

Étude des propriétés psychométriques de la version papier-crayon du NEO-PI-3 (2016) auprès d'une population d'étudiants universitaires francophones*

Pascale L. Denis¹, Alina N. Stamate¹ et Sabruna Dorceus²

¹ École des sciences de la gestion, Université du Québec à Montréal, denis.pascale@uqam.ca

² Université de Sherbrooke

L'adaptation canadienne-française de l'Inventaire de personnalité NEO-PI-3 (McCrae & Costa Jr., 2016) a fait l'objet de peu de recherches relativement à ses propriétés psychométriques. Afin de nous assurer de sa pertinence pour la population québécoise francophone, un devis corrélational à deux temps de mesure a été utilisé pour collecter des données auprès d'étudiants universitaires ($n = 451$ ont complété le Temps 1 ; $n = 123$ ont complété les Temps 1 et Temps 2). L'inventaire présente des indices de consistance interne acceptables pour les facteurs, mais variables pour les facettes et une fidélité test-retest adéquate. Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire démontrent que le modèle de base n'est pas soutenu avec cette version du NEO-PI-3. Quant à la valeur prédictive, le facteur Conscience est le seul des cinq facteurs à prédire – modestement – la performance académique. Des recommandations quant à l'utilisation de cet instrument concluent notre article.

Mots - clés : NEO-PI-3, consistance interne, fidélité test-retest, structure factorielle, validité prédictive.

Introduction

Il est reconnu que la personnalité, opérationnalisée par les cinq grands facteurs, aussi appelés les Big Five, prédit la performance académique (Stajkovic et al., 2018) et en emploi (Judge et al., 2013). Cette capacité de prédiction a d'ailleurs suscité l'intérêt des chercheurs à travers le monde, d'une part, pour reproduire la structure des Big Five au sein d'un grand nombre de cultures (McCrae, Terracciano, et al., 2005) et, d'autre part, pour développer des instruments destinés à sa mesure (Bowler et al., 2012).

L'Inventaire de personnalité NEO (dans toutes ses versions) est l'un des outils les plus utilisés pour évaluer la personnalité partout dans le monde (Allik et al., 2017). En 2010, McCrae et Costa Jr. ont modifié 37 énoncés du NEO-PI-R (Costa Jr. & McCrae, 1992) et publié la nouvelle mouture de cet inventaire sous l'appellation NEO-PI-3. Au Québec, cette version a été adaptée en français en 2016. Lorsque des instruments sont développés, traduits, adaptés ou révisés dans diverses langues, il importe de s'assurer de leurs propriétés psychométriques et de l'équivalence des concepts mesurés (p. ex., fidélité, structure factorielle,

validité) auprès des populations auxquelles ils sont destinés (American Educational Research Association et al., 2014; International Test Commission, 2017).

Présentement, on en connaît peu sur les propriétés psychométriques du NEO-PI-3 en français et les premiers résultats sur sa structure factorielle soulèvent des questionnements (Le Corff & Busque-Carrier, 2016). Conséquemment, l'objectif de notre étude consiste à étudier certaines propriétés psychométriques (i.e., la consistance interne, la stabilité temporelle, la structure factorielle et la validité prédictive) du NEO-PI-3 en français et en format papier-crayon afin d'éclairer les utilisateurs potentiels sur la valeur de cet outil.

Fondements théoriques du modèle à cinq facteurs

Bien que certains chercheurs investiguent des modèles de la personnalité alternatifs (HEXACO, Lee & Ashton, 2004; modèle circomplexe, Wiggins, 2003), le modèle théorique des *Big Five* (Digman, 1990) demeure celui qui est le plus souvent utilisé (Lado & Alonso, 2017). Afin d'opérationnaliser sa mesure, différents outils ont

* Conformément à la politique N°1 de la revue Humain et Organisation, l'ensemble du processus d'évaluation pour cet article a été confié à Mme Kathleen Bentein, membre du comité de rédaction.

été développés, dont le NEO-PI-3 (et toutes ses versions antérieures) (Costa Jr. & McCrae, 1992). Dans cet instrument, chaque facteur est composé de facettes, c'est-à-dire de dimensions spécifiques qui se regroupent en facteurs plus globaux.

Selon McCrae et Costa Jr. (2016), la Névrose se caractérise par le fait de ressentir des émotions négatives telles que l'anxiété et la colère, des sentiments dépressifs, de la timidité sociale, de l'impulsivité et un sentiment de vulnérabilité en situation de stress. L'Extraversion se définit comme étant une attirance envers les gens, une attitude chaleureuse à leur égard, une préférence pour les grands groupes, la recherche de stimulation, une propension pour un rythme rapide et la capacité à ressentir les émotions positives (McCrae & Costa Jr., 2016). L'Ouverture à l'expérience, quant à elle, réfère à une imagination active, une sensibilité esthétique, une conscience de ses sentiments, une ouverture aux actions et aux idées nouvelles ainsi qu'à une curiosité intellectuelle (McCrae & Costa Jr., 2016). L'Agréabilité est une tendance à l'altruisme, à faire confiance, à être sympathique, humble, modeste, franc et sensible à l'autre alors que la Conscience réfère au sentiment de compétence, à l'ordre et au sens du devoir, à la volonté, à la détermination à réussir, et à la tendance à réfléchir avant d'agir (McCrae & Costa Jr., 2016).

Lorsqu'on étudie les données collectées au moyen d'un inventaire NEO, les cinq facteurs devraient émerger lors d'analyses factorielles (McCrae & Costa Jr., 2010). Cependant, une mauvaise compréhension des énoncés par les individus pourrait nuire à cet exercice (Longley et al., 2017). En conséquence, la récente révision d'énoncés du NEO-PI-R doit faire l'objet de vérifications.

