre est la « Drug Attitude Inventory » (DAI) développée en 1983 (Hogan et al., 1983), qui été composé à l'origine de 30 items et visait plus à analyser l'attitude des patients envers le traitement.

Ainsi, ce groupe hétérogène de questions a été soumis à 66 sujets, qui étaient atteints de différentes pathologies psychiatriques, dont essentiellement la schizophrénie et les troubles bipolaires, dans le but de créer une échelle de mesure de l'observance médicamenteuse adaptée aux populations de patients suivis en psychiatrie.

Cette première étude a utilisé une technique statistique particulièrement sophistiquée pour l'époque (la théorie de réponses aux items ou Item Response Theory), mais en omettant la nécessité d'obtenir un échantillon assez grand pour pouvoir utiliser ce type de méthodes. En effet, pour utiliser cette technique l'échantillon doit comprendre au moins 500 sujets pour deux des modèles les plus fréquemment utilisés le two-parameter logistic model : 2-PL (Baker, 1998) et le Graded Response Model (Reise & Yu, 1990); voire 1000 pour le modèle plus sophistiqué three-parameter logistic model (3 PL) (Torre & Hong, 2010).

Depuis, cette échelle a fait l'objet de plusieurs études, dont certaines mettant en doute la validité de la MARS (Fialko et al., 2008), tandis que d'autres mettaient en avant sa facilité d'emploi et ses bonnes caractéristiques psychométriques, notamment une étude d'une équipe de la fondation FondaMental, dans une population de patients schizophrènes suivis dans des centres experts schizophrénie (Fond et al., 2017).

D'autres analyses sont allées plus en profondeur en analysant si des classes latentes pouvaient être identifiées à partir des réponses aux items de la MARS, une de ces études a montré un résultat prometteur sur la prédiction de l'évolution de la pathologie selon les classes mises en évidence initialement, ce qui montre l'utilité de considérer l'observance comme un phénomène multidimensionnel et associé potentiellement à plusieurs groupes (profils ou classes latentes) de patients.

L'échelle MARS comprend 10 items évaluant théoriquement l'observance générale, mais également trois facteurs, mais dont l'un n'est évalué que par deux items (les effets secondaires psychologiques du traitement : la fatigue et le sentiment d'être « bizarre »). La première dimension est l'observance médicamenteuse « pure » (questions 1 à 4) et la seconde dimension identifiée renvoie à l'attitude du patient vis-à-vis du traitement (questions 5 à 8).

Elle est cotée en additionnant les scores obtenus aux 10 items (dont 2 sont inversés, items 6 et 7), en obtenant donc un seul score.

4.2.4 L'échelle Big Five Inventory-Fr

L'échelle Big Five Inventory est une courte échelle évaluant en 45 items les 5 dimensions du modèle du Big Five ou Five Factor Model (FFM). Elle a été traduite et validée en français (Plaisant et al., 2010). Elle évalue les dimensions suivantes : ouverture (10 items) : O, caractère consciencieux (9 items) : C, extraversion (8 items) : E, agréabilité (10 items) : A, névrosisme (8 items) : N. cela donne l'acronyme mnémotechnique OCEAN. Les possibilités de réponses sont :

- 1 : désapprouve fortement
- 2 : désapprouve un peu
- 3 : n'approuve ni ne désapprouve
- 4 : approuve un peu
- 5 : approuve fortement

En anglais, l'inventaire comprend 44 phrases et a montré une bonne fiabilité avec une bonne consistance interne, une bonne fiabilité test–retest et une structure factorielle claire. De plus, des auteurs ont montré que même les versions traduites conservaient cette fiabilité, notamment en montrant une invariance de mesure selon le genre en italien par exemple (Chiorri et al., 2016). La version anglaise avait également des liens très étroits avec des versions bien plus longues évaluant les dimensions du Big Five (John et al., 2008). La version française montre que des liens très étroits existent entre les traits des 5 facteurs tels qu'ils sont évalués par le BFI-Fr et les mêmes traits mesurés par le NEO-PI-R.

Elle se cote en 5 scores, obtenus en additionnant les scores obtenus aux items de la dimension étudiée en inversant la cotation de certains items.

4.2.5 L'inventaire de personnalité HEXACO

Cette échelle est une version abrégée de l'échelle HEXACO d'évaluation de la personnalité.

Les réponses sont cotées de 1 (pas du tout d'accord) à 5 (tout à fait d'accord) (Ashton & Lee, 2009). Elle comprend 60 items, 10 items par dimension. Les dimensions évaluées sont l'Honnêteté-humilité, l'Emotionnalité (inverse de névrosisme), l'eXtraversion, l'Agreabilité, la Conscience (caractère consciencieux) et l'Ouverture. Une version française est mise à disposition sur le site des auteurs (<http://hexaco.org/hexaco-inventory>).

Nous utiliserons la version self-report (autoquestionnaire).

1 : Pas du tout d'accord

2 : Pas d'accord

3 : Neutre

4 : D'accord

5 : Tout à fait d'accord

Les deux échelles de personnalité utilisées comprennent donc des réponses sur une échelle de Likert à 5 points, ce qui les rend d'autant plus utilisable de manière conjointe.

4.2.6 L'échelle d'impulsivité de Barratt (Barratt Impulsivness Scale) et l'Impulsivity Scale 12 items

Dans les centres experts, la version 10 était utilisée (Barratt Impulsiveness Scale, 10ème version). Cette version est la même que la version suivante (la BIS-11), mais comporte 4 items qui ont été retirés de la cotation par la suite. Ainsi la BIS-11 comporte 30 items tandis que la version 10 en comporte 34. Ces items sont cotés de « Rarement / jamais » (1), « occasionnellement » (2), « souvent » (3) et Presque toujours (4) ; cette cotation est inversée pour 11 items sur les 30 pour la BIS-11.

Nous n'utiliserons pas la cotation utilisée pour la BIS-11 (Patton et al., 1995), car nous avons mis en cause la validité de cet instrument dans un travail précédent (Kahn et al., 2019) et créaient une nouvelle échelle à partir des items de la BIS-10.

Cette échelle a été nommée *Impulsivity Scale 12 items* ou IS-12 (Kahn et al., 2019). Cependant, cette échelle présente un biais sérieux, qui est que tous les items évaluant un des sous-facteurs sont cotés de manière inversée par rapport à l'autre facteur. Ainsi, l'impulsivité cognitive est évaluée par des items qu'il faut inverser pour obtenir une mesure de l'impulsivité (plus le score est élevé plus l'individu est impulsif), tandis que l'impulsivité comportementale est cotée en faisant simplement la moyenne des réponses aux items, qui la compose. Dans cette nouvelle étude nous allons tester si ce biais d'acquiescement supposé, que nous avons identifié dès la publication de l'article sur l'IS-12, a un rôle dans l'identification de deux facteurs différents et si le fait de tenir compte du biais d'acquiescement pourrait modifier la structure factorielle de l'échelle IS-12.

De plus, lors de la publication de cet article, nous avons supprimé un item, qui saturait sur les deux dimensions et que nous avons donc supprimé afin d'obtenir une structure factorielle plus nette. Mais, nous souhaitons continuer à explorer les qualités psychométriques de cet item, donc nous l'avons conservé dans notre évaluation, l'IS-12 comprend donc dans notre travail 13 items.

Dans notre travail actuel, nous prendrons en compte le biais d'acquiescement afin de vérifier si la structure en deux facteurs est toujours valable dans ce contexte ou si c'est un résultat artéfactuel associé à l'absence de prise en compte du biais d'acquiescement.

4.2.7 L'échelle d'impulsivité UPPS-P 20 items

Nous avons déjà commencé à présenter le cadre théorique dans lequel a été développée l'échelle UPPS-P que nous avons utilisée. Cette échelle est une version courte à 20 items évaluant les 5 dimensions de l'impulsivité (4 items pour chaque dimension) mises en évidence par une équipe

(Whiteside et al., 2005; Whiteside & Lynam, 2001), qui a été développée et existait déjà en français au moment du début de ce travail (Billieux et al., 2012; Martial Van der Linden et al., 2006). Cette version avait retenu les items saturant le plus sur leur dimension respective.

http://www.impulsivity.org/measurement/UPPS_P

Nous allons décrire le mode de création de l'échelle UPPS originale, car c'est sa création et donc les items sélectionnés à ce stade, qui vont déterminer l'essentiel du reste des développements suivants de cette échelle. Une EFA a été conduite utilisant la PCA et la rotation Varimax en ne sélectionnant du NEO-PI-R que les items des 4 facettes associés selon les chercheurs à l'impulsivité a priori (facettes *Impulsiveness*, *Excitement Seeking*, *Self-discipline* et *Deliberation*) et les 17 échelles d'impulsivité sélectionnées. L'analyse examinant le scree plot et les « eigenvalues supérieures à un » suggère une solution en 4 facteurs ; ces 4 facteurs expliquent 66% de la variance des mesures. En se basant sur une analyse de contenu, les auteurs ont appelé les 4 facteurs (*lack of*) *Premeditation*, *Urgency*, *Sensation Seeking*, et (*lack of*) *Perseverance*.

Dans la création initiale, l'urgence n'était constituée que d'items évaluant l'urgence négative, c'est-à-dire les comportements impulsifs produits au cours d'émotions négatives. Des auteurs ont mis en avant l'idée que des comportements impulsifs pouvaient également se produire dans le cadre d'émotions positives (Cyders et al., 2007), comme lors des addictions et ont donc rajouté la dimension *Urgence Positive*. Celle-ci a été construite comme étant bien distinct de la dimension mesurée par l'échelle *Behavioral Activation Scale* (BAS).

Nous mettons une partie des consignes ci-après : « Si vous êtes Tout à fait d'accord avec l'affirmation encerclez le chiffre 1, si vous êtes Plutôt d'accord encerclez le chiffre 2, si vous êtes Plutôt en désaccord encerclez le chiffre 3 et si vous êtes Tout à fait en désaccord encerclez le chiffre 4 ».

Les 5 facteurs mesurés sont donc :

Negative urgency : tendance à manifester de fortes réactions dans le contexte d'émotions négatives (associé à la dimension Névrosisme du FFM).

Positive urgency: tendance à manifester de fortes réactions dans le contexte d'émotions positives (associé à la dimension Névrosisme du FFM).

(lack of) premeditation : tendance à ne pas prendre en considération les conséquences de ses actions avant d'agir (associé à la dimension caractère Conscientieux du FFM).

(lack of) perseverance: tendance à ne pas pouvoir maintenir son attention et à rester concentrer sur une tâche qui peut être ennuyeuse ou difficile (associé à la dimension caractère Conscientieux du FFM).

Sensation-Seeking: tendance à prendre plaisir et à rechercher des activités, qui sont stimulantes ou excitantes et à présenter une ouverture aux expériences inhabituelles (associé à la dimension Extraversion du FFM).

Ainsi, cette échelle a pour intérêt d'intégrer les différentes dimensions de l'impulsivité dans le modèle du FFM, en supposant que 3 dimensions du FFM peuvent soutenir chacune des dimensions différentes de l'impulsivité, ainsi le Névrosisme se reflète dans la dimension Urgence (positive et négative), le caractère Conscientieux se reflète dans les dimensions « manque de préméditation » et « manque de persévérance », et l'Extraversion se reflète dans la dimension recherche de sensation.

Il faut remarquer que ce questionnaire comprend plusieurs particularités étonnantes, ainsi le patient quand il souhaite répondre « tout à fait d'accord » doit cocher la case située tout à gauche (présentant le chiffre 1) et quand il souhaite répondre « tout à fait en désaccord » il doit cocher la case située tout à droite (présentant le chiffre 4), ce qui est l'inverse de ce qui est le format habituel des questionnaires. Ainsi, plus il est en désaccord avec la question plus il obtient un score élevé. Donc, pour les questions mesurant l'impulsivité, il faut inverser le score, car plus le score est élevé plus l'individu est en désaccord avec le contenu de la question. Tandis que pour les questions mesurant l'inverse de l'impulsivité, alors il suffit d'additionner les scores obtenus aux items pour mesurer l'impulsivité.

De plus, chacune des 5 dimensions de l'impulsivité ne sont mesurées que par des questions cotées dans le même sens, par exemple, l'urgence négative est mesurée entièrement par des questions du type « Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir », qu'il faut donc inverser pour obtenir un score mesurant l'impulsivité (puisque le score reflète la non-adhésion au contenu de la question).

Ainsi, les réponses possibles à l'échelle sont présentées de manière inversée à la présentation habituelle. En effet, pour l'échelle BFI-Fr, plus l'individu est d'accord avec l'énoncé, plus il coche vers la droite, de même pour l'échelle HEXACO.

Ici, l'ordre est inversé, puisque tout à fait d'accord est la première possibilité et ne donne un score que de 1 (qui est visible pour le sujet) et tout à fait en désaccord est la dernière possibilité et donne un score de 4 (visible également par le sujet).

Cette présentation a sans doute joué dans la manière qu'ont eue les individus d'être plus ou moins sensible au biais d'acquiescement.

4.2.8 L'évaluation de la désirabilité sociale : l'échelle BIDR

Cette échelle vise donc à évaluer la désirabilité sociale, son nom est l'acronyme de « Balanced Inventory of Desirable Responding » (BIDR). Elle a été créée par Paulhus en 1991 et est une des échelles de désirabilité sociale la plus utilisée au monde (Li & Bagger, 2007) avec la « Marlowe-Crowne Social Desirability Scale ». Cette échelle comporte théoriquement 2 dimensions de la désirabilité sociale : une dimension intitulée « Impression Management » (traduit en français par hétéroduperie) et une dimension intitulée « Self-Deception Enhancement » (traduit en français par autoduperie).

À la base cette échelle comprenait 40 items, 20 items pour chaque dimension et était contrebalancée, c'est-à-dire qu'elle comprenait autant d'items cotés dans un sens, que dans un sens de cotation inversé. Mais, pour une échelle qui évalue un biais, cela faisait trop d'items, puisque toute étude utilisant cette échelle faisait passer d'autres échelles, cette échelle ayant pour intérêt de pouvoir contrôler l'impact de la SD sur les réponses aux autres échelles, qui étaient celles dont on souhaitait réellement étudier les relations. Donc, un auteur (D'Amours-Raymond, 2011), qui a traduit l'échelle en français (canadien), a créé une version abrégée de l'échelle dans un travail de 2011. Il a réussi à réduire l'échelle à 21 items. Huit items sont censés évaluer l'autoduperie et 13 items sont censés évaluer l'hétéroduperie. Ainsi, la dimension hétéroduperie semble plus solide que l'autoduperie, puisque plus d'items sont retenus selon les mêmes critères psychométriques (13 pour l'hétéroduperie au lieu de 8 pour l'autoduperie sur 20 initialement pour chaque).

Nous constituerons notre propre échelle de désirabilité sociale en analysant les propriétés psychométriques des items dans notre échantillon, cela avant toute utilisation comme variables d'ajustement sur la désirabilité sociale.

L'hétéroduperie semble correspondre mieux à ce que l'on souhaite mesurer, car lorsque la personne remplit un autoquestionnaire, elle peut chercher à modifier le regard que va avoir celui qui cote l'échelle, donc à montrer une forme d'hétéroduperie, c'est-à-dire à chercher à modifier le regard qu'a quelqu'un d'extérieur sur ce qu'elle est. Donc les items d'hétéroduperie seront sans doute plus pertinents.

4.3 Procédure

L'objectif général est de mieux comprendre les déterminants de l'observance en étudiant le lien entre le niveau des différents types d'observances et, d'une part, les grands facteurs de personnalité et, d'autre part, les grands facteurs d'une facette précise de la personnalité qui est l'impulsivité. Pour cela nous allons étudier la fiabilité et la validité d'une nouvelle échelle d'observance (l'échelle EGOMAC) dans une population de patients suivis en psychiatrie de manière régulière et prenant un traitement psychotrope également de manière régulière, échelle qui sera comparée à une échelle déjà validée, qui est la *Medication Adherence Rating Scale*. Nous comparerons également le niveau d'observance mesuré par les deux échelles et le taux de lithium plasmatique, qui est une mesure directe de l'observance (à court terme) pour les patients traités de manière régulière par le thymorégulateur de référence dans le trouble bipolaire, le lithium.

Ce travail prend en compte la crise, qui a secoué et continue de secouer la psychologie et la science en générale, qui a été appelée « crise de la reproductibilité » ; ainsi en 2017, 90 % des répondants à une étude menée par la grande revue *Nature* étaient d'accord sur le fait qu'il y avait une 'reproducibility crisis' (Munafò et al., 2017). Pour répondre à cette crise, nous avons dans ce travail mis, au premier plan, l'idée qu'il nous fallait un effectif assez grand pour réaliser avec fiabilité les analyses, que nous souhaitons mettre en œuvre. Pour répondre à la plupart des critiques, nous avons détaillé chaque structure factorielle de nos échelles. L'objectif était de ne pas se limiter à dire : l'alpha de Cronbach pour cette échelle est de ... dans telle étude, pour « démontrer » la fiabilité de nos outils, mais de montrer comment, dans notre échantillon spécifique, se structurait chaque échelle.

Donc, dans une première partie, nous présenterons une analyse psychométrique approfondie de chaque outil utilisé. Cette partie est indispensable, car nous souhaitons utiliser une technique statistique permettant d'obtenir, ce que l'on appelle des scores factoriels, calculés après avoir réalisé des analyses factorielles exploratoires (EFA). Cette technique permet d'obtenir des scores qui sont, par exemple, ajustés statistiquement sur le biais de désirabilité sociale ou le biais d'acquiescement. Cette technique est donc extrêmement importante dans une étude aussi sensible que celle-ci, où la désirabilité sociale joue probablement un rôle majeur et où, la plupart des mesures, sont extraites d'autoquestionnaires. Cette stratégie est intermédiaire entre l'analyse des réponses aux questionnaires cotées habituellement et l'analyse en modèles d'équations structurelles (*Structural Equation Modeling* : SEM). Nous avons choisi d'utiliser principalement les scores factoriels, car cela simplifiait grandement les analyses en évitant d'avoir à multiplier les modèles SEM.

Ainsi, nous analyserons les liens entre cette échelle validée et les grands facteurs de personnalité dont nous aurons obtenus les scores factoriels, en s'appuyant donc sur plusieurs modèles de la personnalité et les principaux facteurs spécifiant le concept général d'impulsivité (qui est, en réalité, hétérogène), mais cela sera présenté dans une seconde partie.

Plusieurs études dont Rouquette et Falissard (2011), ont démontré que pour réaliser une analyse factorielle standard, permettant d'affirmer que telle structure factorielle ressortait d'une analyse, il fallait au moins 300 sujets. Ce nombre est souvent considéré comme le seuil inférieur à partir duquel la plupart des analyses statistiques complexes peuvent être réalisées (Nunnally & Bernstein, 1994; Torre & Hong, 2010), comme les méthodes SEM ou IRT.

Nous considérons qu'actuellement, un travail de thèse, qui se veut donc une recherche scientifique, doit donc réunir, au minimum, cette taille de population. Cela permettant de réaliser, au sein même de la recherche menée, une analyse psychométrique approfondie de chacune des échelles utilisées, ceci permettant de confirmer leur fiabilité, dans le contexte précis où elles sont utilisées, même si elles ont déjà montré de bonnes qualités psychométriques par ailleurs. En effet, le travail de validation des échelles ne cesse jamais, comme le dit très bien le rapport (American Educational Research Association et al., 1999), qui sert de référence pour la mise en évidence de la fiabilité et de la validité des tests. Il ne suffit pas de dire que l'alpha de Cronbach est supérieur à un seuil donné pour démontrer la fiabilité de l'échelle (reliability) (Sijtsma, 2009; Yurdugul, 2008). Cela était nécessaire pour pouvoir, dans la seconde partie, exploiter les scores factoriels obtenus.

Ce point était une évidence d'autant que notre travail visait également à établir la solidité psychométrique d'une nouvelle échelle d'observance, ce qui impliquait que nous devions avoir une taille d'échantillon suffisante. Or, il n'existe pas de méthode de calcul de la taille d'échantillon nécessaire pour obtenir une puissance statistique donnée (Power Analysis), qui soit simple et acceptée par la majorité des auteurs, le seul aspect qui fasse à peu près consensus étant que la taille de l'échantillon doit être supérieure à 300 sujets (Kline, 2006; Nunnally & Bernstein, 1994; Yurdugul, 2008).

Comme nous étions limité, du fait de la difficulté à recruter des patients présentant des troubles psychiatriques, nous avons informatisé l'ensemble de la passation, sur internet grâce au logiciel LimeSurvey, qui est déployé sur les réseaux de l'université de Lorraine et nous avons soumis ces questionnaires à des volontaires « a priori sains », pour la plupart recrutés à travers des réseaux en lien à l'université, donc majoritairement étudiants dans le supérieur. Nous avons donc recruté 344 étudiants via les réseaux sociaux, qui ont rempli les questionnaires sur internet et n'ont rempli que de manière optionnelle, aux questionnaires d'observance médicamenteuse,

puisque la plupart n'avaient pas de traitement médicamenteux quotidiens contrairement aux patients.

L'objectif de ce second échantillon était de « calibrer » au mieux les scores factoriels obtenus grâce aux différentes analyses, notamment celles visant à tenir compte de la désirabilité sociale et du biais d'acquiescement, qui ne convergeaient pour beaucoup d'analyses que lorsque nous avions l'échantillon de taille maximale. Cela nous a permis d'obtenir des scores factoriels utilisables dans notre échantillon de patients, pour en étudier les rapports à l'observance. Nous nous attendions à ce que les scores ainsi obtenus aient une distribution approximativement normale, mais si ce n'était pas le cas, nous invoquerions le fait que sur un échantillon de plus de 200 personnes, les statistiques paramétriques sont généralement robustes à la non-normalité de la distribution des variables, même s'il serait intéressant de confirmer les résultats avec, soit des tests non paramétriques, soit des statistiques dites « robustes », c'est-à-dire peu sensible à l'écart à la normalité de la distribution des variables.

L'utilisation des deux modèles différents de la personnalité et de deux inventaires associés, nous permettra de démontrer si la ou les 2 dimension(s) générale(s) de personnalité que nous mettons en évidence par une analyse statistique sont bien similaires quel que soit l'outil de personnalité utilisé, ce à quoi on s'attendrait vu les importants recoupements existants entre les deux inventaires.

Il faut bien comprendre que le modèle général de l'analyse factorielle non linéaire est au centre de la psychométrie, au point que McDonald (1999) en faisait l'aspect central et unificateur de son livre qui présentait une « théorie des test ». En effet, ce modèle fait la jonction entre l'analyse factorielle linéaire classique et les analyses utilisées dans les modèles de théorie de réponses aux items, en passant par les modèles d'équations structurelles.

4.4 Statistiques

4.4.1 Plan d'analyse

Nous utiliserons l'analyse factorielle non-linéaire (package *psych* et *vampyr* de R, logiciel *FACTOR* et *Psychological Test Tool Box*, PTTB), les modèles de théorie des réponses aux items (multidimensional item response theory en mode exploratoire notamment grâce au package *TAM* de R) pour étudier si les structures factorielles postulées des échelles sont bien retrouvées pour chacune d'elle et obtenir les scores à chacun des instruments utilisés. Cela constituera la première partie des analyses qui seront rapportés dans la section comprenant des parties résultats, suivi à chaque fois d'une partie discussion de la première partie.

La seconde grande partie consistera à étudier les relations de ces scores entre eux, c'est-à-dire observer, par exemple, quelles sont les variables qui prédisent le mieux l'observance médicamenteuse ou un certain type d'adhésion aux consignes médicales. Nous verrons également quels sont les variables qui prédisent le mieux le taux de lithium plasmatique par exemple.

Nous avons décidé de présenter les analyses systématiquement en groupes de deux sections, une première section présente les analyses psychométriques approfondies de chaque échelle, permettant ainsi de définir de manière fiable les scores factoriels pour chaque échelle en recourant à l'échantillon supplémentaire, et aussi d'obtenir des scores libres des biais d'acquiescement et de désirabilité sociale pour chaque échelle, grâce au logiciel PTTB et au package *vampyr*. Puis, dans une section suivant immédiatement la partie résultat, nous discuterons la portée et l'intérêt des résultats présentés pour chaque échelle, notamment démontrant que les résultats démontrent la fiabilité des scores factoriels et leur contenu.

Nous avons également décidé de faire une grande partie « analyses psychométriques pures des échelles » et une seconde partie « analyses des relations entre les variables et l'observance ».

Cette seconde grande partie utilise les résultats de chaque échelle, donc les scores factoriels obtenus et analysés dans la première partie, pour mieux comprendre les liens entre observance et personnalité, que ce soit avec les facteurs standards de la personnalité, ceux corrigés des biais d'ACQ et de SD, ou ceux obtenus, en extrayant uniquement deux facteurs généraux, voire un unique facteur. Nous étudierons également le rôle de l'impulsivité dans l'observance. Nous n'utiliserons que les scores factoriels obtenus à chaque échelle, car nous aurons vérifié leur solidité, dans la première partie et pour ne pas multiplier les analyses redondantes.

4.4.2 Déterminer le nombre de facteurs le plus robuste

En préambule, nous réaliserons donc, des analyses parallèles (Parallel Analysis) , sur le modèle de Lorenzo-Seva (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011), avec le logiciel *FACTOR* 10.10.03, pour vérifier d'abord si les échelles sont bien sous-tendues par le nombre de facteurs postulé, ce qui est une première étape essentielle et montre un premier élément de fiabilité de ces échelles. L'analyse parallèle que nous utiliserons est celle associée au logiciel *FACTOR* dans sa version 10, qui comprend l'implémentation de l'optimal Parallel Analysis de (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Celle-ci est basée sur la création de 500 matrices de corrélations polychoriques aléatoires, dont le logiciel extrait des facteurs ; on suppose que le nombre de facteurs qui sous-tend réellement les réponses aux items, sont les facteurs qui expliquent une part de variance supérieure à celle expliquée par ces facteurs « aléatoires ».

Le logiciel FACTOR est une véritable boîte à outils, extrêmement sophistiquée, pour faire de l'analyse factorielle exploratoire. Il permet de choisir la méthode d'extraction des facteurs notamment la méthode MRFA (Minimum Rank Factor Analysis), qui a l'intérêt de permettre de calculer précisément quelle est la part de variance expliquée par chaque facteur (car il n'y a pas de variance négative dans ce type d'extraction, contrairement à d'autres) et de vérifier donc que cette part de variance est supérieure à celle expliquée par des facteurs aléatoires (obtenus grâce à des analyses de matrices de corrélations polychoriques réalisées sur une permutation en colonne des données initiales, 500 sets de données aléatoires étant donc obtenues et analysées). Cette technique renvoie à ce que l'on appelle l'analyse factorielle non linéaire, du fait de l'usage de corrélations polychoriques, ce qui est équivalent d'un point de vue mathématique à une analyse en IRT en Graded Response Model (Samejima, 1970). D'ailleurs, le logiciel FACTOR peut, si on le demande, présenter la saturation des items sur les facteurs non pas selon le modèle de l'analyse factorielle (saturation, *loading*), mais selon le modèle de l'IRT, avec le paramètre « a », qui renvoie au paramètre de discrimination (les deux paramètres étant reliés par une formule mathématique). Le logiciel présente alors également les paramètres « b », qui sont les paramètres de difficultés, selon les modèles de l'IRT (dont l'équivalent est appelé *thresholds* dans la perspective de l'analyse factorielle non linéaire).

Pour déterminer le nombre de facteurs psychométriquement le plus solide, nous tiendrons également compte d'indice de simplicité factorielle, ce type d'indice a d'abord été développé par Bentler (1977), puis un autre indice a été développé par Lorenzo-Seva (2003). Lorenzo-Seva a surtout développé, dans le logiciel FACTOR, une méthode pour obtenir des analyses par percentiles, de la valeur des indices de simplicité factorielle. Ainsi, un percentile de 100 est évidemment une solide preuve indiquant que le nombre de facteurs utilisé est le « bon », en tout cas, celui qui amène un pattern de saturations des items sur les facteurs obtenus, qui correspond à une structure factorielle simple, au sens du concept de « structure simple » de Thurstone (1941). Kaiser (1974) définit la simplicité de la structure factorielle comme la solution la plus simple possible, dans laquelle chaque variable n'est générée que par un seul composant ou facteur (Lorenzo-Seva, 2003). Un autre concept, qui est proche, est la complexité des variables. Cette complexité est habituellement définie par le nombre de saturation significative pour chaque variable. Par exemple, quand une variable a une saturation significativement différente de 0 pour un facteur et de zéro pour les autres facteurs, cette variable est qualifiée de complexité 1 (voir les résultats des analyses du package *psych* de Revelle, 2014).

La méthode de FA non linéaire était essentielle, puisque les sujets répondaient sur une échelle de Likert, cotée ensuite en un score de 1 à 5 et donc ne présentant pas une distribution normale,

ce qui était visible statistiquement, par le fait que, pour plusieurs items, les indices de Skewness ou / et de Kurtosis, étaient supérieur en valeur absolue à 1. Nous avons utilisé la méthode de rotation, appliquée par défaut, dans le logiciel FACTOR, qui est la méthode Promin, mise au point par Lorenzo-Seva (Lorenzo-Seva, 1999). La méthode de rotation Promin permet notamment d'obtenir des facteurs, qui peuvent être corrélés entre eux. Or, nous avons de fortes raisons de soupçonner que, les principales dimensions de la personnalité ne sont pas indépendantes, mais peuvent corrélées entre elles, cette méthode était donc idéale dans cette situation.

Nous avons suivi une méthode par étape pour tous les questionnaires. En effet, dans l'idéal, il faut utiliser une méthode d'extraction MRFA, sur matrice de corrélations polychoriques, mais dans certains cas, cette méthode ne converge pas, donc il faut utiliser soit une méthode ULS (Unweighed Least Square), soit utiliser une matrice de corrélation de Pearson au lieu des corrélations polychoriques. Nous préciserons, pour chaque analyse, quel est le type de paramètres utilisés.

Nous présenterons les résultats par échelles, avec, pour chaque échelle, les résultats des patients d'abord, avec la taille le plus grand possible de sujets, donc avec tous les sujets ayant moins de quelques réponses manquantes par échelle (le nombre de variables manquantes tolérées dépendant des patterns de données manquantes et du nombre d'item de l'échelle), la taille de l'échantillon variant donc selon les échelles et étant donc mentionnée dans les résultats. Ensuite, les résultats seront répliqués sur le groupe complet (patients + sujets sains) pour confirmer les résultats obtenus chez les patients sur une population plus large.

4.4.3 Les données manquantes

Le logiciel FACTOR permet également d'utiliser la technique d'imputation multiples (*multiple imputations*) pour analyser les données manquantes, ce qui permet de réaliser ces analyses sur 5 jeux de données complétées et variant aléatoirement, permettant ainsi d'estimer la variabilité induite par les données manquantes, avec la méthode « Hot-Deck Multiple Imputation in Exploratory Factor Analysis » (Lorenzo-Seva & Van Ginkel, 2015).

Nous réaliserons ce type d'analyse pour toutes les échelles utilisées soit : l'échelle EGOMAC (nombre de facteurs à déterminer), le BFI-Fr (5 facteurs sont attendus), l'échelle HEXACO (6 facteurs sont attendus), l'UPPS-P (5 facteurs sont attendus), l'IS-12 (2 facteurs sont attendus), l'échelle MARS. Une section spéciale des analyses sera dédiée à l'analyse des propriétés

psychométriques de l'échelle BIDR, afin d'en développer une méthode de cotation réellement fiable. Nous compléterons les résultats obtenus grâce à l'analyse factorielle par l'analyse des indices de la simplicité factorielle (*indices of factor simplicity*), avec notamment l'analyse du percentile de ces indices, sachant qu'un percentile proche de 100, indique une bonne structure factorielle, au sens d'une structure factorielle où les items ne saturent principalement que sur un facteur et non sur plusieurs facteurs, ce que nous ne souhaitons pas.

Enfin, une partie essentielle est l'analyse psychométrique de l'échelle EGOMAC, qui vise à établir un mode de cotation fiable selon le nombre de dimensions mises en évidences et selon le nombre de clusters. Nous chercherons à développer deux principales méthodes de cotation : une permettant d'obtenir des scores aux différentes sous-dimensions observées et une permettant d'obtenir un unique score d'observance. Nous utiliserons les scores factoriels obtenus à la suite des tests de différents modèles d'analyse factorielle pour étudier les relations entre les scores à l'EGOMAC et les scores aux autres mesures.

Pour la partie sur la mise en évidence des relations entre les variables de personnalité / impulsivité et les variables d'observance, nous avons utilisé une méthode d'imputation des valeurs manquantes en 2 étapes. La première étape était de sélectionner le sous-groupe des individus avec peu de valeurs manquantes (en général entre 1 et 4 valeurs manquantes par individus), puis dans ce sous-groupe avec des données presque complètes nous avons utilisé une technique d'imputation simple, en utilisant les logiciels qui créent de l'imputation multiples, donc de multiples matrices de données complétées, mais en sélectionnant les valeurs qui étaient le plus fréquemment imputées. Donc on obtenait à la fin de ce processus une unique table de données spécifique pour chaque analyse, qui permettait de réaliser une seule fois l'analyse demandée. Nous comptons sur le faible nombre de données à imputer pour que les résultats ne soient pas trop biaisés.

4.4.4 Création des items instrumentaux (variables instrumentales) de l'échelle BIDR et détermination de l'effet des biais d'acquiescence et des biais de désirabilité sociale et obtenir les scores factoriels

Pour utiliser de la manière la plus complète possible le logiciel *Psychological Test Toolbox* (PTTB), il faut une version courte d'une échelle de SD (désirabilité sociale) qui est soumise au programme en même temps que les réponses par ex. au BFI-Fr ou aux autres échelles, cela

permet d'obtenir, un score d'ACQ, un score de SD et les 5 scores qui doivent théoriquement représenter les 5 facteurs de la théorie du Big Five par ex.

Nous avons décidé de sélectionner certains items évaluant la désirabilité sociale. Cette version courte de la BIDR sera obtenue en réalisant une analyse factorielle exploratoire pour réaliser une première sélection des items saturant sur le facteur général, puis en utilisant le package PTTB sur matrice de corrélations polychoriques et en ne retenant que les 6 items qui saturent le plus sur l'unique facteur SD extrait ($>.32$) et peu sur le facteur d'acquiescence ($<.20$). La moitié sera choisie parmi ceux saturant positivement et l'autre moitié sera choisie parmi ceux saturant négativement. Le but est d'obtenir une échelle qui ne soit pas trop sensible au « sens » dans lequel sont posées les questions et donc peu sensible au biais d'acquiescement.

En utilisant le logiciel *Psychological Test Toolbox*, nous obtiendrons pour chacun des individus de notre échantillon, des scores factoriels, comprenant par exemple pour le BFI-Fr, un score sur chacune des 5 dimensions du FFM et un score de « biais de désirabilité sociale » (SD) et un score de « tendance à l'acquiescement » (ACQ). Ces scores seront obtenus grâce à l'ensemble de la cohorte (patients + sujets sains), mais nous n'utiliserons ces scores pour étudier l'observance que dans la population « patients ». Le fait d'avoir une population plus grande pour calibrer les analyses et obtenir les scores factoriels permet d'aboutir à des résultats plus solides et plus robustes, ce que nous pourrions confirmer expérimentalement par la fiabilité calculée pour chaque score, selon le groupe en question. Nous prévoyons que la fiabilité des scores obtenus sera nettement plus forte, lorsque les calculs seront réalisés sur la plus grande population, que lorsque l'on limite les analyses aux seuls patients.

Nous réaliserons donc, pour chaque échelle utilisée (BFI-Fr, HEXACO, UPPS-P et IS-12) une analyse des effets de l'acquiescence et de la désirabilité sociale sur la saturation des items des échelles sur le nombre de facteurs défini soit par la théorie, soit par l'analyse parallèle. Cette analyse sera réalisée grâce au logiciel PTTB.

Ce logiciel a été élaboré par les mêmes auteurs (Ferrando et al., 2016) que le logiciel FACTOR, et permet de tenir compte et de calculer l'effet à la fois de la tendance à l'acquiescement et de la tendance à démontrer une désirabilité sociale, sur les résultats factoriels des échelles.

Ce logiciel permet de voir l'importance du biais d'acquiescement pour les échelles qui sont équilibrées (balanced), c'est-à-dire qui présentent le même nombre d'items coté dans un sens et le même nombre d'items pour lesquels la cotation est inversée. Dans le cas, où l'échelle est « déséquilibrée », alors on peut supprimer un ou plusieurs items qui est / sont en surnombres « dans un sens » (opposé à la cotation inverse), et donc de ne prendre qu'une sous-partie des

items pour le calcul du biais d'acquiescement. On obtient cependant, la saturation de tous les items (même ceux qui ont été supprimés du calcul du facteur acquiescement) sur un facteur, qui est supposé être le facteur d'acquiescement. Ce facteur est calculé, simplement en supposant que lorsque l'on force tous les items qui sont « non cotés » (donc non inversés) à saturer sur une dimension avec une saturation positive, alors, si le questionnaire est équilibré, le seul point commun à la réponse à ces items, quand on tient compte de la saturation sur les autres facteurs, qui est « libre » (donc la moitié doivent saturer positivement et la moitié négativement du fait de la non inversion lors de la cotation), est la tendance de l'individu à acquiescer quel que soit le contenu de la question (qui est contrôlé et représenté par la saturation sur le facteur en question). Ainsi on obtient les scores aux facteurs supposés, par exemple, les 5 facteurs du Big Five et les scores factoriels individuels sur un facteur d'acquiescement.

En plus, de l'acquiescement, le programme permet de tenir compte de la désirabilité sociale. Pour cela, le logiciel demande quelques items, qui sont fortement représentatif de la SD. Ensuite, il fait une rotation Procruste, donc avec une matrice « cible » avec un facteur où il est supposé que les items de SDaturent positivement et le programme évalue quelle est la saturation des autres items à ce facteur, là encore indépendamment de la saturation sur les autres dimensions.

Nous vérifierons ainsi, si la structure factorielle attendue est bien retrouvée malgré la prise en compte de ces 2 biais. Ainsi par exemple pour le BFI-Fr, nous nous attendons à ce que les 5 facteurs mises en avant lors de la validation en français soient retrouvés, c'est-à-dire que les items appartenant à une dimensionaturent tous sur le même facteur extrait. Nous obtiendrons également à chaque analyse un facteur d'acquiescence (ACQ) et un facteur de désirabilité sociale (SD), avec la saturation de tous les items sur ces deux facteurs. Nous pourrions donc explorer quels sont les items quiaturent beaucoup ($>|.20|$) sur les facteurs SD et ACQ et vérifier si les items d'une dimension théoriqueaturent beaucoup sur la SD ou l'ACQ.

Pour l'échelle BFI-Fr, 28 items sont cotés dans leur sens d'énoncé et 17 items sont cotés de manière inversée, ce qui en fait une échelle non équilibrée, avec donc un effet possible de l'acquiescement. Nous avons dû attendre les résultats des analyses factorielles simples pour sélectionner les items à considérer comme non équilibrés, puisque nous souhaitons exclure comme items non équilibrés les items saturant peu sur leur dimension respective. Pour obtenir une échelle équilibrée il fallait quoi qu'il en soit, supprimer 11 items évaluant leur dimension dans le sens de la question (non inversés) afin d'obtenir une échelle équilibrée de 34 items.

Pour l'échelle HEXACO, 31 items étaient cotés dans leur sens d'énoncé et 29 items étaient cotés dans le sens inverse, donc il fallait supprimer 2 items aux 31 items pour obtenir une échelle équilibrée de 58 items.

Pour l'échelle UPPS-P, il était particulièrement difficile d'obtenir une échelle équilibrée, car chaque dimension est entièrement constituée d'items évaluant dans le même sens la dimension évaluée. L'échelle évalue la dimension générale de l'impulsivité, c'est-à-dire que plus le score final est important, plus l'impulsivité est forte. Cependant, les réponses aux items sont présentées de manière inversée par rapport à l'ordre habituel. Ainsi, « tout à fait d'accord » est situé tout à gauche et compte pour 1 point, tandis que tout à fait en désaccord se situe tout à droite et compte pour 4 points. Donc le score obtenu est inversement lié au degré d'adhésion aux items. Pour calculer le score d'urgence négative par exemple, il faut inverser les 4 items, au sens de donner 4 points aux réponses « tout à fait d'accord » au lieu des 1 point selon la cotation initiale. Concernant l'ordre des 5 dimensions, il faut savoir que 2 sont cotées dans le sens où plus le sujet acquiesce, donc plus il est d'accord et moins le score est élevé, mais cet ordre est l'ordre « normal », puisque ce sont des dimensions mesurant l'opposé de l'impulsivité (ce sont les dimensions « lack of » ou « manque de préméditation » et « manque de persévération ») et 3 dimensions sont cotées dans le sens inverse de leur formulation, c'est-à-dire que plus le sujet acquiesce et mentionne la présence de ces comportements, moins son score est élevé, donc il faut renverser la cotation, ce sont les deux dimensions urgences (négative et positive) et la dimension recherche de sensation. Donc il y a 12 items présentant un biais d'acquiescement dans le sens de la dimension (même si le score obtenu est inversé) et 8 items présentant un biais d'acquiescement dans le sens inverse de la dimension, il faut donc supprimer 4 items pour obtenir une échelle équilibrée de 16 items dont 8 dans un sens et 8 dans un autre sens.

Pour l'échelle IS-12, les dimensions sont également homogènes concernant leur biais d'acquiescement, puisque la dimension « impulsivité comportementale » comprend 7 items évaluant l'impulsivité et la dimension « impulsivité cognitive » comprend 5 items évaluant la non-impulsivité. Il faut donc supprimer 2 items de la dimension impulsivité comportementale pour obtenir une échelle équilibrée de 10 items.

4.4.5 Estimations et utilisation des scores factoriels

Une fois le nombre de facteurs le mieux adapté pour chaque échelle étant défini, nous ferons le calcul de ce que l'on appelle le score factoriel, issu de l'EFA de chaque instrument, en se basant,

le plus souvent, sur la population augmentée (c'est-à-dire avec, en plus, la population d'étudiant de 344 sujets). Le score factoriel servira à approximer la valeur que chaque individu présente sur les facteurs mises en évidence.

Nous suivrons la procédure suivante : premièrement, un modèle factoriel sera estimé pour chaque échelle ; deuxièmement, les scores à chaque facteur pour chaque individu seront défini selon le modèle factoriel estimé ; troisièmement, nous nous servirons des scores latents obtenus comme s'ils étaient des variables observées pour chaque individu (Skrondal & Laake, 2001).

Nous utiliserons ensuite systématiquement une rotation factorielle non linéaire Procruste, dans le cas où la structure factorielle est bien retrouvée par l'analyse factorielle simple, pour obtenir le score de chaque sujet à chaque dimension sur l'ensemble de la population (patients et étudiants), l'extension de la taille de la population, grâce à la prise en compte des résultats des sujets sains, nous permettra de déterminer avec précision le score factoriel obtenu par chaque sujet à chaque dimension mise en évidence. Ces scores nous serviront ensuite à déterminer quel est le niveau de chaque sujet sur chaque dimension mise en évidence et à étudier les relations entre ces différentes dimensions.

4.4.6 Utilité et utilisation de la population « saine » dans cette étude

Nous avons souhaité utiliser des analyses statistiques sophistiquées dans ce travail. Le principe de ces analyses est d'obtenir des scores (scores factoriels), qui reflètent des mesures de variables latentes et, pour cela, il faut la population la plus importante possible, pour que le modèle s'ajuste de manière adéquate aux données. En augmentant la taille de l'échantillon de manière massive (344 sujets en plus), la précision des scores obtenus est certainement meilleure que sans ce groupe supplémentaire. Beaucoup d'auteurs ont critiqué l'usage qui consiste à additionner les scores aux items appartenant à un facteur pour obtenir le score de l'individu sur la dimension théorique. En effet, cette stratégie, si elle est utile en clinique habituelle, est invalide lorsque l'on est dans une situation de recherche (McNeish & Wolf, 2020). Un échantillon important permet d'estimer de manière plus fiable les scores factoriels, puisqu'il est admis qu'il faut au moins 300 sujets pour réaliser une analyse factorielle exploratoire (Rouquette & Falissard, 2011). Pour les techniques de théorie de réponse à l'item (IRT), il est admis qu'il faut des populations entre 300 et 500 sujets (DeMars, 2010).

Pour autant, nous n'utiliserons dans les analyses suivantes, que les scores des individus du groupe « patients » et non l'ensemble de la population, car nous nous intéressons aux liens que présentent ces scores avec l'observance médicamenteuse.

Nous utilisons uniquement ce groupe supplémentaire, pour augmenter la précision de l'estimation des scores latents dans notre population d'intérêt. On pourrait dire que ce groupe sert un peu de groupe de « normalisation ». Tout comme lors d'une étude de cas, nous pouvons utiliser les scores des contrôles pour situer notre patient sur une échelle d'étendue de l'intelligence, nous utilisons ici cette population pour augmenter la précision des estimations des scores latents de nos patients. En effet, les résultats d'une analyse factorielle commencent à être robustes à partir de 300 sujets. Or, dans beaucoup de situation nous n'avons pas réussi à atteindre cette taille d'échantillon, pour notre population de patient, donc nous avons besoin de sujets contrôles, pour augmenter la puissance de l'analyse factorielle non linéaire. Nous avons donc utilisé les sujets sains, pour « calibrer » nos estimations des scores factoriels des patients.

Nous confirmerons la validité de notre méthode en comparant la fiabilité (*reliability*) des scores factoriels estimés selon qu'ils sont calculés sur les 334 sujets ou sur les 678 sujets.

4.4.7 Présentations des résultats des analyses factorielles non-linéaires

Nous présenterons systématiquement la saturation factorielle de chaque item, désigné par l'intitulé de la question liée à l'item, sur chacun des facteurs estimés. Nous présenterons sur un fond rose, les saturations supérieures à .30 et sur un fond jaune, les saturations inférieures à -.30, car c'est le seuil le plus fréquemment cité pour estimer qu'un item sature de manière significative sur un facteur (Nunnally & Bernstein, 1994).

Pour les facteurs d'acquiescement et de désirabilité sociale, comme ce ne sont pas des facteurs d'intérêt le plus souvent, mais des mesures des biais, nous prendrons un seuil de $|.20|$ pour dire qu'un facteur sature de manière pertinente sur ce facteur de biais, ce qui sera indiquer par un nombre en caractère gras ou par la même mise en forme que pour les saturations à $|.30|$, mais le contexte permettra de comprendre la distinction.

4.4.8 Analyse de l'échelle EGOMAC

Nous réaliserons une analyse détaillée de l'échelle EGOMAC en cherchant à déterminer le nombre de dimensions qu'elle évalue grâce à l'analyse parallèle optimale. Ces dimensions peuvent être associées à des clusters de patients.

Nous réaliserons ensuite une analyse en cluster pour identifier des sous-groupes de patients selon leurs réponses aux différents items, que nous aurons identifié comme les plus pertinents, grâce au package poLCA de R. Ce package est particulier car il permet d'identifier des clusters selon les réponses à des items catégoriels et non quantitatifs. Nous réaliserons ces analyses sur l'échelle MARS.

Nous supposons que l'échelle EGOMAC comprend 3 dimensions, une dimension reflétant la prise régulière du traitement médicamenteux ; une dimension reflétant l'adhésion aux soins médicaux de manière plus générale et une dimension de suivi des règles hygiéno-diététiques.

Nous calculerons les corrélations entre le score total à l'échelle MARS et les sous-scores obtenus selon la structure factorielle mise en évidence de l'échelle EGOMAC.

Nous nous attendons à une corrélation significative entre le score total de la MARS et le score de prise de traitement médicamenteux de l'échelle EGOMAC.

Comme l'échelle EGOMAC est censé mesurer un comportement relativement homogène (l'observance), nous réaliserons une analyse en EFA bifactorielle, qui est une forme d'EFA avec un facteur général et des facteurs spécifiques, qui sont définis comme orthogonaux au facteur général. Cela permet de démontrer si une unique dimension générale émerge bien de l'analyse de l'échelle en plus des facteurs spécifiques auxquels on s'attend. Si c'est le cas, l'échelle EGOMAC pourra être considérée comme *essentiellement unidimensionnelle*, c'est-à-dire que bien que des facteurs secondaires apparaissent, ils n'ont pas nécessairement de valeur additionnelle (notamment prédictive) très marquée ou, dans le meilleur des cas, ajoute des éléments plus spécifiques au score global.

4.5 Hypothèses

4.5.1 Hypothèses opérationnelles : partie 1

Nous analyserons d'abord les résultats obtenus à l'échelle EGOMAC, afin d'analyser les différentes structures factorielles qui sont potentiellement utilisables pour la seconde partie de ce travail et donc de définir quels seront les scores factoriels que nous utiliserons. Nous analyserons également la structure factorielle de l'échelle MARS. A partir de cette analyse, nous obtiendrons des scores factoriels sur chacune des dimensions mises en évidence.

Concernant la validité de contenu de l'échelle EGOMAC, nous étudierons la structure interne de l'EGOMAC en réalisant une analyse de la structure factorielle de l'EGOMAC. On s'attend à une structure en trois facteurs de l'EGOMAC : oubli des traitements en eux-mêmes, non adhésion « générale » aux soins et suivi des règles hygiéno-diététiques.

Nous nous attendons à pouvoir extraire 5 facteurs pour le BFI-Fr et 6 facteurs pour l'échelle HEXACO, comme le veulent leur modèle théorique associé, en analyse factorielle exploratoire ou Exploratory Factorial Analysis (EFA). Nous vérifierons que le nombre de facteurs sous-tendant les réponses aux différents questionnaires est bien celui prévu par la construction de ces questionnaires, grâce à la méthode de l'analyse parallèle (PA), sur matrices de corrélations polychoriques et que les items d'une dimension théorique satureront significativement ($>.30$) sur un seul et même facteur.

Comme les modèles en CFA sont peu performants pour identifier les dimensions des questionnaires de personnalité, du fait des nombreux cross-loadings entre la dimension à laquelle appartient le facteur et une ou des autre(s) dimension(s), nous utiliserons des modèles en analyses factorielles exploratoires avec un calcul des scores pour chaque individu à chaque dimensions mise en évidence. Nous utiliserons une méthode d'estimation, qui permet de conserver la corrélation entre les facteurs pour le calcul des scores (méthode de ten Berge, 1999). Nous vérifierons que chaque variable sature bien sur le facteur hypothétique, donc nous étudierons si globalement la structure factorielle postulée est bien retrouvée dans l'ensemble des questionnaires.

Si les structures factorielles sont conformes à nos attentes et que ces structures résistent à la prise en compte des biais de réponses, alors nous serons en position d'utiliser les scores factoriels dans la seconde partie.

Sur nos mesures de personnalité, nous nous attendons à observer un modèle hiérarchique de la personnalité. Nous analyserons la solidité psychométrique de ce modèle en étudiant la validité convergente des scores factoriels mises en évidence.

Ainsi, nous nous attendons à pouvoir utiliser un modèle hiérarchique de la personnalité avec un facteur général de personnalité au « sommet », puis un modèle en deux facteurs de la personnalité à un niveau intermédiaire et enfin les modèles en 5 ou 6 facteurs selon les inventaires utilisés ; comme le contenu de ces facteurs n'est pas clairement déterminé par la littérature nous ferons une EFA avec un facteur pour extraire le facteur général de personnalité et une EFA avec deux facteurs pour extraire les deux facteurs supposés être « stabilité » et « flexibilité ». Nous étudierons le contenu de ces facteurs extraits pour voir de quels items ils sont constitués. L'étude des liens entre les scores factoriels des deux échelles de personnalité, nous permettra de montrer si ce phénomène est valide, c'est-à-dire s'il peut être reproduit sur différentes échelles de personnalité, en étudiant notamment les corrélations entre les mêmes facteurs mais issus des deux questionnaires de personnalité différents.

Au niveau de l'impulsivité, nous nous attendons à retrouver les 2 facteurs de notre modèle à l'échelle IS-12 items. Mais ce résultat pourrait être modifié par la prise en compte du biais d'acquiescement. Nous nous attendons à retrouver les 5 facteurs de l'UPPS-P du modèle de la littérature.

Pour toutes les échelles nous étudierons également leur structure factorielle en tenant compte des deux biais les plus fréquemment rencontrés quand on utilise des autoquestionnaires, c'est-à-dire le biais de désirabilité sociale et le biais d'acquiescement. Pour la désirabilité sociale nous avons fait passer l'échelle en 21 items de Paulhus traduites et adaptée par D'Amours-Raymond (2011), pour sa version canadienne.

Cette échelle, bien que raccourcie par rapport à sa version originale (Li & Bagger, 2007), est encore trop longue pour être utilisée telle quelle, notamment dans les analyses que nous souhaitons faire avec le logiciel *Psychological Test Toolbox*, qui nécessite des variables « marqueurs » de la désirabilité sociale, mais pas en nombre trop important. Par exemple, pour le test OPERAS (Vigil-Colet et al., 2013) que nous avons déjà présenté, mais dont il n'existe pas de version française, les auteurs utilisent 4 items marqueurs de la SD, du type : « Je tiens toujours parole » ou « A l'occasion j'ai parlé de quelqu'un en mal » (traduction personnelle).

C'est là que cette première partie des analyses prend tout son sens, nous allons pouvoir dans cette partie étudier les propriétés psychométriques de chaque échelle prise séparément et en vérifier la correspondance à la théorie et nous développerons également dans cette première partie une échelle de SD, bien plus courte que la BIDR, en quelques items. Pour ce faire, nous réaliserons des analyses factorielles polychoriques et nous ne retiendrons que les items saturant le mieux sur le facteur commun, en vérifiant que le niveau de biais d'acquiescement n'est pas trop élevé grâce à l'usage du logiciel PTTB, cela nous permettra de voir la matrice de saturations des variables extraites de la BIDR, indépendamment de la tendance à l'acquiescement.

Pour les analyses exploratoires, c'est-à-dire pour celles non prévues au début de l'étude, nous fixerons un seuil de significativité statistique à $p < .005$, selon les recommandations d'un groupe de travail (Benjamin et al., s. d.). Ce groupe de chercheur met en avant le fait que le seuil de $p < .05$ n'est à utiliser que pour des analyses confirmatoires et est beaucoup trop libéral pour des analyses exploratoires. Nous définirons précisément ce qui constitue des analyses exploratoires et ce qui relève d'analyses confirmatoires.

Dans notre méthodologie de double vérification, si un résultat peut être doublement vérifié, alors nous fixerons le seuil à $p < .05$, mais si un effet ne peut être testé qu'une seule fois alors nous utiliserons le seuil à $p < .005$, sauf si c'est un résultat « attendu » conforme au cadre théorique, de manière non ambiguë.

Nous nous attendons à ce que l'échelle EGOMAC soit valide et à trouver une manière optimale de coter cette échelle.

4.5.2 Hypothèses opérationnelles : partie 2

Nous nous attendons à observer un lien entre les scores factoriels d'observance obtenus à l'échelle EGOMAC et notre « gold standard », qui est l'échelle MARS (validité convergente), ainsi qu'entre les scores factoriels obtenus à l'échelle EGOMAC et les niveaux de lithium plasmatique dans le sous-groupe de patients prenant du lithium (validité de critère et validité de construit). Nous analyserons également les liens entre la MARS et le taux de lithium plasmatique.

Au niveau des clusters, on s'attend à observer des groupes de patients se distinguant par leur comportement en lien à l'observance, mais nous déterminerons le nombre de cluster selon le critère statistique BIC.

Nous souhaitons mettre en relation toutes les variables mesurées (personnalité et impulsivité) avec tous les indices d'observance : scores à l'EGOMAC, score la MARS et taux de lithium plasmatique.

Ainsi, nous chercherons, parmi tous les concepts mesurés, ceux qui prédisent le mieux l'observance, que ce soit parmi les 5 facteurs du Five Factor Model (dont le caractère consciencieux) ou les 6 facteurs de l'HEXACO, mais également au niveau des méta-traités de personnalité, en étudiant la capacité prédictive du Big One et du Big Two (en 2 méta-traités) sur l'observance médicamenteuse. Nous étudierons également l'effet prédicteur des dimensions de l'impulsivité mises en évidence.

5 Résultats et discussions

5.1 Première partie : analyses des propriétés psychométriques des échelles

5.1.1 Résultats de l'analyse psychométrique des échelles d'observance

5.1.1.1 Introduction des résultats

Dans cette partie nous alternerons entre des résultats empiriques et la discussion de ces résultats. Nous présenterons d'abord les résultats de l'analyse psychométrique des deux échelles d'observances (EGOMAC et MARS), suivis de la discussion de ces résultats, puis les deux échelles de personnalité (BFI-Fr et HEXACO), dont nous présenterons les résultats d'EFA selon différents modèles, suivi de la discussion des résultats, puis nous passerons aux résultats concernant les échelles d'impulsivité (UPPS-P et IS-12).

Nous présenterons les résultats des analyses factorielles en utilisant de manière systématique la fonction « mise en forme conditionnelle » d'Excel, qui permet de mettre en valeur les saturations supérieures à .30 (en rouge) et les saturations inférieures à -.30 (en jaune).

Le principe essentiel de ces premiers résultats est de montrer la solidité psychométrique des outils employés que ce soit sur notre population uniquement de patients (334 patients pour les échelles) et sur la population étendue avec les étudiants (N = 344 étudiants soit en tout N = 678). Cette solidité passera par la mise en évidence que le nombre de facteurs correspondant à chaque questionnaire obtenu à la suite de l'analyse parallèle optimale est bien celui défini par la théorie grâce au logiciel FACTOR.

Ensuite, nous montrerons que ces questionnaires maintiennent leur structure factorielle même ou surtout lorsque l'on tient compte des deux biais principaux qui seront étudiés c'est-à-dire le biais d'acquiescement et le biais de désirabilité sociale, grâce au logiciel PTTB et cela que ce soit dans l'échantillon de patients ou dans l'échantillon global. Cette partie vise à établir la validité des scores factoriels obtenus sur l'ensemble de l'échantillon.

5.1.1.2 Caractéristique de l'échantillon total (N =334)

La proportion de femmes est de 39,6 % (N= 127), celle d'homme est donc de 60,4% (N= 194 ; données manquantes = 13), parmi la partie de l'échantillon pour laquelle nous avons cette donnée.

L'âge moyen est de 46,2 ans ($\sigma = 12,2$) et s'étend de 18 à 71 ans (voir la figure pour la répartition).

Il existe de nombreuses données manquantes du fait de la passation au format papier des questionnaires, ce qui n'est pas le cas des données obtenues chez les sujets sains, puisque le format informatisé obligeait les sujets à répondre à toutes les questions. Ainsi, la population utilisée varie selon les analyses.

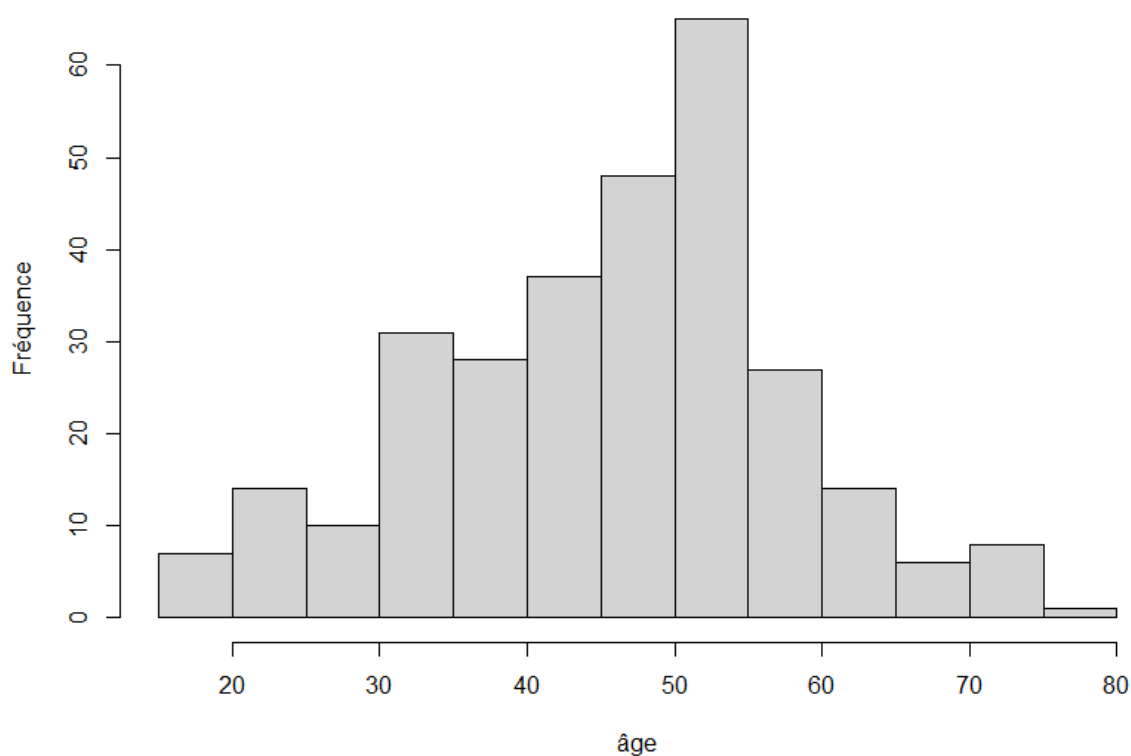


Figure 3: Répartition selon l'âge des différents participants

5.1.1.3 Analyse de la structure interne de l'échelle EGOMAC

5.1.1.3.1 Analyse parallèle de l'échelle EGOMAC

Pour réaliser cette analyse parallèle nous avons besoin de sélectionner les items avec peu de réponses manquantes de façon systématiques comme ceux obtenus à la réponse : « oubliez-vous le traitement le midi », qui est systématiquement manquant pour les patients ne prenant

pas de traitement le midi. En effet, un patient peut n'avoir un traitement que le matin et pas aux autres moments de la journée qui sont évalués (matin, midi, après-midi et soir).

Nous avons résolu le problème des variables manquantes systématiques en prenant la valeur moyenne des réponses aux 4 questions concernant la prise du traitement aux différents moments de la journée. Pour utiliser des corrélations polychoriques il fallait cependant faire correspondre la réponse qui, en devenant une moyenne n'était plus un nombre entier, au format de réponse des autres questions, donc nous avons coupé la variable en la transformant en variable polytomous de 1 à 4, en « coupant » aux valeurs suivantes : <1, 1.5, 2.5, 3.5, >4.

Tableau 2: Nombre de réponses manquantes par items

Item	Item 9 : « matin »	Item 10 : « midi »	Item 11 : « après-midi »	Item 12 : « soir »
Nombre de réponses manquantes	74	267	302	28

Nous obtenons donc une variable (« oubli au cours de la journée »), qui varie de 1 à 4 de manière discrète et dont la valeur est manquante pour seulement 28 sujets.

A partir de ce résultat, nous avons sélectionné les patients, qui présentaient moins de 5 réponses manquantes à l'échelle EGOMAC, ce qui représente 280 patients sur les 334 initiaux. Nous avons soumis les données de ces 280 patients au logiciel FACTOR.

Nous présentons d'abord les caractéristiques de distribution des variables (Tableau 3).

Tableau 3: Caractéristique des items de l'échelle EGOMAC

Variable	Confidence			Variance	Skewness	Kurtosis
	Mean	Interval				
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	3.733	(3.62	3.84)	0.364	-2.38	5.215
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	1.51	(1.33	1.69)	0.943	1.7	1.376
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	3.257	(3.09	3.42)	0.855	-0.987	-0.126
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	3.767	(3.66	3.87)	0.327	-2.988	9.763
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	3.817	(3.73	3.91)	0.259	-3.219	11.138

6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	1.436	(1.28 1.59)	0.711	1.821	2.081
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	1.525	(1.36 1.69)	0.814	1.532	1.047
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	1.693	(1.55 1.84)	0.668	1.003	0.289
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	1.406	(1.26 1.55)	0.667	2.032	3.087
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	1.743	(1.57 1.91)	0.864	1.166	0.433
13. Le week-end	1.614	(1.44 1.79)	0.94	1.428	0.748
14. Durant les vacances	1.629	(1.45 1.80)	0.946	1.45	0.864
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	1.619	(1.46 1.78)	0.78	1.172	0.178
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	1.322	(1.18 1.46)	0.585	2.452	4.977
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	3.302	(3.10 3.50)	1.201	-1.256	-0.019
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,..) conseillées par mon médecin / pharmacien	3.668	(3.54 3.79)	0.479	-2.15	3.904
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	3.812	(3.71 3.92)	0.331	-3.421	11.583
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	3.777	(3.65 3.90)	0.46	-3.228	9.453
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	3.847	(3.74 3.95)	0.338	-4.075	15.853
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	3.871	(3.78 3.96)	0.241	-4.326	19.142
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	2.589	(2.41 2.77)	0.985	-0.019	-1.053
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	2.752	(2.60 2.90)	0.691	-0.236	-0.491
25. Je limite ma consommation : En graisse	2.762	(2.60 2.92)	0.795	-0.146	-0.818
26. En sucre	2.797	(2.64 2.96)	0.766	-0.172	-0.78
27. En sel	2.827	(2.65 3.00)	0.945	-0.329	-0.927
28. En alcool	3.079	(2.89 3.27)	1.083	-0.716	-0.814
29. En tabac	3.114	(2.90 3.33)	1.378	-0.868	-0.884
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	3.089	(2.94 3.24)	0.685	-0.484	-0.615

En rose les paramètres dont la valeur absolue est supérieure à 1, ce qui indique une non-normalité de la distribution de la variable.

Grâce à ces résultats, on remarque que les distributions des items ne suivent pas du tout une distribution normale, car les coefficients de Skewness et de Kurtosis, qui sont, dans le cas d'une distribution normale, inférieurs à 1, sont ici très souvent largement supérieurs à 1, (max Skewness = -4.326, max Kurtosis = 19.142).

Il est donc indispensable d'utiliser des matrices de corrélations polychoriques. Afin d'observer en détail la répartition des réponses aux différents items, nous allons donc montrer comment se répartissent les réponses pour chaque question de l'échelle (tableau).

Tableau 4: Proportion de patients répondant à chaque option de réponse

Item	1 jamais	2	3	4 toujours
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	0.01	0.05	0.12	0.82
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	0.75	0.07	0.09	0.10
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	0.05	0.14	0.26	0.55
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	0.02	0.01	0.12	0.85
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	0.01	0.03	0.09	0.87
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	0.77	0.10	0.09	0.04
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	0.72	0.12	0.10	0.06
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	0.49	0.36	0.11	0.04
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	0.77	0.13	0.05	0.05
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	0.51	0.33	0.07	0.09
13. Le week-end	0.66	0.18	0.08	0.09
14. Durant les vacances	0.63	0.21	0.06	0.10
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	0.61	0.19	0.16	0.04
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	0.82	0.08	0.05	0.05
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	0.15	0.07	0.12	0.67
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	0.03	0.06	0.13	0.79
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.03	0.03	0.05	0.88
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.05	0.04	0.05	0.86

21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	0.03	0.01	0.03	0.92
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	0.01	0.01	0.04	0.93
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	0.16	0.33	0.28	0.23
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	0.08	0.29	0.44	0.19
25. Je limite ma consommation : En graisse	0.09	0.31	0.36	0.24
26. En sucre	0.08	0.33	0.36	0.24
27. En sel	0.11	0.25	0.32	0.32
28. En alcool	0.10	0.16	0.23	0.51
29. En tabac	0.18	0.12	0.11	0.60
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	0.05	0.20	0.37	0.38

Nous avons mis dans le tableau 4 en gras, les résultats indiquant une mauvaise répartition des réponses c'est-à-dire une tendance à un effet plafond ou un effet plancher, puisque plus de 80% des patients choisissait la réponse la plus extrême pour répondre à l'item, généralement dans le sens d'une bonne observance. Ainsi, nous observons une distribution des réponses qui est fortement polarisée, soit les patients adhère totalement à la question, soit il la rejette et cela concerne particulièrement les questions liées à l'observance médicamenteuse

Ainsi la matrice de corrélations présente des caractéristiques rendant difficile son analyse en EFA (*Correlation matrix is not positive definite*). Nous avons donc dû utiliser un "Smoothing algorithm", le "Ridge Smoothing", tel que proposé par Jöreskog et Sörbom (1981). Cela est souvent lié à la non-normalité des distributions aux réponses.

Le résultat de l'analyse parallèle optimisée de l'échelle EGOMAC sur 28 items est que 4 facteurs, sur 280 sujets, expliquent un pourcentage de la variance totale supérieur à des facteurs aléatoires. Cependant, l'analyse avec la méthode MRFA ne converge pas et ne permet pas d'extraire les facteurs. Nous avons donc été obligés d'utiliser une méthode Robust Unweighted Least Squares (RULS).

Nous obtenons l'alpha de Cronbach sur matrices de corrélations polychoriques obtenu grâce au package psych : $\alpha = .926$. Ce coefficient semble donc excellent et montre une forte intercorrélation moyenne entre les items : rho moyen = 0.308. Ainsi, il existe une grande homogénéité des réponses aux items entre les personnes.

Une analyse factorielle exploratoire avec 3 facteurs (suivant notre hypothèse de départ) donne une excellente simplicité factorielle au niveau de l'indice « Bentler's simplicity index » (0.975: percentile 100) et du « Loading simplicity index » (0.445 : percentile 100) et donne des résultats intéressants au niveau de la validité d'apparence (face validity) au niveau des items saturant sur les dimensions.

Tableau 5: Résultats de l'analyse parallèle optimale

Variable	Real-data % of variance	Mean of random % of variance	95 percentile of random % of variance
1	30.3654*	8.005	8.8579
2	10.6662*	6.9206	7.8016
3	8.9134*	6.3497	7.165
4	7.3026*	5.9416	6.6323
5	4.9646	5.5923	6.2363
6	4.3501	5.2809	5.8593
7	3.5332	5.0006	5.4618
8	3.4514	4.7464	5.1689
9	3.1728	4.5143	4.873
10	3.1281	4.2827	4.5513

5.1.1.3.2 *Qualités des facteurs : solution à 3 facteurs*

Tableau 6: Propriétés des 3 facteurs extraits (1)

Factor	Variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	5.915	0.927	0.963
2	2.981	0.859	0.927
3	3.602	0.889	0.943

Tableau 6: Propriétés des 3 facteurs extraits (2)

	F1	F2	F3
Factor Determinacy Index (FDI)	0.963	0.927	0.943
ORION marginal reliability	0.927	0.859	0.889
Sensitivity ratio (SR)	3.553	2.469	2.825
Expected percentage of true differences (EPTD)	93.90%	90.70%	92.00%

Tableau 7: Matrice de corrélation inter-factorielle

Factor	F1	F2	F3
1	1		
2	0.307	1	
3	-0.403	-0.164	1

5.1.1.3.3 Analyse factorielle de l'échelle EGOMAC

Tableau 8: Saturation sur chaque facteur des items de l'échelle EGOMAC

Variable	F1	F2	F3
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	0.613	-0.154	-0.355
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	-0.442	0.151	0.231
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	0.311	0.287	-0.213
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	0.741	-0.277	-0.054
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	0.679	-0.025	-0.299
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	-0.445	0.106	0.146
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	-0.499	0.29	0.388
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	-0.256	0.007	0.5
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	-0.25	0.194	0.53
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	0.063	-0.215	0.721
13. Le week-end	0.088	-0.164	0.773
14. Durant les vacances	0.091	-0.114	0.832
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	-0.437	0.019	0.327
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	-0.471	0.026	0.25
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	0.421	-0.013	0.026
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	0.601	0.16	-0.012
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.744	0.253	0.093
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.704	0.132	0.065
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	0.728	0.114	0.318

22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	0.757	0.202	0.244
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	0.274	0.361	0.212
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	0.139	0.692	0.039
25. Je limite ma consommation : En graisse	-0.115	0.765	-0.125
26. En sucre	-0.165	0.757	-0.118
27. En sel	0.074	0.599	-0.002
28. En alcool	0.155	0.365	-0.145
29. En tabac	0.282	0.177	-0.021
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	0.015	0.181	-0.239

L'ajustement avec 3 facteurs est excellent :

Non-Normed Fit Index (NNFI; Tucker & Lewis) = 0.970

Comparative Fit Index (CFI) = 0.977

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.948

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.934

Goodness of Fit Index without diagonal values (GFI) = 0.928

Adjusted Goodness of Fit Index without diagonal values (AGFI) = 0.908

RMSEA: 0.052

Le premier facteur est constitué des items 1 à 6.2 ; ces items concernent le respect des consignes médicales de prise du traitement médicamenteux (ex. item 4 : Je respecte les doses de médicaments prescrites) ; puis des items 15 à 22, qui concerne le suivi des recommandations médicales (par ex. item 19 : Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé). Le deuxième facteur comprend les items 23 à 28, qui concerne tous, le suivi des règles hygiéno-diététiques (ex. 23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé ou « je limite ma consommation en graisse »).

Le facteur trois est constitué des items 1 (saturation négative), 7 à 15 et 21 (saturation secondaire de l'item sur ce facteur 3, en plus de sa saturation principale sur le facteur 1). Ces items concernent l'oubli du traitement (par ex. 14. Il m'arrive d'oublier mes médicaments durant les vacances). Ce facteur exprime l'oubli des traitements, plus le score est élevé, plus la personne a tendance à oublier son traitement. La preuve que ce facteur évalue l'oubli du traitement est que seul l'item 6.2 (Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits ; de traitement) et non l'item 6.1 (Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits) sature sur ce facteur. Donc c'est bien l'aspect non intentionnel d'oubli du traitement qui est évalué par ce facteur.

Lorsqu'on cherche à savoir si une échelle en apparence multidimensionnelle évalue cependant approximativement une seule et même dimension, il est conseillé de réaliser une analyse bifactorielle, ce que nous avons réalisé.

5.1.1.3.4 Analyse bifactorielle exploratoire de l'échelle EGOMAC :

Tableau 9: Saturation de chaque item sur le facteur général et les trois facteurs spécifiques

Items	GF	MR1	MR2	MR3
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	0.791	-0.175	-0.068	0.000
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	-0.633	0.211	-0.037	0.120
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	0.495	0.196	-0.112	0.075
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	0.718	-0.255	0.221	0.101
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	0.830	-0.127	0.013	0.100
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	-0.551	0.122	-0.167	0.019
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	-0.717	0.306	0.022	0.115
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	-0.613	0.068	0.309	0.116
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	-0.622	0.189	0.255	0.138
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	-0.389	-0.068	0.847	-0.044
13. Le week-end	-0.421	0.003	0.853	-0.023
14. Durant les vacances	-0.446	0.055	0.825	0.057
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	-0.704	0.076	0.049	0.016
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	-0.693	0.112	0.009	-0.027
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	0.352	-0.074	0.015	0.258
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	0.621	0.072	0.019	0.267
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.674	0.126	0.035	0.544

20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.557	0.027	-0.106	0.606
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	0.547	-0.093	0.011	0.770
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	0.643	0.067	0.054	0.556
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	0.295	0.394	0.195	0.098
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	0.424	0.685	0.023	-0.021
25. Je limite ma consommation : En graisse	0.345	0.779	0.003	-0.099
26. En sucre	0.288	0.708	-0.063	0.065
27. En sel	0.311	0.579	-0.018	0.112
28. En alcool	0.504	0.357	0.048	-0.087
29. En tabac	0.389	0.186	0.015	0.073
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	0.311	0.210	-0.032	-0.092

Lorsqu'on réalise une analyse exploratoire bifactorielle, on obtient bien un facteur général (GF) sur lequel la quasi-totalité des itemsaturent. Les items qui présentent une saturation secondaire (c'est-à-dire sur les facteurs primaires) sont :

- Sur le facteur 1 : items 6.2 (« il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrit ») ; 23 à 28 (respect des règles hygiéno-diététiques)
- Sur le facteur 2 : items 7 et 9 à 14 (oubli des traitements)
- Sur le facteur 3 : items 19 à 22 (respects des rendez-vous médicaux)

Ainsi l'échelle présente une unidimensionnalité approximative, elle est donc *essentially unidimensional*.

5.1.1.3.5 Analyse de l'EGOMAC en 4 facteurs :

Comme l'analyse parallèle indique que quatre facteurs sous-tendent les réponses à cette échelle, nous avons réitéré les analyses EFA avec 4 facteurs.

Tableau 10: Saturation de chaque item sur les 4 facteurs

Items	F1	F2	F3	F4
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	-0.676	0.014	0.108	-0.189

2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	0.659	0.037	0.024	0.076
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	-0.261	0.299	0.112	-0.131
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	-0.716	-0.066	0.219	0.161
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	-0.696	0.073	0.195	-0.050
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	0.606	-0.047	-0.043	-0.150
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	0.759	0.097	0.019	0.120
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	0.441	-0.041	0.033	0.428
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	0.542	0.075	0.043	0.369
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	-0.213	-0.126	-0.442	0.675
13. Le week-end	0.044	-0.024	0.002	0.902
14. Durant les vacances	0.143	-0.002	0.084	0.881
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	0.696	-0.123	-0.021	0.015
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	0.713	-0.081	-0.042	-0.035
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	-0.118	-0.063	0.393	-0.076
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	-0.303	0.175	0.412	-0.044
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	-0.194	0.175	0.715	0.070
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	-0.032	0.023	0.772	-0.090
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	-0.008	-0.110	0.962	-0.001
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	-0.154	0.143	0.727	0.028
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	-0.082	0.485	0.119	0.198
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	-0.081	0.798	-0.021	0.021
25. Je limite ma consommation : En graisse	0.005	0.894	-0.111	-0.017
26. En sucre	0.154	0.750	0.096	-0.072
27. En sel	0.056	0.651	0.107	-0.021
28. En alcool	-0.264	0.464	0.019	-0.036
29. En tabac	-0.147	0.277	0.170	-0.043
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	-0.163	0.296	-0.048	-0.100

L'ajustement est excellent : Goodness of Fit Index (GFI) = 0.977

La simplicité factorielle est au maximum :

Bentler's simplicity index (S) = 0.97288 (Percentile 100)

Loading simplicity index (LS) = 0.44591 (Percentile 100)

Tableau 11: Réplicabilité des construits

Factor	H-Latent	H-Observed
F1	0.839	0.787
F2	0.925	0.79
F3	0.904	0.942
F4	0.953	0.702

Tableau 12: fiabilité des facteurs

	F1	F2	F3	F4
Factor Determinacy Index (FDI)	0.916	0.962	0.951	0.976
ORION marginal reliability	0.839	0.925	0.904	0.953
Sensitivity ratio (SR)	2.281	3.5	3.071	4.502
Expected percentage of true differences (EPTD)	90.00%	93.70%	92.70%	95.50%

On observe une structure assez simple, où la plupart des items ne saturent que sur une seule dimension, malgré l'augmentation du nombre de facteurs.

Le facteur 1 est composé des items 1 à 8, 15, 16 et 18, ces items renvoient à la prise des traitements selon les recommandations médicales et la modification volontaire des traitements.

Le facteur 2 est composé des items 23 à 28, ces items concernent le respect des règles hygiéno-diététiques (limiter sa consommation de sucre, de graisse, etc. sauf les items sur le tabac (saturation = .277) et les périodes de repos (saturation= .296)). Un autre item dont la saturation maximale est sur ce facteur est l'item 3 « Je respecte les horaires de prises médicamenteuses ».

Le facteur 3 est composé de l'item oubli des traitements (synthèse des items 9 à 12 ; saturation inversés) et 17 à 22, ces derniers items renvoient à la présence aux rendez-vous médicaux.

Le facteur 4 comprend les items 7 à 14 dont l'item oublis des traitements sur la journée, ce facteur représente clairement l'oubli non volontaire des traitements.

Nous ferons une estimation du score à ces 4 dimensions grâce à la méthode des scores factoriels, estimés grâce à la méthode de ten Berge (Ten Berge et al., 1999) et avec le package *psych* de R (Revelle, 2014).

5.1.1.3.6 Discussion de l'analyse des résultats de l'analyse psychométrique de l'échelle EGOMAC

Les résultats obtenus à l'analyse factorielle exploratoire de l'échelle EGOMAC sont très informatifs et montrent que cette échelle n'est pas tout à fait unidimensionnelle, malgré un coefficient standardisé alpha de 0.91 et un coefficient Omega de 0.87. Surtout, la structuration factorielle tend à démontrer qu'il est intéressant de distinguer 4 facteurs plutôt que 3 facteurs. De plus, il semble essentiel de prendre en compte l'aspect non normal de la distribution des réponses aux items de l'échelle, notamment grâce aux corrélations polychoriques. On observe que pour chaque modalité possible de réponse, au moins 1 % des sujets au minimum ont utilisé la modalité en question, donc 3 personnes au minimum, ce qui fait tout de même très peu, mais n'empêche pas la réalisation des analyses statistiques.

Il faut également noter que les patients ont tendance à coter des réponses extrêmes, qui vont dans le sens d'une bonne observance pour toutes les questions en lien à la prise du traitement médicamenteux, puisque la proportion la plus faible de réponse en lien au traitement médicamenteux est à la question 17, où 67% des patients répondent « toujours » à la question « Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin », ils sont ainsi 82% à dire « jamais » à la question « De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits) », ils sont 93% à être toujours présent à leur rendez-vous avec leur psychiatre et 92% à être présent aux rendez-vous médicaux en général, on voit donc que, soit seuls les patients les plus observants ont répondu au questionnaire, ce qui est possible vue la longueur des questionnaires que l'on fait passer dans ce travail et dans les centres experts plus généralement, soit ils ont tendance, et c'est probable, à répondre de manière socialement acceptable.

Les trois sous-dimensions extraites du premier modèle sont : le respect des consignes médicales avec notamment l'item qui sature le plus : « Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre) » et d'autres items portant, non pas sur l'oubli des traitements médicamenteux, mais sur le respect de la manière de les prendre (ex. « Je respecte

le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin » et « Je respecte les doses de médicaments prescrites »).

Le deuxième facteur comprend les items, qui renvoient aux respects des consignes hygiéno-diététiques (par ex. « Je limite ma consommation » : « en graisse » ; « en sucre »), ne sature pas sur cet item les items « Je limite ma consommation : en tabac » et « Je m'accorde des périodes de repos suffisantes ».

Le troisième et dernier facteur comprend les items en lien aux oublis des traitements médicamenteux. L'item qui sature le plus sur ce facteur est le suivant : « Il m'arrive d'oublier mes médicaments le week-end », et l'item « Il m'arrive d'oublier mes médicaments durant les vacances », l'item « moyenne des oublis sur la journée », sature aussi fortement sur ce facteur. L'item 15 « J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical » sature aussi secondairement sur ce facteur (saturation sur ce facteur de 0.327 et saturation sur le premier facteur de -0.437).

Le problème de ce facteur est qu'il regroupe l'oubli des traitements mais qu'il ne distingue pas l'oubli volontaire de l'oubli involontaire. Comme on aurait pu le penser, l'item 15 « arrêt volontaire des traitements » a saturé principalement sur le facteur respects des consignes médicales, qui semble impliquer un plus fort aspect intentionnel, tandis qu'il sature seulement secondairement sur le troisième facteur « oubli des traitements » tout juste significativement.

On peut supposer que les patients n'ont pas nécessairement pris en compte la dimension intentionnelle impliquée par l'item 15 et qu'ils ont considéré un arrêt des traitements par suite d'oublis multiples comme intentionnel.

L'échelle EGOMAC pourrait être donc analysée soit comme une échelle ayant trois dimensions, soit comme une échelle présentant des sous-scores, mais avec une dimension globale, par exemple, extraite de notre modèle bifactoriel, soit comme ayant 4 dimensions, qui permettent mieux de distinguer l'aspect volontaire ou non de la prise des traitements et du respect des consignes médicales.

Dans le modèle à 4 facteurs, on distingue un facteur de la prise des traitements selon les recommandations médicales et la modification volontaire des traitements ; un facteur de respects des règles hygiéno-diététiques, un facteur de respect des rendez-vous médicaux et enfin un facteur d'« oubli » du traitement, donc un aspect plus involontaire.

Le modèle en 4 facteurs semble clairement mieux adapté pour distinguer l'aspect volontaire et l'aspect involontaire de l'observance.

EGOMAC	Dénomination des dimension
F1	Manque de suivi des recommandations par rapport aux traitements
F2	Respect des règles hygiéno-diététiques
F3	Respects des examens et rendez-vous médicaux
F4	Oubli du traitement

Le tableau indique le sens des facteurs mis en évidence. Ainsi, un score élevé au facteur suivi des recommandations par rapport aux traitements (qui est inversé), indique que la personne ne prend pas correctement son traitement. Tandis que le facteur « oubli du traitement » est dans le sens attendu selon son appellation, c'est-à-dire que plus le score est élevé, plus la personne oublie régulièrement de prendre son traitement.

Un modèle sans les items de respects des règles hygiéno-diététiques semble intéressant à tester, vu la spécificité des items portant sur ces règles.

5.1.1.3.7 Analyse factorielle de l'échelle EGOMAC centrée sur l'observance

Nous avons donc décidé de réaliser une analyse factorielle de l'échelle en utilisant uniquement les items 1 à 22, c'est-à-dire sans les items sur le respect des règles hygiéno-diététiques.

Les saturations de chaque item, dans une analyse factorielle comprenant un seul facteur, sont présentées dans le tableau suivant.

Items	F1
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	0.819
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	-0.582
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	0.507
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	0.665
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	0.840
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	-0.480
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	-0.707
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	-0.626
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	-0.610
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	-0.485
13. Le week-end	-0.497
14. Durant les vacances	-0.508

15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	-0.711
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	-0.677
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	0.397
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	0.640
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.720
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.651
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	0.597
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	0.659

Ce modèle donne une vision beaucoup plus nette de la structure de l'échelle. Les résultats montrent une échelle nettement unidimensionnelle, avec un unique facteur expliquant 40% de la variance des items. Tous les items saturent fortement dans le sens attendu sur l'unique facteur (saturation la plus faible à .397 pour l'item 17). Ce facteur unique mesure l'observance, au sens où, plus le score est élevé et plus le sujet présente de comportement d'observance.

5.1.1.3.8 Discussion de l'analyse factorielle de l'échelle EGOMAC centrée sur l'observance

On observe donc bien une échelle unidimensionnelle avec un unique facteur expliquant la variance aux différents items. Cela nous permet d'obtenir une mesure simplifiée des comportements d'observance, à un niveau assez général d'acceptation des consignes médicales avec le suivi à la fois de la prise des traitements médicamenteux et du suivi médical de manière plus générale, puisque les items mentionnent la ponctualité aux rendez-vous médicaux ou la réalisation des examens complémentaires. Ce modèle sera utilisé dans les modèles de PLS-PM.

5.1.1.4 Analyse de l'échelle MARS

5.1.1.4.1 Analyse de la structure interne de l'échelle MARS en EFA

Tableau 13: Résultat de l'analyse parallèle par FACTOR

Variable	Real-data % of variance	Mean of random variance	% of 95 percentile of random % of variance
1	39.862*	20.535	23.792
2	17.024	17.344	19.765
3	12.368	15.014	16.906
4	11.610	12.917	14.388
5	5.869	10.962	12.459

L'analyse parallèle réalisée avec la méthode d'extraction MRFA (qui a convergé) et des corrélations polychoriques (optimale Parallel Analysis) aboutit à donner l'indication qu'un seul facteur semble évalué par l'échelle MARS sur 276 patients ayant moins de 2 réponses manquantes. Ce facteur explique 40 % de la variance des données, variance expliquée largement supérieur à la variance expliquée par un facteur aléatoire (23 % pour le 95^{ème} percentile). Tous les items saturent sur ce facteur unique avec une saturation supérieure à .344 (item 2).

McDonald's ordinal Omega = 0.812

Standardized Cronbach's alpha = 0.803

Il y a 6.5 % de données manquantes.

La corrélation tétrachorique inter-item moyenne est de $\rho = .288$.

Il n'y a que 6 individus qui ont des Person Fit Indices indiquant un problème de correspondance au modèle, ce qui montre l'adéquation du modèle unifactoriel à la quasi-totalité des individus.

Nous avons obtenu des scores factoriels à cette échelle grâce au logiciel FACTOR, qui utilise le modèle *Graded Response Model*, pour obtenir un score pour chacun des 276 individus.

5.1.1.4.2 Discussion des résultats de l'analyse psychométrique de la MARS :

L'analyse parallèle aboutit donc à la conclusion qu'une seule variable latente est suffisante pour expliquer les réponses aux items, ce seul facteur expliquant une grande partie de la variance totale. Ce résultat vient contredire les résultats des études précédentes, qui avaient identifiées trois facteurs et semble indiquer que dans notre population, une seule dimension d'observance générale soutient les réponses au questionnaire.

5.1.1.5 Analyse factorielle de l'échelle EGOMAC et de l'échelle MARS dans une seule analyse

Tableau 14: Analyse factorielle simultanée des items de l'EGOMAC et de la MARS

Questions	MR1	MR2	MR3	MR4
[1] Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ?	-0.060	0.094	-0.574	0.084
[2] Négligez-vous parfois l'heure de prise d'un de vos médicaments ?	0.030	0.194	-0.466	0.094
[3] Lorsque vous vous sentez mieux, interrompez-vous parfois votre traitement ?	0.180	-0.066	-0.312	0.592
[4] Vous est-il arrivé d'arrêter le traitement parce que vous vous sentiez moins bien en le prenant?	0.016	-0.026	-0.168	0.627
[5] Je ne prends les médicaments que lorsque je me sens malade.	0.125	-0.183	-0.141	0.579
[6] Ce n'est pas naturel pour mon corps et mon esprit d'être équilibré par des médicaments. (si vous répondez oui : ce n'est pas naturel selon vous)	-0.030	-0.051	-0.011	0.394
[7] Mes idées sont plus claires avec les médicaments.	0.051	0.106	-0.120	-0.498
[8] En continuant à prendre les médicaments, je peux éviter de tomber à nouveau malade.	-0.221	0.041	-0.177	-0.432
[9] Avec les médicaments, je me sens bizarre, comme un " zombie ".	-0.176	0.260	0.164	0.825
[10] Les médicaments me rendent lourd (e) et fatigué (e).	-0.308	0.376	0.039	0.545

1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	0.466	-0.118	-0.277	0.456
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	-0.372	0.153	0.185	-0.264
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	0.262	0.222	-0.383	-0.018
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	0.617	-0.137	0.043	0.371
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	0.517	-0.069	-0.230	0.439
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	-0.438	-0.025	0.000	-0.255
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	-0.358	0.244	0.261	-0.371
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	-0.250	0.047	0.648	0.055
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	-0.313	0.114	0.529	-0.036
Il m'arrive d'oublier mes médicaments items 9 à 12	0.083	-0.107	0.872	0.093
13. Le week-end	0.087	-0.065	0.833	0.029
14. Durant les vacances	0.130	-0.003	0.870	-0.050
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	-0.367	-0.004	0.238	-0.397
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	-0.501	0.041	0.134	-0.249
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	0.302	-0.027	-0.003	0.252
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	0.570	0.198	-0.130	-0.001
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.760	0.255	0.075	0.126

20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	0.669	0.157	-0.040	0.012
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	0.764	0.039	0.087	0.019
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	0.985	0.081	0.019	-0.256
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	0.209	0.417	0.111	0.151
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	0.134	0.748	-0.096	0.057
25. Je limite ma consommation : En graisse	0.057	0.773	-0.110	-0.014
26. En sucre	0.076	0.703	-0.085	0.006
27. En sel	0.221	0.589	0.002	-0.001
28. En alcool	0.231	0.410	-0.157	0.137
29. En tabac	0.330	0.151	-0.155	-0.059
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	0.124	0.199	-0.221	0.000

Premièrement, plus le score à la MARS est élevé plus cela indique un comportement peu fréquent (Oui=0 et Non=1), tandis que plus le score à l'EGOMAC est élevé, plus le comportement est fréquent (Jamais = 1 et Toujours = 4).

Le premier facteur MR1 est constitué des items de l'échelle EGOMAC : items 1 à 8 et items 15 à 22 et 29, ainsi que de l'item 10 de la MARS.

Le facteur MR2 est constitué de l'item 10 de la MARS et des items de l'EGOMAC 23 à 28, donc des items évaluant le respect des règles hygiéno-diététiques.

Le facteur MR3 est constitué des items 1 à 3 de la MARS et des items de l'EGOMAC : 3 et 7 à 14. On voit clairement sur ce facteur la cotation inversée entre les deux échelles ; ainsi l'item 7 (EGOMAC) « Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments » sature positivement (donc indique un oubli fréquent) tandis que l'item 1 (MARS : « Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ? » cotation inversée donc un score de 1 indique un oubli peu fréquent) sature négativement, donc ce facteur MR3 évalue l'oubli des traitements, plus le sujet obtient un score élevé et plus il oublie fréquemment son traitement.

Le facteur MR4 est constitué des items de la MARS 3 à 10 et des items 1, 4, 5, 6.2 et 15 de l'EGOMAC. Ce facteur évalue l'adhésion à la prise régulière du traitement médicamenteux et donc reflète l'attitude vis-à-vis du traitement. Plus le score est élevé et plus le patient adhère globalement au suivi psychiatrique.

5.1.1.6 Discussion de la structure factorielle des items des échelles MARS et EGOMAC « mixés »

On observe que les items des deux échelles saturent globalement sur des facteurs différents, ainsi les principaux items du facteur MR1 sont des items de l'échelle EGOMAC, tandis que les items du facteur MR4 sont largement des items de l'échelle MARS (items 3 à 10 de la MARS, donc 8 items sur 10). Plusieurs items de l'échelle EGOMAC saturent sur cette dimension regroupant le plus grand nombre d'item de la MARS, par exemple, l'item 4 (« Je respecte les doses de médicaments prescrites ») et l'item 5 (« Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin »). Il faut noter que les 2 premiers items de la MARS, qui portent directement sur la prise du traitement (oubli, respect de l'heure de prise), ne saturent pas sur ce facteur.

Le facteur qui comporte le plus d'items est le facteur MR1, qui comprend les items 1 à 8 de l'EGOMAC, ainsi que les items 15 à 22. Le seul item de l'échelle MARS qui sature significativement sur ce facteur est l'item 10.

Ainsi ce facteur ne comporte aucun item concernant l'oubli du traitement, mais au contraire l'aspect volontaire de la prise du traitement et de la participation au suivi médical.

Ainsi le facteur MR1 semble bien évaluer ce que l'on appelle l'adhésion au traitement médicamenteux, c'est-à-dire non seulement la prise régulière du traitement, mais surtout une adhésion au suivi thérapeutique autour de la pathologie. Par exemple, le fait de faire les prises de sang, de venir aux rendez-vous médicaux, etc.

Le facteur MR3 semble clairement refléter une dimension de simple oubli du traitement, ainsi les items de la MARS qui sature sur ce facteur sont l'item 1: « Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ? », l'item 2, « Négligez-vous parfois l'heure de prise d'un de vos médicaments ? ». Tous les items de l'échelle EGOMAC qui saturent sur ce facteur, renvoient à l'oubli de la prise des traitements médicamenteux.

Les principaux items évaluant le respect des règles hygiéno-diététiques saturent sur le facteur MR2 et donc semble indépendant des autres dimensions. Seul l'item « les médicaments me rendent lourd et fatigué » de la MARS sature sur ce facteur.

C'est dans cette analyse que l'on voit le mieux ce qu'apporte l'échelle EGOMAC, elle évalue ce qui n'est évalué que par 1 item de la MARS, alors que 16 items de l'EGOMAC évaluent cet aspect. Un point intéressant est que l'item « je limite ma consommation en tabac », sature sur ce facteur. Il est donc évident que cette dimension de participation et donc de réelle adhésion au suivi de la pathologie est bien mieux évaluée par l'échelle EGOMAC. Cette analyse factorielle permet de voir les dimensions communes aux deux échelles et montre surtout leur indépendance assez forte, l'échelle EGOMAC évaluant beaucoup plus l'aspect global de l'adhésion au traitement et aux rendez-vous médicaux tandis que la MARS évalue plus la réaction aux effets secondaires des traitements et les raisons essentielles pour certains patients de ne pas prendre correctement les traitements médicamenteux.

Le facteur MR2 regroupe les items de respect du suivi des règles hygiéno-diététiques et est coté dans le sens où plus le sujet présente un score élevé, plus il respecte les règles hygiéno-diététiques.

Il semble selon les résultats observés, que l'essentiel des variations à l'échelle EGOMAC soit donc bien expliquées par une adhésion générale au traitement et à la prise en charge de la maladie (facteur MR1) ou un rejet global et un facteur de suivi des règles hygiéno-diététiques (facteur MR2).

5.1.2 Analyse de la structure interne du Big Five Inventory - French Version :

5.1.2.1 Analyse factorielle non linéaire en 5 facteurs

Le Big Five Inventory a donc été soumis à une analyse parallèle sur matrices de corrélations polychoriques pour identifier le nombre de facteurs sous-tendant en réalité les réponses aux 45 items dans la population de 299 patients ayant moins de 6 réponses manquantes aux deux questionnaires de personnalité (BFI-Fr et HEXACO).

L'analyse parallèle nous permet de dire que ce sont bien 5 facteurs, qui ont un pourcentage de variance expliquée supérieure à des facteurs aléatoires. Mais la méthode MRFA ne converge pas dans cette population. La variance totale expliquée par les 5 facteurs est de 54 %.

L'analyse factorielle complétée par une analyse parallèle réalisée par le logiciel FACTOR 10.3 donne les résultats suivants :

Sur la population spécifique des patients :

277 patients sur 334 n'ont aucune donnée manquante.

Méthode d'extraction utilisée : la méthode MRFA ne converge pas dans la population des patients donc nous avons utilisé la méthode ULS.

Nombre de facteurs supposés : 5

Nombre de facteurs extraits : 5

GFI = 0.97

Tableau 15: Pourcentage de la variance expliquée pour chaque facteur (après rotation)

Factor	Variance	Reliability estimate
1	4.931	0.93
2	3.855	0.886
3	4.127	0.892
4	4.7	0.907
5	4.421	0.902

Indices of factor simplicity

Bentler's simplicity index (S) : 0.92611 (Percentile 100)

Loading simplicity index (LS) : 0.43975 (Percentile 100)

Le manque de solidité des résultats sur cette unique population empêche une analyse plus approfondie des saturations factorielles.

Nous présentons les estimations en Multidimensional Item Response Theory de la BFI-Fr sur les patients dans le tableau 16.

Tableau 16: Estimation des paramètre alpha du modèle MIRT de la BFI-Fr

Item	a 1	a 2	a 3	a 4	a 5	MDISC
bfi5	Inf	-inf	-inf	inf	inf	inf
bfi10	11.016	3.049	-13.041	39.365	13.682	45.139
bfi15	-0.335	-0.589	-0.079	1.907	-0.175	2.033
bfi20	0.482	-0.096	0.303	2.956	0.086	3.013
bfi25	-0.395	-0.167	-0.03	2.79	-0.263	2.835
bfi30	0.336	0.07	-0.354	2.423	-0.389	2.503
bfi35	0.085	0.082	0.083	-0.217	-0.254	0.364
bfi40	0.339	-0.057	-0.323	1.144	0.019	1.238

bfi41	-0.096	-0.171	-0.115	-0.496	-0.048	0.547
bfi44	0.042	-0.168	-0.079	1.176	-0.178	1.204
bfi3	0.272	0.61	-4.149	0.172	0.371	4.223
bfi8	0.142	-0.081	1.659	0.023	0.34	1.701
bfi13	Inf	Inf	-inf	-inf	inf	inf
bfi18	0.03	0.713	2.446	0.11	0.282	2.566
bfi23	0.153	-0.319	1.74	0.225	-0.18	1.799
bfi28	-0.236	-0.056	-1.824	0.48	0.215	1.914
bfi33	-0.052	0.982	-2.08	0.501	0.376	2.384
bfi38	-0.778	-0.101	-1.355	0.961	0.148	1.843
bfi43	0.748	0.163	1.044	0.164	0.254	1.33
bfi1	0.464	-0.115	-0.018	0.192	1.566	1.648
bfi6	0.074	0.203	-0.038	0.104	-1.85	1.866
bfi11	-0.422	-0.025	-0.322	0.505	0.811	1.094
bfi16	-0.59	0.912	0.524	1.628	1.496	2.519
bfi21	-0.027	0.507	0.595	0.993	-2.841	3.109
bfi26	-0.42	-0.28	-0.044	0.951	0.726	1.299
bfi31	0.565	0.23	-0.123	0.591	-2.082	2.252
bfi36	0.007	0.533	0.032	0.7	2.69	2.831
bfi2	inf	-inf	-inf	inf	inf	inf
bfi7	inf	Inf	-inf	inf	inf	inf
bfi12	0.562	-3.037	0.696	0.623	1.301	3.479
bfi17	-0.816	3.095	1.546	1.188	0.01	3.748
bfi22	-0.09	0.809	0.465	-0.137	0.464	1.055
bfi27	-0.201	-1.385	0.296	0.533	0.014	1.526
bfi32	0.436	1.547	-0.187	0.667	0.401	1.796
bfi37	0.073	-2.311	1.006	0.916	0.477	2.725
bfi42	-inf	Inf	inf	-inf	inf	inf
bfi45	-0.122	-3.209	0.583	-0.115	0.778	3.357
bfi4	1.6	-0.236	0.646	0.309	-0.297	1.794
bfi9	-2.543	0.278	0.518	0.485	0.249	2.666
bfi14	inf	Inf	inf	inf	-inf	inf
bfi19	2.948	0.171	0.197	0.19	-0.059	2.966
bfi24	-1.39	0.059	-0.198	0.387	-0.509	1.544
bfi29	1.361	-0.894	0.417	0.618	0.101	1.794
bfi34	-2.891	0.531	0.248	1.344	-0.118	3.243
bfi39	inf	Inf	inf	inf	-inf	inf

Ici les saturations des items sur chacune des 5 dimensions est remplacé par le paramètre a (qui correspond au paramètre discrimination de la théorie de réponse aux items). Cinq a sont présent, un pour chaque dimension évaluée et il existe un paramètre général MDISC qui correspond à la discrimination multidimensionnelle.

Le résultat central est la difficulté à estimer correctement ce paramètre sur 285 sujets, car il est non estimable pour 7 items sur 45, ce qui ne permet pas d'être très fiable dans les analyses.

Nous avons donc refait les analyses sur la population augmentée (avec les étudiants, N max =678).

5.1.2.2 Nouvelle estimation du modèle factoriel sur 629 sujets ayant des données complétées

Méthode d'extraction utilisée : MRFA

Méthode de corrélation employée : polychorique

Nombre de facteurs supposés : 5

Nombre de facteurs à extraire selon l'analyse parallèle : 5

Tableau 17: Pourcentage de la variance expliquée pour chaque facteur (après rotation)

Factor	Variance	Proportion common variance	of ORION	Factor Determinacy Index
1	4.143	0.116	0.957	0.978
2	4.942	0.138	0.979	0.989
3	4.328	0.121	0.956	0.978
4	4.49	0.125	0.973	0.987
5	4.9	0.137	0.999	1

Indice de simplicité factorielle : simplicité de la structure

Bentler's simplicity index (S) = 0.96190 (Percentile 100)

Loading simplicity index (LS) = 0.49750 (Percentile 100)

Tableau 18: Saturation factorielle des items de la BFI sur 5 facteurs

Question	F1	F2	F3	F4	F5	Facteur
5 ____ est créatif, plein d'idées originales	-0.064	0.836	-0.02	0.007	-0.038	O
10 ____ s'intéresse à de nombreux sujets	0.104	0.602	0.116	0.155	0.017	O
15 ____ est ingénieux, une grosse tête	-0.225	0.573	0.163	-0.04	-0.031	O
20 ____ a une grande imagination	-0.008	0.795	-0.122	0.009	0.123	O
25 ____ est inventif	-0.029	0.858	-0.049	-0.019	-0.117	O

30 ____ apprécie les activités artistiques et esthétiques	0.032	0.71	0.03	-0.126	0.001	O
35 ____ préfère un travail simple et routinier	-0.012	-0.174	-0.012	-0.17	0.148	O
40 ____ aime réfléchir et jouer avec des idées	0.028	0.674	0.043	-0.058	0.027	O
41 ____ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	-0.113	-0.093	0.046	-0.058	-0.06	O
44 ____ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	-0.062	0.643	-0.021	-0.057	-0.004	O
3 ____ travaille consciencieusement	0.016	0.012	0.773	-0.005	0.13	C
8 ____ peut être parfois négligent	-0.036	0.14	-0.62	0.019	-0.033	C
13 ____ est fiable dans son travail	0.187	0.089	0.645	0.099	0.133	C
18 ____ a tendance à être désorganisé	0.143	0.137	-0.661	0.077	-0.037	C
23 ____ a tendance à être paresseux	0.015	0.199	-0.678	-0.027	0.025	C
28 ____ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	-0.076	0.179	0.712	0.051	0.005	C
33 ____ est efficace dans son travail	0.141	0.191	0.656	0.086	0.085	C
38 ____ fait des projets et les poursuit	-0.08	0.25	0.602	0.108	-0.084	C
43 ____ est facilement distrait	0.121	0.156	-0.607	0.155	0.255	C
1 ____ est bavard	-0.007	0.01	-0.108	0.723	0.223	E
6 ____ est réservé	0.074	0.093	0.028	-0.807	0.097	E
11 ____ est plein d'énergie	0.083	0.202	0.163	0.448	-0.134	E
16 ____ communique beaucoup d'enthousiasme	0.227	0.315	-0.013	0.516	-0.082	E
21 ____ a tendance à être silencieux	0.083	0.198	-0.025	-0.772	0.017	E
26 ____ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	-0.23	0.233	0.09	0.516	-0.138	E
31 ____ est quelque fois timide, inhibé	0.081	0.21	-0.05	-0.661	0.145	E
36 ____ est sociable, extraverti	0.118	0.078	0.016	0.81	-0.043	E
2 ____ a tendance à critiquer les autres	-0.62	-0.017	0.101	0.203	0.192	A
7 ____ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	0.621	0.009	0.088	0.248	0.156	A

12 ____ commence facilement à se disputer avec les autres	-0.594	0.035	-0.057	0.249	0.201	A
17 ____ est indulgent de nature	0.612	0.14	-0.234	-0.005	-0.082	A
22 ____ fait généralement confiance aux autres	0.459	-0.082	-0.235	0.287	0.058	A
27 ____ est parfois dédaigneux, méprisant	-0.691	0.174	-0.06	0.046	0.02	A
32 ____ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	0.761	0.126	-0.01	0.213	0.146	A
37 ____ est parfois impoli avec les autres	-0.563	0.124	-0.232	0.153	0.05	A
42 ____ aime coopérer avec les autres	0.504	-0.027	0.003	0.498	0.025	A
45 ____ cherche des histoires aux autres	-0.611	-0.07	-0.054	0.184	0.039	A
4 ____ est déprimé, cafardeux	-0.083	0.08	-0.161	-0.162	0.612	N
9 ____ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	-0.033	0.159	-0.109	0.102	-0.816	N
14 ____ peut être angoissé	0.095	0.078	0.074	-0.06	0.842	N
19 ____ se tourmente beaucoup	0.036	0.058	-0.017	-0.044	0.832	N
24 ____ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	0.072	0.107	-0.033	-0.146	-0.697	N
29 ____ peut être lunatique, d'humeur changeante	-0.293	0.195	-0.115	0.023	0.467	N
34 ____ reste calme dans les situations angoissantes	0.072	0.183	0.03	-0.001	-0.659	N
39 ____ est facilement anxieux	0.054	0.036	0.089	-0.1	0.906	N

Analyse de la saturation sur chaque facteur :

Le facteur 2 extrait est composé exclusivement des items de la dimension « ouverture » avec 8 items sur 10 de cette dimension présentant une saturation supérieure à .32 sur ce facteur. Tous les itemsaturent dans le sens attendu, plus la saturation est élevée plus cela indique un fort degré d'ouverture. Mais les items 35 et 41 neaturent pas significativement sur ce facteur.