L'outil (et son adaptation) basé sur le modèle théorique

Selon McCrae et Costa Jr. (2010), le NEO-PI-3 se distingue de la version antérieure (Costa Jr. & McCrae, 1992) par la révision et/ou le remplacement de 37 énoncés jugés plus difficiles à comprendre par les adolescents et les adultes ayant une capacité de lecture plus faible. Par exemple, l'énoncé « *I try to be humble* » est devenu « *I'm not a show-off* » (McCrae & Costa Jr., 2010, p. 107 ; pour d'autres exemples, consulter la référence).

Bien que ces énoncés aient été jugés problématiques en anglais, on ignore si c'était également le cas dans d'autres langues comme le français. En 2016, la nouvelle version a néanmoins été adaptée dans cette

langue au moyen de la méthode de « traduction à rebours-rétrotraduction » et validée par un comité d'experts (McCrae & Costa Jr., 2016, p. 71). Au-delà de ces informations générales, on en connaît très peu sur la procédure suivie pour cette adaptation, tout comme sur ses propriétés psychométriques et sur la capacité de prédiction des facteurs. De plus, le NEO-PI-3 a été validé en version web seulement, et non en version papier-crayon. Bien que l'administration web gagne en popularité, il importe de s'assurer de l'équivalence des versions (American Educational Research Association et al., 2014).

En l'absence d'informations sur plusieurs des propriétés psychométriques de la version papier-crayon canadienne en français (Papier-canadienne FR) du NEO-PI-3, les utilisateurs doivent s'en remettre principalement aux validations américaines. Or, McCrae et Costa Jr. (2016) indiquent que des différences importantes existent entre les normes américaines et canadiennes-françaises. Considérant : 1) les limites mentionnées de la nouvelle version du NEO-PI-3 ; 2) le peu d'informations sur ses propriétés psychométriques ; et 3) la responsabilité professionnelle des utilisateurs lorsqu'ils choisissent un outil, l'objectif de notre recherche consiste à documenter la fidélité (i.e., consistance interne et stabilité temporelle), la structure factorielle et la validité prédictive de la version Papier-canadienne FR de 2016 du NEO-PI-3 auprès d'étudiants inscrits dans une université francophone québécoise. Cette population universitaire a été favorisée puisque, d'une part, elle devrait être en mesure d'identifier rapidement si des énoncés ne sont pas clairs et, d'autre part, parce que des mesures de performance peuvent être obtenues avec moins de barrières qu'en milieu de travail.

La fidélité

Deux indices de fidélité sont rapportés dans les divers manuels des inventaires de l'instrument. D'une part, on retrouve la consistance interne, évaluée au moyen d'alphas de Cronbach. Selon Kline (2016), un coefficient d'une valeur de .90 est considéré « excellent », alors qu'une valeur de .80 est considérée « très bonne » et de .70, « adéquate » (p. 92). Selon Field (2013), une valeur autour de .80 est considérée comme étant « satisfaisante » (p. 715). Pour la version Web-canadienne FR, les coefficients alpha de Cronbach varient de .83 à .95 pour les cinq facteurs et de .55 à .87 pour les facettes (McCrae & Costa Jr., 2016) alors que pour la version papier-crayon américaine en anglais (Papier-américaine), ces indices oscillent entre .89 et

.93 au niveau des facteurs et entre .54 à .83 pour les facettes (McCrae, Martin, et al., 2005). La version antérieure en français présentait des coefficients variant entre .83 et .90 pour les facteurs et entre .48 et .82 pour les facettes (NEO-PI-R, Rolland, 1998).

Ainsi, nous émettons l'hypothèse que les facteurs du NEO-PI-3 présenteront une valeur satisfaisante des coefficients alpha (oscillant autour de .80) et une valeur adéquate (autour de .70) pour les facettes (**Hypothèse 1**).

D'autre part, la fidélité test-retest (ou stabilité temporelle) est évaluée au moyen de coefficients de corrélation de Pearson entre les facteurs et les facettes identiques mesurés à deux temps de mesure. Des recherches font ressortir que les facteurs de la personnalité sont stables à travers le temps (Cobb-Clark & Schurer, 2012; McCrae et al., 2011; Terracciano et al., 2006). Lorsqu'on parle de stabilité dans le temps, Hogan (2017) indique que le coefficient devrait être supérieur à .60 pour être considéré comme minimalement acceptable, mais qu'entre .70 et .79, ce coefficient serait adéquat (p. 99). Aucune donnée n'est disponible à ce sujet pour la version Papier-américaine du NEO-PI-3 ni pour la version Web-canadienne FR. Par contre, les manuels anglais et français précisent que les coefficients obtenus pour le NEO-PI-R s'appliqueraient aussi au NEO-PI-3 (vu la quasi-équivalence des versions selon McCrae & Costa Jr., 2010). Ainsi, les coefficients de stabilité temporelle rapportés dans ces manuels pour les cinq facteurs oscillent entre .90 et .93, alors que ceux pour les facettes varient entre .70 et .91 entre deux passations au cours de la même semaine (Kurtz, 2009 dans McCrae & Costa Jr., 2010). Quant à Piedmont et Braganza (2015), ils rapportent des coefficients qui varient entre .74 et .79 pour les facteurs et entre .38 et .75 pour les facettes dans la version papier en anglais avec un délai de cinq semaines entre les deux passations.

Ainsi, il est attendu que les coefficients de fidélité test-retest seront adéquats (autour de .70-.79) au niveau des facteurs et minimalement acceptables pour les facettes (autour de .60) (**Hypothèse 2**).