Le facteur 3 est composé des 9 items appartenant à la dimension caractère consciencieux, quiaturent tous significativement sur ce facteur.

Le facteur 4 est composé principalement des 8 items évaluant l'extraversion, quiaturent tous avec un coefficient >.32. Un seul autre itemature également sur le facteur 2, l'item 42 « aime

coopérer avec les autres », qui appartient normalement à la dimension « agréabilité », ce résultat est le même que dans le groupe « patients exclusivement ».

Le facteur 1 extrait est composé des 10 items de la dimension théorique « agréabilité » et seul un autre item (29 : « peut être lunatique, d'humeur changeante ») sature également sur ce facteur alors qu'il appartient à la dimension « névrosisme » (même résultat que dans le groupe patient).

Le facteur 5 extrait est composé exclusivement des items de la dimension « névrosisme » avec tous les items de cette dimension présentant une saturation supérieure à .32 sur ce facteur. Tous les items saturent dans le sens attendu, plus la saturation est élevée plus cela indique un fort degré de névrosisme.

Pour finir, il n'y a que 2 saturations croisées, concernant deux items : item 29 : « peut être lunatique, d'humeur changeante » qui sature négativement sur l'agréabilité et l'item 42 : « aime coopérer avec les autres », qui sature positivement sur l'extraversion, alors qu'il appartient à la dimension agréabilité. On observe également 2 items de la dimension théorique ouverture, qui ne saturent pas significativement sur le facteur.

Tableau 19: Sens des dimensions

BFI-Fr	Dimension	Sens du facteur
F1	A	+
F2	O	+
F3	C	+
F4	E	+
F5	N	+

5.1.2.3 Confirmation des résultats avec les paramètres alpha MIRT de chaque item sur les 5 facteurs :

Tableau 20 : Estimation des paramètres alpha pour chacune des 5 dimensions extraites

Item	a1	a2	a3	a4	a5	MDISC	Dim
bfi5	-0.218	2.852	-0.069	0.024	-0.129	2.864	O
bfi10	0.298	1.718	0.331	0.442	0.048	1.83	O
bfi15	-0.398	1.017	0.288	-0.071	-0.055	1.133	O
bfi20	-0.017	1.671	-0.257	0.02	0.259	1.711	O
bfi25	-0.113	3.364	-0.19	-0.076	-0.46	3.403	O
bfi30	0.123	2.702	0.115	-0.478	0.004	2.749	O
bfi35	-0.017	-0.246	-0.017	-0.24	0.209	0.402	O
bfi40	0.058	1.416	0.091	-0.123	0.057	1.427	O
bfi41	-0.147	-0.121	0.06	-0.075	-0.079	0.227	O

bfi44	-0.137	1.415	-0.047	-0.124	-0.009	1.428	O
bfi3	0.032	0.026	1.587	-0.01	0.267	1.61	C
bfi8	-0.068	0.263	-1.163	0.035	-0.062	1.197	C
bfi13	0.455	0.218	1.572	0.242	0.323	1.699	C
bfi18	0.233	0.223	-1.078	0.126	-0.06	1.134	C
bfi23	0.035	0.456	-1.552	-0.061	0.057	1.62	C
bfi28	-0.172	0.408	1.622	0.117	0.01	1.686	C
bfi33	0.422	0.571	1.957	0.258	0.253	2.113	C
bfi38	-0.197	0.613	1.474	0.264	-0.206	1.643	C
bfi43	0.215	0.277	-1.079	0.276	0.452	1.252	C
bfi1	-0.019	0.026	-0.277	1.851	0.571	1.957	E
bfi6	0.26	0.323	0.099	-2.816	0.337	2.868	E
bfi11	0.197	0.479	0.386	1.062	-0.318	1.283	E
bfi16	0.484	0.673	-0.028	1.1	-0.175	1.389	E
bfi21	0.208	0.496	-0.063	-1.935	0.043	2.01	E
bfi26	-0.507	0.513	0.199	1.138	-0.305	1.396	E
bfi31	0.224	0.579	-0.137	-1.823	0.401	1.972	E
bfi36	0.467	0.308	0.064	3.213	-0.169	3.267	E
bfi2	-1.673	-0.047	0.273	0.547	0.517	1.855	A
bfi7	1.329	0.019	0.189	0.53	0.334	1.482	A
bfi12	-1.233	0.073	-0.118	0.516	0.417	1.407	A
bfi17	1.24	0.283	-0.474	-0.009	-0.165	1.368	A
bfi22	0.688	-0.124	-0.352	0.431	0.087	0.898	A
bfi27	-1.3	0.327	-0.112	0.086	0.038	1.349	A
bfi32	2.319	0.383	-0.031	0.65	0.446	2.479	A
bfi37	-0.999	0.219	-0.412	0.271	0.088	1.139	A
bfi42	1.13	-0.061	0.007	1.117	0.056	1.591	A
bfi45	-1.594	-0.183	-0.141	0.481	0.101	1.684	A
bfi4	-0.191	0.183	-0.37	-0.372	1.404	1.522	N
bfi9	-0.387	1.862	-1.275	1.195	-9.557	9.9	N
bfi14	0.356	0.291	0.276	-0.223	3.152	3.205	N
bfi19	0.129	0.207	-0.062	-0.155	2.952	2.967	N
bfi24	0.166	0.248	-0.077	-0.337	-1.613	1.676	N
bfi29	-0.457	0.305	-0.179	0.035	0.728	0.931	N
bfi34	0.134	0.34	0.056	-0.002	-1.223	1.278	N
bfi39	inf	inf	inf	-inf	inf	inf	N

Les résultats en couleur indiquent des alpha supérieurs à 1, la ligne surligné en jaune indique des paramètres non estimables

Les résultats confirment la bonne analyse factorielle de l'échelle, avec, sur l'ensemble de la population, seulement 1 item dont les caractéristiques ne peuvent pas être évaluées (résultats surlignés au jaune), alors que c'est le cas de 7 items lorsqu'on restreint la population aux seuls patients (voir supra). Avec 7 items dont les paramètres ne peuvent pas être estimés, les analyses montrent que l'échelle ne peut être analysée, si l'on restreint la population aux seuls patients

(N=295), en revanche, on obtient des résultats solides sur 629 sujets (avec 344 étudiants en plus).

5.1.2.4 Confirmation par rotation Procruste de la saturation des items sur les dimensions prévues

Nous avons créé une matrice de rotation Procruste, où les items de chaque dimension sont « forcés » à saturer sur un facteur indépendant des autres. Les résultats sont présentés dans le tableau 19.

Tableau 21: Saturation factorielle sur 5 facteurs après rotation Procruste

Questions	Ouverture	Conscience	Extraversion	Agreeabilité	Névrosisme
5 ___ est créatif, plein d'idées originales	0.804	-0.007	0.052	-0.031	-0.018
10 ___ s'intéresse à de nombreux sujets	0.589	0.127	0.171	0.124	0.019
15 ___ est ingénieux, une grosse tête	0.562	0.180	-0.023	-0.208	-0.034
20 ___ a une grande imagination	0.782	-0.119	0.038	0.027	0.136
25 ___ est inventif	0.844	-0.027	-0.010	-0.013	-0.129
30 ___ apprécie les activités artistiques et esthétiques	0.693	0.063	-0.106	0.055	0.012
35 ___ préfère un travail simple et routinier	-0.196	-0.008	-0.186	0.004	0.136
40 ___ aime réfléchir et jouer avec des idées	0.663	0.062	-0.038	0.046	0.031
41 ___ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	-0.073	0.034	-0.048	-0.130	-0.048
44 ___ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	0.603	-0.020	-0.036	-0.038	0.008
3 ___ travaille consciencieusement	-0.003	0.771	0.001	0.033	0.127
8 ___ peut être parfois négligent	0.120	-0.577	0.034	-0.012	-0.004
13 ___ est fiable dans son travail	0.078	0.663	0.078	0.206	0.115

18 ____ a tendance à être désorganisé	0.122	-0.643	0.077	0.143	-0.033
23 ____ a tendance à être paresseux	0.186	-0.621	-0.026	-0.003	0.065
28 ____ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	0.170	0.703	0.074	-0.040	0.014
33 ____ est efficace dans son travail	0.161	0.652	0.087	0.174	0.081
38 ____ fait des projets et les poursuit	0.246	0.606	0.119	-0.063	-0.098
43 ____ est facilement distrait	0.146	-0.575	0.139	0.121	0.259
1 ____ est bavard	0.023	-0.079	0.722	-0.017	0.211
6 ____ est réservé	0.114	0.019	-0.794	0.082	0.113
11 ____ est plein d'énergie	0.203	0.185	0.429	0.089	-0.170
16 ____ communique beaucoup d'enthousiasme	0.319	0.017	0.509	0.226	-0.095
21 ____ a tendance à être silencieux	0.202	-0.036	-0.756	0.087	0.053
26 ____ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	0.256	0.093	0.509	-0.227	-0.175
31 ____ est quelque fois timide, inhibé	0.184	-0.038	-0.631	0.086	0.187
36 ____ est sociable, extraverti	0.063	0.031	0.784	0.126	-0.069
2 ____ a tendance à critiquer les autres	-0.010	0.087	0.241	-0.590	0.214
7 ____ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	0.005	0.104	0.182	0.585	0.146
12 ____ commence facilement à se disputer avec les autres	0.032	-0.076	0.281	-0.580	0.212
17 ____ est indulgent de nature	0.140	-0.199	-0.043	0.591	-0.090
22 ____ fait généralement confiance aux autres	-0.088	-0.213	0.245	0.452	0.035
27 ____ est parfois dédaigneux, méprisant	0.193	-0.073	0.086	-0.677	0.028
32 ____ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	0.126	0.008	0.167	0.744	0.137

37 ___ est parfois impoli avec les autres	0.133	-0.218	0.185	-0.540	0.077
42 ___ aime coopérer avec les autres	-0.021	0.031	0.470	0.477	-0.002
45 ___ cherche des histoires aux autres	-0.071	-0.091	0.224	-0.598	0.045
4 ___ est déprimé, cafardeux	0.073	-0.178	-0.165	-0.092	0.605
9 ___ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	0.125	-0.088	0.116	-0.009	-0.791
14 ___ peut être angoissé	0.089	0.068	-0.094	0.063	0.815
19 ___ se tourmente beaucoup	0.064	-0.027	-0.053	0.019	0.823
24 ___ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	0.132	-0.005	-0.148	0.067	-0.682
29 ___ peut être lunatique, d'humeur changeante	0.180	-0.113	0.042	-0.289	0.480
34 ___ reste calme dans les situations angoissantes	0.183	0.035	0.009	0.095	-0.647
39 ___ est facilement anxieux	0.041	0.072	-0.123	0.038	0.888

Cette analyse confirme clairement les résultats précédents en mettant en évidence que tous les items saturer sur la dimension attendue hormis les items 35 et 41, tous les deux devant saturer sur la dimension « ouverture d'esprit ». On observe seulement deux saturations croisées : l'item 16 de la dimension extraversion saturant secondairement sur la dimension agréabilité et l'item 42 de la dimension agréabilité saturant également sur la dimension extraversion (avec à peu près le même niveau de saturation .44). Nous retrouvons exactement les mêmes résultats que pour l'analyse avec le logiciel FACTOR.

Tableau 22: Sens des dimensions

BFI-Fr dimension anticipée	Sens du facteur
O	+
C	+
E	+
A	+
N	+

5.1.2.5 Analyse factorielle à deux facteurs (méta-traits Stabilité VS plasticité)

Nous avons réalisé une analyse factorielle en extrayant seulement 2 facteurs.

Nous obtenons les résultats suivants (tableau 23).

Tableau 23: Modèle factorielle en deux facteurs du BFI

Questions	Items	MRFA1	MRFA2	Dimension
5 ___ est créatif, plein d'idées originales	bfi5	0.759	0.107	O
10 ___ s'intéresse à de nombreux sujets	bfi10	0.678	-0.066	O
15 ___ est ingénieux, une grosse tête	bfi15	0.513	0.072	O
20 ___ a une grande imagination	bfi20	0.718	0.276	O
25 ___ est inventif	bfi25	0.749	0.043	O
30 ___ apprécie les activités artistiques et esthétiques	bfi30	0.597	0.076	O
35 ___ préfère un travail simple et routinier	bfi35	-0.275	0.115	O
40 ___ aime réfléchir et jouer avec des idées	bfi40	0.610	0.072	O
41 ___ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	bfi41	-0.103	0.001	O
44 ___ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	bfi44	0.514	0.140	O
3 ___ travaille consciencieusement	bfi3	0.194	-0.355	C
8 ___ peut être parfois négligent	bfi8	-0.010	0.342	C
13 ___ est fiable dans son travail	bfi13	0.304	-0.395	C
18 ___ a tendance à être désorganisé	bfi18	0.015	0.270	C
23 ___ a tendance à être paresseux	bfi23	0.016	0.438	C
28 ___ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	bfi28	0.361	-0.360	C
33 ___ est efficace dans son travail	bfi33	0.378	-0.390	C
38 ___ fait des projets et les poursuit	bfi38	0.419	-0.380	C
43 ___ est facilement distrait	bfi43	0.119	0.466	C
1 ___ est bavard	bfi1	0.425	0.110	E
6 ___ est réservé	bfi6	-0.319	0.185	E

11 ___ est plein d'énergie	bfi11	0.476	-0.335	E
16 ___ communique beaucoup d'enthousiasme	bfi16	0.603	-0.242	E
21 ___ a tendance à être silencieux	bfi21	-0.235	0.174	E
26 ___ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	bfi26	0.496	-0.121	E
31 ___ est quelque fois timide, inhibé	bfi31	-0.167	0.262	E
36 ___ est sociable, extraverti	bfi36	0.519	-0.263	E
2 ___ a tendance à critiquer les autres	bfi2	0.084	0.388	A
7 ___ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	bfi7	0.221	-0.278	A
12 ___ commence facilement à se disputer avec les autres	bfi12	0.096	0.477	A
17 ___ est indulgent de nature	bfi17	0.134	-0.251	A
22 ___ fait généralement confiance aux autres	bfi22	0.067	-0.139	A
27 ___ est parfois dédaigneux, méprisant	bfi27	0.118	0.432	A
32 ___ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	bfi32	0.325	-0.289	A
37 ___ est parfois impoli avec les autres	bfi37	0.106	0.462	A
42 ___ aime coopérer avec les autres	bfi42	0.315	-0.341	A
45 ___ cherche des histoires aux autres	bfi45	-0.040	0.356	A
4 ___ est déprimé, cafardeux	bfi4	-0.038	0.686	N
9 ___ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	bfi9	0.105	-0.598	N
14 ___ peut être angoissé	bfi14	0.115	0.633	N
19 ___ se tourmente beaucoup	bfi19	0.089	0.702	N
24 ___ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	bfi24	-0.011	-0.555	N
29 ___ peut être lunatique, d'humeur changeante	bfi29	0.159	0.633	N
34 ___ reste calme dans les situations angoissantes	bfi34	0.144	-0.584	N
39 ___ est facilement anxieux	bfi39	0.061	0.697	N

La structure en deux facteurs montre que les items des dimensions théoriques E et O saturent sur le premier facteur, tandis que les items des dimensions théoriques N, A et partiellement C saturent sur l'autre facteur. Le facteur C semble « complexe », puisqu'il sature à la fois sur le premier facteur et le second facteur.

Sur le facteur MRFA1 saturent 19 items appartenant essentiellement à O, C et E, qui saturent tous positivement sur ce facteur. Seul 1 item sature significativement et négativement sur ce facteur.

Le facteur MRFA2 est plus équilibré en termes d'items saturant positivement et négativement. Huit items sur 9 de la dimension théorique C saturent significativement sur le facteur 2. Huit items sur 8 de la dimension théorique N saturent significativement sur le facteur 2. Six items sur 10 de la dimension théorique A saturent significativement sur le facteur 2. Aucun item de la dimension O sature sur le second facteur.

5.1.2.6 Analyse factorielle à un seul facteur

Nous avons réalisé une analyse factorielle en extrayant seulement un unique facteur.

Nous obtenons les résultats suivants (Tableau 24).

Tableau 24: Saturations factorielles des items sur un seul facteur

Questions	GFP	Dimension
5 ___ est créatif, plein d'idées originales	0.439	O
10 ___ s'intéresse à de nombreux sujets	0.524	O
15 ___ est ingénieux, une grosse tête	0.309	O
20 ___ a une grande imagination	0.288	O
25 ___ est inventif	0.495	O
30 ___ apprécie les activités artistiques et esthétiques	0.363	O
35 ___ préfère un travail simple et routinier	-0.286	O
40 ___ aime réfléchir et jouer avec des idées	0.368	O
41 ___ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	-0.080	O
44 ___ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	0.259	O
3 ___ travaille consciencieusement	0.407	C
8 ___ peut être parfois négligent	-0.275	C
13 ___ est fiable dans son travail	0.518	C
18 ___ a tendance à être désorganisé	-0.195	C
23 ___ a tendance à être paresseux	-0.336	C
28 ___ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	0.531	C
33 ___ est efficace dans son travail	0.564	C
38 ___ fait des projets et les poursuit	0.588	C
43 ___ est facilement distrait	-0.295	C
1 ___ est bavard	0.208	E
6 ___ est réservé	-0.378	E

11 ___ est plein d'énergie	0.593	E
16 ___ communique beaucoup d'enthousiasme	0.617	E
21 ___ a tendance à être silencieux	-0.306	E
26 ___ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	0.456	E
31 ___ est quelque fois timide, inhibé	-0.333	E
36 ___ est sociable, extraverti	0.570	E
2 ___ a tendance à critiquer les autres	-0.249	A
7 ___ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	0.364	A
12 ___ commence facilement à se disputer avec les autres	-0.301	A
17 ___ est indulgent de nature	0.279	A
22 ___ fait généralement confiance aux autres	0.158	A
27 ___ est parfois dédaigneux, méprisant	-0.253	A
32 ___ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	0.446	A
37 ___ est parfois impoli avec les autres	-0.280	A
42 ___ aime coopérer avec les autres	0.494	A
45 ___ cherche des histoires aux autres	-0.300	A
4 ___ est déprimé, cafardeux	-0.573	N
9 ___ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	0.553	N
14 ___ peut être angoissé	-0.429	N
19 ___ se tourmente beaucoup	-0.505	N
24 ___ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	0.438	N
29 ___ peut être lunatique, d'humeur changeante	-0.390	N
34 ___ reste calme dans les situations angoissantes	0.563	N
39 ___ est facilement anxieux	-0.523	N

Nous obtenons une saturation significative ($> |.30|$) de 31 items sur 45 sur le seul facteur extrait. Six items sur 10 appartenant à la dimension théorique Ouverture saturent sur le facteur. Six items sur 9 de la dimension théorique caractère consciencieux saturent sur le facteur. Sept items sur 8 de la dimension théorique Extraversion saturent sur le facteur. Quatre items sur 10 de la dimension théorique Agréabilité saturent sur le facteur. L'ensemble des 8 items de la dimension Névrosisme saturent sur le facteur.

Ainsi seule la dimension agréabilité présente moins de la moitié de ces items, qui saturent sur le facteur extrait, la majorité des items appartenant aux autres dimensions théoriques saturent sur ce facteur unique extrait. Tous les items de la dimension théorique N saturent sur le facteur unique.

5.1.2.7 Analyse factorielle : modèle bifactoriel avec un facteur général et 5 facteurs spécifiques

Nous avons réalisé une analyse factorielle exploratoire avec un modèle bifactoriel comportant un facteur général et 5 facteurs orthogonaux à ce facteur général (donc indépendants de ce facteur général), pour vérifier que nous retrouvons la structure en 5 facteurs, lorsque l'on

supprime un facteur non spécifique, qui pourrait, potentiellement, saturer sur tous les questionnaires.

C	GF	O	E	C	N	A
5 ___ est créatif, plein d'idées originales	0.486	0.666	0.028	0.013	0.002	0.047
10 ___ s'intéresse à de nombreux sujets	0.516	0.453	0.116	0.114	0.020	0.076
15 ___ est ingénieux, une grosse tête	0.376	0.358	0.138	0.184	0.089	0.265
20 ___ a une grande imagination	0.488	0.621	0.000	0.125	0.140	0.011
25 ___ est inventif	0.473	0.713	0.017	0.027	0.105	0.013
30 ___ apprécie les activités artistiques et esthétiques	0.284	0.688	0.006	0.049	0.089	0.117
35 ___ préfère un travail simple et routinier	0.150	0.216	0.208	0.004	0.103	0.020
40 ___ aime réfléchir et jouer avec des idées	0.423	0.519	0.070	0.051	0.029	0.022
41 ___ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	0.022	0.203	0.177	0.047	0.125	0.205
44 ___ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	0.223	0.608	0.059	0.027	0.075	0.023
3 ___ travaille consciencieusement	0.172	0.043	0.038	0.755	0.093	0.017
8 ___ peut être parfois négligent	0.101	0.030	0.096	0.567	0.067	0.111
13 ___ est fiable dans son travail	0.397	0.098	0.072	0.643	0.035	0.106
18 ___ a tendance à être désorganisé	0.110	0.027	0.002	0.634	0.059	0.072
23 ___ a tendance à être paresseux	0.162	0.036	0.204	0.599	0.022	0.138
28 ___ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	0.316	0.051	0.022	0.691	0.043	0.088
33 ___ est efficace dans son travail	0.445	0.035	0.075	0.644	0.006	0.067
38 ___ fait des projets et les poursuit	0.341	0.128	0.027	0.597	0.144	0.100
43 ___ est facilement distrait	0.199	0.005	0.019	0.578	0.208	0.011
1 ___ est bavard	0.422	0.078	0.549	0.091	0.170	0.131
6 ___ est réservé	0.179	0.015	0.795	0.033	0.060	0.055
11 ___ est plein d'énergie	0.547	0.028	0.200	0.183	0.248	0.049
16 ___ communique beaucoup d'enthousiasme	0.682	0.053	0.248	0.012	0.181	0.058

	-		-	-	-	
21 ___ a tendance à être silencieux	0.108	0.046	0.776	0.021	0.002	0.052
			-		-	
26 ___ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	0.360	0.179	0.400	0.092	0.196	0.267
		-		-		
31 ___ est quelque fois timide, inhibé	0.025	0.059	0.755	0.022	0.085	0.017
			-		-	
36 ___ est sociable, extraverti	0.475	0.016	0.663	0.013	0.069	0.058
		-				
2 ___ a tendance à critiquer les autres	0.063	0.143	0.065	0.098	0.118	0.674
		-	-			-
7 ___ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	0.423	0.155	0.052	0.087	0.102	0.463
		-	-			
12 ___ commence facilement à se disputer avec les autres	0.035	0.058	0.148	0.067	0.144	0.639
		-	-		-	-
17 ___ est indulgent de nature	0.324	0.012	0.133	0.207	0.118	0.499
		-	-		-	-
22 ___ fait généralement confiance aux autres	0.268	0.184	0.136	0.219	0.008	0.353
				-	-	
27 ___ est parfois dédaigneux, méprisant	0.048	0.026	0.081	0.049	0.068	0.749
		-		-		-
32 ___ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	0.583	0.107	0.010	0.012	0.070	0.584
		-	-			
37 ___ est parfois impoli avec les autres	0.052	0.018	0.053	0.201	0.012	0.603
		-	-			-
42 ___ aime coopérer avec les autres	0.404	0.066	0.395	0.010	0.008	0.408
	-	-	-	-		
45 ___ cherche des histoires aux autres	0.066	0.124	0.127	0.073	0.005	0.640
	-			-		
4 ___ est déprimé, cafardeux	0.071	0.052	0.150	0.184	0.593	0.114
		-		-	-	
9 ___ est "relaxe", détendu, gère bien le stress	0.200	0.023	0.026	0.058	0.840	0.064
						-
14 ___ peut être angoissé	0.077	0.044	0.093	0.042	0.802	0.020
		-		-		
19 ___ se tourmente beaucoup	0.080	0.004	0.087	0.050	0.795	0.042
					-	-
24 ___ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	0.094	0.020	0.225	0.017	0.719	0.043
		-		-		
29 ___ peut être lunatique, d'humeur changeante	0.165	0.010	0.117	0.111	0.388	0.404
					-	-
34 ___ reste calme dans les situations angoissantes	0.233	0.038	0.106	0.052	0.690	0.043
39 ___ est facilement anxieux	0.021	0.019	0.106	0.045	0.874	0.002

Les items de chaque dimension théorique saturent sur un même facteur primaire en plus, pour certains, de saturer sur le facteur général de personnalité. Les deux seuls items, qui ne saturent plus sur le facteur sur lequel saturent les autres items de la même dimension théorique, sont les items 11 et 16 de la dimension Extraversion, qui ne saturent statistiquement significativement

que sur le facteur général. Ces items sont les suivants : « est plein d'énergie », « communique beaucoup d'enthousiasme ».

5.1.2.8 Analyse des scores obtenus aux cinq dimensions du BFI-Fr par les patients

Nous avons analysé les scores factoriels obtenus par les patients grâce à la rotation Procruste, aux cinq dimensions du BFI-Fr (dimension du FFM, selon l'acronyme OCEAN, ouverture, caractère consciencieux, etc.). Nous obtenons des résultats sur 285 sujets grâce à l'imputation simple.

Tableau 25: Résumé des caractéristiques des scores factoriels obtenus au BFI-Fr par les patients

BFI-Fr	N	Moyenne	Sd	Médiane	mad	min	max	range	skew	kurtosis	se
Ouverture	285	-0.235	1.057	-0.167	1.133	-3.212	1.991	5.203	-0.419	-0.250	0.063
Conscience	285	0.070	1.046	0.152	1.062	-2.942	2.242	5.184	-0.341	-0.308	0.062
Extraversion	285	-0.010	0.952	-0.063	0.963	-2.491	2.515	5.006	0.119	-0.155	0.056
Agréabilité	285	-0.085	1.031	-0.056	1.087	-4.001	1.822	5.823	-0.774	0.726	0.061
Névrosisme	285	0.002	0.956	0.043	1.059	-2.741	1.973	4.714	-0.466	-0.377	0.057

N : effectif total, sd : écart-type, mad : maximum absolute deviation, range : étendue.

Les scores factoriels sont développés pour avoir une moyenne de 0 et un écart-type de 1 (sur les 629 sujets). On voit ici que le résultat sur la population des patients (N= 285) est assez proche de ce qui est attendu. L'asymétrie (skew) et l'aplatissement (kurtosis) sont tous inférieurs à 1, ce qui indique une distribution proche d'une distribution normale.

5.1.2.9 Discussion de l'analyse psychométrique de la BFI-Fr en EFA : Structure factorielle de la BFI-Fr

La structure identifiée par l'analyse factorielle exploratoire avec méthode d'extraction MRFA ou ULS permet de mettre en évidence une structure en 5 facteurs (nombre de facteurs confirmé par l'analyse parallèle) avec une très bonne simplicité factorielle et donc relativement peu de cross-loadings et cela dès le niveau restreint à la population des patients (5 facteurs extraits avec une très bonne simplicité factorielle). Les 5 facteurs identifiés que ce soit chez les patients ou dans la population totale semblent donc bien représenter les 5 dimensions sous-jacentes et théoriquement définies, c'est-à-dire celles du modèle OCEAN, soit le Five Factor Model. Ainsi, on peut définir les 5 facteurs extraits comme représentant bien chacun les dimensions correspondantes (Ouverture, Caractère Consciencieux, Extraversion, Agréabilité, Névrosisme). On voit donc que la méthode de construction du questionnaire, en anglais, continue à donner un bon instrument en français, comme l'avait déjà démontré (Plaisant et al., 2010).

“The more substantial contributions of factor analysis have been made when researchers postulated the existence of certain factors, carefully selected variables from the domain that would isolate their existence, and then proceeded to factor-analyze in such a way as to reveal these factors as clearly as possible. In other words, factor analysis has been more profitably used when the researcher knew what he or she was looking for.” (Mulaik, 2010)

Ainsi, ici, les auteurs anglais sont partis d'un modèle solidement établi (le FFM) et ont créé un outil avec une grande solidité statistique, propriété qui est maintenue en français.

Cependant, on voit clairement que la fiabilité observée des scores factoriels est bien plus forte pour les analyses sur l'ensemble de l'échantillon ($N_{\max} = 678$), que sur l'échantillon des patients uniquement ($N_{\max} = 334$). Ainsi, pour prendre un exemple de l'aide apportée par l'échantillon supplémentaire, on voit que les paramètres de l'analyse MIRT, rendue possible par l'analyse factorielle non linéaire que permet le logiciel FACTOR, sont bien mieux estimés, quand on prend la totalité de la population ($N=678$), que lorsque l'on prend que les 334 patients. En effet, le nombre de paramètres non estimables (déterminé donc comme $+$ ou $- \infty$) est beaucoup plus faible lorsque l'on prend l'échantillon total (1 item concerné), que lorsque l'on prend l'échantillon des patients uniquement (7 items concernés). Le nombre d'items concernaient par des problèmes d'estimation dans l'échantillon réduit est tellement important que cela rend beaucoup d'analyses impossible à interpréter correctement.

Dans des analyses non montrées dans ce travail, nous avons essayé de tester si une analyse en CFA ou en MIRT (Multidimensional Item Response Theory) pouvait confirmer la structure factorielle de l'échelle, mais comme McCrae et al. (1996) l'avaient déjà montré, l'approche en CFA « pure » ne permet pas de retrouver avec un bon niveau d'adéquation la structure des questionnaires de personnalité, car le niveau des cross-loading est trop élevé et entraîne une forte diminution des indices de qualité d'adéquation des modèles.

Ainsi, l'EFA montre manifestement un bon ajustement aux données et retrouve bien la structure factorielle telle qu'elle est postulée théoriquement, cela étant même exactement retrouvé avec la méthode de rotation Procruste (comme l'avaient retrouvé McCrae et al. 1996), tandis que cela n'est pas répliqué en CFA. De même, les analyses en Item Response Theory ne permettent pas de retrouver de manière très solide les résultats observés en EFA (ex. avec le package *mirt* ou *TAM*).

Cette analyse montre la robustesse de l'échelle même dans la population des patients psychiatriques, donc l'indépendance de la structure de l'échelle face à de possibles variations thymiques (non évaluées). De plus, concernant les scores factoriels obtenus à la suite de l'analyse Procruste, lorsque l'on observe les résultats uniquement des patients (sur un modèle

calculé sur l'ensemble), ces résultats ne s'écartent pas significativement de ce qui serait attendu si on avait restreint l'analyse à ce seul groupe.

L'analyse parallèle met en évidence que seuls 5 facteurs sous-tendent les réponses au BFI-Fr. Nous nous servons donc des scores factoriels obtenus à la suite de la rotation Procruste vers la matrice OCEAN, pour calculer les rapports entre les réponses données au questionnaire BFI-Fr et les autres échelles, scores factoriels déterminés sur la population « augmentée » ($N_{\max} = 678$). Nous rappelons que nous utiliserons la méthode d'inférence du score factoriel de ten Berge pour obtenir des scores qui maintiennent les mêmes corrélations entre eux, que sont corrélés les facteurs entre eux à la suite de la rotation oblique oblmin.

Nous avons réalisé une dernière analyse factorielle avec un facteur général saturant sur tous les items et 5 facteurs primaires évaluant théoriquement les 5 dimensions attendues par le Five Factor Model. On observe que les itemsaturent bien sur 5 facteurs indépendants et que seuls 2 items neaturent plus sur leur facteur prévu selon le modèle en EFA. Ces deux items renvoient à des comportements liés à l'énergie et à l'enthousiasme. On peut donc se questionner sur l'impact de l'humeur sur le remplissage des questionnaires, ce qui pourrait contribuer à créer un facteur supplémentaire perturbant l'évaluation des dimensions habituelles du BFI-Fr, cet aspect est surtout potentiellement problématique pour les analyses à deux ou un unique facteur.

5.1.2.10 Analyse du modèle en 2 méta-trait

Les résultats semblent bien confirmer le modèle du Big Two, avec un facteur stabilité (avec les dimensions agréabilité, conscience, névrosisme) et un facteur plasticité (avec les dimensions ouverture et extraversion). Mais une autre interprétation nous ait apparu donnée. Le facteur 1 semblerait correspondre à une dimension « aspects positifs de la personnalité », tandis que le facteur 2 semblerait correspondre à une dimension « aspects négatifs de la personnalité ».

Cela est visible par le fait que ce soient les items de la dimension théorique O (qui sont tous, pour ceux qui sont significatif, coté dans le sens « positif »), quiaturent significativement sur ce facteur, ainsi que les items de la dimension extraversion.

Cette interprétation est renforcée par le fait que les items de la dimension théorique Naturent tous sur le facteur 2. Or, ces items renvoient tous à l'« émotionnalité négative », qui renvoie à la propension à vivre plus ou moins fréquemment des émotions négatives.

Ces résultats confirment l'idée que la cotation des aspects positifs de la personnalité est indépendante de la cotation des aspects négatifs de la personnalité, comme on le voit pour les dimensions « émotions positives » (PA) et « émotions négatives » (NA) du PANAS, qui sont retrouvées orthogonales le plus souvent (Watson et al., 1988).

Dans le cadre de la littérature actuelle, l'explication la plus cohérente est toutefois que nous confirmons de la théorie des deux méta-traits avec la dimension générale stabilité (qui comprendrait le névrosisme inversé, l'agréabilité et le caractère consciencieux) et la dimension générale plasticité (qui comprendrait l'extraversion et l'ouverture d'esprit).

5.1.2.11 Analyse du modèle du facteur général de la personnalité

Nous observons que la majorité des items saturent lorsque l'on extrait un facteur unique, ce qui semble indiquer la pertinence du modèle du facteur général de la personnalité. La seule dimension théorique, qui ne semble pas correctement représentée par ce facteur général est la dimension agréabilité. Inversement, les items de la dimension Névosisme saturent tous très fortement sur ce facteur général. Cela va dans le sens de l'idée que ce facteur général est un facteur montrant l'adaptation générale.

Un score élevé au facteur général extrait indique un niveau élevé d'ouverture d'esprit, de caractère consciencieux, d'extraversion, d'agréabilité (partiellement) et un faible niveau de Névosisme, donc une stabilité émotionnelle. Ce facteur semble donc être sous-tendu par les aspects positifs de la personnalité, donc il est possiblement influencé par la désirabilité sociale.

5.1.3 Analyse de la structure interne de l'échelle HEXACO-60 items :

5.1.3.1 Sur la population « patients »

L'analyse parallèle réalisée par le logiciel FACTOR 10.10.02 donne les résultats suivants.

Seul 180 patients sur 334 n'ont aucune donnée manquante.

Lorsque la méthode d'extraction utilisée est la MRFA, elle aboutit à sélectionner 6 facteurs selon l'analyse parallèle (95^{ème} percentile), cependant, le programme indique qu'il a rencontré des problèmes de convergence, ce qui remet en cause la validité des résultats.

Nous avons donc réitéré les analyses avec la méthode d'extraction ULS. L'analyse parallèle aboutit toujours à sélectionner 6 facteurs, les indices de simplicité factorielle semblent indiquer que la structure à 6 facteurs est optimale pour la simplicité (percentiles = 100 pour les deux indices).

Méthode de corrélation employée : polychorique

Nombre de facteurs supposés : 6

Nombre de facteurs à extraire selon l'analyse parallèle : 6 au 95^{ème} percentile et 8 au 50^{ème} percentile

Indice de simplicité factorielle :

Bentler's simplicity index (S) : 0.76420 (Percentile 100)

Loading simplicity index (LS) : 0.37335 (Percentile 100)

Tableau 26: Variance expliquée après rotation des facteurs et fiabilité des scores EAP (Ferrando et al., 2016)

Factor	Variance	Proportion common variance	of ORION	Factor Determinacy Index
1	4.247	0.079	1	1
2	4.39	0.082	1	1
3	3.989	0.075	1	1
4	5.014	0.094	1	1
5	4.115	0.077	1	1
6	3.851	0.072	1	1

Le tableau de variance expliquée montre des résultats anormaux (Factor Determinacy Index tous égaux à 1), ce qui semble montrer des problèmes dans l'estimation de ces valeurs. Ces résultats ne sont donc pas exploitables.

5.1.3.2 Nouvelle estimation du modèle factoriel sur la population totale

En sélectionnant les individus avec moins de 3 réponses manquantes à l'échelle HEXACO, on obtient une population totale de 631 sujets, que l'on a complété par simple imputation.

Lorsque la méthode d'extraction utilisée est la MRFA, elle aboutit à sélectionner 7 facteurs selon l'analyse parallèle, mais les indices de simplicité factorielle semblent indiquer que la structure à 6 facteurs est optimale pour la simplicité (percentiles = 100 pour les deux indices).

Méthode de corrélation employée : polychorique

Nombre de facteurs supposés : 6

Nombre de facteurs à extraire selon l'analyse parallèle : 7

Indice de simplicité factorielle : simplicité de la structure

Bentler's simplicity index (S) = 0.87880 (Percentile 100)

Loading simplicity index (LS) = 0.43569 (Percentile 100)

Tableau 27: Variance expliquée après rotation des facteurs et fiabilité des scores EAP (Ferrando et al., 2016)

Factor	Variance	Proportion of common variance	ORION	Factor Index	Determinacy
1	3.749	0.08	0.958	0.979	
2	3.81	0.081	0.968	0.984	
3	3.7	0.079	0.963	0.981	
4	3.784	0.081	0.967	0.983	
5	4.466	0.095	0.971	0.985	
6	4.085	0.087	0.965	0.982	

Les résultats sont comparativement à ceux obtenus sur la population uniquement des patients beaucoup plus interprétables, car ils sont inférieurs à 1, ce qui est beaucoup plus réaliste et indique que l'estimation a fonctionné. On observe une excellente fiabilité des facteurs mises en évidence, car ils sont très proches de 1, sans y être égaux. La proportion de variance commune est suffisante pour donner des scores factoriels fiables et interprétables.

Tableau 28: Saturation des items sur les 6 facteurs après rotation

Num	Questions	F1	F2	F3	F4	F5	F6	Dimer
6	Je n'aurais pas recours à la flatterie pour obtenir une augmentation de salaire ou une promotion, même si je crois que cela aurait d'excellentes chances de réussir.	-0.102	-0.471	-0.067	0.005	0.071	-0.092	H
30	Pour obtenir quelque chose de quelqu'un en particulier, je rirais de ses blagues même si elles sont plates.	0.022	0.605	0.064	0.057	0.06	0.042	H
54	Je ne ferais pas semblant d'aimer une personne dans le seul but d'obtenir une faveur d'elle.	0.035	-0.567	-0.093	0.067	0.125	0.007	H
12	Si j'avais la certitude de ne jamais me faire prendre, je volerais volontiers un million de dollars.	0.232	0.656	-0.053	0.225	-0.05	-0.153	H
36	Je n'accepterais jamais de pot-de-vin, aussi gros soit-il.	0.023	-0.578	-0.056	0.023	0.018	-0.106	H
60	Je serais tenté(e) d'utiliser de la fausse monnaie si j'étais certain(e) de ne jamais me faire prendre.	0.18	0.699	-0.063	0.184	0.073	-0.118	H
18	Avoir beaucoup d'argent n'est pas particulièrement important pour moi.	0.044	-0.543	0.204	0.026	0.022	0.05	H

42	Posséder des articles de luxe me ferait très plaisir.	-0.088	0.407	-0.198	-0.039	0.142	0.145	H
24	Je crois mériter plus de respect qu'une personne moyenne.	-0.091	0.401	-0.029	-0.089	0.131	0.38	H
48	Je veux que les gens sachent que je suis une personne importante et supérieure.	-0.092	0.52	-0.127	0.007	0.042	0.216	H
5	J'ai peur de voyager en cas d'intempéries.	-0.119	0.205	0.084	-0.183	0.365	-0.065	E
29	Les dangers physiques me font très peur.	-0.201	0.207	0.115	-0.04	0.343	-0.09	E
53	Même en cas d'urgence, je ne panique pas.	-0.045	-0.053	0.077	0.097	0.609	0.169	E
11	Parfois, je ne peux m'empêcher de m'inquiéter pour des incidents sans importance.	-0.068	0.008	-0.062	0.077	0.666	-0.097	E
35	J'ai tendance à beaucoup moins m'inquiéter que la plupart des gens.	0.153	0.085	0.096	-0.081	0.605	0.272	E
17	Lorsqu'une expérience douloureuse m'afflige, j'ai besoin de quelqu'un pour me sentir mieux.	0.098	-0.047	0.047	-0.089	0.662	0.379	E
41	Je peux gérer les situations difficiles sans le soutien moral de qui que ce soit.	-0.098	-0.015	0.01	0.116	0.549	0.007	E
23	Voir quelqu'un pleurer me donne envie de pleurer moi-même.	-0.055	0.115	0.218	0.099	0.633	0.082	E
47	Je me sens très émotif(ve) quand une personne qui m'est proche s'en va pour une longue période.	-0.005	0.047	0.073	0.034	0.694	0.154	E
59	Je reste impassible même dans des situations où la plupart des gens deviennent très émotifs.	-0.03	0.113	-0.046	-0.014	0.685	-0.037	E
4	Je me sens raisonnablement satisfait de moi-même dans l'ensemble.	-0.314	0.091	0.173	-0.116	0.273	0.488	X
28	J'estime que je suis une personne peu populaire.	0.013	-0.027	0.127	0.019	0.217	-0.381	X
52	J'estime parfois que je suis une personne sans valeur.	0.319	-0.085	-0.045	0.138	0.336	-0.335	X
10	Je fais rarement part de mes opinions pendant des réunions de groupe.	-0.029	-0.011	0.242	-0.136	0.172	-0.448	X
34	Dans des situations sociales, je suis la personne qui fait généralement les premiers pas.	0.127	-0.035	-0.093	0.078	0.049	0.65	X
58	Lorsque je suis en groupe, je suis souvent le ou la porte-parole.	0.002	0.073	-0.155	0.241	0.135	0.572	X
16	Je préfère les emplois qui exigent une interaction sociale active à un emploi où il faut travailler seul.	0.083	-0.169	0.066	-0.079	0.138	0.561	X
40	Me faire des amis est ma priorité quand je suis dans un nouvel environnement.	0.072	0.06	0.041	0.044	0.254	0.573	X
22	La plupart du temps, je suis jovial(e) et optimiste.	-0.166	0.064	0.189	-0.05	0.069	0.68	X

46	La plupart des gens sont plus optimistes et dynamiques que moi.	0.151	-0.042	-0.186	0.093	0.228	-0.591	X
3	Je suis rarement rancunier(ère), même envers les personnes qui m'ont causé de graves préjudices.	0.123	-0.048	0.615	-0.009	0.132	0.118	A
27	Mon attitude envers ceux qui m'ont traité injustement est de « pardonner et oublier ».	0.152	-0.071	0.627	0.047	0.123	0.177	A
9	Les gens me disent parfois que je juge trop les autres.	0.027	0.089	-0.551	-0.118	0.022	0.02	A
33	Je juge souvent les autres avec indulgence.	0.094	-0.077	0.413	0.074	0.18	0.06	A
51	Même lorsque les gens commettent de nombreuses erreurs, j'émet rarement des commentaires négatifs.	0.059	-0.086	0.567	0.041	0.183	-0.003	A
15	Les gens disent parfois que je suis une personne têtue.	0.018	0.05	-0.493	0.084	0.089	0.138	A
39	Je suis plutôt flexible dans mes opinions lorsque les gens ne sont pas d'accord avec moi.	-0.031	-0.012	0.42	0.012	0.114	0.073	A
57	Lorsqu'on me dit que j'ai tort, ma réaction première est de défendre mon point de vue.	-0.049	0.004	-0.458	0.027	0.118	0.204	A
21	Les gens trouvent que je suis une personne qui se fâche facilement.	0.175	0.041	-0.653	-0.062	0.137	0.053	A
45	La plupart des gens se fâchent plus rapidement que moi.	-0.053	0.173	0.618	0.203	-0.047	-0.06	A
2	J'organise et je prévois à l'avance afin d'éviter de tout bousculer à la dernière minute.	-0.639	0.093	0.022	-0.163	0.258	0.016	C
26	Au travail, mon désordre me cause parfois des problèmes.	0.537	0.11	0.091	0.103	0.003	0.007	C
8	Je me donne au maximum afin d'atteindre un but.	-0.515	-0.093	-0.149	0.025	0.044	0.458	C
32	Je ne fais que le strict minimum de mon travail.	0.545	0.386	0.125	-0.158	-0.025	-0.073	C
14	Lorsque je travaille, je me soucie peu des petits détails.	0.475	0.054	0.131	-0.211	-0.12	0.072	C
38	Je fais toujours mon travail avec minutie, même lorsque cela exige plus de temps.	-0.663	-0.15	-0.1	0.168	0.118	0.138	C
50	On me qualifie souvent de perfectionniste.	-0.541	-0.054	-0.213	0.167	0.142	-0.017	C
20	Lorsque je prends des décisions, je me fie à mon intuition du moment plutôt que de prendre le temps d'évaluer rationnellement la question.	0.46	-0.007	-0.149	0.012	0.181	0.167	C
44	Je fais beaucoup d'erreurs, parce que je ne pense pas avant d'agir.	0.6	0.041	-0.239	-0.005	0.203	-0.006	C
56	Je préfère être spontané(e) que de m'en tenir à un plan.	0.52	-0.144	-0.102	0.102	0.005	0.364	C
1	Visiter une galerie d'art m'ennuierait.	0.011	0.124	-0.013	-0.633	-0.015	0.061	O
25	Si j'en avais la chance, j'aimerais bien assister à un concert de musique classique.	0.014	-0.094	0.076	0.687	0.03	0.009	O

7	Apprendre l'histoire et les politiques d'autres pays m'intéresse.	0.008	-0.128	-0.009	0.446	-0.128	0.059	O
31	Je n'ai jamais vraiment aimé feuilleter une encyclopédie.	0.135	0.178	0.013	0.515	0.147	0.117	O
13	J'aimerais bien créer une œuvre d'art comme un roman, une chanson ou une peinture.	0.056	0.22	0.115	0.775	0.176	-0.061	O
37	On me dit souvent que j'ai beaucoup d'imagination.	-0.063	0.199	0.013	0.531	0.03	0.138	O
49	Je ne me considère pas comme une personne artistique ou créative.	0.157	-0.151	-0.058	0.474	0.037	-0.057	O
19	Porter attention aux idées radicales est une perte de temps.	-0.023	-0.152	-0.033	0.242	0.106	0.105	O
43	J'aime bien les gens qui sont capables d'une vision non conventionnelle des choses.	0.07	0.031	0.008	0.575	0.003	0.066	O
55	Parler de philosophie m'ennuie.	0.037	0.088	-0.123	-0.61	0.095	-0.023	O

La structure factorielle : tous les items d'une même dimension saturent sur le même facteur, selon le cut-off standard de .32. Seul l'item 19 de la dimension « ouverture » ne sature pas significativement (-0.242), mais il ne sature sur aucun autre facteur de manière significative. Il y a relativement peu de cross-loading, même si cela survient significativement (9 fois à .32 sur les 59 items saturant significativement sur leur facteur), ce qui indique l'inadéquation des analyses en CFA standard, mais pourrait permettre de développer une analyse en ESEM. Cependant, la plus haute saturation est systématiquement observée sur le même facteur où saturent les autres items de la même dimension et cela de manière très nette.

Ces analyses nous indiquent la pertinence d'une rotation Procruste, que nous présentons dans le tableau (ci-dessous).

Tableau 29: Saturation de chaque item sur les 6 facteurs à la suite d'une rotation Procruste

Num	Questions	HH	Em	eX	Ag	C	Ouv
6	Je n'aurais pas recours à la flatterie pour obtenir une augmentation de salaire ou une promotion, même si je crois que cela aurait d'excellentes chances de réussir.	-0.462	0.064	-0.071	-0.051	-0.113	-0.019
30	Pour obtenir quelque chose de quelqu'un en particulier, je rirais de ses blagues même si elles sont plates.	0.594	0.082	0.031	0.034	0.04	-0.06

54	Je ne ferais pas semblant d'aimer une personne dans le seul but d'obtenir une faveur d'elle.	-0.572	0.108	0.015	-0.082	0.022	0.083
12	Si j'avais la certitude de ne jamais me faire prendre, je volerais volontiers un million de dollars.	0.631	-0.025	-0.148	-0.093	0.24	0.209
36	Je n'accepterais jamais de pot-de-vin, aussi gros soit-il.	-0.57	-0.029	-0.065	-0.047	0.005	-0.051
60	Je serais tenté(e) d'utiliser de la fausse monnaie si j'étais certain(e) de ne jamais me faire prendre.	0.704	-0.062	-0.122	-0.101	0.189	0.186
18	Avoir beaucoup d'argent n'est pas particulièrement important pour moi.	-0.518	-0.022	0.054	0.226	0.026	0.035
42	Posséder des articles de luxe me ferait très plaisir.	0.425	0.162	0.114	-0.176	-0.066	-0.045
24	Je crois mériter plus de respect qu'une personne moyenne.	0.373	0.147	0.364	-0.065	-0.085	-0.136
48	Je veux que les gens sachent que je suis une personne importante et supérieure.	0.503	0.058	0.218	-0.156	-0.06	-0.062
5	J'ai peur de voyager en cas d'intempéries.	0.206	0.396	-0.081	0.081	-0.133	-0.205
29	Les dangers physiques me font très peur.	0.185	0.378	-0.099	0.113	-0.193	-0.08
53	Même en cas d'urgence, je ne panique pas.	-0.041	-0.599	0.239	0.09	-0.032	0.075
11	Parfois, je ne peux m'empêcher de m'inquiéter pour des incidents sans importance.	0.004	0.65	-0.185	-0.08	-0.102	0.068
35	J'ai tendance à beaucoup moins m'inquiéter que la plupart des gens.	0.09	-0.562	0.347	0.097	0.203	-0.083
17	Lorsqu'une expérience douloureuse m'afflige, j'ai besoin de quelqu'un pour me sentir mieux.	-0.058	0.623	0.265	0.029	0.096	-0.082
41	Je peux gérer les situations difficiles sans le soutien moral de qui que ce soit.	0.002	-0.526	0.094	0.027	-0.098	0.096
23	Voir quelqu'un pleurer me donne envie de pleurer moi-même.	0.082	0.622	0.02	0.197	-0.065	0.116
47	Je me sens très émotif(ve) quand une personne qui m'est proche s'en va pour une longue période.	0.037	0.698	0.071	0.076	-0.029	0.049
59	Je reste impassible même dans des situations où la plupart des gens deviennent très émotifs.	0.14	-0.663	0.031	-0.023	-0.004	-0.047
4	Je me sens raisonnablement satisfait de moi-même dans l'ensemble.	0.12	-0.222	0.53	0.199	-0.248	-0.102

28	J'estime que je suis une personne peu populaire.	-0.057	0.202	-0.398	0.093	-0.006	0.028
52	J'estime parfois que je suis une personne sans valeur.	-0.093	0.303	-0.397	-0.06	0.269	0.14
10	Je fais rarement part de mes opinions pendant des réunions de groupe.	-0.008	0.168	-0.44	0.261	-0.06	-0.181
34	Dans des situations sociales, je suis la personne qui fait généralement les premiers pas.	-0.04	-0.016	0.666	-0.098	0.164	0.085
58	Lorsque je suis en groupe, je suis souvent le ou la porte-parole.	0.07	-0.11	0.582	-0.179	0.038	0.243
16	Je préfère les emplois qui exigent une interaction sociale active à un emploi où il faut travailler seul.	-0.16	0.137	0.531	0.07	0.105	-0.026
40	Me faire des amis est ma priorité quand je suis dans un nouvel environnement.	0.049	0.253	0.528	0.04	0.072	0.049
22	La plupart du temps, je suis jovial(e) et optimiste.	0.063	-0.012	0.672	0.206	-0.118	-0.001
46	La plupart des gens sont plus optimistes et dynamiques que moi.	-0.071	0.198	-0.605	-0.188	0.089	0.053
3	Je suis rarement rancunier(ère), même envers les personnes qui m'ont causé de graves préjudices.	-0.101	0.133	0.157	0.58	0.163	-0.018
27	Mon attitude envers ceux qui m'ont traité injustement est de « pardonner et oublier ».	-0.137	0.119	0.189	0.571	0.163	0.043
9	Les gens me disent parfois que je juge trop les autres.	0.133	-0.011	-0.003	-0.546	0.016	-0.139
33	Je juge souvent les autres avec indulgence.	-0.102	0.178	0.069	0.414	0.101	0.091
51	Même lorsque les gens commettent de nombreuses erreurs, j'émet rarement des commentaires négatifs.	-0.121	0.161	0.01	0.546	0.062	0.072
15	Les gens disent parfois que je suis une personne têtue.	0.083	0.112	0.105	-0.48	0.027	0.102
39	Je suis plutôt flexible dans mes opinions lorsque les gens ne sont pas d'accord avec moi.	-0.034	0.119	0.097	0.424	-0.02	-0.005
57	Lorsqu'on me dit que j'ai tort, ma réaction première est de défendre mon point de vue.	-0.001	0.134	0.186	-0.457	-0.04	0.055
21	Les gens trouvent que je suis une personne qui se fâche facilement.	0.05	0.143	0.025	-0.645	0.178	-0.06

45	La plupart des gens se fâchent plus rapidement que moi.	0.142	-0.053	-0.044	0.602	-0.065	0.186
2	J'organise et je prévois à l'avance afin d'éviter de tout bousculer à la dernière minute.	0.098	0.259	0.034	0.032	-0.622	-0.151
26	Au travail, mon désordre me cause parfois des problèmes.	0.096	0.004	-0.011	0.047	0.519	0.082
8	Je me donne au maximum afin d'atteindre un but.	-0.058	0.084	0.446	-0.125	-0.5	0.016
32	Je ne fais que le strict minimum de mon travail.	0.33	-0.015	-0.06	0.098	0.57	-0.177
14	Lorsque je travaille, je me soucie peu des petits détails.	0.029	-0.115	0.091	0.124	0.514	-0.191
38	Je fais toujours mon travail avec minutie, même lorsque cela exige plus de temps.	-0.116	0.149	0.145	-0.081	-0.669	0.133
50	On me qualifie souvent de perfectionniste.	-0.03	0.142	-0.024	-0.223	-0.582	0.135
20	Lorsque je prends des décisions, je me fie à mon intuition du moment plutôt que de prendre le temps d'évaluer rationnellement la question.	-0.023	0.201	0.152	-0.148	0.429	-0.02
44	Je fais beaucoup d'erreurs, parce que je ne pense pas avant d'agir.	0.012	0.211	-0.035	-0.249	0.61	0.001
56	Je préfère être spontané(e) que de m'en tenir à un plan.	-0.148	-0.005	0.348	-0.101	0.496	0.103
1	Visiter une galerie d'art m'ennuierait.	0.081	0.019	0.046	-0.04	0.064	-0.65
25	Si j'en avais la chance, j'aimerais bien assister à un concert de musique classique.	-0.079	0.036	0.035	0.081	0.001	0.688
7	Apprendre l'histoire et les politiques d'autres pays m'intéresse.	-0.112	-0.162	0.074	-0.008	-0.015	0.427
31	Je n'ai jamais vraiment aimé feuilleter une encyclopédie.	0.151	0.18	0.09	0.002	0.173	-0.519
13	J'aimerais bien créer une œuvre d'art comme un roman, une chanson ou une peinture.	0.205	0.154	-0.053	0.091	0.042	0.764
37	On me dit souvent que j'ai beaucoup d'imagination.	0.204	0.058	0.16	0.009	-0.063	0.522
49	Je ne me considère pas comme une personne artistique ou créative.	-0.151	-0.062	-0.056	-0.052	0.132	-0.468
19	Porter attention aux idées radicales est une perte de temps.	-0.157	0.096	0.083	-0.009	-0.03	-0.24
43	J'aime bien les gens qui sont capables d'une vision non conventionnelle des choses.	0.027	0.014	0.058	-0.01	0.035	0.573

55	Parler de philosophie m'ennuie.	0.077	0.072	-0.059	-0.112	0.036	-0.619
----	---------------------------------	-------	-------	--------	--------	-------	--------

En couleur les saturations significatives (supérieures à |.30|)

On voit ici très nettement que chaque item sature de manière significative sur le facteur sur lequel il est prévu qu'il sature du fait de la rotation. Le seul item qui ne sature pas comme attendu est l'item hexaco19 de la dimension ouverture, tout comme dans l'analyse précédente.

Tableau 30: Sens des facteurs après rotation Procruste

HEXACO	Dimension	Sens du facteur
HH (-)	HH	-
Emotionnalité (-)	Em	- (Névrosisme +)
eXtraversion (+)	eX	+
Agréabilité (+)	A	+
Conscience (-)	C	-
Ouverture (+)	O	+

5.1.3.3 Analyse des scores factoriels obtenus à l'HEXACO selon la rotation Procruste

Nous avons analysé les scores factoriels obtenus dans la population spécifique des patients uniquement (N=287 sur 334 patients au total), constituant une partie de l'échantillon total (N=631 ; cf. tableau 29).

Tableau 31: Caractéristiques des scores factoriels obtenus par les patients à l'HEXACO

HEXACO	N	Moyenne	sd	Médiane	mad	min	max	range	skew	kurtosis	se
H-Humilité	287	-0.180	1.015	-0.307	1.099	-2.243	3.007	5.250	0.397	-0.454	0.060
Emotionnalité	287	-0.083	0.966	-0.025	1.041	-3.320	2.019	5.340	-0.305	-0.112	0.057
eXtraversion	287	-0.025	0.979	-0.013	1.004	-3.127	2.372	5.499	-0.121	-0.075	0.058
Agréabilité	287	-0.117	0.938	-0.048	0.843	-3.630	2.141	5.771	-0.493	0.445	0.055
Conscience	287	0.008	0.990	0.037	1.015	-2.114	3.166	5.280	0.191	-0.238	0.058
Ouverture	287	-0.114	1.099	-0.020	1.198	-2.791	2.047	4.838	-0.254	-0.672	0.065

N : nombre de sujets, sd : écart-type, mad : Médiane Absolute Deviation, range : étendue

Nous observons que les scores ont une moyenne proche de 0 et un écart-type proche de 1 (sd : standard deviation), tout comme leur MAD (Médiane Absolute Déviation), de plus leur

coefficient d'asymétrie et d'aplatissement sont tous inférieurs à 1, donc les scores présentent une distribution proche d'une distribution normale.

5.1.3.4 L'analyse factorielle de l'HEXACO en deux méta-traits

Tableau 32: Saturation de chaque item sur les 2 méta-facteurs

Question	Items	MRFA1	MRFA2	Dimensions
Je n'aurais pas recours à la flatterie pour obtenir une augmentation de salaire ou une promotion, même si je crois que cela aurait d'excellentes chances de réussir.	hexaco6	-0.347	-0.172	H
Pour obtenir quelque chose de quelqu'un en particulier, je rirais de ses blagues même si elles sont plates.	hexaco30	0.442	0.035	H
Je ne ferais pas semblant d'aimer une personne dans le seul but d'obtenir une faveur d'elle.	hexaco54	-0.385	-0.141	H
Si j'avais la certitude de ne jamais me faire prendre, je volerais volontiers un million de dollars.	hexaco12	0.576	0.032	H
Je n'accepterais jamais de pot-de-vin, aussi gros soit-il.	hexaco36	-0.352	-0.110	H
Je serais tenté(e) d'utiliser de la fausse monnaie si j'étais certain(e) de ne jamais me faire prendre.	hexaco60	0.608	0.079	H
Avoir beaucoup d'argent n'est pas particulièrement important pour moi.	hexaco18	-0.513	0.023	H
Posséder des articles de luxe me ferait très plaisir.	hexaco42	0.377	-0.022	H
Je crois mériter plus de respect qu'une personne moyenne.	hexaco24	0.268	0.156	H
Je veux que les gens sachent que je suis une personne importante et supérieure.	hexaco48	0.419	0.138	H
J'ai peur de voyager en cas d'intempéries.	hexaco5	0.091	-0.359	E
Les dangers physiques me font très peur.	hexaco29	-0.016	-0.342	E
Même en cas d'urgence, je ne panique pas.	hexaco53	-0.117	0.632	E

Parfois, je ne peux m'empêcher de m'inquiéter pour des incidents sans importance.	hexaco11	-0.043	-0.627	E
J'ai tendance à beaucoup moins m'inquiéter que la plupart des gens.	hexaco35	0.135	0.694	E
Lorsqu'une expérience douloureuse m'afflige, j'ai besoin de quelqu'un pour me sentir mieux.	hexaco17	-0.043	-0.294	E
Je peux gérer les situations difficiles sans le soutien moral de qui que ce soit.	hexaco41	-0.081	0.470	E
Voir quelqu'un pleurer me donne envie de pleurer moi-même.	hexaco23	-0.172	-0.414	E
Je me sens très émotif(ve) quand une personne qui m'est proche s'en va pour une longue période.	hexaco47	-0.098	-0.462	E
Je reste impassible même dans des situations où la plupart des gens deviennent très émotifs.	hexaco59	0.162	0.529	E
Je me sens raisonnablement satisfait de moi-même dans l'ensemble.	hexaco4	-0.166	0.533	X
J'estime que je suis une personne peu populaire.	hexaco28	-0.081	-0.419	X
J'estime parfois que je suis une personne sans valeur.	hexaco52	0.080	-0.479	X
Je fais rarement part de mes opinions pendant des réunions de groupe.	hexaco10	-0.094	-0.429	X
Dans des situations sociales, je suis la personne qui fait généralement les premiers pas.	hexaco34	0.017	0.475	X
Lorsque je suis en groupe, je suis souvent le ou la porte-parole.	hexaco58	0.036	0.505	X
Je préfère les emplois qui exigent une interaction sociale active à un emploi où il faut travailler seul.	hexaco16	-0.160	0.253	X
Me faire des amis est ma priorité quand je suis dans un nouvel environnement.	hexaco40	-0.035	0.193	X
La plupart du temps, je suis jovial(e) et optimiste.	hexaco22	-0.222	0.489	X
La plupart des gens sont plus optimistes et dynamiques que moi.	hexaco46	0.142	-0.582	X

Je suis rarement rancunier(ère), même envers les personnes qui m'ont causé de graves préjudices.	hexaco3	-0.358	0.068	A
Mon attitude envers ceux qui m'ont traité injustement est de « pardonner et oublier ».	hexaco27	-0.401	0.104	A
Les gens me disent parfois que je juge trop les autres.	hexaco9	0.487	-0.051	A
Je juge souvent les autres avec indulgence.	hexaco33	-0.313	-0.038	A
Même lorsque les gens commettent de nombreuses erreurs, j'émets rarement des commentaires négatifs.	hexaco51	-0.422	-0.058	A
Les gens disent parfois que je suis une personne têtue.	hexaco15	0.311	-0.034	A
Je suis plutôt flexible dans mes opinions lorsque les gens ne sont pas d'accord avec moi.	hexaco39	-0.305	0.014	A
Lorsqu'on me dit que j'ai tort, ma réaction première est de défendre mon point de vue.	hexaco57	0.210	-0.019	A
Les gens trouvent que je suis une personne qui se fâche facilement.	hexaco21	0.532	-0.146	A
La plupart des gens se fâchent plus rapidement que moi.	hexaco45	-0.360	0.112	A
J'organise et je prévois à l'avance afin d'éviter de tout bousculer à la dernière minute.	hexaco2	-0.230	-0.230	C
Au travail, mon désordre me cause parfois des problèmes.	hexaco26	0.283	0.068	C
Je me donne au maximum afin d'atteindre un but.	hexaco8	-0.280	0.180	C
Je ne fais que le strict minimum de mon travail.	hexaco32	0.545	0.049	C
Lorsque je travaille, je me soucie peu des petits détails.	hexaco14	0.278	0.185	C
Je fais toujours mon travail avec minutie, même lorsque cela exige plus de temps.	hexaco38	-0.449	-0.077	C
On me qualifie souvent de perfectionniste.	hexaco50	-0.238	-0.187	C
Lorsque je prends des décisions, je me fie à mon intuition du moment plutôt que de prendre le temps d'évaluer rationnellement la question.	hexaco20	0.275	-0.033	C

Je fais beaucoup d'erreurs, parce que je ne pense pas avant d'agir.	hexaco44	0.466	-0.157	C
Je préfère être spontané(e) que de m'en tenir à un plan.	hexaco56	0.139	0.269	C
Visiter une galerie d'art m'ennuierait.	hexaco1	0.348	-0.051	O
Si j'en avais la chance, j'aimerais bien assister à un concert de musique classique.	hexaco25	-0.363	0.080	O
Apprendre l'histoire et les politiques d'autres pays m'intéresse.	hexaco7	-0.240	0.210	O
Je n'ai jamais vraiment aimé feuilleter une encyclopédie.	hexaco31	0.366	-0.103	O
J'aimerais bien créer une œuvre d'art comme un roman, une chanson ou une peinture.	hexaco13	-0.171	-0.021	O
On me dit souvent que j'ai beaucoup d'imagination.	hexaco37	-0.105	0.154	O
Je ne me considère pas comme une personne artistique ou créative.	hexaco49	0.172	-0.063	O
Porter attention aux idées radicales est une perte de temps.	hexaco19	-0.049	-0.067	O
J'aime bien les gens qui sont capables d'une vision non conventionnelle des choses.	hexaco43	-0.175	0.107	O
Parler de philosophie m'ennuie.	hexaco55	0.370	-0.172	O

On observe que sur le facteur 1 saturent les items des dimensions suivantes : Honnêteté-humilité, agréabilité, caractère consciencieux et quelques items de la dimension ouverture. Sur le facteur 2 saturent les items des dimensions Emotionnalité et eXtraversion.

Les 2 facteurs sont donc chacun sous-tendu par des dimensions spécifiques (pas de cross-loading au sein d'une dimension entre les 2 facteurs).

5.1.3.5 Discussion de l'analyse psychométrique de l'échelle HEXACO en EFA : Structure factorielle de l'échelle HEXACO

La structure en 6 facteurs de l'HEXACO est clairement retrouvée, avec les items des dimensions théoriques saturants quasiment tous exclusivement sur un seul et même facteur, qui représente donc sans doute la dimension théorique. L'analyse en rotation Procruste, qui

détermine à l'avance sur quel facteur doit saturer principalement l'item, montre des résultats identiques. La structure factorielle de l'échelle HEXACO est donc bien retrouvée.

L'EFA en deux facteurs donne un résultat inattendu, puisque l'on ne retrouve pas les dimensions stabilité et plasticité, mais une dimension sociale sur laquelle saturent les items des dimensions agréabilité et honnêteté-humilité avec quelques items des dimensions C et O et une dimension émotionnelle, où l'on retrouve la stabilité émotionnelle et l'extraversion (qui ne devraient pas saturer pas sur le même facteur selon le modèle du Big Two). Il faut savoir que l'extraversion mesurée par l'HEXACO recouvre : l'estime de soi sociale, l'insensibilité sociale, la sociabilité et le dynamisme, donc des caractéristiques plutôt individuelles et émotionnelles, même si elles sont liées aux émotions ressenties dans des contextes sociaux.

5.1.4 Analyses des relations entre les scores des deux échelles de personnalité

5.1.4.1 Résultats des relations entre les scores factoriels des deux échelles de personnalité

Nous avons calculé les corrélations entre les scores factoriels obtenus aux deux échelles.

Tableau 33: Corrélations entre les scores factoriels obtenus à la BFI-Fr et à l'HEXACO

Variables	1. Ouverture	2. Conscience	3. Extraversion	4. Agréabilité	5. Névrosisme
6. Honnêteté-H (-)	-.00 [-.12, .12]	-.30** [-.40, -.19]	.00 [-.12, .12]	-.48** [-.56, -.38]	.07 [-.05, .19]
7. H_Emotionnalité (-)	-.02 [-.13, .10]	-.11 [-.23, .01]	.11 [-.01, .23]	.07 [-.05, .19]	<u>.58**</u> [.50, .65]
8. H_eXtraversion (+)	.34** [.23, .44]	.36** [.25, .46]	<u>.62**</u> [.54, .69]	.24** [.13, .35]	-.44** [-.53, -.34]
9. H_Agréabilité (+)	-.06 [-.17, .06]	.16** [.04, .27]	-.26** [-.37, -.15]	<u>.60**</u> [.52, .67]	-.40** [-.50, -.30]
10. H_Conscience (-)	-.16** [-.28, -.05]	<u>-.69**</u> [-.75, -.62]	.06 [-.06, .18]	-.18** [-.29, -.06]	.12* [.01, .24]
11. H_Ouverture (+)	<u>.58**</u> [.50, .66]	.04 [-.08, .16]	.19** [.08, .31]	.13* [.01, .24]	.19** [.07, .30]

Note. Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95 % pour chaque corrélation. L'intervalle de confiance est un intervalle plausible de la corrélation de la population, qui peut avoir causé la corrélation de l'échantillon (Cumming, 2014). * indique $p < .05$. ** indique $p < .01$. Les corrélations supérieures à .30, sont en gras. Les corrélations soulignées sont celles entre les dimensions similaires aux deux échelles. Le signe en colonne indique le sens de mesure de l'échelle HEXACO, pour les facteurs de la BFI-Fr ils sont tous dans le sens indiqué par le nom de la dimension (OCEAN).

Nous avons sélectionné le seuil de .30 comme corrélation significative, car ce niveau de corrélation représente un effet de taille modéré selon la catégorisation de Cohen (1988).

On observe une corrélation très significative entre les scores factoriels des dimensions qui recouvrent les mêmes domaines entre les différentes échelles et cela pour les 5 dimensions qui sont communes aux deux échelles, qui ont à chaque fois le plus important coefficient ($r > .58$). Pour rappel tous les scores de facteurs de l'échelle BFI-Fr sont cotés dans le sens du nom de la dimension, par exemple, plus l'individu est élevé en caractère consciencieux, plus il présente ce type de comportement, de même plus il présente un score élevé de névrosisme plus il est sensible aux émotions négatives. Les sens des échelles HEXACO sont plus variés.

L'ouverture de la BFI-Fr corrèle en plus de la corrélation avec l'ouverture de l'HEXACO ($r = .58$), avec la dimension extraversion de l'HEXACO ($r = .34$) et la dimension conscience ($r = -.16$; $p < .01$).

Le caractère consciencieux de la BFI corrèle avec le caractère consciencieux (inversé) de l'HEXACO ($r = -0.69$), la dimension Honnêteté (inversée ; $r = -.30$), la dimension extraversion ($r = .36$) et la dimension agréabilité ($r = .16$; $p < .01$)

L'extraversion de la BFI corrèle avec l'extraversion de l'HEXACO ($r = .62$), l'agréabilité ($r = -.26$), et l'ouverture ($r = .19$) de l'HEXACO.

L'agréabilité de la BFI-Fr corrèle en plus de la corrélation avec l'agréabilité de l'HEXACO ($r = .60$) et à $-.48$ avec l'Honnêteté-humilité ($r = -.48$), l'extraversion ($r = .24$), le caractère consciencieux ($r = -.18$; $p < .01$), l'ouverture ($r = .13$; $r < .05$).

Le névrosisme du BFI-Fr est corrélé à l'émotionnalité ($r = .58$; dimension correspondante de l'HEXACO), mais également à la dimension extraversion ($r = -.44$) et l'agréabilité ($r = -.40$) de l'HEXACO, le caractère consciencieux ($r = .12$; $p < .05$), l'ouverture ($r = .19$; $p < .01$). Cela est surprenant car la dimension correspondante de l'HEXACO (dimension Emotionnalité) ne corrèle qu'avec le Névrosisme du BFI-Fr. le Névrosisme du BFI-Fr semble donc évalué un large ensemble de traits de personnalité.

La dimension Honnêteté Humilité de l'échelle HEXACO corrèle avec la dimension caractère consciencieux ($r = -.30$; $p < .01$) et la dimension agréabilité ($r = -.48$) de la BFI-Fr.

La dimension Emotionnalité de l'HEXACO ne corrèle qu'avec le névrosisme de la BFI-Fr ($r = .58$).

On observe donc des dimensions fortement inter-corrélées qui sont les dimension C et H_C, les dimensions E et H_eX, et les dimensions A et H_A.

5.1.4.2 Discussion des relations entre les scores factoriels obtenus au BFI-Fr et HEXACO

On observe donc toutes les dimensions évaluées par le BFI-Fr est fortement corrélée à la dimension correspondante de l'HEXACO, selon le modèle en cinq facteurs, ce qui montre une excellente validité convergente entre les deux instruments (corrélations considérées d'effet de taille « fort » *large* car $r > .50$). Le facteur supplémentaire Honnêteté-humilité (HEXACO-HH) est corrélé aux facteurs du BFI-Fr « Agréabilité » (A) et « caractère consciencieux » (C). La corrélation avec le facteur « agréabilité » du BFI-Fr est attendu puisque les deux dimensions recouvrent des éléments similaires, dans les domaines des relations sociales. Cependant, la corrélation avec le caractère consciencieux (BFI-C) est plus étonnante, puisque la dimension « caractère consciencieux » de l'échelle BFI-Fr ne comprend aucun élément portant sur les relations sociales, mais sur le fait de ne pas être paresseux, ni désorganisé, ni facilement distrait, et d'être fiable dans son travail. L'explication du lien entre HEXACO-HH et BFI-C peut être imputé au contrôle de soi et à l'aspect de non-respect des règles sociales qui est en partie mesurée par la dimension HH ; il est connu que ceux présentant des traits du caractère consciencieux, ont tendance à plus respecter les règles sociales « morales » que ceux présentant un faible niveau de caractère consciencieux.

Un aspect étonnant des corrélations est que le facteur Névroisme du BFI corrèle avec 5 des facteurs de l'HEXACO (Emotionnalité, extraversion et agréabilité effet de taille modéré et caractère consciencieux et ouverture avec un effet de taille faible). Donc les facteurs de l'HEXACO semblent très liés aux émotions négatives. Inversement le facteur Emotionnalité qui est la dimension correspondante à l'HEXACO ne corrèle qu'avec le névrosisme du BFI-Fr. Plus les individus sont ouvert d'esprit sur le BFI-Fr, plus ils sont consciencieux et plus ils sont extravertis selon l'HEXACO. Les individus extravertis à l'échelle HEXACO présente des traits significativement différents aux 5 échelles de la BFI-Fr ; ils sont plus extravertis, mais également plus ouverts d'esprit, plus consciencieux, plus agréables et sont moins sensibles aux émotions négatives. Lorsque l'on analyse le détail de la dimension eXtraversion de l'HEXACO

on remarque que ce trait n'est pas défini de la même manière que dans le BFI-Fr, ainsi cette dimension comprend comme question : « J'estime parfois que je suis une personne sans valeur » ou alors que la personne est « peu populaire » ou « satisfaite d'elle-même » ; ainsi cette dimension est réellement beaucoup plus axée sur l'aspect « sensibilité aux émotions positives » que la dimension du BFI-Fr qui reste sur des aspects sociaux comme « est bavard », « est réservé », etc. le seul item proche de l'HEXACO est l'item « est plein d'énergie ».

Il semble donc que les dimensions soient fortement corrélées les unes aux autres, ceci indiquant la possibilité de facteurs de niveau supérieur regroupant les dimensions de l'HEXACO et du BFI-Fr, par exemple, un Big Two ou un General Factor of Personality. On voit notamment que seul la dimension Emotionnalité de l'HEXACO ne présente qu'une corrélation significative avec les dimensions de la BFI-Fr (uniquement avec la dimension névrosisme, qui est la dimension correspondante du BFI-Fr). La dimension extraversion de l'HEXACO corrèle avec toutes les dimensions du BFI-Fr, la dimension agréabilité (HEXACO) présente 4 corrélations significative sur 5 avec le BFI-Fr, tout comme la dimension caractère consciencieux (HEXACO) et l'ouverture.

5.1.5 Analyse de la structure interne de l'échelle UPPS-20 items

5.1.5.1 Analyse factorielle de l'UPPS-P

L'analyse parallèle aboutit à la mise en évidence de 3 facteurs au lieu des 5 attendus.

La méthode MRFA converge lorsque l'on utilise l'ensemble de l'échantillon.

Trois facteurs seraient à extraire selon l'analyse parallèle expliquant 34,43 %, puis 19,88 % et 12,22 % de la variance. Le 4^{ème} facteur présente un pourcentage de la variance expliquée inférieur à celui attendu pour un facteur aléatoire (7.66 % versus 8.27 %).

Cependant, l'indice GFI est excellent pour 5 facteurs (1.00) et les indices de simplicité factorielle sont tous les deux au percentile 100 et le Root Mean Square of Residuals (RMSR) est égal à 0.0258 comparé à la valeur attendue de 0.0402 selon le critère de Kelley pour un modèle acceptable (Kelley, 1935).

De plus, le pattern de saturation des items suit parfaitement la structure prédite, avec une très forte saturation moyenne sur les facteurs attendus et un unique cross-loading de l'item 4 sur le facteur correspondant à l'urgence positive : 0.344 ; en plus de sa saturation sur le facteur correspondant à l'urgence négative : 0.554.

Les facteurs urgence positive et urgence négative corréleront très fortement entre elles (0.595).

Les facteurs recherche de sensation et urgence positive corrèlent également très fortement ($r = 0.421$). Ces résultats pourraient expliquer qu'une solution à trois facteurs ressorte de l'analyse parallèle.

Tableau 34: caractéristiques des facteurs extraits selon FACTOR

Factor	Variance	Proportion of common variance	ORION	Factor Determinacy Index
1	2.851	0.174	0.953	0.976
2	3.182	0.195	0.989	0.995
3	2.97	0.182	0.998	0.999
4	2.703	0.165	0.924	0.962
5	2.647	0.162	0.94	0.97

Tableau 35: Saturation des items sur les 5 facteurs après rotation

Variable	F1	F2	F3	F4	F5
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	-0.037	0.051	0.015	0.344	0.554
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	0.02	0.018	-0.002	-0.045	0.909
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	-0.027	-0.045	-0.025	0.207	0.738
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	0.036	0.004	0.009	-0.034	0.85
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	-0.039	-0.034	-0.073	0.828	-0.066
10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	0.063	0.067	0.013	0.777	-0.031
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	-0.104	-0.011	-0.006	0.729	0.183

20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.	0.057	0.015	0.101	0.678	-0.04
1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	0.883	-0.028	-0.025	-0.052	0.103
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.	0.752	0.131	0.069	-0.131	0.128
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	0.865	-0.033	-0.036	-0.012	-0.072
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	0.822	-0.067	-0.006	0.164	-0.115
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	0.114	0.825	0.021	0.022	0.066
8. J'achève ce que je commence.	-0.068	0.966	0.005	-0.055	0.031
11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	-0.109	0.981	0.01	0.05	-0.062
16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	0.09	0.762	-0.065	0.016	-0.047
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	0.014	-0.068	0.788	0.035	-0.006
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	-0.089	-0.027	0.926	-0.202	0.122
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	-0.019	0.068	0.808	0.094	-0.072
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	0.091	0.006	0.895	0.109	-0.065

Tableau 36: Corrélations entre les 5 facteurs

Factor	F1 Manque Préméditation	F2 Manque de persévérance	F3 recherche de sensation	F4 urgence positive	F5 urgence négative
1	1				
2	0.502	1			
3	-0.202	0.063	1		
4	-0.36	-0.208	0.421	1	
5	-0.331	-0.169	0.177	0.595	1

Nous observons une forte corrélation entre le facteur manque de préméditation et le facteur manque de persévérance ($r = .502$). La plus forte corrélation est observée entre le facteur « urgence positive » et le facteur « urgence négative » ($r = .595$).

Tableau 37: Analyse en EFA avec package TAM

Items	Dim01	Dim02	Dim03	Dim04	Dim05
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	0.570	-0.177	0.049	-0.086	0.002
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	0.858	0.015	0.005	0.026	-0.015
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	0.669	-0.176	0.000	-0.110	0.015
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	0.797	0.000	-0.011	0.038	-0.007
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	0.028	-0.688	0.006	-0.028	-0.072
10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	0.037	-0.596	0.069	0.036	0.059
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	0.256	-0.662	0.043	-0.105	-0.040
20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai	0.029	-0.466	0.127	0.038	0.009

l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.

1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	0.056	0.011	-0.030	0.858	-0.004
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.	0.079	0.083	0.048	0.760	0.115
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	-0.086	0.022	-0.039	0.799	-0.001
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	-0.104	-0.112	0.008	0.706	-0.035
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	0.062	-0.004	0.026	0.162	0.713
8. J'achève ce que je commence.	0.039	0.065	0.009	-0.019	0.934
11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	-0.057	-0.059	0.002	-0.069	0.947
16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	-0.022	0.028	-0.049	0.106	0.733
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	0.005	-0.010	0.753	0.036	-0.091
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	0.103	0.149	0.866	-0.073	-0.022
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	-0.085	-0.119	0.763	-0.029	0.091
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	-0.061	-0.143	0.766	0.069	0.031

Le package TAM en mode EFA non-linéaire permet de mettre en évidence une structure simple avec chacun des items saturant significativement sur un unique facteur.

La saturation moyenne des items sur le facteur où ilsaturent le plus est extrêmement forte (.745).

5.1.5.2 Analyse factorielle de l'UPPS en 4 facteurs

Tableau 38: Saturation factorielle des items de l'UPPS-P sur 4 facteurs

Items	MR1	MR2	MR3	MR4
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	0.777	0.041	0.036	-0.063
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	0.802	0.053	-0.119	-0.015
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	0.819	0.042	-0.116	-0.141
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	0.752	0.026	-0.086	0.019
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	0.565	-0.131	0.165	0.003
10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	0.531	-0.087	0.286	0.179
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	0.728	-0.155	0.213	0.007
20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.	0.460	-0.055	0.289	0.080
1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	0.036	0.099	-0.104	0.761
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchi et méticuleuse.	0.004	0.311	-0.084	0.539
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	-0.122	0.034	-0.051	0.780
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	-0.027	-0.068	0.068	0.816
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	0.061	0.771	0.033	0.115
8. J'achève ce que je commence.	-0.014	0.899	0.040	-0.010
11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	-0.014	0.887	0.072	-0.047
16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	-0.032	0.773	-0.052	0.076
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	0.014	-0.044	0.784	-0.007
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	-0.031	0.034	0.786	-0.132
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	-0.005	0.089	0.820	-0.041
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	0.028	0.049	0.846	0.053

On observe une structure simple, où les items des dimensions supposées,aturent sur un unique facteur, sauf pour les items de la dimension Urgence négative et Urgence positive quiaturent sur le même facteur.

On obtient donc une structure simple en 4 facteurs, distinguant l'urgence (positive et négative), le manque de préméditation, le manque de persévérance et la recherche de sensation.

5.1.5.3 Analyse factorielle de l'UPPS en 3 facteurs

Tableau 39: Saturation factorielle des items de l'UPPS-P sur 3 facteurs

Questions	Recherche de sensation	Manque de	Urgence
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	-0.015	-0.019	0.791
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	-0.187	0.082	0.853
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	-0.151	-0.026	0.888
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	-0.17	0.071	0.787
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	0.103	-0.123	0.549
10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	0.163	0.071	0.553
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	0.127	-0.106	0.767
20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.	0.208	0.018	0.45
1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	-0.227	0.597	-0.037
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.	-0.131	0.672	-0.063
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	-0.204	0.581	-0.164
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	-0.147	0.487	-0.072
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	0.118	0.823	0.104
8. J'achève ce que je commence.	0.151	0.85	0.044
11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	0.217	0.799	0.043

16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	0.063	0.78	0.022
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	0.781	-0.044	-0.012
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	0.815	-0.057	-0.03
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	0.848	0.054	-0.035
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	0.829	0.082	-0.02

Nous avons relancé l'analyse avec le nombre proposé de 3 facteurs. Nous observons que le RMSR passe à 0.0680 donc supérieur au 0.041 attendu selon le critère de Kelley et très supérieur au RMSR du modèle à 5 facteurs (RMSR = 0.0193).

Les indices de simplicité factorielle sont au percentile 100 pour les deux, ce qui semble indiquer que la réduction du nombre de facteur n'augmente pas la complexité de saturation des items. En effet, nous observons que la matrice de saturation des facteurs réalise essentiellement un regroupement des facteurs. Ainsi, les deux facteurs d'« urgence » (positive et négative) se trouvent regroupés dans un seul facteur et les deux facteurs de « manque de préméditation » et de « manque de persévérance » se trouvent regroupés dans un unique facteur. La saturation moyenne est extrêmement élevée à 0.725, mais qui est inférieure à la saturation moyenne observée dans le modèle à 5 facteurs (0.792).

Nous avons, pour poursuivre les explorations, tenté de faire une EFA avec seulement deux facteurs et nous obtenons une structure assez simple avec seulement un cross-loading de l'item 13 qui sature à la fois sur le premier facteur (0.529) et sur le second facteur (-0.338).

Là encore nous observons un regroupement de facteurs, c'est-à-dire que les items des dimensions urgences positives et négative et recherche de sensation saturent sur un facteur, tandis que les items des dimensions manque de persévérance et manque de persévération saturent sur un autre facteur. On voit comme pour l'échelle IS-12 que tous les items inversés saturent sur le facteur 2, tandis que tous les items qui ne sont pas inversés saturent sur le facteur 1. Cela mérite donc d'être exploré en tenant compte du biais d'acquiescence.

5.1.5.4 Discussion de la structure factorielle de l'UPPS-P en 5 ou 3 facteurs

L'analyse en EFA de l'échelle en 5 facteurs montre une très bonne correspondance entre la structure théorique et la structure observée, puisque chaque item d'une même dimension théorique sature sur un facteur, ce qui induit une très bonne simplicité factorielle. Cela est

retrouvé en analyse avec le package TAM, appliquant les modèles de l'Item Response Theory, qui donne même un modèle plus « pur », sans saturation croisée.

Etonnement la simplicité factorielle est préservée avec une EFA avec seulement 3 dimensions, on observe alors le regroupement attendu théoriquement, les dimensions d'urgences (positive et négative) se regroupent, les dimensions manque de persévération et préméditation se regroupent et seule la recherche de sensation reste spécifique. On voit donc le regroupement selon la théorie du FFM, avec le névrosisme (urgence), le caractère consciencieux (manque de Pr et Pm) et l'ouverture avec la recherche de sensation.

5.1.6 Résultats de l'analyse psychométrique de l'échelle IS-13 en analyse factorielle

Dans notre étude, nous avons voulu tester la validité de l'item 26 (numéroté selon la BIS-11 soit l'item 30 de la BIS-10), alors que nous l'avons supprimé de l'échelle IS-12, puisqu'il présentait une double saturation sur les deux facteurs et que nous voulions présenter une échelle évaluant deux facteurs clairement séparés.

Nous avons d'abord tenté de reproduire les résultats de l'article (Kahn et al., 2019) en montrant que la structure interne pouvait être analysé en tenant compte de 2 facteurs pour les items de l'IS-12, dénommée ainsi ici IS-13.

Nous avons sélectionné les 635 sujets qui avaient moins de 2 réponses manquantes aux 13 items sur les 678 sujets initiaux. Nous avons utilisé une méthode d'imputation par la médiane pour chaque réponse manquante (méthode du package psych de Revelle).

Tableau 40: FA sur l'échelle IS-13 avec deux facteurs sur 635 sujets

Item	MRFA1	MRFA2
1. Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	0.507	-0.086
8. Je suis maître de moi	0.524	-0.088
9. Je me concentre facilement	0.675	0.008
12. Je réfléchis soigneusement	0.862	0.029
21. Je suis quelqu'un de réfléchi	0.747	-0.052
6. J'ai des idées qui fusent	0.203	0.648
14. Je dis les choses sans y penser	-0.159	0.449
17. J'agis sur un « coup de tête »	-0.181	0.707
20. J'agis selon l'inspiration du moment	0.111	0.630
23. J'achète les choses sur un « coup de tête »	-0.172	0.505
25. Je change de passe-temps	0.109	0.554

28. Je dépense ou paye à crédit plus que je ne gagne	-0.227	0.408
30. Quand je réfléchis, mes pensées s'égarent souvent	-0.148	0.487

Lorsque l'on réalise cette analyse factorielle exploratoire avec 2 facteurs sur les 13 items de l'IS-13, les 5 items de la dimension impulsivité cognitiveaturent à $>.32$ sur un facteur et les 8 items de la dimension impulsivité comportementaleaturent à $>.32$ sur un autre facteur. L'item intitulé bis30 (selon la numérotation de la BIS-10)ature uniquement sur le second facteur.

La structure semble donc bien être retrouvée, de manière même plus « pure » que dans l'article de Kahn et al. (2019).

5.1.7 Préalables à l'analyse de l'influence de la désirabilité sociale sur la structure des questionnaires : résultats de l'analyses psychométriques de la BIDR 21 items

5.1.7.1 Analyse factorielle de l'échelle BIDR-21 items

Nous avons analysé l'échelle BIDR 21 items d'abord sur le groupe de 196 patients obtenant des résultats complets à cette échelle.

Nous observons d'emblée que l'item 1 présente de mauvaises qualités psychométriques et nous le supprimons des passations suivantes chez les sujets sains ($N = 175$ à ce moment de l'étude). Cet item 1ature à 0.148 quand on extrait un unique facteur général etature à 0.223 quand on extrait 2 facteurs, nombre de facteurs censés sous-tendre les réponses à la BIDR.

Sur le groupe de 540 sujets (étudiants et patients confondus), on obtient des résultats complets à la BIDR (donc 344 étudiants ayant des réponses complètes). Les étudiants ne pouvaient pas avoir de réponses manquantes puisque le logiciel LimeSurvey empêche les sujets de laisser des réponses non remplies, contrairement aux patients qui, du fait du format papier, avaient très souvent des réponses manquantes, voire des questionnaires entiers non remplis.

Les principaux résultats n'ont pu être obtenus qu'avec la taille maximale d'échantillon ($N=540$), car le logiciel a présenté des problèmes de convergence, lorsque l'échantillon était plus réduit (ex. extraction en mode MRFA sur matrice de corrélations polychoriques, le problème de convergence induisant la nécessité d'utiliser des corrélations de Pearson ou un autre mode d'extraction, or les items présentent souvent un Kurtosis supérieur à 1 malgré le nombre de

possibilité de réponse de 7, donc supérieur à 5 qui est classiquement rapporté comme étant le nombre d'options minimum pour utiliser des corrélations de Pearson).

Plusieurs séquences d'étapes étaient possibles, mais il nous semblait important de tenir compte du biais d'acquiescement pour cette échelle également. Donc nous avons d'abord soumis l'échelle en 20 items (le premier item possédant clairement des propriétés psychométriques de mauvaise qualité ayant été supprimé) à une analyse en considérant que 8 items évaluaient la désirabilité sociale en cotation inversée et 12 items évaluaient la SD en cotation normale. Afin de ne pas perdre en précision dans les données nous n'avons pas utilisé la cotation en 0 ou 1 que propose l'auteur original. En effet, selon la cotation originale les réponses extrêmes (donc soit 6 ou 7 pour les items « normaux » ou 1 ou 2 pour les items inversés) sont cotées 1 et les autres réponses sont cotées 0. Le postulat est que seule une réponse extrême indique un comportement révélateur de SD.

Nous avons donc soumis les 20 items à une analyse avec le logiciel Psychological Test Toolbox (PTTB) en excluant 4 items qui sont en cotation « normale » pour que l'analyse se fasse sur des items équilibrés (balanced) en termes de sens de la cotation (les items 3,8,10,17).

Pour la première analyse nous avons défini 1 unique facteur de contenu et 1 facteur d'acquiescement (ACQ). En effet, le logiciel PTTB, ne permet pas d'utiliser plusieurs dimensions de désirabilité sociale, donc nous devons obtenir un ensemble unidimensionnel de variables utilisables comme variables instrumentales pour mesurer la propension à la SD dans les analyses suivantes concernant les questionnaires de personnalité et d'impulsivité.

Le Goodness of Fit Index (GFI) est mauvais à 0.736. Selon cette analyse les 8 premiers items (qui appartiennent à la sous-dimension autoduperie) présentent une saturation sur le facteur ACQ relativement élevée (3 items sur 8 ayant une saturation supérieure à 0.32, avec une moyenne de saturation pour les 8 items de 0.303) et surtout une saturation sur la dimension SD inférieure à .32, sauf pour l'item 5. Mais cet item présente une saturation équivalente sur le facteur ACQ (0.354 pour le facteur ACQ et 0.354 pour le facteur SD).

En revanche, les 13 items suivants ont une saturation supérieure à .32 sur le facteur SD. Comme nous voulons une échelle qui ne mesure que la désirabilité sociale et soit insensible aux effets des biais d'acquiescement, nous avons sélectionné les items qui présentaient une faible saturation sur le facteur ACQ et au contraire présentaient une forte saturation sur le facteur SD (considéré ici comme facteur d'intérêt). Nous présentons dans les annexes les saturations observées des 20 items sur les deux facteurs.

À cette étape nous avons donc présélectionné les 13 items évaluant l'hétéroduperie, puisqu'eux seuls saturent bien sur la dimension SD. De plus, ce que nous souhaitons mesurer relève plutôt de l'hétéroduperie que de l'autoduperie, nous voulions savoir si les personnes avaient tendance à minimiser leurs caractéristiques non socialement désirables lorsqu'ils devaient les « dévoiler » dans les questionnaires.

Parmi les 13 items conservés, on observe un item (item 17) qui sature à 0.29 sur le facteur général, nous l'avons donc supprimé (saturation inférieure à 0.30). Il reste 12 items, dont la moitié sont cotés dans un sens et l'autre moitié est coté dans l'autre sens.

Parmi les 12 items conservés, on observe que les items 11, 18 et 21 présentent une saturation sur le facteur ACQ supérieur à 0.30. Ils sont donc d'emblée exclus. Nous observons cependant qu'il y a un fort effet de la tendance à l'acquiescement, puisque la moyenne de saturation des 13 items sur ce facteur est de 0.21.

Nous avons donc réitéré les analyses sans ces trois items, donc sur les 9 items restant.

Il ressort des analyses que les 6 items qui saturent le plus sur le facteur général en contrôlant sur l'acquiescence sont : items 9, 12, 20 dans un sens et les items 13, 15, 19 (voir tableau 38).

Tableau 41: résultat de l'échelle de désirabilité sociale finale

Items	FacteurACQ	FacteurSD
9. Parfois je mens, s'il le faut	0.317	0.525
12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	0.241	0.385
20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	0.418	0.553
13. Je déclare toujours tout aux douanes	0.071	-0.433
15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	0.231	-0.519
19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	0.022	-0.510

Nous obtenons donc 6 variables instrumentales de désirabilité sociale peu sensibles à l'effet d'acquiescement ou, du moins, également sensible au biais d'acquiescement et comme ces variables sont « équilibrées » (3 « cotation normale » et 3 « cotation inversée »), ce phénomène doit avoir peu d'impacts sur les résultats.

Pour ne pas éviter de traiter l'hypothèse d'une SD comprenant deux dimensions nous avons répété les analyses avec 2 facteurs de contenus (plus le facteur d'ACQ).

Cette analyse retrouve bien 2 facteurs constitués, pour le premier, des 6 items sur 7 d'autoduperie et, pour le second, des 10 items sur 13 évaluant l'hétéroduperie (voir annexes). L'item 6 ne sature pas sur le facteur 1 comme il le devrait et les items 10, 16 et 18, ne saturent

pas sur le facteur 2 comme ils le devraient. Donc on retrouve bien la structure postulée en deux facteurs avec un fit relativement correct ($RMSR = 0.0668$; $GFI = 0.876$)

5.1.7.2 Discussion des résultats : création d'une échelle brève d'évaluation de la désirabilité sociale à utiliser comme variables instrumentales dans les analyses factorielles non linéaires

L'objectif de tester les propriétés psychométriques de la BIDR sur l'ensemble de la population disponible et non seulement sur le groupe des patients, était d'obtenir les propriétés psychométriques avec une fiabilité de la mesure nettement augmentée par l'augmentation du nombre de sujets et donc de la puissance statistique, puisque nous avons plus que doublé la taille de notre échantillon et surtout d'augmenter la précision de l'estimation des scores factoriels aux différentes échelles « corrigés » pour les 2 biais principaux (ACQ et SD, voir les parties suivantes).

Nous avons donc décidé de ne sélectionner que les items renvoyant à la dimension « hétéroduperie » (et non ceux de l'autoduperie), puisque cela renvoie plus au biais qui est présent lors du remplissage des questionnaires, où certains patients peuvent tenter de répondre selon les attentes du soignant.

Nous avons décidé de sélectionner les items 9, 12, 20 et les items 13, 15, 19 (inversés), en analysant la balance saturation sur le facteur principal et saturation sur le facteur ACQ censé représenter la tendance à l'acquiescement. En effet, nous souhaitons évaluer l'effet de la désirabilité sociale sur la structure factorielle des échelles de personnalité et d'impulsivité et le fait pour ce type d'échelle de montrer une forte saturation sur la dimension ACQ tend à montrer que l'item évalue autre chose que la simple désirabilité sociale, ce que nous ne souhaitons pas, d'autant que lorsqu'on utilise les variables marqueurs de la désirabilité sociale, ces variables sont considérées comme orthogonales à l'acquiescement.

Les items sélectionnés sont les suivants :

9. Parfois je mens, s'il le faut

12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné

20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade

13. Je déclare toujours tout aux douanes

15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue

19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas

Pour comparaison nous avons mis les items sélectionnés pour servir de variables marqueur de la SD dans le test OPERAS (Vigil-Colet et al., 2013) :

Je tiens toujours parole

J'ai parfois pris quelque chose qui n'était pas à moi

A l'occasion j'ai parlé de quelqu'un en mal

A l'occasion je me suis servi de quelqu'un

On voit ici un problème dans la sélection des items du test OPERAS, qui est que la cotation n'est pas équilibrée pour ces 4 items, puisque 3 sont en cotation inversée.

On remarque une similarité avec nos items, qui désigne vraiment des comportements bénins et sans conséquence, que l'on peut normalement facilement avouer. Notre courte échelle ne comprend que des items concernant l'hétéroduperie et non l'autoduperie, qui semble peu fiablement évaluée dans notre étude par les items sélectionnés.

Nous voyons surtout que notre courte échelle de désirabilité sociale ne fait pas intervenir d'items sur l'exploitation des autres et donc qui saturerait sur les dimensions en lien aux comportements sociaux.

Nous avons décidé de coter les items de notre échelle sur 5 points, comme le sont les items de la BFI-Fr et de l'HEXACO. Ainsi, quand l'individu obtient un score de 1 ou 2 le score est de 1, 3 donne 2, 4 donne 3, 5 donne 4 et 6 ou 7 donne 5.

Donc le score varie de 1 à 5, avec la réponse médiane de 3.

5.1.8 Analyse de la structure interne de l'échelle MARS avec la prise en compte de la désirabilité sociale

5.1.8.1 Analyse factorielle exploratoire de l'échelle MARS avec le logiciel PTTB

Le biais d'acquiescement ne peut pas être évalué pour cette échelle car 8 items sur 10 évaluent la non-observance (au sens où quand le sujet répond « oui », cela indique une mauvaise observance, mais la cotation est inversée), ce qui empêche d'en faire une version équilibrée dans le sens d'évaluation de l'observance. Avec la méthode d'extraction MRFA du logiciel PTTB (Psychological Test ToolBox), l'analyse parallèle montre qu'une seule dimension

présente un pourcentage de variance (39.7 %) extrait supérieur à celui obtenu sur des FA aléatoires (20.2 %). Dès le second facteur, le pourcentage de variance extrait se situe sous le niveau du second facteur aléatoire.

Fiabilité des scores obliques obtenus par EAP (reliability of phi-information oblique EAP scores), Ferrando & Lorenzo-Seva (2016)

Factor EAP Reliability estimate

SD : 0.6719

Factor 1 : 0.7423

Tableau 42: saturations factorielles des items de la MARS sur le facteur SD et le facteur de contenu

Item	SD	Factor 1
9. Parfois je mens, s'il le faut	0.591	0
12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	0.407	0
20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	0.638	0
13. Je déclare toujours tout aux douanes	0.372	0
15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	0.381	0
19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	0.244	0
[1] Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ?	0.19	0.251
[2] Négligez-vous parfois l'heure de prise d'un de vos médicaments ?	0.315	0.125
[3] Lorsque vous vous sentez mieux, interrompez-vous parfois votre traitement ?	0.144	0.591
[4] Vous est il arrivé d'arrêter le traitement parce que vous vous sentiez moins bien en le prenant?	0.055	0.657
[5] Je ne prends les médicaments que lorsque je me sens malade.	0.143	0.49
[6] Ce n'est pas naturel pour mon corps et mon esprit d'être équilibré par des médicaments. (si vous répondez oui : ce n'est pas naturel selon vous)	-0.018	0.34
[7] Mes idées sont plus claires avec les médicaments.	0.085	-0.316
[8] En continuant à prendre les médicaments, je peux éviter de tomber à nouveau malade.	-0.225	-0.347
[9] Avec les médicaments, je me sens bizarre, comme un « zombie ».	0.165	0.617

[10] Les médicaments me rendent lourd (e) et fatigué (e).	0.117	0.457
---	-------	-------

Nous observons que la prise en compte de la SD dans l'analyse de la MARS perturbe de manière importante la structure de l'échelle qui ne semble plus aussi claire que lors de l'analyse factorielle simple.

2 items sur les 10aturent à plus de $|\lambda| \geq .20$ sur le facteur SD et il n'y a plus que 8 items quiaturent à plus de $|\lambda| \geq .30$ sur la dimension unique d'observance. Les 2 items ne saturant plus du tout significativement sur le facteur d'observance sont les items 1 (0.251) et 2 (.125), quiaturent sur le facteur SD (respectivement .19 et .315).

5.1.8.2 Discussion des résultats de la MARS en tenant compte de la désirabilité sociale

L'échelle MARS semble donc particulièrement sensible, dans sa structure, au biais de désirabilité sociale, comme on pouvait s'y attendre. Ce résultat est à pondérer par le fait que la saturation maximale de chaque item (excepté pour l'item 2 : Négligez-vous parfois l'heure de prise d'un de vos médicaments) se situe bien sur le facteur de contenu (ici l'observance).

On voit que les deux items, qui neaturent pas sur le facteur de contenu, sont des questions relativement bénignes, qui peuvent effectivement favoriser une réponse socialement désirable, puisque, pour l'item « négliger l'heure de son traitement », dans le domaine de la psychiatrie, peut être compris comme le prendre à 20H00 au lieu de 18H00, par exemple, ce qui a peu de conséquence et n'est pas forcément ce sur quoi un médecin insisterait le plus. De même, on peut considérer qu'oublier parfois son traitement n'est pas une inobservance radicale, qui marque une opposition franche au traitement. Ainsi, il est rassurant d'observer que les items les plus sensibles à la désirabilité sociale, sont ceux évaluant les comportements les moins significatifs pour évaluer l'observance, alors que les items évaluant des aspects plus spécifiques comme « Lorsque vous vous sentez mieux, interrompez-vous parfois votre traitement ? »aturent effectivement très nettement sur la dimension d'observance.

5.1.9 Analyse de la structure factorielle de l'échelle BFI-Fr en tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement

5.1.9.1 Analyse factorielle exploratoire avec le logiciel PTTB de la BFI-Fr

Grâce au logiciel PTTB et aux 6 items de désirabilité sociale extraits de l'échelle BIDR, nous avons pu évaluer la structure des deux échelles de personnalité en EFA, en tenant compte du biais de désirabilité sociale, ainsi que du biais d'acquiescement.

Nous avons essayé d'utiliser le logiciel sur seulement les patients ayant des données quasi-complètes (par ex. 185 patients ayant des résultats avec moins de 2 réponses manquantes sur l'échelle BFI-Fr et les 6 items de la BIDR, variables instrumentales pour tenir compte de la désirabilité sociale). Premièrement, le logiciel ne parvient pas à estimer le modèle, car les corrélations polychoriques sont mal estimées, alors que sur l'ensemble de la population (N=678), l'analyse converge. Ensuite, nous comparons la fiabilité observée sur les 185 patients à la fiabilité observée sur les 535 sujets (344 étudiants en plus).

Donc pour obtenir des scores factoriels fiables sur notre population de patients, nous avons utilisé les données des sujets sains, en plus, pour calibrer les estimations et ainsi obtenir une estimation plus fiable des scores factoriels de nos patients. La preuve que cela a fonctionné a été entre autres que le programme convergeait quand nous utilisions les données complètes, alors qu'il ne le faisait pas avec les données uniquement des patients. Nous avons obtenu une base de données comprenant 535 sujets, dont 191 patients soit 344 sujets sains en plus des patients.

Tableau 43: Résultat de la fiabilité des scores à la suite de l'analyse PTTB sur 185 patients

Factor	EAP Reliability estimate
SD	0.7571
Acquiescence	0.8822
Factor 1	0.8241
Factor 2	0.8156
Factor 3	0.8568
Factor 4	0.7993
Factor 5	0.8784

Tableau 44: Résultat de la fiabilité des scores à la suite de l'analyse PTTB sur 535 sujets

Factor	EAP Reliability estimate
SD	0.9207
Acquiescence	0.9507
Factor 1	0.9233
Factor 2	0.9259
Factor 3	0.9563
Factor 4	0.9399
Factor 5	0.9495

On voit clairement que le fait d'augmenter la taille de l'échantillon en utilisant des sujets contrôles permet d'estimer de manière beaucoup plus fiable les scores factoriels : tous les EAP reliability estimates sont supérieurs dans le groupe complet que dans le groupe « patients uniquement » et les modèles convergent en corrélations polychoriques, cette taille permet également d'estimer de manière plus fiable les scores de SD et d'acquiescement (ACQ). En effet, sur la population de 535 sujets, on voit donc que tous les facteurs extraits ont une forte fiabilité ($>.90$) et cela même pour les facteurs SD et ACQ, contrairement à ce qui est observé lorsqu'on restreint les analyses au groupe des patients (tous les coefficients $<.90$).

Pour utiliser le logiciel, il faut supprimer les items « non équilibrés », se pose la question de savoir s'il faut équilibrer les items pour chaque dimension, avec l'hypothèse que le degré d'acquiescement pourrait varier selon les dimensions, ou s'il suffit que, sur l'ensemble du test, les cotations soient équilibrées, c'est-à-dire sur un sous-ensemble des 45 items.

Pour l'échelle BFI-Fr, comme il y a 28 items cotés dans le sens de la formulation et 17 items cotés de manière inversée, il fallait, afin d'obtenir une échelle équilibrée, éliminer 11 items, qui présentaient une saturation relativement faible sur leur facteur et qui étaient en cotation non inversée (O : 2, 3, 8,10 ; C : 13,18 ; E : 22,23 ; A : 32,36 ; N : 43). Donc pour l'acquiescence, nous avons fait comme si nous avions une échelle de 34 items équilibrée (la moitié cotée dans un sens, l'autre moitié cotée dans l'autre sens).

L'estimation grâce aux corrélations polychorique a convergé (sur les 535 patients).