La structure factorielle

La structure factorielle de la version américaine de l'instrument NEO-PI-3, testée auprès de 635 adultes par le biais d'une analyse exploratoire (AFE) avec rotation Varimax, montre l'existence de cinq facteurs (McCrae, Martin, et al., 2005). Au-delà de quelques saturations croisées, les coefficients de saturation

entre chacune des six facettes et leur facteur respectif sont tous supérieurs à .40, ce qui est satisfaisant en regard des barèmes établis (Tabachnick & Fidell, 2007). Ceci dit, les analyses factorielles confirmatoires (AFC) sont de plus en plus préférées aux AFE pour reproduire les cinq grands facteurs de la personnalité (Aluja et al., 2005; Vassend & Skrandal, 2011). De fait, l'existence des *Big Five*, fortement établie, est une prémisse pour utiliser les AFC (McCrae & Allik, 2002). Au Québec, une étude menée en 2013 avec le NEO-PI-R (Denis et al., 2013) fait ressortir la difficulté à retrouver la structure de base des *Big Five* au moyen d'AFC. Afin d'obtenir des indices d'ajustement adéquats, 39 liens additionnels (voir Tableau 1 en annexe) retrouvés dans les manuels de tests et autres études ont été ajoutés au modèle de base pour donner un modèle alternatif, suivant les recommandations d'Hopwood et Donnellan (2010) et de Vassend et Skrandal (2011). Ces derniers rapportent que les modèles alternatifs, ou « ajustés », permettent de mieux rendre compte de la complexité de la structure de la personnalité.

Les premières analyses réalisées avec le NEO-PI-3 en français abondent dans le même sens. De fait, Le Corff et Busque-Carrier (2016) font ressortir un ajustement inadéquat du modèle de base des *Big Five* et la présence de nombreuses saturations croisées. Bien que l'ensemble des saturations croisées retrouvées ne puissent faire l'objet d'explications théoriques exhaustives, plusieurs chercheurs ont observé certaines interrelations entre des facteurs et d'autres facettes que celles qui leur étaient associées à l'origine, ainsi qu'entre les facteurs eux-mêmes. D'abord, deux études de la structure factorielle du NEO-PI-3, l'une menée en Inde sur la version en anglais (Piedmont & Braganza, 2015), l'autre en français au Canada (Le Corff & Busque-Carrier, 2016) font ressortir plusieurs saturations croisées entre les facteurs Extraversion et Agréabilité. Selon Tov et al. (2016) et Wiggins (2003; modèle circomplexe), ces deux facteurs sont fortement impliqués dans les relations interpersonnelles et les interactions sociales et sont donc difficilement dissociables par les individus qui complètent les inventaires. Piedmont et Braganza (2015) avancent que ces facteurs « *do not match their normative counterparts* » (p. 1257) et qu'il est possible que les modifications des énoncés par McCrae et Costa Jr. (2010) ne permettent pas d'améliorer les propriétés psychométriques de chacune des adaptations de l'outil.

De leur côté, Le Corff et Busque-Carrier (2016) rapportent aussi des saturations croisées entre le

facteur Conscience et les facettes Impulsivité et Vulnérabilité au stress, toutes deux liées au facteur Névrose. Il est possible que ces caractéristiques associées à la gestion des émotions soient difficilement dissociables de la propension à l'action des individus (associée au facteur Conscience). D'ailleurs, Terracciano et Costa (2004) ont démontré que les individus impulsifs qui présentent aussi un résultat faible au facteur Conscience résistent moins facilement aux tentations et agiraient spontanément (avec moins d'autodiscipline), possiblement pour diminuer les sentiments négatifs qui les habitent lorsqu'ils sont activés. Cela dit, peu de recherches ont, à ce jour, investigué de manière approfondie ces possibles chevauchements entre les facteurs Névrose et Conscience, et ce, malgré que de tels liens aient été retrouvés dans d'autres validations (voir Tableau 1 en annexe).

Donc, il est attendu qu'un modèle « ajusté » des *Big Five* (incluant les liens entre les facettes et leur facteur d'origine ainsi que des liens entre les facettes et d'autres facteurs) présentera de meilleurs indices d'ajustement que le modèle de base, qui prévoit que des liens entre les facettes et leur facteur d'origine exclusivement (**Hypothèse 3**).

La validité prédictive

Il est reconnu que les inventaires mesurant la personnalité sont fréquemment utilisés afin de prédire la performance académique (Stajkovic et al., 2018). Cette performance est fréquemment mesurée au moyen de la moyenne académique pondérée cumulative (*Grade point average, GPA*) et son meilleur prédicteur serait le facteur Conscience (O'Connor & Paunonen, 2007; Poropat, 2009). D'ailleurs, de nombreuses méta-analyses (p. ex., Hurtz & Donovan, 2000; O'Connor & Paunonen, 2007; Poropat, 2009) font ressortir que ce facteur est, parmi les cinq, le

meilleur prédicteur de la performance académique et en emploi.

Cela dit, d'autres facteurs de personnalité entretiennent des liens avec la performance académique. Selon McAbee et Oswald (2013), les facteurs Agréabilité, Névrose et Ouverture jouent un rôle dans la performance académique, mais un rôle moins important que celui joué par le facteur Conscience et ce, indépendamment des indicateurs de performance utilisés (p.ex., note à l'examen intra, *GPA*, etc.). Dans la même veine, l'étude de Rosander et Bäckström (2014) confirme le rôle prédominant du facteur Conscience, mais ces auteurs précisent qu'il se combine au facteur Névrose pour maximiser sa capacité de prédiction.

Bien que les études portant sur la performance académique utilisent fréquemment la *GPA* comme mesure de performance (O'Connor & Paunonen, 2007), certains décomposent le critère de performance puisque des prédicteurs différents seraient liés à des formes d'évaluation de performance distinctes (Ackerman et al., 2011; Duff et al., 2004; O'Connor & Paunonen, 2007). D'ailleurs, la note à un examen comporterait moins de biais (p. ex., ajout de points de participation de façon subjective par le professeur) que la *GPA* (Lakhal et al., 2017).

Ainsi, il est attendu que le facteur Conscience soit le meilleur prédicteur de la performance académique mesurée avec des examens (**Hypothèse 4**).

Méthode

Participants

Au Temps 1 (T1), l'échantillon comprend 451 étudiants de premier cycle en gestion. Parmi ces participants, 123 ont complété une seconde fois les instruments (Temps 2, T2). Les caractéristiques plus spécifiques des répondants sont présentées au Tableau 2.