Tableau 45: Saturation factorielle de la BFI-Fr en tenant compte des facteurs de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement en plus des 5 facteurs de contenu

Questions	Factor SD	Factor AC	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Dim
9. Parfois je mens, s'il le faut	0.563	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD

12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	0.408	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD
20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	0.591	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD
13. Je déclare toujours tout aux douanes	0.410	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD
15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	0.404	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD
19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	0.488	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	SD
5 ____ est créatif, plein d'idées originales	0.061	0.587	-0.010	0.080	0.565	0.052	-0.023	O
10 ____ s'intéresse à de nombreux sujets	0.045	0.349	0.130	0.183	0.488	-0.001	0.143	O
15 ____ est ingénieux, une grosse tête	0.011	0.386	0.236	0.025	0.289	0.060	-0.159	O
20 ____ a une grande imagination	-0.075	0.596	-0.087	0.068	0.555	-0.118	0.054	O
25 ____ est inventif	0.029	0.527	-0.031	0.032	0.648	0.129	0.008	O
30 ____ apprécie les activités artistiques et esthétiques	0.073	0.414	0.028	0.058	0.600	-0.047	0.088	O
35 ____ préfère un travail simple et routinier	-0.006	0.002	0.003	0.203	-0.329	-0.081	-0.028	O
40 ____ aime réfléchir et jouer avec des idées	0.049	0.386	0.061	0.029	0.545	-0.011	0.062	O
41 ____ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	-0.029	0.038	0.081	0.128	-0.203	0.172	-0.124	O
44 ____ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	0.018	0.366	-0.034	0.001	0.543	-0.034	-0.037	O
3 ____ travaille consciencieusement	0.345	0.085	0.676	0.022	-0.062	-0.081	0.003	C
8 ____ peut être parfois négligent	-0.283	0.182	-0.473	0.030	-0.061	0.132	0.017	C
13 ____ est fiable dans son travail	0.374	0.197	0.592	0.058	-0.112	0.000	0.185	C
18 ____ a tendance à être désorganisé	-0.280	0.132	-0.558	0.087	0.045	0.097	0.125	C
23 ____ a tendance à être paresseux	-0.443	0.265	-0.456	0.060	-0.103	0.074	0.058	C
28 ____ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	0.362	0.230	0.632	0.050	0.019	0.093	-0.059	C
33 ____ est efficace dans son travail	0.370	0.321	0.628	0.048	-0.097	0.042	0.144	C
38 ____ fait des projets et les poursuit	0.291	0.191	0.512	0.117	0.147	0.122	-0.045	C
43 ____ est facilement distrait	-0.345	0.290	-0.488	0.134	-0.049	-0.128	0.133	C
1 ____ est bavard	-0.157	0.235	-0.032	0.709	-0.102	-0.166	0.019	E
6 ____ est réservé	0.005	0.104	0.085	0.859	-0.077	-0.014	0.099	E
11 ____ est plein d'énergie	-0.037	0.146	0.270	0.389	0.029	0.206	0.161	E

16 ____ communique beaucoup d'enthousiasme	0.012	0.331	0.101	0.509	0.045	0.164	0.267	E
21 ____ a tendance à être silencieux	-0.016	0.129	0.036	-	-0.036	0.037	0.097	E
26 ____ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	0.016	0.168	0.062	0.530	0.172	0.171	-0.223	E
31 ____ est quelque fois timide, inhibé	-0.011	0.235	0.016	-	-0.137	-0.025	0.132	E
36 ____ est sociable, extraverti	0.016	0.175	0.040	0.755	0.014	0.105	0.106	E
2 ____ a tendance à critiquer les autres	-0.281	0.181	0.164	0.197	-0.251	-0.101	-0.512	A
7 ____ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	0.245	0.201	0.080	0.181	-0.140	-0.072	0.562	A
12 ____ commence facilement à se disputer avec les autres	-0.293	0.224	-0.041	0.216	-0.158	-0.098	-0.533	A
17 ____ est indulgent de nature	0.061	0.186	-0.193	-	-0.105	0.223	0.615	A
22 ____ fait généralement confiance aux autres	0.042	0.062	-0.201	0.260	-0.154	-0.013	0.425	A
27 ____ est parfois dédaigneux, méprisant	-0.279	0.246	-0.002	0.028	-0.070	0.077	-0.614	A
32 ____ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	0.188	0.268	0.054	0.172	-0.116	-0.046	0.764	A
37 ____ est parfois impoli avec les autres	-0.326	0.234	-0.169	0.132	-0.107	0.065	-0.483	A
42 ____ aime coopérer avec les autres	0.117	0.116	0.020	0.481	-0.030	0.009	0.474	A
45 ____ cherche des histoires aux autres	-0.236	0.141	-0.050	0.153	-0.245	0.051	-0.523	A
4 ____ est déprimé, cafardeux	-0.167	0.273	-0.156	-	-0.041	-0.513	-0.097	N
9 ____ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	0.019	0.071	-0.033	0.065	-0.067	0.834	-0.033	N
14 ____ peut être angoissé	-0.073	0.327	0.064	-	0.103	0.034	-0.760	N
19 ____ se tourmente beaucoup	-0.148	0.344	0.000	-	-0.067	-0.731	0.019	N
24 ____ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	-0.002	0.049	0.050	-	-0.024	0.744	0.074	N
29 ____ peut être lunatique, d'humeur changeante	-0.298	0.390	-0.026	-	-0.099	-0.312	-0.240	N
34 ____ reste calme dans les situations angoissantes	0.151	0.025	0.030	-	-0.002	0.718	0.067	N
39 ____ est facilement anxieux	-0.054	0.287	0.049	-	-0.003	-0.835	0.024	N

Pour la dimension SD, les 6 items « instrumentaux » de la BIDRaturent bien et positivement sur la dimension « désirabilité sociale » (saturation la plus faible 0.404).

De nombreux items saturent sur la dimension ACQ (nous détaillons les résultats ci-dessous) et bien sûr seuls les items saturant positivement sur cette dimension sont « intéressants », montrant donc un biais d'acquiescement. Nous considérons qu'une saturation significative est à $|\geq .20|$ pour les deux dimensions de biais.

Pour la dimension ouverture du BFI-Fr, 7 items sur 10 saturent significativement ($>.30$) sur le facteur 3, les items ont une saturation moyenne de 0.476. Huit items saturent significativement sur le facteur ACQ (saturation moyenne = 0.365). Cependant, les items de la dimension ouverture présente une faible saturation sur le facteur SD (saturation moyenne = 0.040). Ainsi la saturation des items de la dimension ouverture saturent de manière quasi équivalente sur la dimension ACQ et le facteur 3. Cependant le facteur 3 ne présente que des saturations significatives pour les items de la dimension ouverture, donc on peut considérer que ce facteur évalue fiablement la dimension ouverture, mais qu'il est important de contrôler les analyses sur le biais d'acquiescement (facteur O).

Pour la dimension conscience du BFI-Fr, 9 items sur 9 saturent sur le facteur 1. Neuf items sur 9 saturent sur le facteur SD à $|\geq .20|$ et 4 sur le facteur ACQ selon le même critère. La saturation moyenne sur le facteur SD est de .344 et de .210 sur la dimension ACQ, tandis que sur le facteur 1, la saturation moyenne est de .557. Ainsi, le facteur sur lequel saturent le plus fortement les items de la dimension conscience est bien le facteur 1, qui peut être renommé facteur C.

Pour la dimension extraversion du BFI-Fr, 8 items sur 8, saturent sur le facteur 2, avec une saturation moyenne de .656. Trois items saturent significativement ($\geq .20$) sur le facteur ACQ avec une saturation moyenne de 0.190. Cependant, la saturation des items sur le facteur SD est faible (saturation moyenne = 0.034). on peut donc renommer ce facteur le facteur E.

Pour la dimension agréabilité 10 items sur 10 saturent significativement sur le facteur 5, avec une saturation moyenne de 0.550 ; mais 5 items saturent aussi significativement sur le facteur SD avec une moyenne de 0.207. Cinq items saturent significativement sur le facteur ACQ avec une saturation moyenne de 0.186. Donc le facteur 5 est le facteur A.

Pour la dimension névrosisme du BFI-Fr, 8 items sur 8 saturent significativement sur le facteur 4, avec une saturation moyenne de .681 ; le facteur 4 peut donc être considéré comme reflétant le névrosisme (facteur N). Seul un item sature sur le facteur SD (BFI 29), la saturation moyenne en valeur absolue sur le facteur SD est de 0.114 ; et 5 items saturent sur le facteur ACQ, les items N ont une saturation moyenne sur le facteur ACQ de 0.221.

5.1.9.2 Discussion de l'analyse factorielle exploratoire du BFI-Fr avec PTTB

Au vu des résultats précédents, nous pouvons établir que nous retrouvons bien les facteurs théoriques de la BFI-Fr et nous pouvons affirmer pour l'échelle BFI-Fr la correspondance entre les facteurs et les dimensions du modèle présentée dans le tableau suivant.

BFI-Fr	Dimension	Sens du facteur
F1	C	+
F2	E	+
F3	O	+
F4	N	+
F5	A	+

5.1.10 Analyses psychométriques de l'échelle HEXACO-60 items en tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement

5.1.10.1 Analyse factorielle de l'échelle HEXACO-60 items en tenant compte de la désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement avec le logiciel PTTB

Nous avons réalisé une analyse avec le logiciel PTTB, sur l'échelle HEXACO en corrigeant la structure factorielle sur la désirabilité sociale grâce à la version 6 items de la BIDR et à la fonction « évaluation de l'acquiescence » de PTTB et en postulant que 6 facteurs de contenus sont évalués par cette échelle (en plus possiblement des facteurs ACQ et SD).

Nous observons que 8 dimensions ressortent selon l'analyse parallèle réalisée sur matrices de corrélations polychoriques. Il doit donc y avoir 6 facteurs de contenu, 1 facteur d'ACQ (acquiescement) et 1 facteur de SD (désirabilité sociale).

Selon le mode de cotation présenté en annexe, il faut inverser 29 items sur 60 et 31 items sont coté dans le sens initial. Donc on peut penser que le questionnaire est raisonnablement équilibré pour évaluer le biais d'acquiescence, mais nous avons tout de même supprimer deux items dans le calcul (item ligne 22 et 23).

Tableau 46: Fiabilité des scores obliques obtenus par EAP (reliability of phi-information oblique EAP scores)

Factor	EAP Reliability estimate
SD	0.9326 (désirabilité sociale)
Acquiescence	0.8984 (tendance à l'acquiescement)

Factor 1	0.9220 (Emotionnalité / Névrosisme)
Factor 2	0.9223 (Agréabilité)
Factor 3	0.9386 (eXtraversion)
Factor 4	0.8817 (Honnêteté - Humilité)
Factor 5	0.9143 (Caractère Conscientieux)
Factor 6	0.9243 (Ouverture d'esprit)

Pour le nom attribué aux facteurs veuillez voir la partie discussion.

Tableau 47: : Saturation factorielle de l'HEXACO en tenant compte des facteurs de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement en plus des 6 facteurs de contenu

Item	SD	AC	F1	F2	F3	F4	F5	F6	Dimension
bidr9	-0.5896	0	0	0	0	0	0	0	SD
bidr12	-0.3958	0	0	0	0	0	0	0	SD
bidr20	-0.5736	0	0	0	0	0	0	0	SD
bidr13	-0.4038	0	0	0	0	0	0	0	SD
bidr15	-0.3987	0	0	0	0	0	0	0	SD
bidr19	-0.4995	0	0	0	0	0	0	0	SD
hexaco6	-0.2748	0.0872	-0.0495	-0.0724	0.1568	0.3785	0.1204	0.0288	H
hexaco30	0.3796	0.0504	0.0092	0.0732	0.0196	-0.3753	0.0477	0.0746	H
hexaco54	-0.2945	0.1543	0.0729	-0.1337	0.0203	0.4442	-0.0854	-0.0542	H
hexaco12	0.66	0.0987	-0.1211	-0.0899	0.1715	-0.1969	0.0231	-0.1169	H
hexaco36	-0.4084	0.0983	-0.1004	-0.0621	0.2147	0.3094	-0.1265	0.0025	H
hexaco60	0.7278	0.0683	-0.1247	-0.0667	0.1387	-0.2684	0.055	-0.1234	H
hexaco18	-0.3139	0.1046	-0.0543	0.1688	0.0079	0.5018	-0.0755	-0.0282	H
hexaco42	0.2209	0.1281	0.1239	-0.1354	-0.0543	-0.4127	0.0789	0.0404	H
hexaco24	0.0668	0.4129	-0.0111	0.0476	-0.0592	-0.596	0.0611	0.1048	H
hexaco48	0.1402	0.2868	-0.0716	-0.04	0.0314	-0.6826	0.0349	0.0267	H
hexaco5	-0.0257	0.1789	0.2277	0.0966	0.2147	-0.214	0.146	0.1934	E
hexaco29	-0.0377	0.1691	0.2873	0.13	0.1804	-0.1564	0.2074	0.088	E
hexaco53	-0.0986	0.0856	-0.664	0.0757	-0.1677	0.0371	0.0137	-0.0616	E
hexaco11	0.0329	0.2034	0.5011	-0.0824	0.2869	0.073	0.1844	-0.0219	E
hexaco35	0.0965	0.0839	-0.5859	0.0979	-0.3022	0.0009	-0.159	0.0887	E
hexaco17	0.0117	0.3524	0.5681	0.0618	-0.1223	-0.0874	-0.1243	0.0936	E
hexaco41	-0.1168	0.0453	-0.6412	-0.0215	-0.019	0.1157	0.1409	-0.033	E
hexaco23	0.1169	0.1987	0.5551	0.1659	-0.0345	0.0983	0.209	-0.0854	E
hexaco47	0.0857	0.2845	0.61	0.0489	-0.0228	0.1013	0.1475	0.0033	E
hexaco59	0.0156	0.0126	-0.756	-0.0236	0.079	-0.0175	0.0346	0.0343	E
hexaco4	-0.0931	0.1229	-0.229	0.1668	-0.5259	-0.0301	0.2883	0.1287	X
hexaco28	-0.0035	0.0108	0.0529	0.057	0.4352	0.2327	0.0798	0.0467	X
hexaco52	0.0089	0.0444	0.2323	-0.0474	0.4888	0.0481	-0.2504	-0.1274	X
hexaco10	0.0359	0.0018	-0.0063	0.2603	0.5376	0.1927	0.1401	0.2025	X
hexaco34	-0.0641	0.3609	0.0056	-0.1319	-0.5431	-0.1451	-0.2265	-0.0668	X
hexaco58	0.0006	0.3017	-0.0418	-0.1801	-0.5381	-0.2046	-0.066	-0.2233	X
hexaco16	-0.0628	0.3421	0.1112	-0.0188	-0.4669	0.1398	-0.0754	0.0532	X
hexaco40	-0.01	0.3584	0.2606	0.0204	-0.4005	-0.2189	-0.1226	-0.085	X

hexaco22	-0.0262	0.27	-0.0249	0.1436	-0.643	0.0786	0.1944	0.0494	X
hexaco46	-0.005	-0.0428	0.0566	-0.1464	0.7211	-0.0568	-0.1266	-0.0704	X
hexaco3	-0.0713	0.1738	0.084	0.5668	-0.0858	0.1113	-0.0962	0.0524	A
hexaco27	-0.1373	0.2454	0.0752	0.5716	-0.0869	0.1073	-0.1058	-0.0059	A
hexaco9	0.2093	0.1103	-0.0795	-0.5085	0.0877	-0.1049	0.0025	0.1139	A
hexaco33	-0.0897	0.1675	0.1313	0.3786	-0.0247	0.1341	-0.0638	-0.0312	A
hexaco51	-0.1817	0.2324	0.0282	0.5432	0.1439	0.1762	0.0149	-0.052	A
hexaco15	0.334	0.1636	0.0036	-0.4979	-0.0885	0.1763	0.1415	-0.0036	A
hexaco39	-0.1784	0.2516	0.0346	0.3555	-0.0042	0.0445	0.0089	0.0053	A
hexaco57	0.1871	0.1476	0.0934	-0.4578	-0.1744	0.0667	0.1071	0.0016	A
hexaco21	0.333	0.2012	0.0284	-0.6432	0.0793	0.1043	-0.0294	0.08	A
hexaco45	-0.0401	0.0769	-0.1121	0.659	0.0944	-0.1288	0.098	-0.1691	A
hexaco2	-0.295	0.1204	0.1687	-0.0411	0.0213	-0.0882	0.5544	0.1435	C
hexaco26	0.266	0.2082	-0.1163	0.1123	0.1428	-0.0624	-0.432	-0.095	C
hexaco8	-0.2253	0.3175	-0.0268	-0.1669	-0.3543	0.0715	0.492	0.0508	C
hexaco32	0.446	0.0993	-0.0711	0.1148	0.1146	-0.1133	-0.4018	0.2294	C
hexaco14	0.1581	0.1104	-0.1334	0.1355	-0.0261	-0.0039	-0.4639	0.2062	C
hexaco38	-0.3728	0.1807	0.0129	-0.0982	-0.0006	0.0136	0.6013	-0.1265	C
hexaco50	-0.2629	0.115	-0.0005	-0.2251	0.1303	-0.0854	0.5192	-0.1428	C
hexaco20	0.181	0.3186	0.0419	-0.1424	0.0618	0.0238	-0.368	0.0851	C
hexaco44	0.2977	0.2842	0.046	-0.2615	0.2331	0.0654	-0.5068	0.0515	C
hexaco56	0.1443	0.3078	-0.0106	-0.1204	-0.2208	0.1284	-0.4463	-0.0571	C
hexaco1	0.1271	0.026	-0.0684	0.006	0.0099	-0.0628	-0.0046	0.6876	O
hexaco25	-0.1433	0.2071	0.0093	0.0693	0.0101	0.0183	-0.033	-0.6881	O
hexaco7	-0.0787	0.0488	-0.1278	0.0502	-0.0651	0.0824	-0.0458	-0.4792	O
hexaco31	0.2699	0.1266	0.0801	-0.0262	-0.0711	0.0583	-0.0035	0.5702	O
hexaco13	0.0786	0.241	0.0728	0.0662	0.1392	-0.0359	0.0387	-0.7381	O
hexaco37	0.091	0.2796	-0.0498	-0.0021	-0.0472	-0.0277	0.1554	-0.4797	O
hexaco49	0.0236	-0.0407	-0.0628	-0.0605	0.0561	0.0799	-0.1633	0.443	O
hexaco19	-0.0304	0.088	0.02	-0.0531	-0.0264	0.1523	0.1054	0.258	O
hexaco43	0.0519	0.1624	-0.0234	-0.0129	-0.0584	0.064	0.0158	-0.4966	O
hexaco55	0.0844	0.0138	0.0122	-0.1479	0.1406	-0.0319	-0.0017	0.6203	O

Nous observons que les items des deux dimensions « honnêteté-humilité » et « caractère consciencieux » sont ceux quiaturent le plus sur la dimension SD avec une saturation moyenne respectivement de .35 et .27. Le névrosisme ou stabilité émotionnelleature très peu sur cette dimension de SD. Les items correspondant aux dimensions « extraversion », « caractère consciencieux » et « agréabilité » sont ceux quiaturent le plus sur la dimension ACQ (loadings ≈ 0.20).

Le facteur 4 est composé de 8 items de la dimension Honnêteté-Humilité (H), donc 2 items de cette dimension neaturent pas sur ce facteur, mais ces deux items ont leur saturation maximale sur ce facteur. Cependant, les items de cette dimensionaturent particulièrement sur le facteur SD, puisque 8 items sur 10aturent à plus de $|.20|$ sur la dimension SD, donnant une saturation

moyenne sur ce facteur de 0.349. Cependant, la saturation moyenne des items sur le facteur 4 est de 0.417, donc supérieure à celle sur le facteur SD.

Le facteur 1 est composé de 8 items sur 10 de la dimension stabilité émotionnelle (E), aucun autre item ne sature significativement sur ce facteur. De plus, les deux items qui ne saturent pas à $|\lambda| \geq .32$, ont leur saturation maximale sur ce facteur. La saturation des items de cette dimension sur le facteur SD est faible (0.064), mais 4 items saturent significativement sur le facteur ACQ avec une saturation moyenne de $|\lambda| \geq 0.161$.

Le facteur 3 est composé des 10 items de la dimension extraversion qui saturent à plus de $|\lambda| \geq .32$. Les items de la dimension extraversion saturent peu sur le facteur SD. Cependant, on observe 5 items qui saturent sur le facteur ACQ à plus de $|\lambda| \geq .20$, avec une saturation moyenne de 0.186. Aucun item de la dimension X ne sature sur le facteur SD.

Le facteur 2 est composé des 10 items de la dimension agréabilité (A), 3 items saturent sur le facteur SD avec une saturation moyenne de .176 et 4 items saturent sur le facteur ACQ avec une saturation moyenne de 0.177.

Le facteur 5 est composé des 10 items de la dimension « caractère consciencieux ». Sept items de la dimension « caractère consciencieux » (C) saturent sur le facteur SD avec une saturation moyenne de 0.265 et 5 items saturent significativement sur le facteur ACQ avec une saturation moyenne de 0.206.

Le facteur 6 est composé de 9 items sur 10 de la dimension ouverture intellectuelle, avec une saturation moyenne de $|\lambda| \geq 0.546$. Seul l'item 19 sature à seulement 0.258 sur le facteur 6, mais c'est sa saturation maximale. Un seul item sature sur le facteur SD et 3 items saturent sur le facteur ACQ.

Grâce aux analyses réalisées avec le logiciel PTTB, nous obtenons des scores factoriels aux différentes dimensions mises clairement en évidence et correspondant aux modèles théorétiques tout en limitant l'effet des biais ACQ et SD sur ces scores.

Pour l'échelle HEXACO, la correspondance entre les facteurs et les dimensions du modèle est donc la suivante :

HEXACO	Dimension	sens du facteur
F1	Em-N	-
F2	A	+
F3	eX	-
F4	H	+

F5	C	+
F6	O	-

5.1.10.2 Réplication des résultats du logiciel PTTB avec le package vampyr

Questions	F_SD	F_ACQ	F1	F2	F3	F4	F5	F6	Dim
9. Parfois je mens, s'il le faut	0.57	0	0	0	0	0	0	0	SD
12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	0.408	0	0	0	0	0	0	0	SD
20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	0.581	0	0	0	0	0	0	0	SD
13. Je déclare toujours tout aux douanes	0.411	0	0	0	0	0	0	0	SD
15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	0.404	0	0	0	0	0	0	0	SD
19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	0.483	0	0	0	0	0	0	0	SD
6. Je n'aurais pas recours à la flatterie pour obtenir une augmentation de salaire ou une promotion, même si je crois que cela aurait d'excellentes chances de réussir.	0.262	0.062	0.164	-0.11	-0.05	-0.02	0.39	-0.08	H
30. Pour obtenir quelque chose de quelqu'un en particulier, je rirais de ses blagues même si elles sont plates.	-0.37	0.071	0.034	-0.03	0.012	-0.07	-0.4	0.072	H
54. Je ne ferais pas semblant d'aimer une personne dans le seul but d'obtenir une faveur d'elle.	0.281	0.134	0.017	0.072	0.082	0.052	0.477	-0.15	H
12. Si j'avais la certitude de ne jamais me faire prendre, je volerais volontiers un million de dollars.	-0.64	0.082	0.176	0.008	-0.1	0.13	-0.22	-0.1	H
36. Je n'accepterais jamais de pot-de-vin, aussi gros soit-il.	0.392	0.073	0.221	0.113	-0.1	0.007	0.329	-0.07	H
60. Je serais tenté(e) d'utiliser de la fausse monnaie si j'étais certain(e) de ne jamais me faire prendre.	-0.7	0.066	0.142	-0.03	-0.11	0.127	-0.3	-0.08	H
18. Avoir beaucoup d'argent n'est pas particulièrement important pour moi.	0.3	0.097	0.011	0.071	-0.06	0.026	0.51	0.171	H
42. Posséder des articles de luxe me ferait très plaisir.	-0.22	0.137	-0.04	-0.07	0.122	-0.03	-0.41	-0.14	H
24. Je crois mériter plus de respect qu'une personne moyenne.	-0.07	0.421	-0.02	-0.03	-0.01	-0.08	-0.58	0.028	H

48. Je veux que les gens sachent que je suis une personne importante et supérieure.	-0.14	0.301	0.064	-0.01	-0.08	-0.02	-0.67	-0.06	H
5. J'ai peur de voyager en cas d'intempéries.	0.028	0.186	0.244	-0.13	0.225	-0.2	-0.21	0.087	Em
29. Les dangers physiques me font très peur.	0.036	0.163	0.201	-0.19	0.291	-0.09	-0.15	0.125	Em
53 ; Même en cas d'urgence, je ne panique pas.	0.098	0.101	-0.15	-0.01	-0.67	0.072	0.041	0.071	Em
11. Parfois, je ne peux m'empêcher de m'inquiéter pour des incidents sans importance.	-0.03	0.174	0.309	-0.18	0.508	0.029	0.079	-0.09	Em
35. J'ai tendance à beaucoup moins m'inquiéter que la plupart des gens.	-0.09	0.124	-0.29	0.17	-0.6	-0.09	0.004	0.083	Em
17. Lorsqu'une expérience douloureuse m'afflige, j'ai besoin de quelqu'un pour me sentir mieux.	-0.01	0.343	-0.1	0.143	0.566	-0.09	-0.07	0.051	Em
41. Je peux gérer les situations difficiles sans le soutien moral de qui que ce soit.	0.112	0.065	-0.01	-0.13	-0.64	0.044	0.125	-0.03	Em
23. Voir quelqu'un pleurer me donne envie de pleurer moi-même.	-0.11	0.197	-0.03	-0.19	0.559	0.077	0.091	0.164	Em
47. Je me sens très émotif(ve) quand une personne qui m'est proche s'en va pour une longue période.	-0.08	0.276	-0.01	-0.13	0.62	-0.01	0.096	0.044	Em
59. Je reste impassible même dans des situations où la plupart des gens deviennent très émotifs.	-0.02	0.017	0.088	-0.02	-0.76	-0.02	-0.01	-0.03	Em
4. Je me sens raisonnablement satisfait de moi-même dans l'ensemble.	0.093	0.224	-0.49	-0.28	-0.25	-0.14	-0.03	0.157	eX
28. J'estime que je suis une personne peu populaire.	0	-0.067	0.409	-0.07	0.079	-0.03	0.222	0.053	eX
52. J'estime parfois que je suis une personne sans valeur.	-0.01	-0.065	0.447	0.258	0.271	0.147	0.049	-0.05	eX
10. Je fais rarement part de mes opinions pendant des réunions de groupe.	-0.04	-0.022	0.558	-0.13	-0.01	-0.19	0.193	0.263	eX
34. Dans des situations sociales, je suis la personne qui fait généralement les premiers pas.	0.06	0.39	-0.51	0.229	-0	0.068	-0.12	-0.14	eX
58. Lorsque je suis en groupe, je suis souvent le ou la porte-parole.	0.003	0.343	-0.52	0.075	-0.05	0.222	-0.2	-0.19	eX
16. Je préfère les emplois qui exigent une interaction sociale active à un emploi où il faut travailler seul.	0.045	0.382	-0.43	0.075	0.108	-0.05	0.157	-0.02	eX

40. Me faire des amis est ma priorité quand je suis dans un nouvel environnement.	0.01	0.386	-0.37	0.137	0.255	0.088	-0.21	0.016	eX
22. La plupart du temps, je suis jovial(e) et optimiste.	0.02	0.338	-0.62	-0.18	-0.03	-0.06	0.073	0.132	eX
46. La plupart des gens sont plus optimistes et dynamiques que moi.	0	-0.117	0.712	0.122	0.075	0.082	-0.04	-0.15	eX
3. Je suis rarement rancunier(ère), même envers les personnes qui m'ont causé de graves préjudices.	0.067	0.261	-0.02	0.095	0.047	-0.05	0.13	0.56	A
27. Mon attitude envers ceux qui m'ont traité injustement est de « pardonner et oublier ».	0.135	0.304	-0.03	0.109	0.047	0.01	0.128	0.556	A
9. Les gens me disent parfois que je juge trop les autres.	-0.2	0.104	0.111	0.014	-0.09	-0.12	-0.11	-0.53	A
33. Je juge souvent les autres avec indulgence.	0.084	0.175	-0.01	0.069	0.139	0.037	0.139	0.376	A
51. Même lorsque les gens commettent de nombreuses erreurs, j'émetts rarement des commentaires négatifs.	0.173	0.232	0.166	-0	0.031	0.067	0.182	0.528	A
15. Les gens disent parfois que je suis une personne têtue.	-0.33	0.153	-0.07	-0.13	0.002	0.002	0.174	-0.51	A
39. Je suis plutôt flexible dans mes opinions lorsque les gens ne sont pas d'accord avec moi.	0.17	0.258	0.012	0.009	0.042	0.008	0.055	0.343	A
57. Lorsqu'on me dit que j'ai tort, ma réaction première est de défendre mon point de vue.	-0.19	0.153	-0.16	-0.11	0.085	-0.01	0.074	-0.47	A
21. Les gens trouvent que je suis une personne qui se fâche facilement.	-0.32	0.157	0.106	0.049	0.029	-0.08	0.1	-0.66	A
45. La plupart des gens se fâchent plus rapidement que moi.	0.034	0.086	0.083	-0.09	-0.09	0.177	-0.13	0.652	A
2. J'organise et je prévois à l'avance afin d'éviter de tout bousculer à la dernière minute.	0.28	0.191	0.07	-0.57	0.144	-0.16	-0.07	-0.05	C
26. Au travail, mon désordre me cause parfois des problèmes.	-0.26	0.153	0.137	0.455	-0.09	0.126	-0.07	0.099	C
8. Je me donne au maximum afin d'atteindre un but.	0.224	0.341	-0.33	-0.47	-0.03	-0.06	0.081	-0.18	C
32. Je ne fais que le strict minimum de mon travail.	-0.43	0.079	0.118	0.429	-0.06	-0.21	-0.12	0.108	C
14. Lorsque je travaille, je me soucie peu des petits détails.	-0.16	0.113	-0.02	0.478	-0.13	-0.2	0.002	0.129	C

38. Je fais toujours mon travail avec minutie, même lorsque cela exige plus de temps.	0.357	0.202	0.026	-0.59	0.004	0.119	0.024	-0.11	C
50. On me qualifie souvent de perfectionniste.	0.253	0.132	0.151	-0.53	-0.01	0.134	-0.08	-0.23	C
20. Lorsque je prends des décisions, je me fie à mon intuition du moment plutôt que de prendre le temps d'évaluer rationnellement la question.	-0.18	0.277	0.073	0.393	0.063	-0.06	0.028	-0.15	C
44. Je fais beaucoup d'erreurs, parce que je ne pense pas avant d'agir.	-0.29	0.198	0.227	0.536	0.079	-0.02	0.069	-0.27	C
56. Je préfère être spontané(e) que de m'en tenir à un plan.	-0.13	0.282	-0.21	0.466	-0.01	0.069	0.132	-0.14	C
1. Visiter une galerie d'art m'ennuierait.	-0.12	0.032	0.023	0.019	-0.07	-0.68	-0.06	-0	O
25. Si j'en avais la chance, j'aimerais bien assister à un concert de musique classique.	0.143	0.201	0.013	0.032	0.011	0.689	0.03	0.063	O
7. Apprendre l'histoire et les politiques d'autres pays m'intéresse.	0.075	0.055	-0.06	0.031	-0.14	0.476	0.093	0.051	O
31. Je n'ai jamais vraiment aimé feuilleter une encyclopédie.	-0.26	0.134	-0.05	0.029	0.082	-0.57	0.052	-0.04	O
13. J'aimerais bien créer une œuvre d'art comme un roman, une chanson ou une peinture.	-0.08	0.215	0.141	-0.02	0.095	0.755	-0.04	0.06	O
37. On me dit souvent que j'ai beaucoup d'imagination.	-0.08	0.295	-0.02	-0.14	-0.05	0.488	-0.03	-0.02	O
49. Je ne me considère pas comme une personne artistique ou créative.	-0.03	-0.057	0.045	0.152	-0.06	-0.44	0.086	-0.06	O
19. Porter attention aux idées radicales est une perte de temps.	0.033	0.091	-0	-0.09	0.018	-0.26	0.143	-0.06	O
43. J'aime bien les gens qui sont capables d'une vision non conventionnelle des choses.	-0.05	0.142	-0.07	-0.01	-0.01	0.504	0.064	-0.02	O
55. Parler de philosophie m'ennuie.	-0.08	0.011	0.158	0.017	0.01	-0.62	-0.03	-0.16	O

Les résultats sont globalement identiques à ceux obtenus avec le logiciel PTTB, quasiment tous les chiffres sont identiques à la première décimale, ce qui signifie que les items saturant significativement dans le modèle issu de PTTB (saturation > |.30|)aturent également dans ce modèle et les items qui neaturent pas neaturent pas ici non plus.

5.1.11 Relation entre les scores obtenus à la BFI-Fr et à l'HEXACO selon le modèle PTTB

5.1.11.1 Corrélations entre les scores factoriels obtenus à la BFI-Fr et à l'HEXACO grâce au logiciel PTTB

Tableau 48: corrélations entre les scores factoriels du BFI-Fr et de l'HEXACO

Variable	BFI SD	BFI ACQ	BFI1 Agr	BFI2 Ouv	BFI3 Ext	BFI4 Consc	BFI5 Nevr
HEXA_SD	<u>.77**</u>	-.27**	-.43**	-0.14	-0.02	-.52**	.28**
HEXA_ACQ	-0.13	<u>.57**</u>	.37**	.22**	.34**	.22**	0.09
HEXA_F1_Em o	.15*	-0.05	0.1	-.22**	0.06	-0.04	<u>.48**</u>
HEXA_F2_Ag	-.40**	0.04	<u>.48**</u>	0.02	-.20**	0.14	-.31**
HEXA_F3_eXt	.41**	-.52**	-.27**	-.29**	<u>-.49**</u>	-.34**	.46**
HEXA_F4_HH	-.42**	.20**	.44**	0.07	0.01	.21**	-0.07
HEXA_F5_Con	-.54**	.26**	.19**	.15*	-0.08	<u>.63**</u>	-0.06
HEXA_F6_Ouv	0.07	-.45**	-0.13	<u>-.58**</u>	-.19**	-0.09	-0.05

Les corrélations soulignées sont celles correspondant à des dimensions similaires entre les deux échelles

* : $p < .05$

** : $p < .01$

On observe une corrélation significative entre le score factoriel (score F) du facteur SD obtenu à l'échelle BFI-Fr et celui obtenu à l'échelle HEXACO ($r = 0.77$), ceci montrant une constance dans la désirabilité sociale manifestée par un même individu dans les deux questionnaires. De même pour le score d'acquiescence, on obtient une corrélation significative et importante entre les deux estimations ($r = 0.57$).

Les scores factoriels obtenus à chaque dimension similaire corréleront avec la dimension correspondante à l'autre questionnaire. Ainsi, le score factoriel d'extraversion obtenu à l'échelle BFI-Fr (qui mesure l'extraversion) corréle négativement avec le score F de cette même dimension obtenu à l'autre échelle (qui mesure l'inverse de l'extraversion soit l'introversion). Mais le score factoriel d'extraversion obtenu à l'échelle HEXACO corréle également positivement avec le score factoriel représentant la dimension névrosisme à l'échelle BFI-Fr. Les scores factoriels suivants issus de l'échelle HEXACO saturent sur le facteur de SD de la BFI-Fr, les dimensions Agréabilité ($r = -.40$), extraversion ($r = .41$), Honnêteté-humilité ($r = -.42$) et caractère consciencieux ($r = -.54$). Seule la dimension ouverture de l'échelle HEXACO

ne corrèle pas significativement avec le facteur BFI-SD. Le facteur Emotionnalité corrèle faiblement avec ce même facteur ($r = .15$).

La dimension acquiescement du BFI-Fr corrèle fortement avec la dimension ACQ de l'HEXACO ($r = .57$; $p < .01$), mais également presque aussi fortement avec les facteurs suivants de l'HEXACO : extraversion ($r = -.52$; $p < .01$), ouverture ($r = -.45$; $p < .01$) ; conscience ($r = .26$; $p < .01$) et Honnêteté-humilité ($r = .26$; $p < .01$).

Le facteur de la BFI-Fr qui corrèle le plus avec le facteur SD de l'HEXACO est le facteur caractère consciencieux ($r = -.52$; $p < .01$) ; suivi du facteur agréabilité ($r = -.43$; $p < .01$) et enfin le névrosisme ($r = .28$; $p < .01$).

La dimension Honnêteté-humilité (HH) corrèle fortement avec le score factoriel Agréabilité de la BFI-Fr (corrélation maximale $r = .44$; $p < .01$), puis avec le facteur BFI-SD ($r = -.42$; $p < .01$) ; puis avec le facteur caractère consciencieux de la BFI.

5.1.11.2 Discussion de l'analyse psychométrique des échelles de personnalité avec le logiciel PTTB

Nous observons que dans l'analyse utilisant le logiciel Psychological Test ToolBox (PTTB), nous observons une structure factorielle simple avec seulement un unique item présentant une saturation secondaire (l'item 42 : « aime coopérer avec les autres »), qui sature à la fois sur sa dimension prédéfinie l'agréabilité, mais également sur le facteur renvoyant à l'extraversion. Lors de l'analyse avec le logiciel FACTOR, on observait 2 items ayant une saturation secondaire, l'item 42 et l'item 29 (« peut être lunatique, d'humeur changeante »), qui saturait sur sa dimension (le névrosisme), mais également sur la dimension « agréabilité » (saturation négative sur une dimension non inversée, donc, sur un facteur qui évalue l'agréabilité).

Ainsi, nous pourrions calculer des scores factoriels aux 5 dimensions extraites, qui seront représentatifs des 5 dimensions théoriques attendues et les utiliser comme approximation des scores au niveau latent des sujets. Ces scores seront extraits des résultats obtenus aux analyses réalisées avec le logiciel Psychological Test ToolBox (PTTB) et seront intégrés dans les analyses menées avec le logiciel R. Il faut rappeler que les scores obtenus avec le logiciel PTTB comprennent les scores aux 5 dimensions, mais également les scores obtenus aux dimensions « tendance à l'acquiescement » (facteur ACQ) et « tendance à la désirabilité sociale (facteur SD).

Pour l'échelle HEXACO, l'utilisation du logiciel PTTB semble encore plus pertinente puisque le nombre de saturation secondaire diminue considérablement passant de 11 avec FACTOR à

1 (item 4) avec PTTB en tenant compte des deux facteurs de biais. On voit donc que la prise en compte des biais de réponse amène à une structure factorielle beaucoup plus simple que l'analyse factorielle standard ne permet de le montrer.

En effet, on voit un effet massif des biais que ce soit du biais de SD ou du biais d'ACQ sur les items de l'échelle HEXACO, puisque, comme on pouvait s'y attendre les items évaluant l'Honnêteté-humilitéaturent fortement sur le facteur SD. Les items de la dimension « caractère consciencieux »aturent également fortement sur le facteur SD, vient ensuite l'agréabilité quiature sur le facteur SD. Les items des autres dimensionsaturent peu sur le facteur SD. En ce qui concerne la tendance à l'acquiescement (facteur ACQ), on observe que les items quiaturent le plus sur cette dimension sont ceux de la dimension extraversion, suivi de près par les items de la dimension agréabilité, puis ceux de la dimension caractère consciencieux. Les dimensions sont assez globalement sensibles au biais d'acquiescement puisque la saturation moyenne varie de 0.138 à 0.203, mais beaucoup plus diversement sensible au biais de désirabilité sociale qui varie de 0.060 à 0.352.

Ainsi, il semble particulièrement important pour étudier les effets des dimensions évaluées par l'échelle HEXACO, d'utiliser les scores factoriels corrigés sur le biais de SD et d'ACQ, grâce au logiciel PTTB. Pour simplifier les analyses nous ferons de même pour l'échelle BFI-Fr.

Nous remarquons que ce ne sont pas les mêmes dimensions des deux inventaires quiaturent fortement sur la désirabilité sociale. Ainsi pour le BFI-Fr ce sont les items de la dimension caractère consciencieux quiaturent sur le facteur SD. Pour l'échelle HEXACO ce sont les items de la dimension « Honnêteté-Humilité » quiaturent fortement sur la dimension SD, cela perturbe la structure factorielle de l'échelle de telle sorte que seuls 8 items sur 10aturent sur le facteur 4 ($> |.32|$), sur lequel neaturent que les items de la dimension H-H, alors que dans la FA réalisée avec FACTOR nous obtenions une saturation significative des 10 items sur cette dimension.

Cependant l'intensité des biais associés à chaque dimension n'est pas la même, malgré le fait que ce soient théoriquement les mêmes dimensions qui sont évaluées. Ainsi, le biais d'acquiescement est très présent dans la dimension ouverture du BFI-Fr, mais nettement moins dans la dimension ouverture de l'HEXACO. La saturation sur les facteurs de confusion semble donc plus liée à la formulation des items qu'aux dimensions à laquelle ils appartiennent.

On voit que la dimension HH est représentée dans l'échelle BFI, qui mesure les 5 dimensions du FFM (et donc pas cette dimension en particulier), par l'agréabilité et pas du tout l'extraversion et par le caractère consciencieux qui révèle souvent un aspect moral important, qui est évalué par la dimension HH du modèle HEXACO. Cet aspect explique aussi la forte

relation avec la désirabilité sociale, qui est effectivement souvent associée à des aspects moraux.

Nous observons également que, l'analyse tenant compte des biais de désirabilité sociale et de la tendance à l'acquiescement, n'est pas totalement efficace, puisque les scores obtenus à une échelle restent fortement corrélés au score factoriel de désirabilité sociale de l'autre échelle. Cela est vrai particulièrement pour l'échelle HEXACO puisque 5 de ses 6 scores restent corrélés significativement au facteur SD de la BFI-Fr, tandis que, inversement, 3 des 5 scores de la BFI-Fr reste corrélés avec le score factoriel SD de l'échelle HEXACO. Le biais d'acquiescement est également omniprésent selon les résultats montrés, puisque les scores factoriels des dimensions latentes que ce soit pour le modèle FFM ou le modèle HEXACO sont très corrélés aux deux scores factoriels de biais d'acquiescement mis en évidence. Donc l'analyse ne permet pas totalement de remédier à la déformation des scores induites par les biais.

Ces résultats montrent les limites de cette approche pour « purifier » les estimations des scores factoriels de ces biais.

5.1.12 Analyse psychométrique de l'échelle UPPS-P

5.1.12.1 Analyse factorielle de l'échelle UPPS-P avec le logiciel PTTB

L'échelle comporte 8 items cotés de manière non inversée (les items des dimensions « manque de préméditation » et « manque de persévérance »), tandis que 12 items sont cotés de manière inversée. Donc il faut supprimer 4 items pour obtenir une estimation sur une échelle équilibrée pour évaluer l'acquiescement (8 items dans un sens et 8 items dans l'autre). Nous avons décidé de supprimer les items 4, 12, 10 et 20, car ils appartiennent à 2 dimensions différentes (UPPS N et P) et qu'il est impossible d'équilibrer les items au niveau de chaque dimension car chaque dimension n'est évaluée que dans un sens de cotation.

L'analyse du logiciel PTTB, réalisée sur 199 patients montre qu'il est impossible à nouveau d'utiliser des corrélations polychoriques pour analyser cette échelle et nous avons donc utiliser des corrélations de Pearson. L'analyse parallèle montre ici que 4 facteurs semblent être suffisant pour expliquer les variations aux différents items.

Nous avons réalisé une analyse en complétant les données des patients avec ceux des étudiants, en postulant 5 facteurs, en plus des facteurs SD et ACQ.

Les saturations de chaque item sur les 5 dimensions mises en évidences et les facteurs SD et ACQ sont présentées en annexe et dans le tableau suivant.

Questions	SD	ACQ	F1_Pers	F2	F3_UrgP	F4_UrgN	F5_Prem_SS	Dim
9. Parfois je mens, s'il le faut	0.583	0	0	0	0	0	0	SD
12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	0.416	0	0	0	0	0	0	SD
20. j'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	0.615	0	0	0	0	0	0	SD
13. Je déclare toujours tout aux douanes	0.394	0	0	0	0	0	0	SD
15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	0.400	0	0	0	0	0	0	SD
19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	0.493	0	0	0	0	0	0	SD
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	0.377	0.186	0.110	0.243	0.153	0.525	0.043	UrgN
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	0.185	0.234	0.068	-0.067	-0.047	0.854	0.075	UrgN
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	0.292	0.151	0.127	0.064	0.139	0.706	0.084	UrgN
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	0.181	0.234	0.104	-0.101	-0.110	0.862	0.076	UrgN
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	0.351	0.154	0.139	0.308	0.629	-0.059	0.065	UrgP
10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	0.300	0.314	0.032	0.000	0.633	-0.073	0.038	UrgP
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	0.397	0.213	0.117	0.098	0.589	0.204	-0.029	UrgP
20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.	0.429	0.244	-0.024	-0.104	0.551	-0.089	-0.003	UrgP
1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	-0.183	0.396	0.195	-0.142	-0.181	-0.197	0.529	Prem
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.	-0.185	0.485	0.198	0.043	-0.307	-0.198	0.458	Prem
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	-0.263	0.348	0.179	-0.217	-0.097	-0.364	0.505	Prem
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	-0.079	0.339	0.209	-0.150	0.006	-0.391	0.485	Prem
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	-0.186	0.701	-0.309	0.400	-0.194	-0.088	0.192	Pers
8. J'achève ce que je commence.	-0.270	0.674	-0.566	0.006	-0.119	-0.045	0.041	Pers

11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	- 0.209	0.639	-0.581	0.001	-0.018	-0.093	0.020	Pers
16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	- 0.320	0.571	-0.465	- 0.034	-0.005	-0.128	0.137	Pers
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	0.277	0.414	0.281	0.110	-0.071	-0.083	-0.600	SS
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	0.248	0.400	0.176	- 0.045	-0.141	0.034	-0.724	SS
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	0.303	0.475	0.071	- 0.168	0.049	-0.124	-0.642	SS
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	0.335	0.520	0.184	- 0.042	0.017	-0.185	-0.588	SS

On note une forte saturation des items sur la dimension SD et sur la dimension ACQ, donc il semble important de prendre en compte ces biais dans les analyses.

Les items de la dimension urgence négativeaturent bien tous sur le facteur 4 avec une saturation supérieure à 0.4.

Le facteur 5 extrait regroupe les items de la dimension manque de préméditation et recherche de sensation.

Le facteur 1 extrait comporte uniquement les 4 items de la dimension manque de persévérance, quiaturent tous significativement sur ce facteur.

Le facteur 3 extrait comporte 4 items de la dimension urgence positive et 1 item de la dimension préméditation.

Le facteur 2 extrait comporte 1 items de la dimension urgence positive (item 2) et 1 item de la dimension persévérance.

Ainsi la prise en compte des biais de ACQ et SD semblent modifier nettement la structure factorielle de l'échelle qui semblait pourtant si claire.

Face à ce résultat et à la possibilité qu'il existe un facteur général d'impulsivité nous avons réalisé une analyse exploratoire bifactorielle. Nous avons donc utilisé le logiciel FACTOR pour extraire un facteur général sur lequel tous les items étaient censés saturés et 5 facteurs spécifiques qui devaient représenter les facettes de l'impulsivité. Nous avons observé les saturations suivantes.

Variable	Lack Pers	UrNeg	SS	Lack prem	UrPosi	GF
upps4	0.032	0.405	-0.004	-0.076	0.177	0.629
upps7	0.025	0.747	-0.004	0.004	-0.049	0.485
upps12	-0.037	0.581	-0.034	-0.028	0.086	0.6
upps17	-0.008	0.687	0.015	0.03	-0.043	0.449
upps2	-0.032	-0.024	-0.073	-0.027	0.425	0.653
upps10	0.072	0.031	0.023	0.058	0.38	0.57
upps15	-0.024	0.172	0.004	-0.039	0.396	0.794
upps20	0.03	0.027	0.092	0.017	0.298	0.506
upps1	-0.008	0.073	-0.016	0.686	-0.034	-0.443
upps6	0.085	0.065	0.063	0.652	-0.054	-0.461
upps13	-0.017	-0.057	-0.032	0.695	-0.005	-0.506
upps19	-0.067	-0.08	-0.019	0.664	0.086	-0.338
upps5	0.694	0.04	0.026	0.114	0.008	-0.265
upps8	0.93	0.012	-0.027	-0.061	-0.016	-0.317
upps11	0.894	-0.042	0.031	-0.081	0.021	-0.25
upps16	0.71	-0.017	-0.05	0.071	0.003	-0.325
upps3	-0.065	0.007	0.754	0.016	0.007	0.323
upps9	-0.013	0.061	0.791	-0.074	-0.06	0.314
upps14	0.057	-0.032	0.762	-0.019	0.014	0.289
upps18	0.001	-0.05	0.776	0.078	0.05	0.294

Étonnamment la structure factorielle est à nouveau clairement retrouvée avec effectivement un facteur général d'impulsivité mais également les 5 facteurs composés des items théoriquement définis. La saturation la plus faible sur le facteur général d'impulsivité est celle de l'item 11 (-0.25).

Cela tend à démontrer que les effets de la SD et de l'ACQ sont bien spécifiques et ne dépendent pas de l'existence d'un facteur général qui viendrait modifier la structure factorielle de l'échelle.

Suite à l'observation que les items de la dimension manque de préméditation et recherche de sensation ne saturaient que sur une unique dimension, nous avons réitéré l'analyse avec un facteur en moins, c'est-à-dire avec 4 facteurs en plus des facteurs SD et ACQ.

Tableau 49: saturations factorielles des items de l'UPPS-P selon le modèle du PTTB en 4 facteurs

Dim	F SD	F AC	UrgPosi	LackPremRS	LackPerse	UrgNeg	Questions
SD	0.583	0	0	0	0	0	9. Parfois je mens, s'il le faut
SD	0.416	0	0	0	0	0	12. Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné
SD	0.615	0	0	0	0	0	20. J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école,

							même si je n'étais pas vraiment malade
SD	0.394	0	0	0	0	0	13. Je déclare toujours tout aux douanes
SD	0.400	0	0	0	0	0	15. Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue
SD	0.493	0	0	0	0	0	19. Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas
UrgP	0.377	0.186	0.536	0.041	0.042	0.218	4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.
UrgP	0.185	0.233	0.846	-0.014	0.104	-0.071	7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.
UrgP	0.292	0.149	0.713	-0.015	0.123	0.148	12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).
UrgP	0.178	0.231	0.865	-0.026	0.146	-0.147	17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.
UrgN	0.352	0.147	-0.036	-0.006	0.061	0.702	2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.
UrgN	0.300	0.315	-0.071	-0.021	0.063	0.615	10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.
UrgN	0.399	0.218	0.207	0.076	0.124	0.599	15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.
UrgN	0.429	0.245	-0.094	0.002	0.039	0.503	20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.
Prem	-0.177	0.395	-0.191	-0.603	0.212	-0.175	1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.
Prem	-0.185	0.484	-0.186	-0.509	0.150	-0.240	6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.
Prem	-0.263	0.348	-0.363	-0.605	0.225	-0.104	13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.
Prem	-0.079	0.339	-0.384	-0.570	0.235	0.012	19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.
Pers	-0.187	0.700	-0.072	-0.106	-0.455	-0.074	5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.
Pers	-0.273	0.674	-0.042	0.015	-0.574	-0.149	8. J'achève ce que je commence.

Pers	-0.209	0.640	-0.092	0.033	-0.574	-0.054	11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.
Pers	-0.320	0.571	-0.125	-0.108	-0.448	-0.036	16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.
RdS	0.278	0.409	-0.090	0.582	0.247	-0.049	3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.
RdS	0.248	0.399	0.017	0.700	0.196	-0.179	9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.
RdS	0.297	0.481	-0.156	0.591	0.141	-0.020	14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.
RdS	0.335	0.523	-0.200	0.551	0.208	-0.014	18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.

Ces résultats nous montrent clairement le regroupement des dimensions « manque de préméditation » et « recherche de sensations » lorsque l'on prend en compte à la fois la désirabilité sociale et le biais d'acquiescement. On voit également la force de ces facteurs, puisque quasiment tous les items saturer sur une ou deux dimensions de biais. Avec les autres dimensions bien distinctes, notamment les items de la dimension urgence négative qui saturer sur un facteur différent des items de la dimension urgence positive.

5.1.12.2 Les résultats de l'analyse des propriétés psychométrique de l'échelle UPPS-P

Cette échelle semble au premier abord la plus solide au niveau psychométrique puisque l'EFA montre clairement une structure en 5 facteurs correspondant aux dimensions théoriques et, même si l'analyse parallèle tend à démontrer que 3 facteurs sous-tendent les réponses à ce questionnaire, la simplicité factorielle obtenue avec 5 facteurs est excellente (percentiles 100). Même une analyse en CFA confirme l'excellent fit de la structure en 5 facteurs.

Nous avons également réalisé une analyse bifactorielle, qui tend à montrer qu'il existe effectivement un facteur général d'impulsivité, mais les 5 facteurs spécifiques extraits sont bien constitués des mêmes items appartenant aux dimensions théoriques. Donc la structure en 5 facteurs semble solide.

Ainsi, quel que soit la méthodologie statistique employée, il semble que l'on retrouve bien les facteurs de l'impulsivité supposés, mais lorsque l'on emploie la technique permettant de tenir

compte des biais d'acquiescement et de désirabilité sociale, les résultats sont très différents. D'une part, on relève une forte tendance à l'acquiescement, en effet, 15 items sur 20 présentent une saturation significative sur ce facteur (supérieure à 0.20). D'autre part, on relève une forte saturation sur le facteur de désirabilité sociale, 18 items sur les 20aturent significativement sur le facteur de désirabilité sociale. Bien que l'impulsivité renvoie clairement à des comportements peu valorisés socialement, ces résultats sont surprenants, surtout par leur ampleur.

Un aspect central semble que, lorsque l'on tient compte du biais d'acquiescement, le manque de préméditation et la recherche de sensation appartiennent à une unique dimension, qui semble donc aller du manque de prise en compte des conséquences de ses actions, à une recherche de sensation effrénée. Cela semble indiquer qu'il y a bien une dimension bipolaire, qui va d'un grand contrôle de soi, avec prise en compte des effets de son action, à une désinhibition, où l'individu est prêt à tout faire pour éprouver des sensations fortes, sans prise en compte des conséquences de ses actions.

Cet aspect est intéressant, car il tend à démontrer que la distinction entre manque de préméditation et recherche de sensation, dans une population majoritairement composée de patients atteints de troubles bipolaires, semble lié à un artefact méthodologique, qui est le sens de l'énoncé, dans le cas de la recherche de sensation la cotation est « normale » tandis que dans le manque de préméditation la cotation est inversée. Il semble que, lorsque l'on tient compte du biais d'acquiescement ces deux dimensions n'en font plus qu'une seule, ce qui démontre l'intérêt de pouvoir tenir compte de ces biais.

Cela nous montre également une sorte d'étiologie intuitive de la recherche de sensation, qui serait expliqué par une absence de prise en compte des conséquences de ses actions, comme on peut le voir dans les périodes de désinhibition, associées aux phases hypomaniaques ou maniaques, donc une forme d'impulsivité choix.

Un autre aspect important est que, même lorsque l'on réduit le nombre de facteur à 4, en tenant compte des deux biais (surtout ici du biais d'acquiescement), on observe malgré tout une distinction entre urgence positive et urgence négative, qui semble donc constituer des dimensions indépendantes. Cependant, lorsque l'on passe à 3 facteurs, les deux dimensions d'urgences positive et négative fusionnent bien, sans que les saturations sur le facteur « biais d'ACQ » n'augmente trop (résultats non montrés). Par contre, dans la situation où l'on cherche trois facteurs en tenant compte des biais d'acquiescement et de désirabilité sociale, ce sont le manque de préméditation et la recherche de sensation qui fusionnent et non les deux « manques » (manque de préméditation et manque de persévérance), ce qui semble indiquer

que ce regroupement, observé dans plusieurs études (Berg et al., 2015; Billieux et al., 2012), est dû à la formulation des énoncés et non à leur contenu réel, qui refléterait, selon certains auteurs, la dimension « caractère consciencieux ».

5.1.13 Analyse de la structure interne de l'échelle IS-12 en tenant compte des deux biais

5.1.13.1 Analyse factorielle de l'échelle IS-12

Nous avons réalisé une EFA avec prise en compte du biais d'acquiescement, en faisant l'analyse avec 2 facteurs (impulsivité cognitive et impulsivité comportementale).

Tableau 50: FA de l'échelle IS avec deux facteurs et le contrôle du biais acquiescement

Item	AC	F1	F2
1. Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	0.2491	0.1344	-0.3233
8. Je suis maître de moi	0.2737	0.4337	-0.1124
9. Je me concentre facilement	0.3487	0.6824	0.0897
12. Je réfléchis soigneusement	0.5034	0.2584	-0.3861
21. Je suis quelqu'un de réfléchi	0.4501	0.1468	-0.4868
6. J'ai des idées qui fusent	0.3858	-0.5017	-0.0002
14. Je dis les choses sans y penser	0.068	0.0282	0.5678
17. J'agis sur un « coup de tête »	0.1423	-0.0661	0.7186
20. J'agis selon l'inspiration du moment	0.3212	-0.1051	0.3786
23. J'achète les choses sur un « coup de tête »	0.0318	0.133	0.7215
25. Je change de passe-temps	0.2536	-0.2714	0.1838
28. Je dépense ou paye à crédit plus que je ne gagne	-0.0325	0.1131	0.5667
30. Quand je réfléchis, mes pensées s'égarent souvent	0.1375	-0.7116	-0.0619

En mettant en item non équilibrés les items 14, 23 et 26, on obtient une structure factorielle qui n'est plus du tout la même avec beaucoup d'items saturant fortement sur le facteur ACQ (items 1, 8, 9, 12, 21, 6, 20, 25). Les items ne se répartissent plus du tout de la même manière sur les

deux facteurs. Face à ce résultat inattendu nous avons refait la même analyse avec un unique facteur.

Tableau 51: FA de l'IS avec un unique facteur d'impulsivité et le facteur acquiescement

Item	AC	Factor 1
1. Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	0.268	-0.4521
8. Je suis maître de moi	0.2951	-0.5056
9. Je me concentre facilement	0.3691	-0.5251
12. Je réfléchis soigneusement	0.5279	-0.6199
21. Je suis quelqu'un de réfléchi	0.4861	-0.632
6. J'ai des idées qui fusent	0.413	0.4469
14. Je dis les choses sans y penser	0.0689	0.5459
17. J'agis sur un « coup de tête »	0.157	0.7813
20. J'agis selon l'inspiration du moment	0.3615	0.4835
23. J'achète les choses sur un « coup de tête »	0.0382	0.6065
25. Je change de passe-temps	0.2888	0.441
28. Je dépense ou paye à crédit plus que je ne gagne	-0.0266	0.5215
30. Quand je réfléchis, mes pensées s'égarent souvent	0.1525	0.5821

On observe que tous les items saturent très significativement (saturation la plus faible à .441) sur le facteur unique d'impulsivité et que de nombreux items saturent également sur le facteur d'acquiescement. En effet, 8 items sur les 13 saturent à plus de .20 sur ce facteur.

5.1.13.2 Discussion sur l'analyse factorielle de l'échelle IS-12

L'analyse en EFA classique semble confirmer les résultats publiés dans l'article (Kahn et al., 2019), avec deux facteurs clairement distincts, les items appartenant à la dimension impulsivité cognitive saturant sur un facteur et les items impulsivité comportementale saturant sur un autre facteur. Mais quand on tient compte du biais d'acquiescement, on observe une forte saturation sur le facteur ACQ de plusieurs items de l'IS-12 et surtout on observe une déstructuration de

l'échelle, les items ne saturant donc plus sur les dimensions attendues. Cependant, lorsque l'on ne prend en compte qu'une unique dimension prenant en compte le biais d'acquiescement, on observe bien une unique dimension d'impulsivité, avec tous les items saturant sur cette unique dimension.

Ainsi, nous avons observé que de nombreux biais pouvaient modifier les résultats observés aux échelles. L'exemple le plus caractéristique est constitué par les résultats à l'échelle IS-12, qui, lorsqu'on tient compte du biais d'acquiescement, ne comprend plus deux facteurs, mais qu'un seul facteur, avec une assez forte saturation des items sur le facteur « acquiescement », même si cette saturation est inférieure à celle observée sur le facteur général d'impulsivité.

Nous obtenons donc une échelle unidimensionnelle mesurant l'impulsivité générale, de manière fiable. Nous n'arrivons plus à distinguer une impulsivité cognitive d'une impulsivité comportementale, mais obtenons un seul score d'impulsivité.

Il sera intéressant dans la seconde partie de ce travail, d'étudier les liens entre ces différents facteurs que l'on peut extraire de l'analyse factorielle de l'IS-12 et de vérifier si la solidité psychométrique qui semble supérieure lorsque l'on extrait qu'un unique facteur est réellement associée à une meilleure validité notamment convergente et de construit en mettant en évidence des relations ayant plus de « sens » que les relations observées avec les deux facteurs habituels.

5.2 Méthodologie seconde partie

À partir des résultats précédents et de leur analyse nous pouvons nous lancer dans la partie finale des analyses de ce travail. Les analyses précédentes nous montrent les forces et les faiblesses de nos outils psychométriques et confirment une partie des travaux, notamment ceux sur la personnalité qui peinent, avec les CFA, à trouver une structure simple des instruments utilisant le FFM comme modèle. Ce travail aura l'originalité d'utiliser uniquement les scores factoriels obtenus grâce à l'EFA, qui donne des résultats globalement très en accord, avec la structure théorique définie par la cotation des échelles habituelles. Nous utiliserons également les scores factoriels de ces instruments, lorsqu'ils sont purifiés de l'influence des deux biais étudiés : le biais de désirabilité sociale et le biais d'acquiescement (modèle PTTB).

Nous analyserons également la validité des théories hiérarchiques de la personnalité en examinant les corrélations entre les scores factoriels obtenus lorsque l'on extrait un seul facteur général de personnalité des deux questionnaires de personnalité utilisés. Nous examinerons également si, lorsque l'on extrait 2 facteurs de personnalité (les méta-traits du Big Two), ces

facteurs sont corrélés entre eux, entre les deux questionnaires (BFI-Fr et HEXACO), montrant une validité convergente des facteurs obtenus. Ce niveau est particulièrement intéressant, car il montrerait qu'à ce niveau « intermédiaire » de la hiérarchie, il existe encore une certaine homogénéité des dimensions extraites, montrant l'aspect psychométriquement valide de la théorie hiérarchique de la personnalité.

Ensuite, ces scores factoriels nous permettront de tester la relation entre l'échelle EGOMAC (ainsi que l'échelle MARS) et les échelles de personnalité du plus général au plus spécifique :

- Nous nous attendons à observer une corrélation entre les scores factoriels à l'EGOMAC et les taux de lithium plasmatique, pour le sous-groupe de patients ayant un traitement thymorégulateur par lithium (Téralithe 250 mg ou Téralithe 400 mg LP).
- Nous nous attendons à observer des corrélations entre les scores factoriels de l'EGOMAC et le score de la MARS.
- Nous nous attendons à observer une corrélation entre le facteur général de personnalité obtenu grâce à l'EFA et l'observance mesurée par l'EGOMAC et par la MARS. Nous contrôlerons l'étude de cette relation par une mesure de la désirabilité sociale pour montrer si ces deux prédicteurs potentiels sont indépendants.
- Nous nous attendons à retrouver des relations entre l'EGOMAC et le modèle en deux facteurs de la personnalité (plasticité / stabilité) obtenu grâce à l'EFA à 2 facteurs sur le BFI-Fr. Nous nous attendons à ce que le facteur identifié comme « stabilité » soit le plus associé à l'observance médicamenteuse.
- Nous nous attendons à observer des relations plus spécifiques au niveau des dimensions primaires avec notamment une relation entre le facteur caractère consciencieux et l'observance et entre le névrosisme et l'inobservance. Une ces analyses réalisées nous chercherons à savoir quels niveaux de la hiérarchie des facteurs est (sont) le(s) plus pertinent pour expliquer l'observance
- Au niveau de l'impulsivité, nous analyserons quelles sont les relations les plus prégnantes entre les différents types d'impulsivité et l'observance, nous supposons, par ex., que l'impulsivité « manque de persévérance » ainsi que le manque de préméditation seront particulièrement associées à

l'inobservance chronique et que l'impulsivité générale mesurée par l'IS-13 sera associée également fortement à l'inobservance.

5.2.1 Les scores utilisés pour analyser les relations entre les variables d'observance et les variables de personnalité / impulsivité.

Les analyses factorielles précédemment présentées ont montré la solidité des structures factorielles théoriques des échelles de personnalité suivantes : BFI-Fr et HEXACO. Nous avons utilisé les scores factoriels obtenus à la suite des EFA utilisant une rotation Procruste, où chaque facteur est défini, à l'avance, par une série d'items, qui sont censés saturer sur ce facteur, selon la théorie. La rotation Procruste est une méthode intermédiaire entre l'EFA standard et la CFA, car elle permet de définir quels sont les items qui caractérisent, a priori, un facteur, mais elle permet d'estimer librement les saturations. Donc, on peut tenter d'imposer que tel item sature sur tel facteur, mais cela peut échouer. On conserve aussi les saturations croisées, qui sont fréquentes comme on l'a vu dans les échelles de personnalité.

Nous avons donc obtenu les scores factoriels attendus pour les dimensions suivantes :

- Pour le BFI-Fr : l'Ouverture, le caractère Conscientieux, l'Extraversion, l'Agréabilité, le Névrosisme (modèle OCEAN)
- Pour l'HEXACO : l'Honnêteté-Humilité, l'Emotionnalité, l'eXtraversion, l'Agréabilité, le caractère Conscientieux, l'Ouverture.

Pour l'échelle UPPS-P, comme le modèle MIRT obtenu avec le package TAM était bon, nous avons utilisé ce modèle pour obtenir les scores de chaque individu aux 5 dimensions.

Nous avons également obtenu les scores factoriels attendus pour les dimensions suivantes dans les modèles factoriels incluant les deux biais étudiés (désirabilité sociale, SD et tendance à l'acquiescement, ACQ), nous obtenons donc les scores factoriels suivants :

- Pour le BFI-Fr, nous obtenons le facteur BFI_SD, le facteur BFI_ACQ et les dimensions suivantes théoriquement purifiées des deux biais précédents : l'Ouverture, le caractère Conscientieux, l'Extraversion, l'Agréabilité, le Névrosisme (modèle OCEAN)
- Pour l'HEXACO : nous obtenons également le facteur HEXACO_SD et le facteur HEXACO_ACQ et les dimensions suivantes théoriquement purifiées des deux biais précédents : l'Honnêteté-Humilité, l'Emotionnalité, l'eXtraversion, l'Agréabilité, le caractère Conscientieux, l'Ouverture.

Nous avons considéré que la MARS mesurait une seule dimension et nous avons utilisé son score total, calculé selon la méthode standard (de sommation des items) ou selon la méthode factorielle, dans des régressions linéaires qui utilisaient les scores factoriels des échelles de personnalité ou les scores obtenus par MIRT de l'échelle UPPS-P.

Pour l'échelle IS-12, nous avons examiné les deux solutions pour obtenir un score, soit en cotant sur deux dimensions, soit en cotant sur une seule dimension ajustée sur la tendance à l'acquiescement (ACQ), grâce au logiciel PTTB.

5.3 Seconde partie : analyses des relations avec l'observance

Nous avons opté pour une présentation non conventionnelle des corrélations avec seulement les corrélations d'intérêts, qui sont présentées et non la matrice triangulaire standard de présentation des corrélations. En effet, nous avons réalisé de nombreuses analyses et ne pouvions pas présenter de manière claire l'ensemble des résultats, autrement qu'en supprimant les corrélations non pertinentes dans nos analyses.

5.3.1 Analyses des relations entre l'observance et les variables démographiques et individuelles

5.3.1.1 Analyses des relations entre traitement et observance mesurée par la MARS

Nous avons réalisé une régression linéaire avec toutes les classes de traitement pris par les patients en variables indépendantes et le niveau d'observance mesuré par le score total à la MARS.

Tableau 52 : relation entre le type de traitement pris et l'observance mesurée par la MARS

Predictor	<i>b</i>	<i>beta</i>	<i>beta</i> 95% CI [LL, UL]	<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
(Intercept)	-0.51*					
Anxiolytiques	-0.13	-0.05	[-0.19, 0.09]	.00	-.10	
Antipsychotiques	0.18	0.07	[-0.05, 0.20]	.01	.04	
Thymorégulateur	0.68**	0.28	[0.14, 0.42]	.06	.24**	
Antidépresseur	0.19	0.08	[-0.05, 0.21]	.01	-.01	
Hypnotique	-0.08	-0.03	[-0.18, 0.12]	.00	-.06	
Sédatif	0.23	0.07	[-0.07, 0.22]	.00	-.04	
						$R^2 = .073^{**}$
						95% CI[.01,.12]

Nous observons que seul le traitement par thymorégulateur est associé à l'observance mesurée par le score total à la MARS (beta = -0.28 ; $p < .001$), l'intervalle de confiance du coefficient ne comprend pas 0 (CI= [0.14 ; 0.42]), les autres coefficients sont non significatifs ($p < .10$).

Les patients qui prennent un thymorégulateur sont plus souvent observants que ceux qui ne prennent pas de thymorégulateur.

5.3.1.2 Analyse de l'effet du sexe sur le score total à la MARS

Nous avons analysé l'effet du sexe sur le score total à la MARS.

Tableau 53: moyenne et écart-type à la MARS selon le sexe

Variable	<i>M</i>	<i>SD</i>	d de Cohen
Homme	7.12	2.08	
Femme	6.97	2.07	0.07 [-0.17, 0.31]

Tableau 54: ANOVA avec le sexe comme VI et le score total à la MARS comme VD

Predictor	Sum of Squares	<i>Df</i>	Mean Square	<i>F</i>	<i>p</i>	partial η^2	partial η^2 90% CI [LL, UL]
(Intercept)	1586.58	1	1586.58	367.64	.000		
Sexe	1.47	1	1.47	0.34	.560	.00	[.00, .02]
Error	1182.48	274	4.32				

Nous n'observons donc pas d'effet du sexe sur l'observance mesurée par le score total à la MARS ($p = .560$).

5.3.1.3 Analyse de l'effet de l'âge sur le score à la BFI (score factoriel)

Tableau 55: corrélation entre l'âge et les facteurs du BFI-Fr

Variable	<i>M</i>	<i>SD</i>	Corrélation avec l'âge
1. âge	46.76	14.11	

2. O	-0.23	1.06	-.08 [-.19, .04]
3. C	0.07	1.05	.21** [.10, .32]
4. E	-0.01	0.95	.09 [-.03, .20]
5. A	-0.08	1.03	.11 [-.00, .23]
6. N	0.00	0.96	-.25** [-.35, -.14]

Nous observons une corrélation positive et significative entre l'âge et le score de caractère consciencieux ($r = .21$; $p < .01$) et une corrélation négative et significative entre l'âge et le névrosisme.

5.3.1.4 Analyses des relations entre les variables démographiques et nos variables

Nos analyses montrent que les patients qui prennent un thymorégulateur sont plus observant que les autres et que c'est le seul traitement ayant un lien significatif avec l'observance. Cela est sans doute lié au fait que les patients qui sont mis sous thymorégulateur sont souvent « bien diagnostiqués » comme ayant un trouble bipolaire et ont donc peut-être une forme plus « classique » de trouble, qui répond donc mieux au traitement. Cela reste évidemment une hypothèse.

Nous n'observons pas d'effet du sexe sur l'observance à la MARS.

Nous observons une relation positive entre l'âge et le caractère consciencieux et une relation négative entre l'âge et le névrosisme. Ainsi, plus les patients avancent dans la maladie et dans leur vie en général, plus ils sont consciencieux et raisonnables, ce qui va dans le sens de l'étude de notre réseau qui avait montré une relation négative entre impulsivité et l'âge chez des patients bipolaire (Etain et al., 2013).

De même, plus les patients avancent dans la vie et moins ils présentent d'instabilité affective (mesuré par le névrosisme), cela peut être lié au fait que plus les patients avancent dans la vie et donc dans l'histoire de leur maladie, meilleure peut être la prise en charge et plus spécifique sera le traitement mis en place. En effet, actuellement le traitement des troubles thymiques

graves reste choisi essentiellement par essais et erreurs (Corréard et al., 2017; Garnham et al., 2007; Goodwin & Jamison, 2007; Henry et al., 2017).

5.3.2 Les relations entre l'échelle EGOMAC et les variables critères (MARS et Lithium plasmatique)

5.3.2.1 Corrélations entre le taux de lithium plasmatique et les scores factoriels de l'échelle EGOMAC (N=130)

Tableau 56: Corrélation entre le taux de lithium plasmatique et les 4 scores factoriels de l'échelle EGOMAC

	F1 suivi des consignes médicales	F2 respects des règles d'hygiène de vie	F3 respect des RdV	F4 Oubli involontaire des médicaments
Lithium plasmatique	-0.16* [-.29, -.02]	0.04 ; [-.10, .18]	0.12 ; [-.01, .26]	-0.19** ; [-.32, -.05]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

Nous observons que le score F1 et le score F4 d'oubli involontaire du traitement médicamenteux de l'échelle EGOMAC en 4 facteurs est corrélé significativement au taux de lithium plasmatique, ce qui n'est pas le cas pour le taux de lithium intra-érythrocytaire (résultats non montrés). Or, le premier facteur a été défini comme le respect général des consignes médicales concernant la prise de traitement. Le facteur « oubli involontaire du traitement » est corrélé au taux de lithium plasmatique ($r = -.19$; $p < .01$). Les autres facteurs (respect de l'hygiène de vie et respect des rendez-vous) ne sont pas corrélés au taux de lithium plasmatique.

Tableau 57: Corrélation entre le taux de lithium plasmatique et les scores factoriels de l'échelle EGOMAC en structure bifactorielle, avec 3 facteurs secondaires (N = 130)

	Facteur Général	BF Facteur 1	BF Facteur 2	BF Facteur 3
Lithium plasmatique	.19* [.02, .35]	-.04 [-.21, .13]	.00 [-.17, .17]	.06 [-.11, .23]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

La seule corrélation significative est entre le facteur général d'observance et le taux de lithium plasmatique. Les facteurs secondaires ne sont pas corrélés significativement, même le facteur secondaire spécifique mesurant spécifiquement l'oubli des traitements médicamenteux.

La corrélation entre le score factoriel à l'échelle MARS et le taux de lithium plasmatique est statistiquement significative ($r = .31$; $CI = [.17 ; .43]$; $p < .01$), en revanche la corrélation entre le taux de lithium intra-érythrocytaire et le score factoriel à la MARS est non significative ($r = .07$; $p = .43$).

Tableau 58: Résultat de la régression avec le lithium plasmatique comme critère

Prédicteurs	beta	beta 95% CI [LL, UL]	sr ²	sr ² 95% CI [LL, UL]	r	Fit
(Intercept)						
Consignes médicales	-0.09	[-0.25, .06]	.01	[-.02, .03]	-.16*	
Hygiène	-0.02	[-0.17, .12]	.00	[-.01, .01]	.04	
Observance volontaire	0.06	[-0.10, .22]	.00	[-.01, .02]	.12	
Oubli traitement	-0.15*	[-0.29, -0.0]	.02	[-.02, .06]	-.19**	
						$R^2 = .048^*$ 95% CI [.00, .10]

LL et *UL* indiquent le bas et le haut de la limite de l'intervalle de confiance, respectivement

* indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

La régression est significative, le R^2 bien que faible est significativement différent de zéro. La variable qui prédit significativement le taux de lithium plasmatique est bien le score factoriel d'oubli du traitement ($\beta = -0.15$, $CI_{95} = [-0.29, -0.00]$).

5.3.2.2 Corrélations entre les scores factoriels de l'échelle EGOMAC et le score total à la MARS

Nous avons fait une analyse de corrélations avec calcul de l'intervalle de confiance par Bootstrap ; nous ne présentons que les corrélations entre d'un côté, le score factoriel obtenu à la MARS et de l'autre, les scores factoriels obtenus aux deux modèles de l'EGOMAC.

Tableau 59: Corrélations entre le score factoriel à la MARS et les scores de l'EGOMAC

	Corrélation	r. lower	r. upper	p
MARS-EGO-Fact. G.	0.438	0.340	0.551	0.000
MARS-EGO-consignes	-0.429	-0.538	-0.321	0.000
MARS-EGO-rendez-vous	0.232	0.112	0.342	0.000
MARS-EGO-hygiènes de vie	0.189	0.080	0.304	0.001
MARS-EGO-oubli des traitements	-0.153	-0.278	-0.049	0.006

Les deux corrélations les plus importantes sont entre le score factoriel à la MARS et le score du facteur général de l'EGOMAC (modèle bifactoriel ; $r = .438$; $p < .01$) et le score du facteur « respect des consignes médicales » du modèle à 4 facteurs ($r = -.429$; $p < .01$), qui est coté de manière inversée (plus le score est élevé, moins l'individu respecte les consignes). Etonnement le facteur le moins corrélé à la MARS est le score factoriel d'oubli des traitements.

5.3.2.3 Discussion de la relation de validité de critère de l'échelle EGOMAC et du taux de lithium dans le sang et du score factoriel à la MARS

On observe que les 4 scores primaires de l'échelle EGOMAC corréle avec le score factoriel unique de la MARS. Nous avons choisi un score factoriel unique puisque l'analyse psychométrique faisait sortir un unique facteur pour cette échelle (MARS). Ce résultat indique que les 4 scores de l'EGOMAC ont bien un lien avec l'observance générale telle qu'elle est évaluée par la MARS. Le résultat le plus étonnant est évidemment le lien entre le score de respect des consignes d'hygiènes de vie et le score à la MARS qui semble très loin d'évaluer ce domaine. Cela tend à montrer qu'il existe bien un concept général d'observance, qui traverse les différents items de l'échelle EGOMAC, se manifestant par un lien entre les différents facteurs et le score factoriel à la MARS. Cela valide encore notre idée d'utiliser un modèle bifactoriel de cette échelle, qui permet à la fois de tenir compte de la multi-dimensionnalité

apparente de l'échelle et du fait qu'il existe bien une dimension unique générale (mais non parfaitement unidimensionnelle).

On observe que parmi les 4 facteurs extraits de l'EGOMAC, seul les facteur « oubli du traitement » et « respect des consignes médicales » ont un lien significatif avec le taux de lithium plasmatique, ce qui est confirmé dans la régression linéaire, puisque ce sont les deux seules variables qui sont prédictives dans les analyses multivariées.

En revanche, on observe dans le modèle bifactoriel que le score primaire d'oubli involontaire n'est pas corrélé au taux de lithium plasmatique, alors que le facteur général d'observance est corrélé significativement au taux de lithium plasmatique. On observe donc que c'est bien la mesure de l'observance globale et non les réponses aux questions spécifiques sur l'oubli involontaire du traitement, qui donne un indice du taux de lithium dans le sang et donc de la prise réelle du traitement médicamenteux. On observe donc que lorsque l'individu ne respecte généralement pas les consignes médicales, cela se manifeste par une prise nettement plus perturbée du traitement et donc un taux de lithium dans le sang plus faible.

Cela démontre bien la nécessité de tenir compte de différentes questions portant sur différents aspects de l'observance et non seulement de l'oubli simple du traitement pour avoir une idée du suivi réel des traitements médicamenteux. Cela semble tendre à montrer également que l'inobservance volontaire semble avoir un effet plus néfaste sur la prise réelle du traitement que l'inobservance involontaire.

Nos résultats montrent la complexité d'évaluer correctement l'observance et justifie le fait de ne pas se limiter à des questions du type « avez-vous bien pris vos traitements ? » pour évaluer ce comportement qui, par essence, est d'une grande complexité et est donc multidimensionnel et multi-déterminé.

Nos résultats montrent aussi que la MARS est une échelle d'observance valide en psychiatrie, puisque c'est l'échelle dont le score factoriel corrèle le mieux (en valeur absolue) avec le taux de lithium plasmatique. Cependant, même cette échelle dont la fiabilité est démontrée ne corrèle pas avec le taux de lithium intra-érythrocytaire. Ce taux semble donc non fiable comme mesure interindividuelle, au sens où, il ne permet pas de classer correctement les individus selon leur niveau latent d'observance. En revanche, cela ne préjuge pas de son utilité intraindividuelle, au sens d'une imprégnation plus ou moins forte à long terme pour l'individu, mais dont les valeurs entre individus ne sont pas suffisamment séparées pour permettre de classer les individus selon une mesure continue.

5.3.3 Les relations entre l'observance et la personnalité selon le Five-Factor-Model

5.3.3.1 Relations entre les scores factoriels de l'EGOMAC et les scores factoriels du BFI-Fr

5.3.3.1.1 *Corrélations entre les scores factoriels de l'EGOMAC en 4 facteurs et les scores factoriels du BFI-Fr*

Tableau 60: corrélations entre l'EGOMAC en 4 facteurs et les scores factoriels du BFI-Fr

EGOMAC 4 facteurs	GFP	Stab (-)	Plast	O	C	E	A	N
Respect_Consignes (-)	-.21*	.27**	0.04	0.05	-0.28**	0.01	-0.12	0.24*
Règles_Hygiène	.34**	-.41**	0.1	-0.05	0.52**	0.05	0.23*	-0.22*
Suivi_volontaire	.09	-.14*	0.04	0.01	0.22*	-0.05	-0.01	-0.07
Oubli_involontaire	-.05	.16*	0.07	0.09	-0.22*	0.14	-0.05	0.08

* : $p < .05$

** : $p < .01$

On observe une corrélation forte entre le facteur général de personnalité et le respect des consignes (mesuré de manière inversée) et le suivi des règles d'hygiène de vie.

On observe une forte corrélation entre le facteur du Big Two, « stabilité » (inversé), et les 4 facteurs de la version en 4 facteurs de l'échelle EGOMAC, surtout entre le facteur stabilité et le facteur respect des règles hygiéno-diététiques ($r = -.41$; $p < .01$), ainsi que le facteur respect des consignes médicales ($r = .27$; $p < .01$).

Le facteur caractère consciencieux est corrélé avec un effet de taille fort au respect des règles hygiéno-diététique ($r = .52$; $p < .01$), ainsi qu'au respect des consignes médicales et aux deux autres facteurs de l'EGOMAC.

Le facteur agréabilité corrèle significativement avec le score factoriel de respect des règles hygiéno-diététiques de l'échelle EGOMAC.

Le névrosisme est corrélé significativement aux deux scores factoriels « respects des consignes » ($r = .20$), « respects des règles hygiéno-diététiques » ($r = -.22$).

5.3.3.1.2 *Corrélations entre les scores factoriels du modèle bifactoriel de l'EGOMAC et les scores factoriels du BFI-Fr*

Tableau 61: corrélations entre les scores au modèle bifactoriel de l'EGOMAC et les scores au BFI-Fr

EGOMAC Bifactoriel	GFP	stabilité (-)	plasticité	O	C	E	A	N
Facteur général EGOMAC	0.27**	-0.37**	-0.01	-0.07	0.39**	-0.02	0.16*	-0.27**
F1 consignes EGOMAC	0.27**	-0.29**	0.09	0.02	0.40**	0.05	0.16*	-0.13
F2 oubli EGOMAC	0.09	-0.03	0.11	0.09	-0.03	0.13	0.03	-0.05
F3 rendez-vous EGOMAC	-0.02	0.11	0.09	0.15	0.06	-0.07	-0.17*	0.06

Nous observons des corrélations significatives entre, d'une part, le facteur général de personnalité et le facteur stabilité inversé et, d'autre part, le score factoriel d'observance générale ($r = -.37$; $p < .01$) et le score factoriel de premier niveau « suivi des consignes médicales » ($r = -.29$; $p < .01$). L'autre score factoriel présentant les mêmes corrélations est le facteur caractère consciencieux, qui corrèle avec le score général d'observance ($r = 0.39$; $p < .01$) et le facteur suivi des consignes médicales ($r = .40$; $p < .01$). Le score factoriel au facteur Névrosisme corrèle significativement avec le facteur général d'observance ($r = -.27$; $p < .01$). L'agréabilité corrèle avec un effet de taille plus faible avec le facteur général d'observance, le suivi des consignes et le respect des rendez-vous médicaux.

5.3.3.1.3 Les corrélations entre les scores du BFI-Fr corrigées sur l'acquiescement et la désirabilité sociale et les scores latent de l'EGOMAC en modèle bifactoriel

Tableau 62: corrélations entre les scores du BFI-Fr selon le modèle PTTB et les scores latents de l'EGOMAC

Variable	EGOMAC FG	Suivi des consignes médicales	Oubli involontaire	Venu au visites médicales
BFI_SD	-.46** [-.59, -.31]	-.33** [-.48, -.17]	0.04 [-.13, .22]	0.06 [-.12, .23]
BFI_ACQ	-0.06 [-.24, .11]	.23* [.05, .39]	0.13 [-.05, .30]	-0.02 [-.20, .15]
BFI1_Ag	0.09 [-.09, .26]	0.15 [-.03, .32]	0.04 [-.13, .22]	-.26** [-.42, -.09]
BFI2_Ouv	-0.01 [-.19, .16]	0.05 [-.13, .22]	0.04 [-.14, .21]	0.11 [-.07, .28]
BFI3_Ex	-0.07 [-.24, .11]	0.17 [-.01, .34]	.21* [.03, .37]	-0.01 [-.19, .16]
BFI4_Co	.32** [.16, .47]	.40** [.24, .54]	-0.04 [-.21, .14]	0.1 [-.07, .27]
BFI5_Nev	-.33** [-.48, -.16]	-0.12 [-.29, .05]	-0.05 [-.22, .13]	-0.01 [-.19, .17]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

On observe une corrélation significative entre le score factoriel d'observance générale (issu du modèle d'EFA bifactorielle) et les scores latents de la BFI-PTTB sur les dimensions suivantes : corrélation négative avec la désirabilité sociale inversée ($r = -.46$) ; corrélation positive avec le facteur « caractère consciencieux » ($r = .32$), et négative avec le facteur « névrosisme » ($r = -.33$).

La dimension latente du facteur primaire appelé « respect des consignes médicales » est corrélée significativement avec les facteurs suivants : SD ($r = -.33$) ; ACQ ($r = .23$) ; facteur C ($r = .40$).

Le facteur primaire latent 2 appelé « oubli » est corrélé significativement au facteur extraversion ($r = .21$).

Le facteur primaire 3 (respect des rendez-vous médicaux) est corrélé significativement ($r = -.26$) uniquement au facteur A (agréabilité).

5.3.3.1.4 Régression linéaire prédisant le score général à l'EGOMAC par le score GFP et le score factoriel de désirabilité social

Tableau 63: régression linéaire prédisant le score d'observance générale à l'EGOMAC par le score GFP et le score factoriel à la BIDR

Prédicteur	<i>B</i>		<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]	<i>beta</i>	95% CI [LL, UL]			
(Intercept)	-0.23*	[-0.43, -0.04]					
BFI_GFP	0.15	[-0.01, 0.30]	0.16	[-0.01, 0.33]	0	.26**	
BIDR	0.40**	[0.19, 0.60]	0.34	[0.16, 0.51]	0.1	.38**	
							<i>R</i> ² = .170**
							95% CI [.06, .28]

Nous observons que la régression est significative est que la désirabilité sociale prédit une plus grande part de variabilité ($\beta = 0.34$; CI 95% = [0.16 ; 0.51]), que le score général de personnalité de la BFI (BFI_GFP ; $\beta = 0.16$; CI 95% = [-0.01, 0.33]), dont le coefficient de prédiction devient non significatif, puisque son intervalle inclut 0. De plus, la corrélation semi-partielle est également non significative, puisqu'elle inclut 0 (voir tableau 63).

5.3.3.1.5 Régression linéaire prédisant le score général à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel de désirabilité social

Tableau 64 : régression linéaire prédisant le score d'observance générale à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR

Prédicteur	<i>b</i>		<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]	<i>beta</i>	95% CI [LL, UL]			
(Intercept)	-0.22*	[-0.40, -0.03]					
Stabilité	-0.25**	[-0.41, -0.08]	-0.3	[-0.44, -0.09]	0.1	-.37**	
BIDR	0.33**	[0.13, 0.54]	0.29	[0.11, 0.46]	0.1	.38**	
							$R^2 =$.207** 95% CI[.08,.3 2]

* : $p < .05$

** : $p < .01$

Nous observons que les deux variables prédisent significativement la variable Observance générale de l'EGOMAC, puisque le coefficient β est significatif pour les deux variables (facteur stabilité du modèle du Big Two et score factoriel à la BIDR).

5.3.3.1.6 Régression linéaire prédisant les scores primaires à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel de désirabilité social

Nous avons réalisé une régression linéaire avec comme VD le score factoriel « respect des consignes médicales » de l'EGOMAC et comme VI le score factoriel *stabilité* et celui de désirabilité sociale.

Tableau 65 : régression linéaire prédisant le score de respect des consignes médicales à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR

Prédicteur	<i>b</i>		<i>beta</i>	<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]		95% CI [LL, UL]				
(Intercept)	0.20*	[0.01, 0.39]						
Stabilité	0.18*	[0.01, 0.35]	0.19	[0.01, 0.38]	0	.29**		
BIDR	-0.29**	[-0.50, -0.08]	-0.3	[-0.44, -0.07]	0.1	-.33**		
								<i>R</i> ² = .139** 95% CI[.04,.25]

* : $p < .05$

** : $p < .01$

Le respect des consignes médicales est prédit statistiquement significativement par le facteur stabilité et le facteur désirabilité sociale.

Tableau 66: régression linéaire prédisant le score de respect de suivi des règles d'hygiène de vie à l'EGOMAC par le score stabilité du BFI-Fr et le score factoriel à la BIDR

Prédicteur	<i>b</i>		<i>beta</i>		<i>sr</i> ²	<i>r</i>	Fit
	<i>b</i>	95% CI [LL, UL]	<i>beta</i>	95% CI [LL, UL]			
(Intercept)	-0.08	[-0.25, 0.08]					
Stabilité	-0.34**	[-0.48, -0.19]	-0.4	[-0.57, -0.22]	0.1	-.46**	
BIDR	0.17	[-0.01, 0.36]	0.17	[-0.01, 0.34]	0	.31**	
							$R^2 =$.233** 95% CI[.10,.35]

** = $p < .01$

Le score respect du suivi des règles hygiéno-diététiques est prédit significativement uniquement par le score stabilité du Big Two issu du BFI-Fr (voir tableau).

5.3.3.1.7 Discussion des relations entre l'EGOMAC et les scores factoriels de la BFI

Les 4 scores de l'EGOMAC dans sa version à 4 facteurs sont corrélés au facteur général stabilité et au facteur caractère consciencieux, ce qui valide nos hypothèses. On observe donc, qu'à un niveau très général de la personnalité, qui est le Big Two, nous observons tout de même une relation que nous attendions entre le facteur, qui semble correspondre au facteur stabilité (DeYoung, 2006) et l'observance et cela, même lorsque nous tenons compte du biais de désirabilité sociale. Le score général d'observance du modèle bifactoriel (modèle BF) de l'EGOMAC est fortement corrélé au facteur général de personnalité, au facteur stabilité et au facteur caractère consciencieux. Le GFP (facteur général de personnalité) présente une corrélation avec le score de respect des consignes médicales et avec le suivi des consignes d'hygiène de vie et également avec le score général d'observance du modèle BF et du facteur de premier niveau « suivi des consignes médicales ». Le facteur de premier niveau « suivi des consignes médicales », issu du modèle BF, semble donc présenter une certaine validité en réseau (*nomological network*), puisqu'il est associé au trait de personnalité prédisant l'observance générale.

Cependant, le score GFP du BFI-Fr ne prédit plus significativement le score général d'observance à l'EGOMAC, lorsque l'on tient compte du score factoriel de désirabilité sociale dans une régression linéaire. Ainsi, il semble qu'une partie importante de la relation entre GFP et score d'observance soit liée à un facteur de désirabilité sociale. Cela n'est pas le cas, lors l'on étudie ce phénomène pour le facteur Stabilité du Big Two issu du BFI-Fr, puisque le facteur Stabilité prédit significativement le score à l'EGOMAC, même lorsque l'on tient compte de la désirabilité sociale. De même, le facteur Stabilité du BFI-Fr est associé au facteur suivi des consignes médicales de l'EGOMAC (modèle en 4 facteurs de premier niveau) et, est même le seul facteur prédicteur, du suivi des règles d'hygiène de vie, lorsque l'on ajuste sur le biais de désirabilité sociale.

Le score oubli involontaire de l'EGOMAC dans sa cotation BF n'est corrélé qu'avec l'extraversion du BFI-Fr. Le facteur de premier niveau « présence aux visites médicales » du modèle BF n'est associé qu'à l'agréabilité, ce qui semble interprétable, par le fait que l'agréabilité se manifeste par une tendance à respecter autrui et donc, à respecter les engagements que l'on peut avoir envers autrui.

Ces résultats vont dans le sens d'une validité nomologique des facteurs très généraux de la personnalité et cela à différents niveaux hiérarchiques, que ce soit au niveau d'un unique facteur général de la personnalité ou du Big Two avec son méta-trait stabilité, dont les résultats

montrent ici une relation à l'observance. La relation entre le facteur stabilité et l'observance n'est pas explicable uniquement par la désirabilité sociale.

5.3.3.2 Relations entre les scores factoriels de l'EGOMAC et les scores factoriels de l'HEXACO

5.3.3.2.1 Les corrélations entre l'observance mesurée par l'échelle EGOMAC (scores factoriels du modèle bifactoriel) et la personnalité selon le modèle HEXACO corrigé

Tableau 67: corrélations entre l'observance mesurée par l'échelle EGOMAC et les scores factoriels du modèle PTTB de l'HEXACO

Variable	EGOMAC FG	Suivi des règles médicales	Oubli	Venu au visites médicales
HEXACO_SD	-.43** [-.56, -.27]	-.30** [-.46, -.14]	0.15 [-.03, .32]	0.16 [-.02, .32]
HEXACO_ACQ	-0.13 [-.30, .04]	0.16 [-.02, .32]	0.05 [-.13, .23]	-0.07 [-.24, .11]
HEXACO_F1_Emo	-0.13 [-.30, .05]	0.01 [-.17, .18]	-0.08 [-.25, .10]	-0.05 [-.23, .12]
HEXACO_F2_Ag	0.08 [-.10, .25]	0 [-.18, .17]	0.03 [-.15, .21]	-.22* [-.38, -.04]
HEXACO_F3_Ext	-0.12 [-.29, .05]	-.24** [-.40, -.07]	-0.17 [-.34, .00]	0.1 [-.07, .27]
HEXACO_F4_HH	.26** [.08, .41]	.22* [.05, .39]	-0.04 [-.22, .13]	-.20* [-.37, -.03]
HEXACO_F5_Con	.28** [.11, .43]	.30** [.13, .45]	-0.14 [-.31, .04]	0.12 [-.06, .29]
HEXACO_F6_Ouv	0.08 [-.09, .26]	-0.08 [-.25, .10]	0.04 [-.14, .21]	-0.13 [-.30, .04]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

On observe des corrélations significatives entre le facteur général d'observance et les facteurs du modèle HEXACO-PTTB suivant : facteur SD ($r = -.43$) ; facteur HH ($r = .26$) ; facteur C ($r = .28$).

Le facteur primaire de l'échelle EGOMAC appelé « respect des consignes médicales » est corrélé aux facteurs suivants : facteur SD ($r = -.30$) ; facteur eX ($r = -.24$) ; facteur HH ($r = .22$) ; facteur C ($r = .30$).

Le facteur primaire oubli n'est corrélé significativement à aucun facteur du modèle HEXACO-PTTB.

Le facteur « respect des rendez-vous » est corrélé significativement avec le facteur A ($r = -.22$) et le facteur H ($r = -.20$).

5.3.3.2.2 Discussion des relations entre les scores factoriels obtenus et à l'échelle HEXACO et l'EGOMAC

La dimension « caractère consciencieux » est associée à la dimension observance générale de l'échelle EGOMAC issue du modèle bifactoriel (modèle BF), que ce soit par sa mesure par le score factoriel de l'échelle BFI-Fr ou le score factoriel de l'échelle HEXACO, ce qui confirme le rôle du caractère consciencieux dans l'observance et cela même lorsque l'on contrôle les biais de désirabilité sociale et d'acquiescement. En revanche, le score factoriel « désirabilité sociale » est fortement associé à l'observance générale (mesurée par le modèle BF), que ce soit lorsqu'il est mesuré dans le modèle BFI-Fr PTTB et le modèle HEXACO PTTB et cela est également vrai pour l'autre échelle d'observance, la MARS. Ainsi, nous obtenons des preuves multiples et convergentes que la désirabilité sociale joue un rôle majeur dans le rapport que fait le patient de son observance. La dimension « honnêteté-humilité » (HH) est également associée significativement au score factoriel de l'observance général de l'échelle EGOMAC issu du modèle BF. Le score « respect des consignes médicales » est également associé à la dimension « honnêteté-humilité », tout comme le score « présence aux rendez-vous médicaux ». Donc l'honnêteté-humilité est la dimension de personnalité associée aux plus de dimensions différentes de l'observance dans le modèle bifactoriel. Seule la dimension « oubli des traitements médicamenteux » n'est pas associée à la dimension HH, ce qui semble bien indiquer que c'est bien un comportement involontaire, qui est représenté par cette dimension et qui n'est pas explicable par des caractéristiques de personnalité, qui, par définition, renvoient plutôt à des comportements plus volontaires et conscients, puisque les sujets doivent en être conscients pour les rapporter dans les questionnaires.

Le score factoriel de premier niveau « présence aux rendez-vous médicaux » du modèle BF est également associé à l'agréabilité, ce qui semble interprétable par le fait que les rendez-vous médicaux impliquent de faire « plaisir ou non » aux personnes qui vous accueillent pour le rendez-vous.

Le seul facteur de l'observance auquel est associée l'extraversion est la dimension de l'observance « respects des consignes médicales », la corrélation est négative, or, la dimension

extraversion mesure de manière inversée l’extraversion, ce qui signifie que plus l’individu est extraverti, plus il respecte les consignes médicales.

5.3.3.3 Relations entre les scores factoriels des échelles de personnalité et le taux de lithium dans le sang

5.3.3.3.1 Présentation des corrélations

Nous avons fait une analyse de corrélation très large à la recherche des scores factoriels les plus associés au taux de lithium plasmatique chez 61 patients sous lithium, dont nous avons le taux de lithium plasmatique. Nous observons une valeur aberrante selon le reste des données (taux de lithium plasmatique à 7.3, alors que la moyenne est à 0.779, écart-type = 0.206). Nous observons quelques corrélations, que nous considérons comme significatives si elles sont supérieures à .20. Nous allons présenter uniquement les corrélations importantes, mais il faut avoir conscience que nous avons testé plus d’une vingtaine de corrélations (les scores factoriels aux deux échelles de personnalité avec ou sans biais et ceux obtenus aux deux échelles d’impulsivité), ce qui rend difficile toute interprétation de la significativité statistique. Vu la petite taille de l’échantillon nous avons calculé des intervalles de confiance par Bootstrap et si l’intervalle de confiance ainsi obtenu ne contient pas 0, alors la corrélation est considérée comme significative.

Tableau 68: Corrélation entre le lithium plasmatique et les dimensions de personnalité

Dimension	rho	lower	upper	p
Ouverture	0.189	-0.086	0.449	0.177
Conscience	0.405	0.149	0.602	0.004
Extraversion	0.048	-0.209	0.300	0.715
Agréabilité	0.478	0.258	0.657	0.000
Névrosisme	-0.281	-0.516	-0.011	0.047
H-Humilité	0.045	-0.153	0.230	0.686
H-Emotionnalité	0.041	-0.213	0.306	0.716
H-eXtraversion	0.186	-0.064	0.425	0.146
H-Agréabilité	0.483	0.206	0.701	0.003
H-Conscience	-0.035	-0.268	0.210	0.803
H-ouverture	-0.111	-0.362	0.165	0.446
BFI-SD PTTB	-0.417	-0.635	-0.138	0.007
BFI-ACQ PTTB	0.326	0.065	0.548	0.020
BFI-Agréabilité PTTB	0.386	0.119	0.618	0.010

BFI-Ouverture PTTB	0.366	0.077	0.602	0.020
BFI-Extraversion PTTB	0.001	-0.229	0.219	0.964
BFI-Conscience PTTB	0.363	0.076	0.588	0.019
BFI-Névrosisme PTTB	-0.340	-0.570	-0.075	0.018
H-SD PTTB	-0.124	-0.365	0.124	0.322
H-ACQ PTTB	0.031	-0.227	0.295	0.790
H-Emotionnalité PTTB	0.075	-0.196	0.344	0.573
H-Agréabilité PTTB	0.509	0.210	0.734	0.005
H-Extraversion PTTB	-0.182	-0.409	0.063	0.148
H-H-Humilité PTTB	-0.060	-0.297	0.195	0.672
H-Conscience PTTB	0.167	-0.116	0.416	0.258
H-Ouverture PTTB	0.061	-0.233	0.334	0.711

La dimension C du BFI-Fr est corrélée positivement avec le taux de lithium plasmatique que ce soit le score factoriel simple et dans le score factoriel corrigé sur les deux biais de réponse (PTTB). L'agréabilité est également corrélée positivement et cela quel que soit le mode de calcul et l'échelle (BFI-Fr et HEXACO, corrigé ou non). La désirabilité sociale mesurée par le BFI-Fr est corrélée négativement avec le taux de lithium plasmatique. Etonnement la dimension tendance à l'acquiescement du BFI-Fr est corrélée positivement au taux de lithium plasmatique.

Du fait de la multitude de données obtenues et de la faible taille de l'échantillon, nous avons décidé de ne pas aller plus loin dans l'analyse de ces données.

5.3.3.3.2 Discussion des relations entre personnalité et taux de lithium plasmatique

Nous observons donc que le caractère consciencieux est associé à un plus fort taux de lithium plasmatique, tout comme l'agréabilité. Cela va dans le sens des résultats précédents montrant l'importance du caractère consciencieux dans l'observance, mais ici nous avons un critère objectif. Nous observons également que la désirabilité sociale est négativement associée au taux de lithium plasmatique, plus le sujet a tendance à vouloir se présenter sous un bon jour (indépendamment de ce qu'il est), plus il est inobservant.

Etonnement la tendance à l'acquiescement au BFI-Fr est associée positivement au taux de lithium plasmatique, ainsi la tendance à dire oui aux questions indépendamment de leur contenu est associée à une meilleure observance, ceci indique peut-être une tendance générale à se plier aux exigences imposées de l'extérieure.

5.3.4 Relation entre les marqueurs de l'observance et les scores factoriels associés à l'impulsivité

5.3.4.1 Corrélations entre le taux de lithium plasmatique et les scores factoriels à l'UPPS-P du modèle PTTB (analyse des biais)

Tableau 69: corrélation entre le taux de lithium plasmatique (en ligne) et les scores factoriels à l'UPPS-P (en colonnes)

	Factor SD	Factor AC	Factor 1 Préméditation et recherche de sensation	Factor 2 Persévérance	Factor 3 Urgence Positive	Factor 4 Urgence Négative
Lithium plasmatique	.09 [-.19, .36]	.09 [-.19, .36]	.24 [-.04, .48]	.29* [.01, .52]	.11 [-.17, .38]	.23 [-.04, .48]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

On observe que la seule corrélation significative entre les scores factoriels d'impulsivité « purifiés » des deux biais de désirabilité sociale et d'acquiescement et le taux de lithium plasmatique concerne le manque de persévérance ($r = 0.29$; $p = 0.04$). Le facteur « recherche de sensation » et « manque de préméditation » est à la limite de la significativité ($r = 0.24$; $p < .10$). Il faut noter la faible taille de l'échantillon ($N = 51$ avec réponses complètes).

5.3.4.2 Corrélation entre le score de la MARS sans biais de désirabilité sociale et les scores à l'UPPS-P

Tableau 70: corrélation entre le score factoriel à la MARS (en ligne) et les scores factoriels à l'UPPS-P (en colonnes)

	Urgence Positive	Urgence Négative	Manque de Préméditation	Manque de persévérance	Recherche de sensation
MARS	.14 [-.01, .28]	.03 [-.12, .18]	.00 [-.15, .15]	.01 [-.14, .16]	.22** [.07, .35]
MARS SD	.37** [.23, .49]	.42** [.29, .54]	-.15* [-.29, .00]	-.24** [-.38, -.09]	.25** [.11, .39]

Les valeurs dans les crochets indiquent l'intervalle de confiance à 95% pour chaque corrélation (Cumming, 2014). * indique un $p < .05$. ** indique un $p < .01$.

La seule corrélation significative apparaît entre le score factoriel à la MARS et la recherche de sensation à l'UPPS-P. Cependant, on remarque de fortes corrélations entre le facteur désirabilité sociale extrait de l'échelle MARS et la quasi-totalité des scores factoriels à l'UPPS-P excepté le manque de préméditation. Ainsi, l'urgence négative est particulièrement corrélée à ce facteur de désirabilité sociale ($r = .42$; $p < .001$).

5.3.4.3 Discussion des relations entre les scores factoriels obtenus à l'échelle UPPS-P et les indicateurs d'observance

Nous observons que, concernant les dimensions de l'UPPS-P dont les scores factoriels ont été ajustés sur les deux biais de réponse pris en compte dans ce travail, seule la dimension persévérance est associée au taux de lithium plasmatique, alors que les autres dimensions sont à la limite de la significativité (facteur manque de préméditation et recherche de sensation). Ainsi, la dimension de persévérance semble particulièrement impliquée dans la prise d'un traitement régulier, ce qui semble assez logique, puisque nous parlons de prendre un traitement tous les jours pendant des années, ce qui demande évidemment une forte persévérance et un maintien de cet effort à travers des années, puisque ce traitement est chronique pour la plupart des patients atteints de trouble bipolaire.

Nous observons que la désirabilité sociale perturbe beaucoup les relations entre l'échelle MARS et l'échelle UPPS-P, puisque les corrélations les plus fortes ne sont pas entre l'échelle MARS et les scores de l'échelle UPPS-P, mais entre le facteur désirabilité sociale de la MARS et l'échelle UPPS-P.

5.3.4.4 Analyse des relations entre l'Impulsivity Scale et l'observance

5.3.4.4.1 Corrélations entre les scores factoriels obtenus à l'échelle IS-13 et les scores factoriels obtenus à l'échelle EGOMAC en 4 facteurs

Nous présenterons les corrélations entre le modèle factoriel de l'échelle d'impulsivité IS-13 tenant compte des deux biais de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement avec un seul facteur de contenu et les scores factoriels de l'EGOMAC.

Nous présentons d'abord les corrélations avec les scores factoriels issus du modèle en 4 facteurs.

Tableau 71: Corrélations entre les 4 scores factoriels de l'EGOMAC et les scores factoriels de l'IS-13

	Facteur SD	Facteur ACQ	Facteur IS-13
Respect des Consignes médicales	-0.41**	0.12	0.21*
Respect des règles d'hygiène de vie	0.36**	0.07	-0.46**
Observance volontaire	0.25**	-0.06	-0.23*
Oubli des traitements	-0.32**	0.09	0.24*

On observe des corrélations fortes entre les 4 facteurs de l'EGOMAC et le facteur de désirabilité sociale (SD) extrait de l'IS-13, mais il apparaît également des corrélations significatives avec les scores du facteur d'impulsivité corrigé sur le biais SD. On observe notamment une relation très forte ($r = -.46$; $p < .001$) entre le score d'impulsivité et le score au facteur respect des règles d'hygiène de vie de l'EGOMAC.