Tableau 2

Caractéristiques des échantillons pour le T1 et pour le T1-T2

Échantillon	T1 seulement	<i>n</i>	T1 & T2	<i>n</i>
Âge	26.53 ans (<i>ET</i> = 6.69 ans)	439	25.47 ans (<i>ET</i> = 6.28)	121
Femmes	70.47 %	447	72.73 %	121
Francophones	75.96 %	445	78.33 %	120
Caucasien	69.18 %	451	75.61 %	123
Minorités visibles	21.64 %	439	17.65 %	119
Minorités ethniques	21.35 %	445	19.83 %	121
Autochtones	0.78 %	383	3.20 %	91

Le test de différences de moyennes (Test *t*) réalisé sur les cinq grands facteurs de la personnalité entre les participants ayant complété T1 seulement et ceux ayant complété T1-T2 s'est révélé être non significatif, indiquant l'équivalence de nos échantillons, et ce, malgré une légère baisse de participants issus des groupes minoritaires (i.e., minorités ethniques, visibles, etc.) et une augmentation du groupe autochtone au T2¹.

Mesures

Personnalité. Les cinq facteurs ont été évalués par la version auto-rapportée format papier-crayon en français du NEO-PI-3 (McCrae & Costa Jr., 2016). L'instrument prend environ 30 minutes pour être complété et comporte 240 énoncés (huit énoncés par facette, six facettes par facteur) pour lesquels le participant doit indiquer son niveau d'accord selon une échelle de type Likert en cinq points (de 0 à 4), allant de fortement en désaccord à fortement en accord.

Performance académique. La note, variant entre 0 et 100, obtenue par les étudiants à l'examen intra trimestriel ainsi que leur note à l'examen final sous le même format ont été utilisées. Les examens administrés comportent des questions à choix multiples, des questions à développement et des études de cas.

Déroulement

Un devis corrélational à deux temps de mesure a été utilisé pour collecter des données. Une première passation du NEO-PI-3 s'est déroulée au cours de la cinquième semaine de la session, suivie d'une seconde environ sept semaines plus tard, lors d'une séance optionnelle de cours. Ce délai est similaire à celui de l'étude de Piedmont et Braganza (2015) (i.e., cinq semaines entre les passations). À la fin de la session, les professeurs ont transmis à l'équipe de recherche les notes des étudiants ayant consenti à cet égard dans le cadre du projet de recherche. Les données obtenues aux deux temps de mesure ont été jumelées au moyen du code permanent (code unique) fourni par les étudiants.

Analyses

La consistance interne a été évaluée au moyen d'alphas de Cronbach alors que la fidélité test-retest a été mesurée au moyen de coefficients de corrélation de Pearson (i.e., la corrélation des résultats obtenus aux

facteurs et facettes entre les deux temps de mesure). La force des coefficients a été analysée en regard des balises précédemment mentionnées.

Les AFC ont été réalisées avec LISREL (version 8), ce type d'analyses étant pertinent pour les validations de la structure factorielle d'inventaires de personnalité (Busque-Carrier & Le Corff, 2018). Dans le modèle de base, chacun des cinq facteurs correspond à une variable latente définie par six indicateurs manifestes (i.e., les facettes). Chacune de ces facettes est constituée de la somme du résultat obtenu à chacun des huit énoncés qui servent à la mesurer. Un modèle présentant un bon ajustement devrait présenter les indices suivants : 1) χ^2 non significatif et près de ses degrés de libertés (Byrne, 2012) ; 2) AIC près de 0 (Anderson et al., 2000) ; 3) CFI (Bentler, 1990), NFI, NNFI supérieurs à .90 (Bentler & Bonett, 1980) ; 4) RMSEA inférieur à .08 (Steiger, 1990) ; 5) Intervalle de confiance à 90 % RMSEA dont la borne supérieure n'excède pas .10 (Cheung & Rensvold, 2002) ; 6) SRMR inférieur à .10 (Hu & Bentler, 1995).

Préalablement aux analyses de régression pour étudier la validité prédictive des facteurs, l'effet du sexe (McCrae, Terracciano, et al., 2005 ; Ziegler et al., 2014), du groupe d'appartenance et de la langue maternelle (Allik et al., 2017 ; Piedmont & Braganza, 2015) a été vérifié au moyen d'analyses de variance (ANOVA). Quant à l'effet de l'âge (McCrae, Martin, et al., 2005 ; Ziegler et al., 2014), il a été vérifié au moyen d'analyses de corrélation. Les variables pour lesquelles des différences significatives ont été observées ont été contrôlées lors des analyses de régression.

Résultats

Les résultats montrent que les cinq facteurs présentent des indices alpha allant de .82 à .92 au T1 et de .86 à .92 au T2, et pour les facettes, entre .51 et .82 au T1 et entre .49 et .83 au T2 (Tableau 3 en annexe). En regard des critères précédemment mentionnés, la consistance interne des facteurs semble très bonne et meilleure que celle des facettes, confirmant l'Hypothèse 1.

Quant à eux, les coefficients de corrélation test-retest pour les facteurs varient entre .85 et .89 et entre .71 à .85 pour les facettes (Tableau 4 en annexe). Il ressort que la stabilité temporelle du NEO-PI-3 est élevée, les coefficients étant encore une fois supérieurs pour les facteurs, ce qui soutient l'Hypothèse 2.

L'AFC menée sur la structure de base montre des indices d'ajustement faibles (Tableau 5).

¹ Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Tableau 5

Indices d'ajustement du modèle de base et du modèle ajusté de la structure factorielle du NEO-PI-3 en fonction du temps de mesure

Temps de mesure	dl	χ^2	AIC	CFI	NFI	NNFI	RMSEA	Intervalle de confiance à 90 % RMSEA	SRMR
Base (n = 451)	395	3498.78	3638.78	.79	.76	.77	.13	.13-.14	.13
Ajusté (n = 451)	356	1158.86	1376.86	.93	.90	.91	.071	.066-.075	.06

Note. dl = degrés de liberté ; AIC = Akaike's information criterion; CFI = Comparative fit index ; NFI = Bentler-Bonett normed fit index; NNFI = Non-normed fit index; RMSEA = Root mean squared error of approximation; Intervalle de confiance à 90 % RMSEA ; SRMR = Standardized root mean square residual.