5.3.4.4.2 Corrélations entre les scores factoriels obtenus à l'échelle IS-13 et les scores factoriels obtenus à l'échelle EGOMAC dans le modèle bifactoriel

Nous présentons les corrélations avec les scores factoriels du modèle bifactoriel avec un facteur général et 3 facteurs de premier niveau.

Tableau 72: Corrélations entre les scores du modèle bifactoriel de l'EGOMAC et les scores de l'IS-13

EGOMAC Bifactoriel	Facteur SD	Facteur ACQ	Facteur IS-13
Facteur général			
EGOMAC	0.47**	-0.09	-0.33**
F1 consigne EGOMAC	0.12	0.12	-0.33**
F2 oubli EGOMAC	-0.13	0.05	0.1
F3 rendez-vous EGOMAC	-0.08	-0.05	-0.04

On observe des corrélations fortes entre le facteur d'observance générale et les scores de désirabilité sociale. En revanche, nous observons des corrélations significatives entre le facteur d'impulsivité de l'IS-13 et le facteur général d'observance, mais également avec le facteur de premier niveau « respect des consignes médicales ».

5.3.4.4.3 Analyses des relations entre l'impulsivité mesurée par l'échelle IS-13 et l'observance mesurée par l'échelle EGOMAC

Nous observons donc à nouveau une forte relation entre la désirabilité sociale et l'observance mesurée par l'EGOMAC et cela quel que soit l'indicateur choisi. Nous observons cependant, que même en tenant compte des deux biais étudiés (SD et tendance à l'acquiescement), nous observons des relations importantes entre l'impulsivité et l'observance générale et avec le respect des consignes médicales, ainsi qu'avec les 4 facettes de l'observance.

Un de éléments à noter est que le respect des consignes d'hygiène de vie est très intimement associé à l'impulsivité, ainsi les patients les plus impulsifs sont ceux qui respectent le moins les consignes concernant l'hygiène de vie, tel que faire du sport, limiter sa consommation d'alcool, de sucre ou de graisse.

On voit à nouveau que l'impulsivité renvoie à une autogestion généralement moins bonne de la vie de l'individu (avec l'implication de comportements associés aux dimensions de « persévérance » ou/et de « préméditation »), qui semble donc moins enclin à développer des modes de vie dits « sains ». Comme l'impulsivité est fréquemment associée aux troubles bipolaires, on comprend mieux pourquoi leur hygiène de vie en général est mauvaise, ce qui participe sans doute au raccourcissement de leur espérance de vie.

5.4 Les classes latentes de l'échelle MARS

5.4.1 Calculs du meilleur nombre de classes

Nous avons réalisé une analyse en classe latente avec le package poLCA, qui permet selon le critère BIC de définir que 3 classes est le nombre optimal de classes que permet d'identifier l'échelle MARS, à partir de la réponse à ses items considérés comme des réponses catégorielle. Voici les proportions de réponses pour chaque item selon la classe à laquelle appartiennent les individus (3 ici).

Items	Réponse Oui	Réponse Non
1	0.732	0.268
	1	0
	0.191	0.809
2	0.626	0.374
	0.929	0.071
	0.21	0.79
3	0.556	0.444

	0.223	0.777
	0.012	0.988
4	0.695	0.305
	0.166	0.834
	0.079	0.921
5	0.313	0.687
	0	1
	0.027	0.973
6	0.802	0.198
	0.371	0.629
	0.452	0.548
7	0.706	0.294
	0.22	0.78
	0.374	0.626
8	0.403	0.597
	0.158	0.842
	0.14	0.86
9	0.835	0.165
	0	1
	0.159	0.841
10	0.916	0.084
	0.226	0.774
	0.402	0.598

Les individus de la classe 1 représentent 16 % des individus.

Les individus de la classe 2 représentent 18 % des individus.

Les individus de la classe 3 représentent 66 % des individus.

5.4.2 Interprétation des classes selon les réponses aux items

La classe 3 représente 66 % des individus, ce qui semblent indiquer d'emblée que c'est la classe qui représente le comportement le plus fréquent, donc probablement l'observance, puisqu'il est très rare que les études montrent un taux d'inobservance supérieur à 50%.

A l'item 1, les individus de la classe 2, répondent à 100%, « oui », c'est-à-dire qu'ils mentionnent systématiquement qu'il leur arrive d'oublier leur traitement médicamenteux.

Les individus de la classe 3 ne sont que 19% à mentionner qu'il leur arrive d'oublier leur traitement.

La classe 3 semblent clairement regrouper les individus observants, ce sont ceux qui systématiquement mentionnent le plus souvent être observants, quel que soit le domaine.

Il reste à déterminer ce qui distingue les groupes 1 et 2 qui semblent être moins observant que la classe 3.

Les individus de la classe 2 semblent oublier plus fréquemment involontairement leurs traitements. Ces individus rapportent oublier fréquemment de prendre leurs traitements, négligent l'heure de prise des traitements, en revanche à la question « Je ne prends les médicaments que lorsque je me sens malade », ils répondent dans 100% des cas « Non », ce qui est même plus que dans la classe « observant », qui répond à 97% des cas « Non » à cette question.

Les individus de la classe 1 répondent « oui » à l'item « Lorsque vous vous sentez mieux, interrompez-vous parfois votre traitement ? » à 56%, alors qu'ils ne sont que 22% dans la classe 2 et 1% dans la classe 3. Il semble que cette question soit décisive pour distinguer les classes. C'est donc l'aspect volontaire de l'inobservance qui est beaucoup plus présente dans la classe 1 que dans la classe 2 et qui est évidemment absente dans la classe « observante ».

On peut donc renommer les classes comme : classe 1 « inobservance volontaire » (IOV), classe 2 « inobservance involontaire » (IInv), classe 3 « observance » (Obs). Il est important ici de suggérer que même pour les patients observants, il pourrait y avoir différentes manières de vivre cette observance.

La classe 1 (IOV) est également celle qui répond le plus fréquemment oui à la question 5 « Je ne prends les médicaments que lorsque je me sens malade. ».

Un autre résultat intéressant est que les individus de la classe IOV répondent le plus fréquemment qu'« il n'est pas naturel, d'être équilibré par des médicaments. » (80%).

Ils rapportent également que leurs idées ne sont pas plus claires avec les traitements (items 7). Ainsi la classe IOV semble marqué par une défiance vis-à-vis des traitements médicamenteux et une volonté de ne pas être observant du fait de doutes quant à leur utilité. Les individus de la classe IOV répondent très fréquemment « oui » à l'item 9 : « Avec les médicaments, je me sens bizarre, comme un « zombie ». » (91%) ; ce qui est très supérieur à la classe IInv (0%) et à la classe des « observants » (15,9%). On observe un résultat proche pour l'item 10 : « Les médicaments me rendent lourd (e) et fatigué (e). » ; pour laquelle 91% des individus de la classe IOV répondent « oui », contre 22,6 % pour la classe IInv et 40,2 % pour la classe Obs.

Donc on voit bien que, mêmes les sujets observants, expriment plus fréquemment que les sujets « inobservants involontaires » présenter des effets secondaires des symptômes, mais que les effets secondaires sont le plus fréquemment observés chez les sujets de la classe IOV « inobservants volontaires ». Cela semble expliquer l'inobservance des sujets de la classe IOV, qui perçoivent plus d'effets secondaires associés à leurs traitements médicamenteux.

Ainsi, nous arrivons à identifier 16% des patients comme présentant une inobservance volontaire et 18 % présentant une inobservance involontaire, seuls 66% des patients sont

pleinement observant, ce qui rejoint les résultats obtenus par (Yang et al., 2012), qui retrouvait 40% de sujets inobservant dans leur étude utilisant un outil de mesure de l'observance électronique.

Résultats supplémentaires : un groupe d'observant malgré les effets secondaires apparaît dans des analyses supplémentaires. Donc un groupe qui, malgré le ressenti intense d'effet secondaire (85% disent que les traitements les font se sentir comme un zombi), luttent pour maintenir une observance car ils pensent que les traitements les aident (0% ne prennent leur traitement que quand ils se sentent malades et 74% pensent que les traitements peuvent leur éviter de tomber à nouveau malade).

5.4.3 Différences de personnalité et d'impulsivité selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS

5.4.3.1 Différences de moyennes au BFI-Fr selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS

Nous avons réalisé 5 ANOVA, avec comme VD successivement les 5 scores factoriels des dimensions de la BFI-Fr et comme VI la classe latente mise en évidence à la MARS. Seuls les résultats pour le facteur caractère consciencieux ($p = .002$) et le facteur agréabilité sont significatifs ($p = .028$).

De même nous avons reproduit les ANOVA avec comme VD le facteur général de la BFI dans le modèle bifactoriel de la BFI à 5 facteurs et comme autres VD les 5 scores factoriels primaires de ce modèle (OCEAN).

Nous présentons les résultats à l'ANOVA pour les VD significatives : variable caractère Consciencieux et Agréabilité. Le facteur général n'est pas associé statistiquement aux classes latentes.

Tableau 73 : Résultat de l'ANOVA avec Caractère consciencieux comme VD

Predictor	Sum of Squares	<i>df</i>	Mean Square	<i>F</i>	<i>p</i>	partial η^2	partial η^2 90% CI [LL, UL]
(Intercept)	15.43	1	15.43	15.23	.000		
Clusters de MARS	12.87	2	6.43	6.36	.002	.05	[.01, .10]
Error	248.11	245	1.01				

Note. LL et UL représente respectivement la limite basse et la limite supérieure de l'intervalle de confiance de η^2 .

Tableau 74 : Résultat de l'ANOVA avec Agréabilité comme VD

Predictor	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	partial η^2	partial η^2 90% CI [LL, UL]
(Intercept)	1.49	1	1.49	1.40	.238		
Cluster de MARS	7.76	2	3.88	3.64	.028	.03	[.00, .07]
Error	261.19	245	1.07				

Note. LL et UL représente respectivement la limite basse et la limite supérieure de l'intervalle de confiance de η^2 .

Tableau 75: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score C

Contrast	null.value	Estimate	conf.low	conf.high	adj.p.value
MARS cluster 2-3	0	-0.440	-0.833	-0.047	0.024
MARS cluster 1-3	0	-0.524	-0.951	-0.096	0.012
MARS cluster 1-2	0	-0.084	-0.601	0.434	0.923

L'analyse post-hoc de Tukey nous permet de voir que la classe 2 « inobservance involontaire » ($m = -.132$; $\sigma = 1.041$) présente une moyenne significativement différente de la classe 3 « individus observants » ($m = .308$; $\sigma = 0.945$; $p = .024$) sur le facteur caractère consciencieux (du modèle bifactoriel).

De même le groupe 3 « inobservance volontaire » ($m = -.216$; $\sigma = 1.202$) présente un score significativement inférieur au groupe 1 ($p = .012$) à ce score.

Tableau 76: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score A (agréabilité)

Contrast	null.value	Estimate	conf.low	conf.high	adj.p.value
MARS Cluster 2-3	0	0.110	-0.293	0.513	0.796
MARS Cluster 1-3	0	0.502	0.063	0.940	0.020
MARS Cluster 1-2	0	0.392	-0.140	0.923	0.193

L'analyse post-hoc de Tukey nous montre que seul le groupe inobservant volontaire ($m = .406$; $\sigma = 1.039$) est significativement différent du groupe observant ($m = -.096$, $\sigma = 1.018$) ; $p = .020$).

5.4.3.2 Discussion des différences de moyennes observées au BFI-Fr selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS

Nous observons donc que le caractère consciencieux est plus faible dans les deux clusters de patients inobservant, tandis que seul le groupe « inobservant volontaire » présente un niveau plus faible d'agréabilité que le groupe observant.

On peut donc dire que le niveau de caractère consciencieux est associé à l'observance de manière générale, tandis que le niveau d'agréabilité n'est associé qu'à la dimension inobservance volontaire. En effet, le fait d'être méticuleux et consciencieux permet à la fois d'être plus rigoureux dans la prise du traitement (réduit l'aspect involontaire de l'inobservance) et est associé également à un plus grand respect, en général, des règles, ce qui réduit la propension à s'opposer ouvertement aux règles que constituent l'observance (donc réduit l'inobservance volontaire).

L'agréabilité n'est associée qu'à l'aspect volontaire de l'inobservance ce qui est cohérent, puisque les patients présentant un niveau élevé d'agréabilité vont tendre à vouloir satisfaire leur médecin, comme ils le font en générale dans les relations sociales, mais cela ne peut pas impacter aussi fortement l'aspect involontaire de l'observance.

5.4.3.3 Différences de moyennes à l'IS-13 selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS

Tableau 77: Résultat de l'ANOVA avec comme VD le score au facteur impulsivité de l'IS-13

Predicteur	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	partial η^2	partial η^2 90% CI [LL, UL]
(Intercept)	10.72	1	10.72	8.28	.005		
Cluster de la MARS	9.33	2	4.66	3.61	.029	.04	[.00, .10]
Error	210.95	163	1.29				

Tableau 78: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score impulsivité de l'IS-13

Contrast	null.value	Estimate	conf.low	conf.high	adj.p.value
MARS Cluster 2-3	0.000	0.590	0.066	1.113	0.023

MARS Cluster 1-3	0.000	0.054	-0.553	0.662	0.976
MARS Cluster 1-2	0.000	-0.535	-1.248	0.178	0.181

Nous observons que c'est le groupe inobservant volontaire ($m = 0.91$; $\sigma = 1.09$) qui montre un niveau plus élevé d'impulsivité que le groupe observant ($m = 0.32$; $\sigma = 1.14$), même lorsque l'on corrige sur mesure sur les biais d'acquiescement et de désirabilité sociale.

Le groupe inobservant de manière involontaire est non significativement différent des autres groupes ($m = 0.37$; $\sigma = 1.17$).

En analysant les scores de biais, nous observons un autre résultat intéressant, lorsque l'on fait une ANOVA avec comme VD le score de désirabilité sociale (voir le tableau 76).

Tableau 79: Résultat de l'ANOVA avec comme VD le score au facteur SD de l'IS-13

Prédicteur	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	partial η^2	partial η^2 90% CI [LL, UL]
(Intercept)	148.57	1	148.57	136.70	.000		
Cluster de la MARS	10.65	2	5.33	4.90	.009	.06	[.01, .12]
Error	177.15	163	1.09				

L'ANOVA est très significative ($p = .009$), le type d'observance est associé à la désirabilité sociale telle qu'elle est évaluée par le score de désirabilité sociale à l'IS-13.

Tableau 80: Analyse post-hoc de Tukey pour l'ANOVA avec comme VI les clusters de la MARS et comme VD le score SD de l'IS-13

Contrast	null.value	Estimate	conf.low	conf.high	adj.p.value
MARS Cluster 2-3	0	-0.547	-1.027	-0.067	0.021
MARS Cluster 1-3	0	-0.501	-1.058	0.056	0.088
MARS Cluster 1-2	0	0.046	-0.607	0.700	0.985

On observe lors de l'analyse post-hoc de Tukey que le groupe observant ($m = 1.18$; $\sigma = 1.03$) obtient un score plus élevé que le groupe inobservant de manière volontaire ($m = 0.63$; $\sigma = 1.12$; $p = .021$), donc la désirabilité sociale est plus forte dans le groupe observant que dans le groupe inobservant de manière volontaire.

Lorsque l'on prend comme variable dépendante le facteur du biais d'acquiescement, on ne retrouve pas de différence significative selon les clusters de la MARS.

5.4.3.4 Discussion des différences de moyennes observées à l'IS-13 selon l'appartenance aux classes latentes de la MARS

On observe un lien étroit entre l'inobservance volontaire et l'impulsivité mesuré sur une unique dimension grâce à l'échelle IS-13, même lorsque celle-ci est traitée pour tenir compte des biais de désirabilité sociale et de tendance à l'acquiescement. De plus, le groupe inobservant de manière volontaire a moins tendance à vouloir se présenter de manière socialement désirable que le groupe observant. Ainsi, cela semble montrer que le groupe inobservant de manière volontaire se soucie beaucoup moins de l'avis de l'équipe soignante sur eux-mêmes.

6 Discussion générale

Nous mettons en évidence la validité et la fiabilité de l'échelle EGOMAC et nous nous en servons pour étudier les caractéristiques de personnalité associées à l'observance.

Lors de l'analyse factorielle menée simultanément sur les deux échelles d'observance (MARS et EGOMAC), nous montrons que ces deux échelles évaluent globalement deux aspects différents de l'observance médicamenteuse. En effet, les items de l'échelle EGOMAC (16 sur 31) sont les plus nombreux à saturer sur le facteur 1 (adhésion globale au traitement et à la manière dont il faut le prendre), tandis que seuls 1 item, de l'échelle MARS, saturent sur ce facteur. Au contraire, 8 items de la MARS saturent sur le facteur 4, où seuls 4 items de l'échelle EGOMAC saturent. Cela montre bien l'indépendance conceptuelle partielle des deux échelles. L'échelle MARS semble plus mesurer les raisons pour lesquelles les patients ne sont pas observants, tandis que l'échelle EGOMAC semble plus évaluer l'observance en elle-même dans ces multiples aspects de respects des doses et de respects des consignes (et non seulement dans la prise du traitement).

Nous avons observé que deux modélisations possibles de l'échelle EGOMAC étaient possibles. La première modélisation est un modèle en 4 facteurs de premier niveau comprenant une dimension de respect général des consignes médicales, une dimension d'oubli involontaire des traitements, une dimension de respect des rendez-vous médicaux et une dimension de respects des règles hygiéno-diététiques. La seconde modélisation est un modèle bifactoriel, avec 1 facteur général et 3 facteurs de premiers niveaux. Ce modèle montre une unidimensionnalité partielle de l'échelle, qui semble bien mesurer une seule dimension générale, ce qui est démontré par le lien très fort entre l'échelle MARS et les 4 facteurs primaires de l'EGOMAC, ainsi que par la relation significative entre le facteur général d'observance et le taux de lithium plasmatique. Nous montrons que même le respect des règles hygiéno-diététiques est corrélé à une mesure de l'observance générale. Lorsque nous avons réalisé une analyse factorielle sur les 22 premiers items de l'EGOMAC, c'est-à-dire en excluant le respect des règles hygiéno-diététiques, nous avons obtenu un unique facteur sur lequel tous les items saturent fortement. Nous démontrons donc une excellente validité convergente de l'échelle EGOMAC, qui est corrélée significativement au score total de la MARS, ainsi qu'au taux de lithium plasmatique. Ces associations montrent bien que l'échelle mesure bien l'observance générale en mettant en évidence un réseau de relations montrant sa validité nomologique. Cela indique que ce qui est évalué par l'échelle EGOMAC est bien un comportement très général de suivi des recommandations médicales et non seulement la prise régulière des traitements

médicamenteux. Nous démontrons qu'il existe un lien fort entre les différentes composantes de l'observance mesurées par l'échelle EGOMAC, d'où la validité renforcée de l'utilité du modèle bifactoriel.

Nous avons, comme première étape, analysé la qualité des échelles utilisées dans ce travail, qui a démontré que les qualités psychométriques de ces échelles étaient solides que ce soit pour les échelles de personnalité (BFI-Fr, HEXACO) ou les échelles d'impulsivité (UPPS-P, IS-13). Nous avons mis en évidence une nouvelle manière d'utiliser l'échelle d'impulsivité Impulsivity Scale 13, en prenant en considération le biais d'acquiescement qui aboutit à une solution en un unique facteur d'impulsivité générale.

Nous démontrons que les échelles de personnalité conservent leur structure factorielle, même lorsque l'on tient compte des biais de réponses que sont la désirabilité sociale et la tendance à l'acquiescement. Même si ces deux biais ont des effets manifestes sur les résultats obtenus et la manière dont les sujets répondent aux questionnaires.

Nous confirmons notre hypothèse que la dimension caractère consciencieux est associée à l'observance et cela dans de multiples analyses, que ce soit en utilisant les scores factoriels « simples » ou les scores factoriels « corrigés » sur les deux biais pris en compte dans ce travail, voire en utilisant comme marqueur de l'observance le taux de lithium plasmatique. De plus, notre hypothèse que des dimensions très générales de personnalité comme celle du Big Two (avec la dimension stabilité) sont associées à l'observance est partiellement confirmée. De même, on observe une relation significative entre la mesure de la désirabilité sociale obtenue lors de l'analyse des deux échelles de personnalité et l'observance médicamenteuse. Les associations avec l'observance vont donc de niveaux très spécifiques comme l'impulsivité mesurée par la recherche de sensation ou le manque de persévérance de l'UPPS-P à des niveaux très généraux comme le facteur du Big Two stabilité, ainsi que le facteur de désirabilité sociale. Ainsi la dimension *stabilité* du Big Two est associée à une meilleure observance générale, un meilleur respect des consignes, un plus grand suivi des règles hygiéno-diététiques et cela indépendamment de la désirabilité sociale. Cependant, le facteur général de personnalité (GFP) semble être associé à l'observance du fait de son lien à la désirabilité sociale.

Un résultat essentiel de ce travail est la confirmation que tout un ensemble de traits de personnalité, associés au contrôle de soi et à l'absence d'impulsivité étaient essentiels dans l'apparition et le maintien d'une bonne observance. Cependant, ce travail étant transversal, nous ne pouvons pas exclure que les associations observées ne soient pas causales et plus précisément dans le sens attendu. Il est possible que ce soit la préexistence d'une bonne observance, qui entraîne une diminution de l'impulsivité et un meilleur contrôle de soi. Cela expliquerait les

relations observées entre le névrosisme et l'observance. La dimension du Big Two nommée Stabilité et son association au score d'observance reflète peut-être tout simplement une efficacité du traitement sur le bien-être général du patient. Les relations peuvent aller dans le sens de l'observance vers la personnalité pour certaines dimensions (on imagine que c'est le cas du névrosisme) et aller de la personnalité vers l'observance pour d'autres dimensions (le caractère consciencieux est normalement un trait stable de l'individu). Seule une étude longitudinale utilisant ces outils pourrait permettre de répondre à cette question du sens de la causalité, s'il y en a une.

De plus, il faudrait tenir compte de l'humeur des patients pour voir l'impact de celle-ci sur l'observance. En effet, même si l'impulsivité est généralement considérée comme un facteur trait (Ekinci et al., 2011; Ireland & Archer, 2008), il a été démontré qu'elle était également influencée par l'humeur (Swann et al., 2008), notamment en montrant qu'elle était associée de manière spécifique aux deux pôles principaux du trouble bipolaire (la manie et la dépression). De même, l'efficacité du traitement a certainement un rôle important sur l'observance que va ou non développer un patient en particulier ; ainsi on voit que les patients présentant une inobservance volontaire sont ceux qui rapportent présenter le plus d'effets secondaires.

Nous montrons également le lien très fort existant entre caractère consciencieux et le respect des règles d'hygiène de vie (mesuré par l'EGOMAC), ce qui pourrait contribuer à expliquer le lien entre caractère consciencieux et espérance de vie souvent mis en évidence (Kern & Friedman, 2008).

Nous montrons également le rôle essentiel de la désirabilité sociale dans les réponses aux questionnaires d'observance, ainsi, le facteur SD issu de l'échelle de personnalité BFI-Fr corrèle non seulement avec les scores d'observance rapportés (facteur général de l'EGOMAC), mais également avec le taux de lithium plasmatique (relation négative). Ainsi, la désirabilité sociale semble liée à une moins bonne observance, même lorsque celle-ci est évaluée par une mesure physiologique. Etonnement, la tendance à l'acquiescement, elle, est associée à une meilleure observance, même lorsque celle-ci est mesurée par le taux de lithium plasmatique.

Nous montrons grâce à l'analyse en classe latente, 3 types de comportements vis-à-vis de l'observance, un groupe de patients observants (constituant 66% de l'échantillon), un groupe inobservant du fait d'oublis involontaires (18%) et un groupe présentant une inobservance que nous qualifierons de volontaire (16%), puisqu'ils arrêtent volontairement leurs traitements lorsqu'ils vont mieux par exemple. Cette dernière forme d'inobservance est associée également à un ressenti plus intense des effets secondaires avec une écrasante majorité de ces personnes qui expriment « se sentir comme [des] zombies » à la suite de la prise du traitement

médicamenteux. Pour cette classe nous ne pouvons pas savoir si ce sont les effets secondaires qui les rendent inobservants ou si c'est une propension à rejeter le traitement, qui les poussent à percevoir plus intensément les effets secondaires de ces traitements.

La classe latente des patients inobservants de manière involontaire est marquée par un niveau de caractère consciencieux plus faible que celle des patients observants, mettant à nouveau en évidence le rôle du caractère consciencieux dans le maintien d'une bonne observance, même dans les aspects pratiques de gestion des prises médicamenteuses permettant d'éviter d'oublier le traitement.

La classe latente des patients inobservants de manière volontaire présente un niveau plus faible d'agréabilité que les patients observants, tandis que les patients inobservant de manière involontaire ne diffèrent pas significativement des patients observants. Donc c'est bien l'aspect volontaire de l'inobservance qui est associée à un plus faible niveau d'agréabilité, ce qui semble effectivement intuitivement compréhensible. Au niveau de l'impulsivité, seuls les patients inobservants de manière volontaire sont plus impulsif que les patients observants, les patients inobservants de manière involontaire n'étant pas différents.

Cet aspect des analyses qui valident des intuitions plausibles a posteriori, montre que les modèles utilisés pour mesurer la personnalité donnent des résultats tout à fait cohérents et démontre le rôle essentiel de la personnalité dans le maintien et le développement d'une bonne observance.

7 Les limites de ce travail

Nous n'avons pas enregistré de manière psychométrique l'humeur que présentait les patients au moment où ils passaient les échelles que nous leur avons proposées. Cela aurait été possible pour les patients étant admis au centre expert, où a eu lieu la majorité du recrutement, mais cela aurait compliqué très fortement le recrutement, en réduisant la population sur laquelle nous avions l'intention de faire l'étude ou en rajoutant de nouveau questionnaire pour tous les patients ne passant pas au centre expert. Nous n'avons pas pu vérifier que, dans chaque sous-groupe de patients catégorisés selon leur pathologie, les structures factorielles des échelles étaient préservées, mais cela aurait nécessité une cohorte bien plus importante.

Pour répondre à la critique de la non prise en compte de l'humeur, il serait tout à fait possible de retrouver les données psychopathologiques de tous les patients du centre expert grâce à leur code FondaMental, qui les identifie de manière anonyme et de faire l'analyse des liens entre humeurs et personnalité sur ce sous-groupe. Cependant, nos analyses montrent que les analyses de la personnalité sont fiables même sur la population spécifique sur laquelle nous avons fait l'étude, puisque la structure factorielle de l'échelle est retrouvée dans l'échantillon et cela même lorsque l'on restreint nos analyses sur le groupe des patients (les scores factoriels étant distribués quasiment identiquement).

Un autre élément qui permet de nuancer l'impact de l'humeur est que la personnalité reflète des tendances de fond du fonctionnement intraindividuel et donc qui seraient peu sensible aux fluctuations momentanées. Evidemment cela est un postulat qu'il faudrait tester dans une étude longitudinale. En effet, pour répondre à cette question, il faudrait faire une analyse intraindividuelle des variations aux questionnaires de personnalité associées à l'humeur, ce qui implique des mesures longitudinales. Or, même l'échelle d'impulsivité de Barratt, n'est utilisée qu'une seule fois dans les centres experts pour les troubles bipolaires, ce qui montre la force de cette notion de questionnaire trait, qui ne sont donc passés qu'une seule fois, puisqu'ils sont considérés comme mesurant des caractéristiques stables de la personne. Mais on voit là le problème entre l'idée que le questionnaire mesure une caractéristique trait et le fait qu'il n'est passé qu'une seule fois, ce qui empêche d'étudier sa stabilité dans le temps, ce qui permettrait en retour de valider qu'il est bien inutile de le faire passer plusieurs fois.

Nous avons longuement présenté les limites associées à l'aspect transversal de l'étude, qui ne permet pas de conclure, par exemple, à la causalité des relations mises en évidence. De plus, nous avons insisté sur le fait qu'il ne fallait pas réifier les traits de personnalité mises en évidence dans ce travail, car leur statut est compliqué à définir, puisque ces traits renvoient à

des différences inter-individuelles et ne sont pas nécessairement liés à des aspects de dynamiques intraindividuelles des patients.

Nous avons découvert, lors de la rédaction finale de ce travail, que la *network psychometrics*, qui est un champs de la psychométrie qui nous intéresse spécifiquement, avait beaucoup progressé sur l'analyse des questionnaires de personnalité (Christensen, Garrido, et al., 2020a, 2020b; Christensen, Golino, et al., 2020) et que nous aurions pu utiliser ces techniques sophistiquées dans notre travail. Nous sommes convaincu que la *network psychometrics* donne une vision bien plus réaliste de ce qui se passe lorsqu'un individu répond à un questionnaire et donc sur le phénomène mesuré, que la psychométrie standard avec la notion dominante de variable latente (van Bork et al., 2017). Cette nouvelle discipline (*network psychometrics*) conçoit les items d'un questionnaire comme les nœuds d'un réseau interconnecté et définit les traits de personnalité comme un système dynamique dont les propriétés émergent du fait des interactions entre les éléments, comme les composants uniques de la personnalité, qui se distinguent des traits, car ils sont en interactions constantes entre eux et ne sont pas aussi nettement séparés en dimensions autonomes que ce que prévoit la psychométrie standard. Cette vision de la personnalité comme un système dynamique complexe, nous semble beaucoup plus pertinente que la vision en traits monolithiques, telle que la propose la théorie classique de la personnalité. Ainsi, en faisant ce travail nous avons le sentiment d'être allé au bout de ce que proposait la psychométrie classique appliquée à la personnalité, nous pensons que l'avenir se trouve beaucoup plus dans les propositions de la *network psychometrics* et cela de manière non spécifique à la personnalité, cette vision permettant également de renouveler notre approche de la pathologie mentale en général (Borsboom, 2017).

De plus, la *network psychometrics* est tout à fait adaptée pour analyser les résultats des analyses intensives longitudinales, ce qui rejoint notre critique sur l'aspect transversal de ce travail. Une analyse intensive longitudinale permet d'étudier les aspects dynamiques du comportement, des pensées et des émotions en demandant à des individus de remplir entre une fois à 10 fois par jour un court questionnaire évaluant des aspects dynamiques de la personne, comme les émotions et les situations dans lesquelles elle se trouve. Ainsi, on pourrait mettre en lien des traits de personnalité et une dynamique de fonctionnement au quotidien spécifique comme cela a déjà été fait (Costantini et al., 2015, 2017; Truhan et al., 2021). De plus, grâce à cette méthode on peut étudier la labilité émotionnelle dans sa manifestation directe de variation de l'intensité des émotions rapportées d'un moment à l'autre, plutôt que par un questionnaire de labilité affective tel que l'*Affective Lability Scale*, où l'on demande au sujet de juger de son fonctionnement émotionnel habituel a posteriori (Aas et al., 2014).

8 Conclusion

Nous démontrons l'utilité, la fiabilité et la validité de l'échelle EGOMAC pour étudier l'observance médicamenteuse dans une population de patients atteints de troubles psychiatriques. Nous avons mis en évidence les facteurs de personnalité qui sont associées à une bonne ou une mauvaise observance, du plus général (dimension du Big Two *stabilité*), ensuite au niveau du FFM (caractère consciencieux), pour finir à un niveau très spécifique (impulsivité générale de l'IS-13, urgence, manque de préméditation et surtout persévérance). Nous avons montré pour la première fois la validité de critère de l'échelle EGOMAC et confirmé celle de l'échelle MARS, en étudiant la relation entre les réponses à ces deux échelles et le taux de lithium plasmatique.

Nous démontrons l'aspect à la fois pluridimensionnel et unidimensionnel de l'observance, en montrant que même le score à la dimension *respect des règles hygiéno-diététiques* est corrélé au score total à la MARS. Cela nous a fait utiliser systématiquement deux modèles de cotation de l'EGOMAC, un modèle avec une dimension générale (modèle bifactoriel) et un modèle avec 4 facteurs spécifiques, que nous avons appelés : *respects des consignes médicales*, *respect des règles hygiéno-diététiques*, *respect des rendez-vous médicaux* et *oubli involontaire du traitement*. Ce dernier modèle a été préféré à un modèle en 3 facteurs, car ce modèle distingue mieux l'aspect volontaire ou non de l'inobservance.

Nous avons également mis en évidence des sous-types de groupes de patients, selon leurs réponses aux échelles d'observances en particulier, une analyse en classe latente de la MARS donne des résultats d'une grande simplicité à interpréter semble-t-il. En effet, il semble apparaître un groupe de patient observant, un groupe inobservant de manière involontaire (oublis simples du traitement) et un groupe inobservant de manière volontaire, ce groupe présentant un plus faible niveau d'agréabilité et un plus fort niveau d'impulsivité. Les deux groupes inobservants présentent un faible niveau de caractère consciencieux. Ce type de distinction est fondamentale pour mieux comprendre la dynamique des comportements d'inobservance.

Nous démontrons également que ce qui prédit le mieux le taux de lithium plasmatique des patients est à la fois la partie de l'échelle qui porte uniquement sur l'oubli à des moments précis des traitements médicamenteux, mais également la dimension générale extrait d'un modèle bifactoriel donc une dimension d'observance générale.

Nous avons démontré la fiabilité et la solidité des structures factorielles de nos échelles dans la population spécifique que nous avons utilisée. Ainsi, la BFI-Fr évalue bien 5 dimensions que

sont l'ouverture d'esprit, le caractère consciencieux, l'extraversion, l'agréabilité et le névrosisme. De plus, ces 5 dimensions corrélaient bien avec les 5 dimensions correspondantes de l'échelle HEXACO, ce qui démontre leur forte validité convergente et la similarité des dimensions communes entre le modèle du Five Factor Model mesuré par la BFI-Fr et les dimensions du modèle HEXACO, telles que mesurées par l'échelle HEXACO-60. Seule la dimension Honnêteté-humilité est spécifique de l'HEXACO. Nous avons observé que ces structures sont retrouvées même lorsque l'on tient compte des deux biais les plus fréquents en autoévaluation : le biais de désirabilité sociale et le biais d'acquiescement.

Nous démontrons que la différence de personnalité entre les sujets observants et non observant, tient essentiellement de la différence de personnalité démontrée entre le groupe « observant » et le groupe nommé « inobservant involontaire ».

Nous démontrons que la dimension « urgence » et la dimension « manque de persévérance » de l'échelle UPPS-P sont associées à l'observance telle qu'elle est mesurée par la MARS.

Nous montrons que notre modélisation de la tendance à l'acquiescement est utile, puisque cette dimension montre des associations avec le taux de lithium plasmatique. Nous pouvons supposer que la tendance à l'acquiescement est un trait de personnalité, car il existe une forte relation entre son estimation dans deux questionnaires différents de personnalité, donc ce concept présente une forte validité convergente. Nous avons montré que la désirabilité sociale avait un fort impact sur les réponses aux échelles, que ce soient sur les réponses aux échelles d'observances en elles-mêmes ou les réponses aux échelles de personnalité. Nous montrons également que la désirabilité sociale est associée négativement au taux de lithium plasmatique, confirmant le rôle de celle-ci dans l'observance. Au contraire, la tendance à l'acquiescement est corrélée positivement au taux de lithium plasmatique, ce qui tend à démontrer qu'il existe un lien réel entre ce trait de personnalité et l'observance (ce lien n'étant pas qu'artéfactuel).

Nous montrons que la dimension Honnêteté-humilité a des relations significatives avec plusieurs dimensions de l'observance, notamment dans ses aspects volontaires. La dimension de personnalité, qui présente la relation la plus solide à l'observance, est clairement le caractère consciencieux que celui-ci soit mesuré par la BFI-Fr ou par l'HEXACO. Cette relation persiste après ajustement sur les deux biais étudiés dans ce travail : la désirabilité sociale et la tendance à l'acquiescement.

Nous montrons également que nos résultats publiés (Kahn et al., 2019) étaient incomplets puisque nous montrons dans ce travail, qu'un modèle factoriel, prenant en compte la tendance à l'acquiescement, donne une solution unifactoriel à l'IS-13, avec un facteur d'acquiescement, qui a un rôle important dans la manière dont les individus répondent. En effet, le modèle à deux

facteurs est retrouvé, lorsque nous ne tenons pas compte de l'acquiescement, mais devient inadapté quand nous prenons en compte ce biais. Nous pourrions ainsi obtenir une échelle courte (en 13 items) évaluant la dimension globale d'impulsivité, tout en tenant compte du biais d'acquiescement. Cela nous permet d'envisager de nombreux autres travaux sur ce sujet. Nous pensons que, dans ce travail, nous sommes allés aux limites de ce que permet les modèles actuelles de l'étude de la personnalité appliqués à un domaine précis d'étude du comportement qui est l'observance. Nous sommes conscient que ce modèle d'étude de la personnalité, n'a qu'une validité « discriminante », au sens où, les modèles de la personnalité basés sur des analyses interindividuelles ne permettent pas de décrire précisément les processus intrapsychiques spécifiques à chaque individu, mais permettent de différencier les individus les uns des autres, selon leurs réponses aux questionnaires, à un instant précis. Nous sommes fermement convaincu que l'avenir des travaux sur la personnalité réside dans l'intégration, de manière beaucoup plus spécifique, d'analyses longitudinales, en particulier des analyses longitudinales intensives, associées à l'analyse de réponses répétées, ceci permettant réellement de rentrer dans l'étude de la dynamique du comportement des individus au niveau intraindividuel. Après plusieurs années à analyser les travaux concernant la personnalité et l'analyse de son rôle dans les comportements les plus divers, nous pensons que le modèle du Five Factor Model montre de sérieuses limites et ne doit plus être considéré comme aussi heuristique qu'il a semblé l'être lors de sa diffusion durant les années 1990. Nous sommes convaincu que l'analyse intensive longitudinale, pouvant désormais se généraliser grâce à l'utilisation des smartphones, va amener une nouvelle manière de faire de la recherche en psychologie et particulièrement en ce qui concerne l'étude de la personnalité. Ces travaux pourraient tout à fait compléter les travaux étudiant les « trajectoires » que présentent les patients, comme cela a été appliqué à l'observance par le réseau FACE-BD (Consoloni et al., 2021).

9 Bibliographie

- Aas, M., Pedersen, G., Henry, C., Bjella, T., Bellivier, F., Leboyer, M., Kahn, J.-P., Cohen, R. F., Gard, S., Aminoff, S. R., Lagerberg, T. V., Andreassen, O. a, Melle, I., & Etain, B. (2014). Psychometric properties of the Affective Lability Scale (54 and 18-item version) in patients with bipolar disorder, first-degree relatives, and healthy controls. *Journal of affective disorders*, 172C, 375-380. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.10.028>
- Allport, G. W., & Odbert, H. S. (1936). Trait-names : A psycho-lexical study. *Psychological monographs*, 47(1), i.
- Aluja, A., Rossier, J., & Zuckerman, M. (2007). Equivalence of paper and pencil vs Internet forms of the ZKPQ-50-CC in Spanish and French samples. *Personality and Individual Differences*, 43(8), 2022-2032.
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (1999). *Standards for educational and psychological testing*.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders : Dsm-5*.
- Anderson, E. (2000). Beyond homo economicus : New developments in theories of social norms. *Philosophy & Public Affairs*, 29(2), 170-200.
- Anusic, I., Schimmack, U., Pinkus, R. T., & Lockwood, P. (2009). The nature and structure of correlations among Big Five ratings : The halo-alpha-beta model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(6), 1142.
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2009). The HEXACO-60 : A Short Measure of the Major Dimensions of Personality. *Journal of Personality Assessment*, 91(4), 340-345. <https://doi.org/10.1080/00223890902935878>

- Ashton, M. C., Lee, K., & Goldberg, L. R. (2007). The IPIP–HEXACO scales : An alternative, public-domain measure of the personality constructs in the HEXACO model. *Personality and Individual Differences*, 42(8), 1515-1526. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.027>
- Ashton, M. C., Lee, K., & Son, C. (2000). Honesty as the sixth factor of personality : Correlations with Machiavellianism, primary psychopathy, and social adroitness. *European Journal of Personality*, 14(4), 359-368.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397-438.
- Auerswald, M., & Moshagen, M. (2019). How to determine the number of factors to retain in exploratory factor analysis : A comparison of extraction methods under realistic conditions. *Psychological methods*.
- Ayers, S., Baum, A., McManus, C., Newman, S., Wallston, K., Weinman, J., & West, R. (2007). *Cambridge handbook of psychology, health and medicine*. Cambridge University Press.
- Baker, F. B. (1998). An Investigation of the Item Parameter Recovery Characteristics of a Gibbs Sampling Procedure. *Applied Psychological Measurement*, 22(2), 153-169. <https://doi.org/10.1177/01466216980222005>
- Baldessarini, R. J., Tondo, L., & Hennen, J. (2003). Lithium treatment and suicide risk in major affective disorders : Update and new findings. *The Journal of Clinical Psychiatry*, 64 Suppl 5, 44-52.
- Balkhi, S. E., Megarbane, B., Poupon, J., Baud, F. J., & Galliot-Guilley, M. (2009). Lithium poisoning : Is determination of the red blood cell lithium concentration useful? *Clinical Toxicology*, 47(1), 8-13. <https://doi.org/10.1080/15563650802392398>
- Bandura, A. (1977). *Social learning theory*. Prentice-Hall.
- Bandura, A. (Éd.). (1995). *Self-efficacy in changing societies*. Cambridge University Press.

- Barbot, J. (2006). How to build an “active” patient? The work of AIDS associations in France. *Social Science & Medicine*, 62(3), 538-551. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.06.025>
- Bayle, F., Bourdel, M., Caci, H., Gorwood, P., Chignon, J., Ades, J., & Loo, H. (2000). Factor analysis of french translation of the Barratt impulsivity scale (BIS-10)]. *Canadian journal of psychiatry. Revue canadienne de psychiatrie*, 45(2), 156.
- Belzeaux, R., Boyer, L., Mazzola-Pomietto, P., Michel, P., Correard, N., Aubin, V., Bellivier, F., Bougerol, T., Olie, E., Courtet, P., Etain, B., Gard, S., Kahn, J.-P., Passerieux, C., Leboyer, M., Henry, C., & Azorin, J.-M. (2015). Adherence to medication is associated with non-planning impulsivity in euthymic bipolar disorder patients. *Journal of Affective Disorders*, 184, 60-66. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.05.041>
- Belzeaux, R., Correard, N., Boyer, L., Etain, B., Loftus, J., Bellivier, F., Bougerol, T., Courtet, P., Gard, S., Kahn, J.-P., & others. (2013). Depressive residual symptoms are associated with lower adherence to medication in bipolar patients without substance use disorder : Results from the FACE-BD cohort. *Journal of affective disorders*, 151(3), 1009-1015.
- Benjamin, D. J., Berger, J. O., & Johannesson, M. (s. d.). *Title : Redefine Statistical Significance*. 18.
- Berg, J. M., Latzman, R. D., Bliwise, N. G., & Lilienfeld, S. O. (2015). Parsing the heterogeneity of impulsivity : A meta-analytic review of the behavioral implications of the UPPS for psychopathology. *Psychological Assessment*, 27(4), 1129.
- Besche-Richard, C. (2018). *Psychopathologie cognitive*. Dunod. <https://doi.org/10.3917/dunod.besce.2018.01>
- Billieux, J., Rochat, L., Ceschi, G., Carré, A., Offerlin-Meyer, I., Defeldre, A.-C., Khazaal, Y., Besche-Richard, C., & Van der Linden, M. (2012). Validation of a short French version of the UPPS-P Impulsive Behavior Scale. *Comprehensive Psychiatry*, 53(5), 609-615.

- Borkenau, P., & Ostendorf, F. (1998). The Big Five as States : How Useful Is the Five-Factor Model to Describe Intraindividual Variations over Time? *Journal of Research in Personality*, 32(2), 202-221. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1997.2206>
- Borsboom, D. (2005). *Measuring the mind : Conceptual issues in contemporary psychometrics*. Cambridge University Press.
- Borsboom, D. (2017). A network theory of mental disorders. *World Psychiatry*, 16(1), 5-13. <https://doi.org/10.1002/wps.20375>
- Borsboom, D., & Cramer, A. O. J. (2013). Network Analysis : An Integrative Approach to the Structure of Psychopathology. *Annual Review of Clinical Psychology*, 9(1), 91-121. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185608>
- Bruchon-Schweitzer, M. (2002). *Psychologie de la santé : Modèles, concepts et méthodes*. Dunod.
- Buja, A., & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on parallel analysis. *Multivariate behavioral research*, 27(4), 509-540.
- Burdick, K. E., Russo, M., Frangou, S., Mahon, K., Braga, R. J., Shanahan, M., & Malhotra, A. K. (2014). Empirical evidence for discrete neurocognitive subgroups in bipolar disorder : Clinical implications. *Psychological Medicine*, 1-14. <https://doi.org/10.1017/S0033291714000439>
- Carli, V., Jovanović, N., Podlesek, A., Roy, A., Rihmer, Z., Maggi, S., Marusic, D., Cesaro, C., Marusic, A., & Sarchiapone, M. (2010). The role of impulsivity in self-mutilators, suicide ideators and suicide attempters—A study of 1265 male incarcerated individuals. *Journal of Affective Disorders*, 123(1-3), 116-122. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.02.119>

- Carroll, J. B. (1993). *Human cognitive abilities : A survey of factor-analytic studies* (1993-97611-000). Cambridge University Press; psych.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511571312>
- Carver, C. S., & White, T. L. (1994). Behavioral inhibition, behavioral activation, and affective responses to impending reward and punishment : The BIS/BAS scales. *Journal of personality and social psychology*, 67(2), 319.
- Cervone, D. (2005). Personality architecture : Within-person structures and processes. *Annu. Rev. Psychol.*, 56, 423-452.
- Chiorri, C., Marsh, H. W., Ubbiali, A., & Donati, D. (2016). Testing the factor structure and measurement invariance across gender of the Big Five Inventory through exploratory structural equation modeling. *Journal of personality assessment*, 98(1), 88-99.
- Christensen, A. P., Garrido, L. E., & Golino, H. (2020a). *Comparing community detection algorithms in psychological data : A Monte Carlo simulation*.
<https://doi.org/10.31234/osf.io/hz89e>
- Christensen, A. P., Garrido, L. E., & Golino, H. (2020b). *Unique variable analysis : A novel approach for detecting redundant variables in multivariate data*.
<https://doi.org/10.31234/osf.io/4kra2>
- Christensen, A. P., Golino, H., & Silvia, P. J. (2020). A psychometric network perspective on the validity and validation of personality trait questionnaires. *European Journal of Personality*, 34(6), 1095-1108.
- Colom, F., & Vieta, E. (2008). Manuel de psychoéducation pour les troubles bipolaires. *Solal, Marseille*, 220.
- Colom, F., Vieta, E., Tacchi, M., Sánchez-Moreno, J., & Scott, J. (2005). Identifying and improving non-adherence in bipolar disorders. *Bipolar Disorders*, 7, 24-31.
<https://doi.org/10.1111/j.1399-5618.2005.00248.x>

- Consoloni, J.-L., Aubin, V., Azorin, J.-M., Bellivier, F., Correard, N., Courtet, P., Dubertret, C., Etain, B., Gard, S., Haffen, E., Leboyer, M., Llorca, P.-M., Olie, E., Polosan, M., Roux, P., Schwan, R., Samalin, L., Belzeaux, R., & Face-Bd, G. (2021). Trajectories of medication adherence in patients with Bipolar Disorder along 2 years-follow-up. *Journal of Affective Disorders*, 8.
- Corréard, N., Consoloni, J.-L., Raust, A., Etain, B., Guillot, R., Job, S., Loftus, J., Médecin, I., Bougerol, T., Polosan, M., Fredembach, B., Gard, S., M'Bailara, K., Kahn, J.-P., Roux, P., Homassel, A.-S., Carminati, M., Matos, L., Olié, E., ... Collaborators, F.-B. (2017). Neuropsychological functioning, age, and medication adherence in bipolar disorder. *PLOS ONE*, 12(9), e0184313. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0184313>
- Costa, P. T., & Mac Crae, R. R. (1992). *Neo Personality Inventory-Revised (NEO PI-R)*. Psychological Assessment Resources Odessa, FL.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1995). Primary traits of Eysenck's P-E-N system : Three- and five-factor solutions. *Journal of personality and social psychology*, 69(2), 308-317.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2013). The five-factor model of personality and its relevance to personality disorders. *Personality and Personality Disorders: The Science of Mental Health*, 7, 17.
- Costantini, G., Epskamp, S., Borsboom, D., Perugini, M., Möttus, R., Waldorp, L. J., & Cramer, A. O. J. (2015). State of the aRt personality research : A tutorial on network analysis of personality data in R. *Journal of Research in Personality*, 54(Supplement C), 13-29. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.07.003>
- Costantini, G., Richetin, J., Preti, E., Casini, E., Epskamp, S., & Perugini, M. (2017). Stability and variability of personality networks. A tutorial on recent developments in network psychometrics. *Personality and Individual Differences*. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.06.011>

- Cronbach, L. J. (1957). The two disciplines of scientific psychology. *American psychologist*, 12(11), 671.
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281-302. <https://doi.org/10.1037/h0040957>
- Cummings, K. M., Jette, A. M., & Rosenstock, I. M. (1978). Construct validation of the health belief model. *Health Education Monographs*, 6(4), 394-405.
- Cyders, M. A., Smith, G. T., Spillane, N. S., Fischer, S., Annus, A. M., & Peterson, C. (2007). Integration of impulsivity and positive mood to predict risky behavior : Development and validation of a measure of positive urgency. *Psychological Assessment*, 19(1), 107-118. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.19.1.107>
- D'Amours-Raymond, J. (2011). *Version abrégée transculturelle du Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR)*.
- Davies, S. E., Connelly, B. S., Ones, D. S., & Birkland, A. S. (2015). The General Factor of Personality : The “Big One,” a self-evaluative trait, or a methodological gnat that won’t go away? *Personality and Individual Differences*, 81, 13-22. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.01.006>
- Deary, I. J., Pattie, A., & Starr, J. M. (2013). The Stability of Intelligence From Age 11 to Age 90 Years : The Lothian Birth Cohort of 1921. *Psychological Science*, 24(12), 2361-2368. <https://doi.org/10.1177/0956797613486487>
- de Gage, S. B., Bégaud, B., Bazin, F., Verdoux, H., Dartigues, J.-F., Pérès, K., Kurth, T., & Pariente, A. (2012). Benzodiazepine use and risk of dementia : Prospective population based study. *Bmj*, 345, e6231.
- DeMars, C. (2010). *Item response theory*. Oxford University Press.