Par contre, l'ajout de plusieurs liens, dont ceux retenus par Denis et al. (2013) au modèle, a permis d'obtenir des indices d'ajustement satisfaisants (Tableaux 1, 5 et 6 ; annexe).

Préalablement à l'étude de la validité prédictive, trois différentes ANOVAS 2 X 2 ont d'abord été réalisées. Dans un premier temps, les participants étaient catégorisés selon qu'ils aient complété le T1 seulement ou les T1 et T2. Ensuite, pour chacune des trois variables socio-démographiques, deux catégories ont été créées : le sexe (Homme/Femme), la langue maternelle (Français/Autre) et le groupe d'appartenance (Caucasien/Minoritaire en regard de la Loi). Des différences significatives ont été observées pour le sexe (Agréabilité, $F(3, 443) = 6.86, p < .001$), la langue maternelle (Névrose, $F(3, 441) = 3.91, p < .01$; Conscience, $F(3,441) = 2.70, p < .05$) et le groupe d'appartenance (Agréabilité, $F(3, 447) = 7.15, p < .001$). Ces trois variables, de même que l'âge, dont les analyses de corrélation ont révélé des liens significatifs avec les cinq facteurs (voir Tableau 7 en annexe), ont été insérées dans le premier bloc des analyses de régression à des fins de contrôle statistique, ce qui n'est pas systématiquement fait dans d'autres études.

Sur le plan de la validité prédictive, les résultats obtenus démontrent qu'en plus de l'influence du sexe, du groupe d'appartenance et de l'âge, seul le facteur Conscience prédit la performance à l'examen intra ($\beta = .11, p = .035$; 2 % de variance expliquée). Ce facteur, combiné au groupe d'appartenance, prédit également la performance à l'examen final ($\beta = .18, p = .001$; 3.3 % de variance expliquée).

Ces résultats confirment en partie l'Hypothèse 4 (voir Tableau 8 en annexe).

Discussion

D'abord, la consistance interne des facteurs pour cette version est très bonne et la force des coefficients est similaire à celle rapportée lors d'autres validations (McCrae, Martin, et al., 2005 ; McCrae & Costa Jr., 2016), voire même légèrement meilleure que pour sa précédente version en français (NEO-PI-R, Rolland, 1998). Relativement aux facettes, bien que certains coefficients soient faibles, ils sont néanmoins comparables à ceux obtenus lors d'autres validations (McCrae, Martin, et al., 2005 ; McCrae & Costa Jr., 2016 ; Rolland, 1998). De surcroît, l'examen des deux validations du NEO-PI-3 en contexte francophone font ressortir que les facettes O6, A6 et C3 présenteraient les plus faibles coefficients ($\leq .60$). Il pourrait être avisé de vérifier les énoncés qui composent ces trois facettes afin de voir si, à l'instar des difficultés linguistiques identifiées pour la version anglophone, certains énoncés qui les composent pourraient être moins bien compris par la population francophone.

La révision des énoncés ne semble pas avoir permis une amélioration de la consistance interne des facettes, sans toutefois que cela ne nuise à celle des facteurs. Cela peut s'expliquer par le fait que chaque facteur est mesuré par 48 énoncés, alors que les facettes ne le sont que par huit énoncés. D'un point de vue psychométrique, un plus grand nombre d'énoncés permet d'obtenir de meilleurs coefficients alpha (Hogan, 2017). Les résultats obtenus au niveau des facettes nous amènent donc à recommander la prudence quant à l'utilisation de ces dernières à des fins décisionnelles et à s'en remettre davantage aux facteurs.

Un des apports de notre recherche concerne la stabilité temporelle du NEO-PI-3. Nos résultats démontrent une

bonne stabilité temporelle tant au niveau des facteurs ($r = .85$ à $.89$) qu'au niveau des facettes ($r = .71$ à $.86$) (Hogan, 2017). Même si les coefficients obtenus dans le cadre de notre étude sont similaires à ceux rapportés par McCrae et Costa Jr. (2010), ils sont plus élevés que ceux obtenus par Piedmont et Braganza (2015) avec un délai de cinq semaines. Ainsi, nous pouvons affirmer que cette version présente une bonne stabilité temporelle.

Relativement à la structure factorielle, le modèle de base n'a pas été reproduit. Dans notre étude, 45 liens additionnels ont été ajoutés au modèle de base, comparativement à 39 dans l'étude de Denis et al. (2013). Des facettes de l'Agréabilité présentent un poids factoriel très important (allant jusqu'à $.61$) sur l'Extraversion. L'inverse est aussi observé; on retrouve le même phénomène pour le facteur Agréabilité, auquel plusieurs des facettes de l'Extraversion sont rattachées. Cette situation n'est pas inhabituelle en ce qui concerne les *Big Five*, ces difficultés ayant aussi été rencontrées lors de la validation de la version web du NEO-PI-3 (Le Corff & Busque-Carrier, 2016). Il appert que les facettes et leur facteur d'origine n'entretiennent pas de liens exclusifs entre eux, et il faut en tenir compte avec des modèles ajustés (Hopwood & Donnellan, 2010) ou envisager une organisation différente des *Big Five* (p.ex., modèle complexe).