- Dennehy, E. B., Bauer, M. S., Perlis, R. H., Kogan, J. N., & Sachs, G. S. (2007). Concordance with treatment guidelines for bipolar disorder : Data from the systematic treatment enhancement program for bipolar disorder. *Psychopharmacol Bull*, 40(3), 72-84.
- DeYoung, C. G. (2006). Higher-order factors of the Big Five in a multi-informant sample. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91(6), 1138-1151. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.91.6.1138>
- Digman, J. M. (1997). Higher-order factors of the Big Five. *Journal of personality and social psychology*, 73(6), 1246.
- Donnellan, M. B., Oswald, F. L., Baird, B. M., & Lucas, R. E. (2006). The Mini-IPIP Scales : Tiny-Yet-Effective Measures of the Big Five Factors of Personality. *Psychological Assessment*, 18(2), 192,203.
- Ekinci, O., Albayrak, Y., Ekinci, A. E., & Caykoylu, A. (2011). Relationship of trait impulsivity with clinical presentation in euthymic bipolar disorder patients. *Psychiatry Research*, 190(2-3), 259-264. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2011.06.010>
- Etain, B., Mathieu, F., Liquet, S., Raust, A., Cochet, B., Richard, J. R., Gard, S., Zanouy, L., Kahn, J. P., Cohen, R. F., Bougerol, T., Henry, C., Leboyer, M., & Bellivier, F. (2013). Clinical features associated with trait-impulsiveness in euthymic bipolar disorder patients. *Journal of affective disorders*, 144(3), 240-247. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2012.07.005>
- Eysenck, H. J. (1992). The definition and measurement of psychoticism. *Personality and Individual Differences*, 13(7), 757-785. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(92\)90050-Y](https://doi.org/10.1016/0191-8869(92)90050-Y)
- Eysenck, H. J. (1995). How valid is the psychoticism scale? A comment on the Van Kampen critique. *European Journal of Personality*, 9(2), 103-108.
- Feighner, J. P. (1972). Diagnostic Criteria for Use in Psychiatric Research. *Archives of General Psychiatry*, 26(1), 57. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1972.01750190059011>

- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2013). Unrestricted item factor analysis and some relations with item response theory. *Recuperado de <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor>*.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2019). On the added value of multiple factor score estimates in essentially unidimensional models. *Educational and psychological measurement*, 79(2), 249-271.
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., & Chico, E. (2003). Unrestricted Factor Analytic Procedures for Assessing Acquiescent Responding in Balanced, Theoretically Unidimensional Personality Scales. *Multivariate Behavioral Research*, 38(3), 353-374.
https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3803_04
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., & Chico, E. (2009). A General Factor-Analytic Procedure for Assessing Response Bias in Questionnaire Measures. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(2), 364-381.
<https://doi.org/10.1080/10705510902751374>
- Ferrando, P. J., Morales-Vives, F., & Lorenzo-Seva, U. (2016). Assessing and Controlling Acquiescent Responding When Acquiescence and Content Are Related: A Comprehensive Factor-Analytic Approach. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(5), 713-725.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2016.1185723>
- Ferrando, P. J., Navarro-González, D., & Lorenzo-Seva, U. (2019). Assessing the quality and effectiveness of the factor score estimates in psychometric factor-analytic applications. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 15(3), 119-127.
- Fialko, L., Garety, P. A., Kuipers, E., Dunn, G., Bebbington, P. E., Fowler, D., & Freeman, D. (2008). A large-scale validation study of the Medication Adherence Rating Scale

- (MARS). *Schizophrenia Research*, 100(1–3), 53-59.
<https://doi.org/10.1016/j.schres.2007.10.029>
- First, M. B. (2010). *Commentary on Krueger and Eaton's "Personality traits and the classification of mental disorders : Toward a more complete integration in DSM-5 and an empirical model of psychopathology": Real-world considerations in implementing an empirically based dimensional model of personality in DSM-5.*
- Fodor, J. A. (1983). *The modularity of mind* (Vol. 341). MIT press Cambridge, MA:
- Fond, G., Boyer, L., Boucekine, M., Aden, L. A., Schürhoff, F., Tessier, A., Andrianarisoa, M., Berna, F., Brunel, L., Capdevielle, D., Chereau, I., Mallet, J., Denizot, H., Dorey, J. M., Dubertret, C., Dubreucq, J., Faget, C., Gabayet, F., Rey, R., ... Misdrahi, D. (2017). Validation study of the Medication Adherence Rating Scale. Results from the FACE-SZ national dataset. *Schizophrenia Research*, 182, 84-89.
<https://doi.org/10.1016/j.schres.2016.10.023>
- Frankel, R. M., Quill, T. E., & McDaniel, S. H. (2003). *The biopsychosocial approach : Past, present, and future.* University Rochester Press.
- Fried, E. I., van Borkulo, C. D., Epskamp, S., Schoevers, R. A., Tuerlinckx, F., & Borsboom, D. (2016). Measuring depression over time . . . Or not? Lack of unidimensionality and longitudinal measurement invariance in four common rating scales of depression. *Psychological Assessment*, 28(11), 1354-1367. <https://doi.org/10.1037/pas0000275>
- Friedman, H. S. (Éd.). (2011). *The Oxford handbook of health psychology.* Oxford University Press.
- Funck-Brentano, C., Nguyen, L. S., & Salem, J.-E. (2020). Retraction and republication : Cardiac toxicity of hydroxychloroquine in COVID-19. *The Lancet*, S0140673620315282. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)31528-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)31528-2)

- Funder, D. C. (1991). Global traits : A neo-Allportian approach to personality. *Psychological Science*, 2(1), 31-39.
- Garnham, J., Munro, A., Slaney, C., MacDougall, M., Passmore, M., Duffy, A., O'Donovan, C., Teehan, A., & Alda, M. (2007). Prophylactic treatment response in bipolar disorder : Results of a naturalistic observation study. *Journal of Affective Disorders*, 104(1-3), 185-190. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2007.03.003>
- Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five factor structure. *Psychological assessment*, 4(1), 26.
- Goldberg, L. R., Johnson, J. A., Eber, H. W., Hogan, R., Ashton, M. C., Cloninger, C. R., & Gough, H. G. (2006). The international personality item pool and the future of public-domain personality measures. *Journal of Research in Personality*, 40(1), 84-96. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2005.08.007>
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis : A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PloS one*, 12(6), e0174035.
- Goodwin, G. M., Anderson, I., Arango, C., Bowden, C. L., Henry, C., Mitchell, P. B., Nolen, W. A., Vieta, E., & Wittchen, H.-U. (2008). ECNP consensus meeting. Bipolar depression. Nice, March 2007. *European Neuropsychopharmacology: The Journal of the European College of Neuropsychopharmacology*, 18(7), 535-549. <https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2008.03.003>
- Goodwin, G. M., & Jamison, K. R. (2007). *Manic-depressive illness : Bipolar disorders and recurrent depression*. Oxford University Press, USA.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37(6), 504-528. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)

- Gottesman, I. I., & Gould, T. D. (2003). The Endophenotype Concept in Psychiatry : Etymology and Strategic Intentions. *American Journal of Psychiatry*, 160(4), 636-645.
<https://doi.org/10.1176/appi.ajp.160.4.636>
- Gray, J. A., & McNaughton, N. (2000). *The Neuropsychology of anxiety : An enquiry into the functions of the septohippocampal system*. Oxford: Oxford University Press.
- Guillaume, S., Courtet, P., & Samalin, L. (2011). Dépression bipolaire et conduites suicidaires. *L'Encéphale*, 37, Supplement 3, S169-S172. [https://doi.org/10.1016/S0013-7006\(11\)70047-1](https://doi.org/10.1016/S0013-7006(11)70047-1)
- Gullo, M. J., Loxton, N. J., & Dawe, S. (2014). Impulsivity : Four ways five factors are not basic to addiction. *Addictive behaviors*, 39(11), 1547-1556.
- Gunderson, J. G. (2010). *Commentary on "Personality traits and the classification of mental disorders : Toward a more complete integration in DSM-5 and an empirical model of psychopathology"*.
- Guze, S. B., Matarazzo, J. D., & Saslow, G. (1953). *A formulation of principles of comprehensive medicine with special reference to learning theory*. 10.
- Haden, S. C., & Shiva, A. (2009). A Comparison of Factor Structures of the Barratt Impulsiveness Scale in a Mentally Ill Forensic Inpatient Sample. *International Journal of Forensic Mental Health*, 8(3), 198-207. <https://doi.org/10.1080/14999010903358920>
- Hahn, D.-W., Lee, K., & Ashton, M. C. (1999). A factor analysis of the most frequently used Korean personality trait adjectives. *European Journal of Personality*, 13(4), 261-282.
- Haslam, N., & Kvaale, E. P. (2015). Biogenetic Explanations of Mental Disorder : The Mixed-Blessings Model. *Current Directions in Psychological Science*, 24(5), 399-404.
<https://doi.org/10.1177/0963721415588082>

- Haslam, N., & Lusher, D. (2011). The structure of mental health research : Networks of influence among psychiatry and clinical psychology journals. *Psychological Medicine*, 41(12), 2661-2668. <https://doi.org/10.1017/S0033291711000821>
- Haute Autorité de santé. (2015). *Troubles bipolaires : Diagnostiquer plus tôt pour réduire le risque suicidaire*. Haute Autorité de Santé. https://www.has-sante.fr/jcms/c_2560925/fr/troubles-bipolaires-diagnostiquer-plus-tot-pour-reduire-le-risque-suicidaire
- Henry, C., Godin, O., Courtet, P., Azorin, J.-M., Gard, S., Bellivier, F., Polosan, M., Kahn, J.-P., Roux, P., Aubin, V., & others. (2017). Outcomes for bipolar patients assessed in the French expert center network : A 2-year follow-up observational study (FondaMental Advanced Centers of Expertise for Bipolar Disorder [FACE-BD]). *Bipolar disorders*, 19(8), 651-660.
- Henry, C., M'Baïlara, K., Poinso, R., Casteret, A.-A., Sorbara, F., Leboyer, M., & Vieta, E. (2007). Evidence for two types of bipolar depression using a dimensional approach. *Psychotherapy and psychosomatics*, 76(6), 325-331.
- Henry, C., Mitropoulou, V., New, A. S., Koenigsberg, H. W., Silverman, J., & Siever, L. J. (2001). Affective instability and impulsivity in borderline personality and bipolar II disorders : Similarities and differences. *Journal of Psychiatric Research*, 35(6), 307-312.
- Henry, C., Swendsen, J., Van den Bulke, D., Sorbara, F., Demotes-Mainard, J., & Leboyer, M. (2003). Emotional hyper-reactivity as a fundamental mood characteristic of manic and mixed states. *European psychiatry*, 18(3), 124-128.
- Hogan, T. P., Awad, A. G., & Eastwood, R. (1983). A self-report scale predictive of drug compliance in schizophrenics : Reliability and discriminative validity. *Psychological Medicine*, 13(1), 177-183.

- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185.
- Insel, T. R. (2014). The NIMH Research Domain Criteria (RDoC) Project : Precision Medicine for Psychiatry. *American Journal of Psychiatry*, 171(4), 395-397. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2014.14020138>
- Ioannidis, J. P. A., Tatsioni, A., & Karassa, F. B. (2010). Who is afraid of reviewers' comments? Or, why anything can be published and anything can be cited. *European Journal of Clinical Investigation*, 40(4), 285-287. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2362.2010.02272.x>
- Ireland, J. L., & Archer, J. (2008). Impulsivity among adult prisoners : A confirmatory factor analysis study of the Barratt Impulsivity Scale. *Personality and Individual Differences*, 45(4), 286-292.
- Isometsä, E. (2005). Suicide in Bipolar I Disorder in Finland : Psychological Autopsy Findings from the National Suicide Prevention Project in Finland. *Archives of Suicide Research*, 9(3), 251-260. <https://doi.org/10.1080/13811110590929442>
- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991). *The big five inventory—Versions 4a and 54*.
- John, O. P., Robins, R. W., & Pervin, L. A. (Éds.). (2008). *Handbook of personality : Theory and research* (3rd ed). Guilford Press.
- Joiner Jr, T. E., Brown, J. S., & Wingate, L. R. (2005). The psychology and neurobiology of suicidal behavior. *Annu. Rev. Psychol.*, 56, 287-314.
- Just, C. (2011). A review of literature on the general factor of personality. *Personality and Individual Differences*, 50(6), 765-771. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.01.008>
- Kahn, J.-P., Cohen, R. F., Etain, B., Aubin, V., Bellivier, F., Belzeaux, R., Bougerol, T., Courtet, P., Dubertret, C., Gard, S., Henry, C., Olié, E., Passerieux, C., & Leboyer, M.

- (2019). Reconsideration of the factorial structure of the Barratt Impulsiveness Scale (BIS-11) : Assessment of impulsivity in a large population of euthymic bipolar patients. *Journal of Affective Disorders*, S0165032719301272. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.04.060>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory : An analysis of decision under risk. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 263-291.
- Kelley, T. L. (1935). *Essential traits of mental life : The purposes and principles underlying the selection and measurement of independent mental factors, together with computational tables* (Vol. 26). Harvard University Press.
- Kern, M. L., & Friedman, H. S. (2008). Do conscientious individuals live longer? A quantitative review. *Health Psychology*, 27(5), 505-512. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.27.5.505>
- Khorramdel, L., & von Davier, M. (2014). Measuring Response Styles Across the Big Five : A Multiscale Extension of an Approach Using Multinomial Processing Trees. *Multivariate Behavioral Research*, 49(2), 161-177. <https://doi.org/10.1080/00273171.2013.866536>
- Kline, R. B. (2006). *Structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Klonsky, E. D., & May, A. (2010). Rethinking impulsivity in suicide. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 40(6), 612-619.
- Koenigs, M., Young, L., Adolphs, R., Tranel, D., Cushman, F., Hauser, M., & Damasio, A. (2007). Damage to the prefrontal cortex increases utilitarian moral judgements. *Nature*, 446(7138), 908-911. <https://doi.org/10.1038/nature05631>
- Krueger, R. F., & Eaton, N. R. (2010). Personality traits and the classification of mental disorders : Toward a more complete integration in DSM–5 and an empirical model of psychopathology. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 1(2), 97.

- Lee, K., & Ashton, M. C. (2004). Psychometric Properties of the HEXACO Personality Inventory. *Multivariate Behavioral Research*, 39(2), 329-358.
https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3902_8
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2013a). *The H factor of personality: Why some people are manipulative, self-entitled, materialistic, and exploitive—And why it matters for everyone*. Wilfrid Laurier Univ. Press.
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2013b). *The H Factor of Personality: Why Some People are Manipulative, Self-Entitled, Materialistic, and Exploitive—And Why It Matters for Everyone*. Wilfrid Laurier University Press.
<https://books.google.fr/books?id=XBnaAgAAQBAJ>
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2014). The Dark Triad, the Big Five, and the HEXACO model. *Personality and Individual Differences*, 67, 2-5.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.01.048>
- Li, A., & Bagger, J. (2007). The Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR): A Reliability Generalization Study. *Educational and Psychological Measurement*, 67(3), 525-544. <https://doi.org/10.1177/0013164406292087>
- Lingam, R., & Scott, J. (2002). Treatment non-adherence in affective disorders. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 105(3), 164-172.
- Lord, F. M. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. Routledge.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34(3), 347-365.
- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika*, 68(1), 49-60.

- Lorenzo-Seva, U., Kiers, H. A., & ten Berge, J. M. (2002). Techniques for oblique factor rotation of two or more loading matrices to a mixture of simple structure and optimal agreement. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 55(2), 337-360.
- Markus, K. A., & Borsboom, D. (2013). *Frontiers of test validity theory: Measurement, causation, and meaning*. Routledge.
- Marsh, H. W., & Hau, K.-T. (2007). Applications of latent-variable models in educational psychology: The need for methodological-substantive synergies. *Contemporary Educational Psychology*, 32(1), 151-170.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological assessment*, 22(3), 471.
- Matarazzo, J. D. (1980). *Behavioral Health and Behavioral Medicine*. 35(9), 11.
- M'Bailara, K., Demotes-Mainard, J., Swendsen, J., Mathieu, F., Leboyer, M., & Henry, C. (2009). Emotional hyper-reactivity in normothymic bipolar patients. *Bipolar Disorders*, 11(1), 63-69.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1997). Personality trait structure as a human universal. *American Psychologist*, 52(5), 509-516.
- McCrae, R. R., Zonderman, A. B., Costa, P. T., Bond, M. H., & Paunonen, S. V. (1996). Evaluating replicability of factors in the Revised NEO Personality Inventory: Confirmatory factor analysis versus Procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 552-566. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.552>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Psychology Press.
- McNeish, D., & Wolf, M. G. (2020). Thinking twice about sum scores. *Behavior research methods*, 1-19.

- Mehra, M. R., Desai, S. S., Ruschitzka, F., & Patel, A. N. (2020). RETRACTED : Hydroxychloroquine or chloroquine with or without a macrolide for treatment of COVID-19: a multinational registry analysis. *The Lancet*, S0140673620311806. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)31180-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)31180-6)
- Mikolajczak, M., & Luminet, O. (2013). *Les interventions en psychologie de la santé*. Dunod ; Numilog.
- Mill, J. S. (2018). *L'utilitarisme*. Flammarion.
- Moeller, F. G., Barratt, E. S., Dougherty, D. M., Schmitz, J. M., & Swann, A. C. (2001). Psychiatric aspects of impulsivity. *American journal of psychiatry*, 158(11), 1783-1793.
- Molenaar, P. C. M. (2004). A Manifesto on Psychology as Idiographic Science : Bringing the Person Back Into Scientific Psychology, This Time Forever. *Measurement: Interdisciplinary Research & Perspective*, 2(4), 201-218. https://doi.org/10.1207/s15366359mea0204_1
- Molenaar, P. C. M., & Campbell, C. G. (2009). The New Person-Specific Paradigm in Psychology. *Current Directions in Psychological Science*, 18(2), 112-117. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01619.x>
- Moll, J., & de Oliveira-Souza, R. (2007). Moral judgments, emotions and the utilitarian brain. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(8), 319-321. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2007.06.001>
- Morin, C. M., Savard, J., & Ouellet, M.-C. (2012). Nature and treatment of insomnia. In *Handbook of psychology, second edition*. American Cancer Society. <https://doi.org/10.1002/9781118133880.hop209014>
- Morisky, D. E., Green, L. W., & Levine, D. M. (1986). Concurrent and predictive validity of a self-reported measure of medication adherence. *Medical care*, 67-74.
- Mulaik, S. A. (2010). *Foundations of factor analysis*. CRC Press.

- Munafò, M. R., Nosek, B. A., Bishop, D. V. M., Button, K. S., Chambers, C. D., Percie du Sert, N., Simonsohn, U., Wagenmakers, E.-J., Ware, J. J., & Ioannidis, J. P. A. (2017). A manifesto for reproducible science. *Nature Human Behaviour*, 1(1), 1-9. <https://doi.org/10.1038/s41562-016-0021>
- Munzenberger, N., Souville, M., Morin, M., & Moatti, J. (1996). Approche psychosociale de l'observance thérapeutique et de l'adhérence aux essais cliniques chez les patients infectés par le VIH. *ANRS, Paris*.
- Murru, A., Pacchiarotti, I., Amann, B. L., A.M.A., N., Vieta, E., & Colom, F. (2013). Treatment adherence in bipolar I and schizoaffective disorder, bipolar type. *Journal of Affective Disorders*, 151(3), 1003-1008. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.08.026>
- Musek, J. (2007). A general factor of personality : Evidence for the Big One in the five-factor model. *Journal of Research in Personality*, 41(6), 1213-1233. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.02.003>
- Mutch, C. (2005). Higher-order factors of the Big Five model of personality : A reanalysis of Digman (1997). *Psychological reports*, 96(1), 167-177.
- Nezu, A. M., Nezu, C. M., Geller, P. A., & Weiner, I. B. (2003). *Handbook of psychology. Vol. 9 : Health psychology*. John Wiley & Sons, Inc.
- Novick, D. M., Swartz, H. A., & Frank, E. (2010). Suicide attempts in bipolar I and bipolar II disorder : A review and meta-analysis of the evidence. *Bipolar disorders*, 12(1), 1-9.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric Theory* (3^e éd.). McGraw-Hill Humanities/Social Sciences/Languages.
- Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 768-774.
- Paulhus, D. L., & Williams, K. M. (2002). The dark triad of personality : Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of research in personality*, 36(6), 556-563.

- Pender, N. J. (1975). A conceptual model for preventive health behavior. *Nursing outlook*, 23(6), 385.
- Plaisant, O., Courtois, R., Réveillère, C., Mendelsohn, G. A., & John, O. P. (2010). Validation par analyse factorielle du Big Five Inventory français (BFI-Fr). Analyse convergente avec le NEO-PI-R. *Annales Médico-psychologiques, revue psychiatrique*, 168(2), 97-106. <https://doi.org/10.1016/j.amp.2009.09.003>
- Raust, A., Daban, C., Cochet, B., Henry, C., Bellivier, F., & Scott, J. (2013). Neurocognitive performance as an endophenotype for bipolar disorder. *Frontiers in bioscience (Elite edition)*, 6, 89-103.
- Reise, S. P., Moore, T. M., Sabb, F. W., Brown, A. K., & London, E. D. (2013). The Barratt Impulsiveness Scale–11 : Reassessment of its structure in a community sample. *Psychological Assessment*, 25(2), 631-642. <https://doi.org/10.1037/a0032161>
- Reise, S. P., & Yu, J. (1990). Parameter Recovery in the Graded Response Model Using MULTILOG. *Journal of Educational Measurement*, 27(2), 133-144. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1990.tb00738.x>
- Revelle, W. (2014). *psych : Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research*. Northwestern University. <http://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rottman, B. M., Ahn, W.-K., Sanislow, C. A., & Kim, N. S. (2009). Can clinicians recognize DSM-IV personality disorders from five-factor model descriptions of patient cases? *The American journal of psychiatry*, 166(4), 427-433. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2008.08070972>
- Rouquette, A., & Falissard, B. (2011). Sample size requirements for the internal validation of psychiatric scales. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 20(4), 235-249. <https://doi.org/10.1002/mpr.352>

- Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of known factorial structure. *Psychological assessment*, 24(2), 282.
- Rushton, J. P. (1985). Differential K theory: The sociobiology of individual and group differences. *Personality and individual differences*, 6(4), 441-452.
- Sajatovic, M., Velligan, D. I., Weiden, P. J., Valenstein, M. A., & Ogedegbe, G. (2010). Measurement of psychiatric treatment adherence. *Journal of Psychosomatic Research*, 69(6), 591-599. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2009.05.007>
- Samejima, F. (1970). Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores. *Psychometrika*, 35(1), 139-139.
- Saslow, G., Guze, S. B., & Matarazzo, J. D. (1954). *Psychosomatic medicine and the psychologist*.
- Schaffer, A., Isometsä, E. T., Tondo, L., Moreno, D. H., Sinyor, M., Kessing, L. V., Turecki, G., Weizman, A., Azorin, J.-M., & Ha, K. (2015). Epidemiology, neurobiology and pharmacological interventions related to suicide deaths and suicide attempts in bipolar disorder : Part I of a report of the International Society for Bipolar Disorders Task Force on Suicide in Bipolar Disorder. *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, 49(9), 785-802.
- Schmittmann, V. D., Cramer, A. O. J., Waldorp, L. J., Epskamp, S., Kievit, R. A., & Borsboom, D. (2013). Deconstructing the construct: A network perspective on psychological phenomena. *New Ideas in Psychology*, 31(1), 43-53. <https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2011.02.007>
- Schuberth, F., & Cantaluppi, G. (2017). Ordinal Consistent Partial Least Squares. *Partial Least Squares Path Modeling: Basic Concepts, Methodological Issues and Applications*, 109-150. https://doi.org/10.1007/978-3-319-64069-3_6

- Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- Skrondal, A., & Laake, P. (2001). Regression among factor scores. *Psychometrika*, 66(4), 563-575.
- Sternberg, R. J., & Grigorenko, E. L. (2002). *The general factor of intelligence : How general is it?* Psychology Press.
- Swan, G. E., Hudmon, K. S., & Khroyan, T. V. (2003). Tobacco dependence. *Handbook of Psychology*, 147-168.
- Swann, A. C., Anderson, J. C., Dougherty, D. M., & Moeller, F. G. (2001). Measurement of inter-episode impulsivity in bipolar disorder. *Psychiatry Research*, 101(2), 195-197. [https://doi.org/10.1016/S0165-1781\(00\)00249-3](https://doi.org/10.1016/S0165-1781(00)00249-3)
- Swann, A. C., Dougherty, D. M., Pazzaglia, P. J., Pham, M., Steinberg, J. L., & Moeller, F. G. (2005). Increased impulsivity associated with severity of suicide attempt history in patients with bipolar disorder. *American Journal of Psychiatry*, 162(9), 1680-1687.
- Swann, A. C., Steinberg, J. L., Lijffijt, M., & Moeller, F. G. (2008). Impulsivity : Differential relationship to depression and mania in bipolar disorder. *Journal of Affective Disorders*, 106(3), 241-248. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2007.07.011>
- Tan, X., Patel, I., & Chang, J. (2014). Review of the four item Morisky Medication Adherence Scale (MMAS-4) and eight item Morisky Medication Adherence Scale (MMAS-8). *INNOVATIONS in Pharmacy*, 5(3). <https://doi.org/10.24926/iip.v5i3.347>
- Tarquinio, C., & Tarquinio, M.-P. (2007). L'observance thérapeutique : Déterminants et modèles théoriques. *Pratiques Psychologiques*, 13(1), 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.prps.2006.09.005>
- Taylor, S. E. (2015). *Health psychology* (Ninth edition). McGraw-Hill Education.

- Ten Berge, J. M., Krijnen, W. P., Wansbeek, T., & Shapiro, A. (1999). Some new results on correlation-preserving factor scores prediction methods. *Linear Algebra and its Applications*, 289(1), 311-318.
- Thalmayer, A. G., Saucier, G., & Eigenhuis, A. (2011). Comparative validity of brief to medium-length Big Five and Big Six Personality Questionnaires. *Psychological assessment*, 23(4), 995-1009. <https://doi.org/10.1037/a0024165>
- Thompson, K., Kulkarni, J., & Sergejew, A. A. (2000). Reliability and validity of a new Medication Adherence Rating Scale (MARS) for the psychoses. *Schizophrenia Research*, 42(3), 241-247. [https://doi.org/10.1016/S0920-9964\(99\)00130-9](https://doi.org/10.1016/S0920-9964(99)00130-9)
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological methods*, 16(2), 209.
- Torre, J. de la, & Hong, Y. (2010). Parameter Estimation With Small Sample Size A Higher-Order IRT Model Approach. *Applied Psychological Measurement*, 34(4), 267-285. <https://doi.org/10.1177/0146621608329501>
- Truhan, T. E., Wilson, P., Möttus, R., & Papageorgiou, K. A. (2021). The many faces of dark personalities : An examination of the Dark Triad structure using psychometric network analysis. *Personality and Individual Differences*, 171, 110502.
- Van der Linden, M. (2008). *Traité de psychopathologie cognitive. Tome 2 : États psychopathologiques*. <http://www.lavoisier.fr/livre/notice.asp?id=32AW23ALOKSOWI>
- Van der Linden, Martial, d'Acremont, M., Zermatten, A., Jermain, F., Larøi, F., Willems, S., Juillerat, A.-C., & Bechara, A. (2006). A French adaptation of the UPPS impulsive behavior scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(1), 38-42.

- van Bork, R., Epskamp, S., Rhemtulla, M., Borsboom, D., & van der Maas, H. L. (2017). What is the p-factor of psychopathology? Some risks of general factor modeling. *Theory & Psychology*, 27(6), 759-773.
- Vernon, P. E. (2014). *The structure of human abilities (psychology revivals)*. Routledge.
- Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., Camps, E., Tous, J., & Lorenzo-Seva, U. (2013). Development and validation of the overall personality assessment scale (OPERAS). *Psicothema*, 25(1), 100-106.
- Wakefield, A. J. (1999). MMR vaccination and autism. *The Lancet*, 354(9182), 949-950.
- Watson, D., Anna, L., & Tellegen, A. (1988). *Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect : The PANAS Scales*. 8.
- Wechsler, D. (2008). Wechsler adult intelligence scale—Fourth Edition (WAIS–IV). *San Antonio, TX: NCS Pearson*, 22, 498.
- Weinman, J., Graham, S., Canfield, M., Kleinstäuber, M., Perera, A. I., Dalbeth, N., & Petrie, K. J. (2018). The Intentional Non-Adherence Scale (INAS) : Initial development and validation. *Journal of Psychosomatic Research*, 115, 110-116.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.10.010>
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The five factor model and impulsivity : Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and individual differences*, 30(4), 669-689.
- Whiteside, S. P., Lynam, D. R., Miller, J. D., & Reynolds, S. K. (2005). Validation of the UPPS impulsive behaviour scale : A four-factor model of impulsivity. *European Journal of Personality*, 19(7), 559-574. <https://doi.org/10.1002/per.556>
- Widiger, T. A., & Costa, P. T. (2002). Five-factor model personality disorder research. In *Personality disorders and the five-factor model of personality* (Vol. 2, p. 59-88).

http://www.researchgate.net/profile/Cristina_Crego/publication/264542959_Five_factor_model_personality_disorder_research/links/53ed1c870cf23733e806915b.pdf

- Williams, M. D., Shah, N. D., Wagie, A. E., Wood, D. L., & Frye, M. A. (2011). Direct costs of bipolar disorder versus other chronic conditions : An employer-based health plan analysis. *Psychiatric Services*, 62(9), 1073-1078.
- Yang, J., Ko, Y.-H., Paik, J.-W., Lee, M.-S., Han, C., Joe, S.-H., Jung, I.-K., Jung, H.-G., & Kim, S.-H. (2012). Symptom severity and attitudes toward medication : Impacts on adherence in outpatients with schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 134(2), 226-231.
<https://doi.org/10.1016/j.schres.2011.11.008>
- Yurdugul, H. (2008). Minimum Sample Size for Cronbach's Coefficient Alpha : A Monte-Carlo Study. *Hacettepe University Journal of Education*, 1999, 397-405.
- Zuckerman, M. (1991). *Psychobiology of personality* (Vol. 10). Cambridge University Press.
- Zuckerman, M., Kuhlman, D. M., Joireman, J., Teta, P., & et al. (1993). A comparison of three structural models for personality : The Big Three, the Big Five, and the Alternative Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(4), 757-768.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.4.757>
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432>

10 ANNEXES :

10.1 Annexe 1 : L'échelle EGOMAC

Échelle Générale d'Observance : EGO-MaC

Vous trouverez ci-dessous un ensemble de questions relatives à votre maladie, votre traitement médicamenteux, vos examens de santé, ainsi que les conseils que votre médecin généraliste ou psychiatre vous a donnés. Répondez à chacune des questions en entourant le chiffre qui correspond le mieux à ce que vous avez fait au cours du mois précédent.

Vous disposez pour ce faire d'une échelle notée de 1 (Jamais) à 4 (Toujours). Utilisez les chiffres 2 et 3 pour moduler votre réponse. Il n'y a pas de bonne ou de mauvaise réponse.

	Jamais			Toujours
1. Je prends l'ensemble des médicaments qui me sont prescrits	1	2	3	4
2. Je prends une partie seulement des médicaments qui sont prescrits	1	2	3	4
3. Je respecte les horaires de prises médicamenteuses	1	2	3	4
4. Je respecte les doses de médicaments prescrites	1	2	3	4
5. Je respecte le nombre de prises par jours prescrites par mon médecin	1	2	3	4
6. Il m'arrive de changer la posologie des médicaments				
6.1) Il m'arrive d'en prendre plus que ceux prescrits	1	2	3	4
6.2) Il m'arrive d'en prendre moins que ceux prescrits	1	2	3	4
7. Il m'arrive d'oublier de prendre mes médicaments	1	2	3	4
8. Il m'arrive d'oublier de prendre certains de mes médicaments plutôt que d'autres	1	2	3	4
Il m'arrive d'oublier mes médicaments : (mentionnez à chaque fois si vous avez un traitement à ce moment de la journée en entourant oui ou non, puis entourez le chiffre qui correspond à votre réponse : oublie de « jamais » 1 à « toujours » 4):				

9. Le matin : (prise d'un traitement : oui / non) puis : Il m'arrive d'oublier mes médicaments à ce moment :	1	2	3	4
10. Le midi: (prise d'un traitement : oui / non) puis : Il m'arrive d'oublier mes médicaments à ce moment :	1	2	3	4
11. L'après-midi: (prise d'un traitement : oui / non) puis : Il m'arrive d'oublier mes médicaments à ce moment :	1	2	3	4
12. Le soir: (prise d'un traitement : oui / non) puis : Il m'arrive d'oublier mes médicaments à ce moment :	1	2	3	4
13. Il m'arrive d'oublier mes médicaments le week-end :	1	2	3	4
14. Il m'arrive d'oublier mes médicaments durant les vacances :	1	2	3	4
15. J'ai déjà volontairement arrêté de prendre mes médicaments sans avis médical	1	2	3	4
16. De ma propre initiative j'ai déjà essayé de modifier mon traitement (en prenant d'autres médicaments ou produits)	1	2	3	4
17. Je prends mes médicaments pendant toute la durée prescrite par mon médecin	1	2	3	4

	Jamais			Toujours
18. Je prends mes médicaments en suivant les modalités de prise (ex : à jeun, avec un verre d'eau,...) conseillées par mon médecin / pharmacien	1	2	3	4
19. Je fais les examens biologiques (prise de sang, urines,...) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	1	2	3	4
20. Je fais les examens radiographiques (radio, IRM, scanner) prescrits par mon / mes médecin(s) que l'on me demande de faire en lien avec mon problème de santé	1	2	3	4
21. Je suis présent aux rendez-vous avec mon médecin généraliste traitant	1	2	3	4
22. Je suis présent aux rendez-vous avec mon (mes) médecin(s) spécialiste(s) (psychiatre)	1	2	3	4
Conformément aux conseils de mon médecin ou de l'équipe soignante qui s'occupe de moi :				
23. J'ai une activité physique régulière, adaptée à mon état de santé	1	2	3	4
24. J'ai une alimentation saine et équilibrée	1	2	3	4
25. Je limite ma consommation				
25. En graisse	1	2	3	4
26. En sucre	1	2	3	4
27. En sel	1	2	3	4
28. En alcool	1	2	3	4
29. En tabac	1	2	3	4
30. Je m'accorde des périodes de repos suffisantes	1	2	3	4

10.2 Annexe 2 : Questionnaire MARS (Medication Adherence Rating Scale)

Ce questionnaire consiste à mieux comprendre les difficultés liées à la prise de médicament. Veuillez s'il vous plaît répondre à l'ensemble des questions en cochant la réponse qui correspond le mieux à votre comportement ou attitude vis à vis du traitement que vous prenez **sur la semaine qui vient de s'écouler**.

	Oui	Non
[1] Vous est-il parfois arrivé d'oublier de prendre vos médicaments ?	☐ ☐	☐ ☐
[2] Négligez-vous parfois l'heure de prise d'un de vos médicaments ?	☐ ☐	☐ ☐
[3] Lorsque vous vous sentez mieux, interrompez-vous parfois votre traitement ?	☐ ☐	☐ ☐
[4] Vous est il arrivé d'arrêter le traitement parce que vous vous sentiez moins bien en le prenant?	☐ ☐	☐ ☐
[5] Je ne prends les médicaments que lorsque je me sens malade.	☐ ☐	☐ ☐
[6] Ce n'est pas naturel pour mon corps et mon esprit d'être équilibré par des médicaments. (si vous répondez oui : ce n'est pas naturel selon vous)	☐ ☐	☐ ☐
[7] Mes idées sont plus claires avec les médicaments.	☐ ☐	☐ ☐
[8] En continuant à prendre les médicaments, je peux éviter de tomber à nouveau malade.	☐ ☐	☐ ☐
[9] Avec les médicaments, je me sens bizarre, comme un « zombie ».	☐ ☐	☐ ☐
[10] Les médicaments me rendent lourd (e) et fatigué (e).	☐ ☐	☐ ☐

10.3 Annexe 3 : Questionnaire BIS-10

Les gens agissent et réfléchissent différemment devant des situations variées. Ce questionnaire a pour but d'évaluer certaines de vos façons d'agir et de réfléchir habituelles. Lisez chaque énoncé et cochez la case appropriée selon votre comportement habituel. Ne passez pas trop de temps sur chaque énoncé.

R: Rarement/ Jamais O: Occasionnellement S : Souvent T: Presque toujours

	R	O	S	T
1. Je prépare soigneusement les tâches à accomplir	☐	☐	☐	☐
2. Je fais les choses sans y penser	☐	☐	☐	☐
3. Je me décide rapidement	☐	☐	☐	☐
4. J'ai tendance à ne pas m'en faire	☐	☐	☐	☐
5. Je ne fais pas attention	☐	☐	☐	☐
6. J'ai des idées qui fusent	☐	☐	☐	☐
7. Je projette mes voyages longtemps à l'avance	☐	☐	☐	☐
8. Je suis maître de moi	☐	☐	☐	☐
9. Je me concentre facilement	☐	☐	☐	☐
10. Je mets de l'argent de côté régulièrement	☐	☐	☐	☐
11. « J'ai la bougeotte » aux spectacles ou aux conférences	☐	☐	☐	☐
12. Je réfléchis soigneusement	☐	☐	☐	☐
13. Je veille à ma sécurité d'emploi	☐	☐	☐	☐
14. Je dis les choses sans y penser	☐	☐	☐	☐
15. J'aime réfléchir à des problèmes complexes	☐	☐	☐	☐
16. Je change de travail	☐	☐	☐	☐
17. J'agis sur un « coup de tête »	☐	☐	☐	☐
18. Réfléchir à un problème m'ennuie vite	☐	☐	☐	☐
19. Je me fais faire régulièrement des bilans de santé	☐	☐	☐	☐

20. J'agis selon l'inspiration du moment	☐	☐	☐	☐
21. Je suis quelqu'un de réfléchi	☐	☐	☐	☐
22. Je change de domicile	☐	☐	☐	☐
23. J'achète les choses sur un « coup de tête »	☐	☐	☐	☐
24. Je ne peux penser qu'à un problème à la fois.....	☐	☐	☐	☐
25. Je change de passe-temps	☐	☐	☐	☐
26. Je marche et bouge vite	☐	☐	☐	☐
27. Je résous les problèmes par tâtonnements	☐	☐	☐	☐
28. Je dépense ou paye à crédit plus que je ne gagne	☐	☐	☐	☐
29. Je parle vite	☐	☐	☐	☐
30. Quand je réfléchis, mes pensées s'égarent souvent	☐	☐	☐	☐
31. Je m'intéresse plus au présent qu'à l'avenir	☐	☐	☐	☐
32. Je me sens agité aux spectacles ou lors de conférences ...	☐	☐	☐	☐
33. J'aime les « casses têtes »	☐	☐	☐	☐
34. Je pense à l'avenir	☐	☐	☐	☐

10.4 Annexe 4 : Questionnaire UPPS

Vous trouverez ci-dessous un certain nombre d'énoncés décrivant des manières de se comporter ou de penser. Pour chaque affirmation, veuillez indiquer à quel degré vous êtes d'accord ou non avec l'énoncé. Si vous êtes **Tout à fait d'accord** avec l'affirmation encerclez le chiffre **1**, si vous êtes **Plutôt d'accord** encerclez le chiffre **2**, si vous êtes **Plutôt en désaccord** encerclez le chiffre **3** et si vous êtes **Tout à fait en désaccord** encerclez le chiffre **4**. Assurez-vous que vous avez indiqué votre accord ou désaccord pour chaque énoncé ci-dessous.

	Tout à fait d'accord	Plutôt d'accord	Plutôt en désaccord	Tout à fait en désaccord
1. D'habitude je réfléchis soigneusement avant de faire quoi que ce soit.	1	2	3	4
2. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'ai tendance à ne pas penser aux conséquences de mes actions.	1	2	3	4
3. J'aime parfois faire des choses qui sont un petit peu effrayantes.	1	2	3	4
4. Quand je suis contrarié(e), j'agis souvent sans réfléchir.	1	2	3	4
5. Je préfère généralement mener les choses jusqu'au bout.	1	2	3	4
6. Ma manière de penser est d'habitude réfléchie et méticuleuse.	1	2	3	4
7. Quand la discussion s'échauffe, je dis souvent des choses que je regrette ensuite.	1	2	3	4
8. J'achève ce que je commence.	1	2	3	4
9. J'éprouve du plaisir à prendre des risques.	1	2	3	4

10. Quand je suis ravi(e), je ne peux pas m'empêcher de m'emballer.	1	2	3	4
11. Une fois que je commence un projet, je le termine presque toujours.	1	2	3	4
12. J'aggrave souvent les choses parce que j'agis sans réfléchir quand je suis contrarié(e).	1	2	3	4
13. D'habitude je me décide après un raisonnement bien mûri.	1	2	3	4
14. Je recherche généralement des expériences et sensations nouvelles et excitantes.	1	2	3	4
15. Quand je suis vraiment enthousiaste, j'agis souvent sans réfléchir.	1	2	3	4
16. Je suis une personne productive qui termine toujours son travail.	1	2	3	4
17. Quand je me sens rejeté(e), je dis souvent des choses que je regrette par la suite.	1	2	3	4
18. Je me réjouis des expériences et sensations nouvelles même si elles sont un peu effrayantes et non-conformistes.	1	2	3	4
19. Avant de me décider, je considère tous les avantages et inconvénients.	1	2	3	4
20. Quand je suis très heureux/heureuse, j'ai l'impression qu'il est normal de céder à ses envies ou de se laisser aller à des excès.	1	2	3	4

10.5 Annexe 5 : cotation UPPS courte (20 items)

Cotation : [R] = items à renverser

Urgence : 4[R]; 7[R]; 12[R]; 17[R];

Urgence positive: 2[R]; 10[R]; 15[R]; 20[R].

Manque de Préméditation: 1; 6; 13; 19.

Manque de Persévérance: 5; 8; 11; 16;

Recherche de Sensation: 3[R]; 9[R]; 14[R]; 18[R];

10.6 Annexe 6 : Big Five Inventory

Vous allez trouver un certain nombre de qualificatifs qui peuvent ou non s'appliquer à vous. Entourez après chaque affirmation les lettres indiquant combien vous approuvez ou désapprouvez l'affirmation :

Choix de réponses :

- FD : désapprouve fortement
- D : désapprouve un peu
- N : n'approuve ni ne désapprouve
- A : approuve un peu
- FA : approuve fortement

Je me vois comme quelqu'un qui...

1 ___ est bavard	FD	D	N	A	FA
2 ___ a tendance à critiquer les autres	FD	D	N	A	FA
3 ___ travaille consciencieusement	FD	D	N	A	FA
4 ___ est déprimé, cafardeux	FD	D	N	A	FA
5 ___ est créatif, plein d'idées originales	FD	D	N	A	FA
6 ___ est réservé	FD	D	N	A	FA
7 ___ est serviable et n'est pas égoïste avec les autres	FD	D	N	A	FA
8 ___ peut être parfois négligent	FD	D	N	A	FA
9 ___ est « relaxe », détendu, gère bien le stress	FD	D	N	A	FA
10 ___ s'intéresse à de nombreux sujets	FD	D	N	A	FA
11 ___ est plein d'énergie	FD	D	N	A	FA
12 ___ commence facilement à se disputer avec les autres	FD	D	N	A	FA
13 ___ est fiable dans son travail	FD	D	N	A	FA
14 ___ peut être angoissé	FD	D	N	A	FA
15 ___ est ingénieux, une grosse tête	FD	D	N	A	FA
16 ___ communique beaucoup d'enthousiasme	FD	D	N	A	FA
17 ___ est indulgent de nature	FD	D	N	A	FA
18 ___ a tendance à être désorganisé	FD	D	N	A	FA
19 ___ se tourmente beaucoup	FD	D	N	A	FA
20 ___ a une grande imagination	FD	D	N	A	FA
21 ___ a tendance à être silencieux	FD	D	N	A	FA
22 ___ fait généralement confiance aux autres	FD	D	N	A	FA
23 ___ a tendance à être paresseux	FD	D	N	A	FA
24 ___ est quelqu'un de tempéré, pas facilement troublé	FD	D	N	A	FA
25 ___ est inventif	FD	D	N	A	FA
26 ___ a une forte personnalité, s'exprime avec assurance	FD	D	N	A	FA

27 ____ est parfois dédaigneux, méprisant	FD	D	N	A	FA
28 ____ persévère jusqu'à ce que sa tâche soit finie	FD	D	N	A	FA
29 ____ peut être lunatique, d'humeur changeante	FD	D	N	A	FA
30 ____ apprécie les activités artistiques et esthétiques	FD	D	N	A	FA
31 ____ est quelque fois timide, inhibé	FD	D	N	A	FA
32 ____ est prévenant et gentil avec presque tout le monde	FD	D	N	A	FA
33 ____ est efficace dans son travail	FD	D	N	A	FA
34 ____ reste calme dans les situations angoissantes	FD	D	N	A	FA
35 ____ préfère un travail simple et routinier	FD	D	N	A	FA
36 ____ est sociable, extraverti	FD	D	N	A	FA
37 ____ est parfois impoli avec les autres	FD	D	N	A	FA
38 ____ fait des projets et les poursuit	FD	D	N	A	FA
39 ____ est facilement anxieux	FD	D	N	A	FA
40 ____ aime réfléchir et jouer avec des idées	FD	D	N	A	FA
41 ____ est peu intéressé par tout ce qui est artistique	FD	D	N	A	FA
42 ____ aime coopérer avec les autres	FD	D	N	A	FA
43 ____ est facilement distrait	FD	D	N	A	FA
44 ____ a de bonnes connaissances en art, musique ou en littérature	FD	D	N	A	FA
45 ____ cherche des histoires aux autres	FD	D	N	A	FA

10.7 Annexe 7 : COTATION BFI

_ O (Ouverture, Originalité, Ouverture d'esprit) : dix items,

no 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35R, 40, 41R, 44.

_ C (Conscience, Contrôle, Contrainte) : neuf items, no 3, 8R,

13, 18R, 23R, 28, 33, 38, 43R ;

_ E (Extraversion, Energie, Enthousiasme) : huit items, no 1,

6R, 11, 16, 21R, 26, 31R, 36 ;

_ A (Agréabilité, Altruisme, Affection) : dix items,

no 2R, 7, 12R, 17, 22, 27R, 32, 37R, 42, 45R ;

_ N (Emotions negatives, Nevrosisme, Nervosité) : huit items,

no 4, 9R, 14, 19, 24R, 29, 34R, 39 ;

10.8 Annexe 8 : Inventaire de personnalité : HEXACO

© Kibeom Lee, Ph.D., & Michael C. Ashton, Ph.D.

Dans les pages suivantes, vous trouverez une série d'énoncés qui vous décrivent. Veuillez lire chaque énoncé et décider à quel point vous êtes d'accord ou en désaccord avec son contenu. 5 = tout à fait d'accord ;

4 = d'accord ; 3 = neutre (ni d'accord, ni en désaccord); 2 = pas d'accord;

1 = pas du tout d'accord

		pas du tout d' accord	pas d' accord	neutre	d' accord	tout à fait d'accord
1	Visiter une galerie d'art m'ennuierait.	1	2	3	4	5
2	J'organise et je prévois à l'avance afin d'éviter de tout bousculer à la dernière minute.	1	2	3	4	5
3	Je suis rarement rancunier(ère), même envers les personnes qui m'ont causé de graves préjudices.	1	2	3	4	5
4	Je me sens raisonnablement satisfait de moi-même dans l'ensemble.	1	2	3	4	5
5	J'ai peur de voyager en cas d'intempéries.	1	2	3	4	5
6	Je n'aurais pas recours à la flatterie pour obtenir une augmentation de salaire ou une promotion, même si je crois que cela aurait d'excellentes chances de réussir.	1	2	3	4	5
7	Apprendre l'histoire et les politiques d'autres pays m'intéresse.	1	2	3	4	5
8	Je me donne au maximum afin d'atteindre un but.	1	2	3	4	5
9	Les gens me disent parfois que je juge trop les autres.	1	2	3	4	5
10	Je fais rarement part de mes opinions pendant des réunions de groupe.	1	2	3	4	5

11	Parfois, je ne peux m'empêcher de m'inquiéter pour des incidents sans importance.	1	2	3	4	5
12	Si j'avais la certitude de ne jamais me faire prendre, je volerais volontiers un million de dollars.	1	2	3	4	5
13	J'aimerais bien créer une œuvre d'art comme un roman, une chanson ou une peinture.	1	2	3	4	5
14	Lorsque je travaille, je me soucie peu des petits détails.	1	2	3	4	5
15	Les gens disent parfois que je suis une personne têtue.	1	2	3	4	5
16	Je préfère les emplois qui exigent une interaction sociale active à un emploi où il faut travailler seul.	1	2	3	4	5
17	Lorsqu'une expérience douloureuse m'afflige, j'ai besoin de quelqu'un pour me sentir mieux.	1	2	3	4	5
18	Avoir beaucoup d'argent n'est pas particulièrement important pour moi.	1	2	3	4	5
19	Porter attention aux idées radicales est une perte de temps.	1	2	3	4	5
20	Lorsque je prends des décisions, je me fie à mon intuition du moment plutôt que de prendre le temps d'évaluer rationnellement la question.	1	2	3	4	5
21	Les gens trouvent que je suis une personne qui se fâche facilement.	1	2	3	4	5
22	La plupart du temps, je suis jovial(e) et optimiste.	1	2	3	4	5
23	Voir quelqu'un pleurer me donne envie de pleurer moi-même.	1	2	3	4	5
24	Je crois mériter plus de respect qu'une personne moyenne.	1	2	3	4	5
25	Si j'en avais la chance, j'aimerais bien assister à un concert de musique classique.	1	2	3	4	5

26	Au travail, mon désordre me cause parfois des problèmes.	1	2	3	4	5
27	Mon attitude envers ceux qui m'ont traité injustement est de « pardonner et oublier ».	1	2	3	4	5
28	J'estime que je suis une personne peu populaire.	1	2	3	4	5
29	Les dangers physiques me font très peur.	1	2	3	4	5
30	Pour obtenir quelque chose de quelqu'un en particulier, je rirais de ses blagues même si elles sont plates.	1	2	3	4	5

Dans les pages suivantes, vous trouverez une série d'énoncés qui vous décrivent. Veuillez lire chaque énoncé et décider à quel point vous êtes d'accord ou en désaccord avec son contenu. 5 = tout à fait d'accord ;

4 = d'accord ; 3 = neutre (ni d'accord, ni en désaccord); 2 = pas d'accord;

1 = pas du tout d'accord

		pas du tout d' accord	pas d' accord	neutre	d' accord	tout à fait d'accord
31	Je n'ai jamais vraiment aimé feuilleter une encyclopédie.	1	2	3	4	5
32	Je ne fais que le strict minimum de mon travail.	1	2	3	4	5
33	Je juge souvent les autres avec indulgence.	1	2	3	4	5
34	Dans des situations sociales, je suis la personne qui fait généralement les premiers pas.	1	2	3	4	5
35	J'ai tendance à beaucoup moins m'inquiéter que la plupart des gens.	1	2	3	4	5
36	Je n'accepterais jamais de pot-de-vin, aussi gros soit-il.	1	2	3	4	5
37	On me dit souvent que j'ai beaucoup d'imagination.	1	2	3	4	5
38	Je fais toujours mon travail avec minutie, même lorsque cela exige plus de temps.	1	2	3	4	5
39	Je suis plutôt flexible dans mes opinions lorsque les gens ne sont pas d'accord avec moi.	1	2	3	4	5
40	Me faire des amis est ma priorité quand je suis dans un nouvel environnement.	1	2	3	4	5
41	Je peux gérer les situations difficiles sans le soutien moral de qui que ce soit.	1	2	3	4	5
42	Posséder des articles de luxe me ferait très plaisir.	1	2	3	4	5
43	J'aime bien les gens qui sont capables d'une vision non conventionnelle des choses.	1	2	3	4	5

44	Je fais beaucoup d'erreurs, parce que je ne pense pas avant d'agir.	1	2	3	4	5
45	La plupart des gens se fâchent plus rapidement que moi.	1	2	3	4	5
46	La plupart des gens sont plus optimistes et dynamiques que moi.	1	2	3	4	5
47	Je me sens très émotif(ve) quand une personne qui m'est proche s'en va pour une longue période.	1	2	3	4	5
48	Je veux que les gens sachent que je suis une personne importante et supérieure.	1	2	3	4	5
49	Je ne me considère pas comme une personne artistique ou créative.	1	2	3	4	5
50	On me qualifie souvent de perfectionniste.	1	2	3	4	5
51	Même lorsque les gens commettent de nombreuses erreurs, j'émet rarement des commentaires négatifs.	1	2	3	4	5
52	J'estime parfois que je suis une personne sans valeur.	1	2	3	4	5
53	Même en cas d'urgence, je ne panique pas.	1	2	3	4	5
54	Je ne ferais pas semblant d'aimer une personne dans le seul but d'obtenir une faveur d'elle.	1	2	3	4	5
55	Parler de philosophie m'ennuie.	1	2	3	4	5
56	Je préfère être spontané(e) que de m'en tenir à un plan.	1	2	3	4	5
57	Lorsqu'on me dit que j'ai tort, ma réaction première est de défendre mon point de vue.	1	2	3	4	5
58	Lorsque je suis en groupe, je suis souvent le ou la porte-parole.	1	2	3	4	5
59	Je reste impassible même dans des situations où la plupart des gens deviennent très émotifs.	1	2	3	4	5

60	Je serais tenté(e) d'utiliser de la fausse monnaie si j'étais certain(e) de ne jamais me faire prendre.	1	2	3	4	5
----	---	---	---	---	---	---

10.9 Annexe 9 : cotation de HEXACO-60

Honesty-Humility	
Sincerity	6, 30R, 54
Fairness	12R, 36, 60R
Greed-Avoidance	18, 42R
Modesty	24R, 48R
Emotionality	
Fearfulness	5, 29, 53R
Anxiety	11, 35R
Dependence	17, 41R
Sentimentality	23, 47, 59R
Extraversion	
Social Self-Esteem	4, 28R, 52R
Social Boldness	10R, 34, 58
Sociability	16, 40
Liveliness	22, 46R
Agreeableness	
Forgiveness	3, 27
Gentleness	9R, 33, 51
Flexibility	15R, 39, 57R

Patience	21R, 45
Conscientiousness	
Organization	2, 26R
Diligence	8, 32R
Perfectionism	14R, 38, 50
Prudence	20R, 44R, 56R
Openness to Experience	
Aesthetic Appreciation	1R, 25
Inquisitiveness	7, 31R
Creativity	13, 37, 49R
Unconventionality	19R, 43, 55R

10.10 Annexe 10 : BIDR

BIDR Version 6 abrégée

Servez-vous de l'échelle de valeurs suivante, avec les intitulés joints (de 1 totalement faux à 7 totalement vrai) et entourez un chiffre à côté de chaque énoncé pour indiquer jusqu'à quel point vous êtes d'accord.

		Totalement Faux	Assez faux	Légèrement faux	Un peu vrai	Légèrement vrai	Assez vrai	Totalement vrai
1	En général, la première impression que me laissent les gens s'avère juste	1	2	3	4	5	6	7
2	Je sais toujours pourquoi j'aime quelque chose	1	2	3	4	5	6	7
3	Je suis maître(sse) de mon destin	1	2	3	4	5	6	7
4	Il m'est difficile de faire abstraction d'une pensée qui me trouble	1	2	3	4	5	6	7
5	Je ne regrette jamais mes décisions	1	2	3	4	5	6	7
6	Je perds parfois de bonnes occasions parce que je prends trop de temps à me décider	1	2	3	4	5	6	7
7	Je suis une personne complètement rationnelle	1	2	3	4	5	6	7
8	J'ai énormément confiance en mon jugement	1	2	3	4	5	6	7
9	Parfois je mens, s'il le faut	1	2	3	4	5	6	7
10	Je ne jure jamais	1	2	3	4	5	6	7
11	J'obéis toujours aux lois, même s'il est peu probable que je me fasse prendre	1	2	3	4	5	6	7
12	Un(e) caissier(ère) m'a remis trop de monnaie et je ne lui ai pas mentionné	1	2	3	4	5	6	7
13	Je déclare toujours tout aux douanes	1	2	3	4	5	6	7

14	Il m'arrivait parfois de voler quand j'étais jeune	1	2	3	4	5	6	7
15	Je n'ai jamais jeté de déchets dans la rue	1	2	3	4	5	6	7
16	Lorsque je conduis, je dépasse parfois la limite de vitesse	1	2	3	4	5	6	7
17	Je ne lis jamais des livres ou des revues érotiques	1	2	3	4	5	6	7
18	J'ai fait des choses dont je ne parle pas aux autres	1	2	3	4	5	6	7
19	Je n'utilise jamais des choses qui ne m'appartiennent pas	1	2	3	4	5	6	7
20	J'ai pris des congés de maladie au travail ou à l'école, même si je n'étais pas vraiment malade	1	2	3	4	5	6	7
21	Je n'ai jamais endommagé un livre de bibliothèque ou des articles de magasin sans le signaler à un responsable	1	2	3	4	5	6	7