Les liens ajoutés pour obtenir des indices d'ajustements satisfaisants dans notre étude ont été vérifiés au préalable dans les manuels de tests et dans d'autres études. À cet égard, outre les facteurs Extraversion et Agréabilité, les liens entre les facteurs Névrose et Conscience, et leurs nombreuses saturations croisées gagneraient à être investigués davantage. De plus, certains liens entre les facettes du facteur Ouverture et le facteur Conscience ont aussi été retrouvés. Certains chercheurs avancent que les individus présentant une grande ouverture seraient moins enclins à être conformes et disciplinés (Sibley & Duckitt, 2008). Il va sans dire que les résultats obtenus dans un contexte francophone soulèvent des questionnements quant à la capacité de reproduction du modèle théorique avec cette version de l'outil, mais surtout quant à l'incidence de l'adaptation des énoncés sur les résultats obtenus. Ces résultats font clairement ressortir que la personnalité est un construit complexe et que les liens entretenus entre les facettes et chaque facteur doivent être considérés au niveau statistique, tout comme sur le plan pratique, lors de l'analyse des interactions entre les facettes pour prédire les comportements. Certains

chercheurs ont avancé que la présence de ces saturations croisées s'expliquerait par la distinction entre les facteurs de la personnalité en tant que facteur latent et à la difficulté à les opérationnaliser avec des instruments de mesure (Franić et al., 2014). Ainsi, ces résultats ne remettraient pas automatiquement en question l'existence de cinq facteurs mais illustreraient la difficulté à les opérationnaliser directement. Il va sans dire que des explorations de cette piste gagneront à être menées.

Enfin, à l'instar de nombreuses recherches sur la capacité de prédiction des *Big Five*, le facteur Conscience s'est avéré un prédicteur de la performance académique dans notre étude. Notre recherche confirme ce résultat mais innove par la démonstration que ce statut est maintenu tout en contrôlant pour le sexe, le groupe d'appartenance, la langue maternelle et l'âge, ce qui n'a, à notre connaissance, pas été testé simultanément par le passé. Toutefois, ces résultats et le fait que plusieurs caractéristiques sociodémographiques demeurent significatives dans les analyses de régression et présentent des bêtas parfois plus forts que celui du facteur Conscience, nous amènent à recommander de poursuivre des études de validation auprès d'un échantillon élargi de la population canadienne-française.

Relativement aux limites, notre étude a été menée auprès d'une population d'étudiants francophones universitaires, ce qui ne permet pas d'emblée de généraliser nos résultats à la population canadienne-française. Cependant, nos résultats convergent vers ceux obtenus lors de la validation de la version Web-canadienne FR (auprès de 1260 femmes et de 926 hommes âgés entre 18 et 64 ans), alors que ceux obtenus pour la validité prédictive sont cohérents avec plusieurs méta-analyses. Même si nous recommandons de réaliser d'autres études avec un échantillon non universitaire, nous demeurons confiants du caractère représentatif des résultats.

Ensuite, l'attrition dans notre étude est importante. Cela dit, le fait que les résultats des tests de différences de moyennes indiquent que les participants ayant complété le T1 seulement soient comparables à ceux ayant complété les T1 et T2 de même que le caractère similaire de nos résultats avec ceux susmentionnés nous laissent croire que cette mortalité échantillonnale, bien qu'importante, n'a pas nui au caractère représentatif de nos résultats.

L'ajout de liens lors des AFC nous amène à appeler à la

prudence quant à l'outil NEO-PI-3 plutôt qu'en regard du modèle théorique, à ce stade-ci. De nombreuses méta-analyses soutiennent le modèle, même si des conceptualisations différentes sont proposées. Il serait donc prématuré de tirer une conclusion, à partir de quelques études seulement, quant au fait que le modèle théorique ne tienne pas la route. À l'heure actuelle, il est avisé d'interpréter les dimensions de la personnalité en tenant compte des différentes interrelations entre elles et non en les considérant en silo, et ce, tant pour la recherche que pour la pratique. Nous sommes plutôt d'avis qu'avant de conclure sur le modèle théorique, les énoncés du NEO-PI-3 en français devraient d'abord faire l'objet d'un examen linguistique approfondi quant à la compréhension des énoncés par les participants, puisqu'on ignore si les énoncés modifiés par McCrae et Costa Jr. (2010) étaient problématiques dans d'autres langues qu'en anglais.

Mentionnons également que les mesures de performance de nos participants provenaient d'examens différents, bien que le contenu et le format de ces derniers soient similaires. Cela dit, toutes les notes utilisées aux fins d'analyse variaient entre 0 et 100, à l'instar de la GPA utilisée dans le cadre d'autres études. D'ailleurs, ces GPA fournissent des évaluations moins précises de la performance que les notes aux examens, puisqu'elles sous-tendent le cumul d'évaluation variées (p.ex., travail d'équipe, points de participation, etc.) et des contenus différents (p.ex., la GPA obtenue pour un baccalauréat en administration peut inclure des cours de finance comme de ressources humaines). En ce sens, dans notre étude, nous avons circonscrit la mesure de performance à une modalité d'évaluation spécifique, éliminant ainsi des biais potentiels qui ne sont pas contrôlés lorsque la moyenne générale est retenue comme critère.

Enfin, il nous apparaît judicieux de recommander d'utiliser le NEO-PI-3 en combinaison avec d'autres mesures (p.ex., entrevue) à des fins décisionnelles. D'une part, cela pourrait accroître la capacité de prédiction de la personnalité et, d'autre part, cela permettrait de s'assurer que la mesure des facteurs de la personnalité pour un individu donné est fiable et contre-validée par deux méthodes distinctes (approche multi-traités, multi-méthodes, Campbell & Fiske, 1959).

Conclusion

Eu égard à nos résultats de recherche, il semble tout à fait à propos de recommander une analyse approfondie des énoncés de la version papier-

canadienne du NEO-PI-3 et de la soumettre à un processus de validation auprès d'une population élargie. Bien qu'il s'agisse d'un inventaire présentant une bonne fidélité et que le facteur Conscience présente une certaine capacité de prédiction, les résultats des AFC soulèvent aussi des questionnements quant à l'organisation des dimensions de la personnalité. Nul doute qu'il faille poursuivre son étude au sein d'autres groupes et dans d'autres contextes.

Références

- Ackerman, P. L., Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2011). Traits complexes and academic achievement: Old and new ways of examining personality in educational contexts. *British Journal of Educational Psychology, 81*(1), 27-40. <https://doi.org/10.1348/000709910X522564>
- Allik, J., Church, A. T., Ortiz, F. A., Rossier, J., Hřebíčková, M., de Fruyt, F., Realo, A., & McCrae, R. R. (2017). Mean profiles of the NEO Personality Inventory. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 48*(3), 402-420. <https://doi.org/10.1177/0022022117692100>
- Aluja, A., Garcia, O., Garcia, L. F., & Seisdedos, N. (2005). Invariance of the «NEO-PI-R» factor structure across exploratory and confirmatory factor analyses. *Personality and Individual Differences, 38*, 1879-1889. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.1.014>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing* (5^e éd.). AERA Publications.
- Anderson, D. R., Burnham, K. P., & Thompson, W. L. (2000). Null hypothesis testing: Problems, relevance, and alternative. *Journal of Wildlife Management, 64*(4), 912-923. <https://doi.org/10.2307/3803199>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bowler, M. C., Bowler, J. L., & Cope, J. G. (2012). Further evidence of the impact of cognitive complexity on the five-factor model. *Social Behavior and Personality, 40*(7), 1083-1098. <https://doi.org/10.2224/sbp.2012.40.7.1083>

- Busque-Carrier, M., & Le Corff, Y. (2018). Propriétés psychométriques de la version française du Jackson Personality Inventory – Revised (JPI-R). *Revue canadienne des sciences du comportement*, 50(4), 208-216. <https://doi.org/10.1037/cbs0000106>
- Byrne, B. (2012). *Structural equation modeling with Mplus. Basic concepts, applications and programming. Multivariate applications series*. Routledge Taylor and Francis Group.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105. <https://doi.org/10.1037/h0046016>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cobb-Clark, D. A., & Schurer, S. (2012). The stability of Big Five personality traits. *Economics Letters*, 115(1), 11-15. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1919414>
- Costa Jr., P. T., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) Professional Manual*. Psychological Assessment Resources.
- Denis, P. L., Crevier-Braud, L., & Boudrias, J.-S. (2013). NEO PI-R : Comparaison de la structure factorielle des versions québécoise et française. *Revue Québécoise de Psychologie*, 34(3), 211-241.
- Digman, J. M. (1990). Personality Structure : Emergence of the Five-Factor Model. *Annual Review of Psychology*, 41(1), 417-440. <https://doi.org/10.1146/annurev.ps.41.020190.002221>
- Duff, A., Boyle, E., Dunleavy, K., & Ferguson, J. (2004). The relationship between personality, approach to learning and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 36(8), 1907-1920. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.08.020>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4e éd.). Sage Publications Ltd.
- Franić, S., Borsboom, D., Dolan, C. V., & Boomsma, D. I. (2014). The Big Five Personality Traits : Psychological Entities or Statistical Constructs? *Behavior Genetics*, 44(6), 591-604. <https://doi.org/10.1007/s10519-013-9625-7>
- Hogan, T. P. (2017). *Introduction à la psychométrie* (N. Parent & R. Stephenson, Trad.; 2e éd.). Chenelière Éducation.
- Hopwood, C. J., & Donnellan, M. B. (2010). How should the internal structure of personality inventories be evaluated? *Personality and Social Psychology Review*, 14(3), 332-346. <https://doi.org/10.1177/1088868310361240>
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. Dans *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Sage Publications, Inc.
- Hurtz, G. M., & Donovan, J. J. (2000). Personality and job performance : The Big Five revisited. *Journal of Applied Psychology*, 85(6), 869-879. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.85.6.869>
- International Test Commission. (2017). *ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2e Éd.). <https://www-tandfonline-com.proxy.bibliotheques.uqam.ca/doi/full/10.1080/15305058.2017.1398166>
- Judge, T. A., Rodell, J. B., Klinger, R. L., Simon, L. S., & Crawford, E. R. (2013). Hierarchical representations of the five-factor model of personality in predicting job performance : Integrating three organizing frameworks with two theoretical perspectives. *Journal of Applied Psychology*, 98(6), 875-925. <https://doi.org/10.1037/a0033901>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4e éd.). Guilford publications.
- Lado, M., & Alonso, P. (2017). The Five-Factor model and job performance in low complexity jobs : A quantitative synthesis. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 33(3), 175-182. <https://doi.org/10.1016/j.rpto.2017.07.004>
- Lakhal, S., Frenette, É., & Sévigny, S. (2017). L'effet de la personnalité sur la performance des étudiants universitaires en sciences de l'administration à l'examen écrit, au test à choix multiple et aux travaux pratiques. *The Canadian Journal for the Scholarship of Teaching and Learning*, 8(1). <https://doi.org/10.5206/cjsotl-rcacea.2017.1.10>
- Le Corff, Y., & Busque-Carrier, M. (2016). Structural validity of the NEO Personality Inventory 3 (NEO-PI-3) in a French-Canadian sample. *International Journal of Arts and Sciences*, 9(3), 461-472.
- 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
- Longley, S. L., Miller, S. A., Broman-Fulks, J., Calamari, J. E., Holm-Denoma, J. M., & Meyers, K. (2017). Taxometric analyses of higher-order personality domains. *Personality and Individual Differences*, 108, 207-219. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.12.018>
- McAbee, S. T., & Oswald, F. L. (2013). The criterion-related validity of personality measures for predicting GPA : A meta-analytic validity

- competition. *Psychological Assessment*, 25(2), 532-544. <https://doi.org/10.1037/a0031748>
- McCrae, R. R., & Allik, J. (Éds.). (2002). *The Five-Factor Model of Personality Across Cultures*. Kluwer Academic/Plenum Publishers. <https://www.springer.com/gp/book/9780306473548>
- McCrae, R. R., & Costa Jr., P. T. (2010). *The NEO Inventories. Professional Manual*. Psychological Assessment Ressources.
- McCrae, R. R., & Costa Jr., P. T. (2016). *Manuel technique (traduction et adaptation canadienne-française par Y. Le Corff)*. Institut de recherches psychologiques.
- McCrae, R. R., Kurtz, J. E., Yamagata, S., & Terracciano, A. (2011). Internal Consistency, Retest Reliability, and their Implications For Personality Scale Validity. *Personality and Social Psychology Review*, 15(1), 28-50. <https://doi.org/10.1177/1088868310366253>
- McCrae, R. R., Martin, T. A., & Costa Jr., P. T. (2005). Age trends and age norms for the NEO Personality Inventory-3 in adolescents and adults. *Assessment*, 12(4), 363-373. <https://doi.org/10.1177/1073191105279724>
- McCrae, R. R., Terracciano, A., & 78 Members of the Personality Profiles of Cultures Project. (2005). Universal Features of Personality Traits From the Observer's Perspective : Data From 50 Cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(3), 547-561. <http://dx.doi.org.proxy.bibliotheques.uqam.ca/10.1037/0022-3514.88.3.547>
- O'Connor, M. C., & Paunonen, S. V. (2007). Big Five personality predictors of post-secondary academic performance. *Personality and Individual Differences*, 43(5), 971-990. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.03.017>
- Piedmont, R. L., & Braganza, D. J. (2015). Psychometric evaluation of responses to the NEO-PI-3 in a multi-ethnic sample of adults in India. *Psychological Assessment*, 27(4), 1253-1263 <https://doi.org/10.1037/pas0000135>
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135(2), 322-338. <https://doi.org/10.1037/a0014996>
- Rolland, J.-P. (1998). *Manuel de l'Inventaire NEO-PI-R (Adaptation française)*. Les Éditions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Rosander, P., & Bäckström, M. (2014). Personality traits measured at baseline can predict academic performance in upper secondary school three years late. *Scandinavian Journal of Psychology*, 55(6), 611-618. <https://doi.org/10.1111/sjop.12165>
- Sibley, C. G., & Duckitt, J. (2008). Personality and prejudice : A meta-analysis and theoretical review. *Personality and Social Psychology Review: An Official Journal of the Society for Personality and Social Psychology*, 12(3), 248-279. <https://doi.org/10.1177/1088868308319226>
- Stajkovic, A. D., Bandura, A., Locke, E. A., Lee, D., & Sergent, K. (2018). Test of three conceptual models of influence of the big five personality traits and self-efficacy on academic performance : A meta-analytic path-analysis. *Personality and Individual Differences*, 120(1), 238-245. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.014>
- Steiger, J. H. (1990). Structural Model Evaluation and Modification : An Interval Estimation Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5e éd.). Pearson Education Inc.
- Terracciano, A., & Costa, P. T. (2004). Smoking and the Five-Factor Model of personality. *Addiction*, 99(4), 472-481. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2004.00687.x>
- Terracciano, A., Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2006). Personality plasticity after age 30. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 32(8), 999-1009. <https://doi.org/10.1177/0146167206288599>
- Tov, W., Nai, Z. L., & Lee, H. W. (2016). Extraversion and Agreeableness : Divergent Routes to Daily Satisfaction With Social Relationships. *Journal of Personality*, 84(1), 121-134. <https://doi.org/10.1111/jopy.12146>
- Vassend, O., & Skrandal, A. (2011). The NEO personality inventory revised (NEO-PI-R) : Exploring the measurement structure and variants of the five-factor model. *Personality and Individual Differences*, 50(8), 1300-1304. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.03.002>
- Wiggins, J. S. (2003). *Paradigms of personality assessment*. Guilford Press.
- Ziegler, M., Bensch, D., Maaß, U., Schult, V., Vogel, M., & Bühner, M. (2014). Big Five facets as predictor of job training performance : The role of specific job demands. *Learning and Individual Differences*, 29, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.10.008>

ANNEXES

Tableau 1*Liens standardisés ajoutés dans le modèle ajusté et comparaison avec les données d'autres études de validation*

Facteurs	Facette	Présente étude Temps 1 ^a	Validation canadienne- française ^b	Validation américaine ^c	Denis et al. (2013) ^d
Névrose	E3	-.24	-.52	-.12	-.51 à -.56
	E5	.16	.00	.00	.03 à .13
	O3	.41	.36	.37	.19 à .34
	O4	-.37	-.48	-.19	-.43 à -.51
	O5	-.39	-.22	-.15	-.20 à -.38
	A4	-.34	-.25	-.16	n/d
	A5	.28	.20	.19	.30 à .41
	A6	.10	.14	.04	.22 à .31
	C1	-.45	-.63	-.41	-.23 à -.32
	C5	-.21	-.50	-.33	-.19 à -.23
	C6	-.28	-.32	-.23	-.18 à -.32
Extraversion	N1	.19	-.06	.02	.15 à .26
	N2	.50	-.10	-.03	.28 à .41
	N4	-.27	-.30	-.18	n/d
	N5	.69	.14	.35	n/d
	O1	.24	.19	.18	n/d
	O3	.48	.47	.41	.32 à .51
	A2	-.50	.12	-.15	-.33 à -.51
	A4	-.74	.02	-.08	-.42 à -.51
	A5	-.51	-.04	-.12	-.34 à -.47
	C4	.44	.26	.23	.18 à .27
	C5	.16	.22	.17	n/d
C6	-.47	-.15	-.28	-.29 à -.38	
Ouverture	N5	-.17	.03	-.02	n/d
	E2	-.17	-.08	.04	-.22 à -.37

(suite sur la page subséquente)

Tableau 1 (suite)*Liens standardisés ajoutés dans le modèle ajusté et comparaison avec les données d'autres études de validation*

Facteurs	Facette	Présente étude Temps 1 ^a	Validation canadienne- française ^b	Validation américaine ^c	Denis et al. (2013) ^d
Agréabilité	N2	-.40	-.35	-.48	-.38 à -.56
	E1	.63	.19	.38	.68 à .79
	E2	.45	-.04	.07	.30 à .43
	E3	-.18	-.43	-.32	-.16 à -.32
	E6	.33	-.01	.10	.38 à .51
	O5	-.32	-.10	-.09	n/d
	C2	-.13	-.02	.01	-.14 à -.24
	C3	.17	.21	.29	n/d
	C4	-.12	-.16	-.13	-.12 à -.24
Conscience	N1	.17	-.08	-.10	.30 à .38
	N2	.12	-.18	-.08	.07 à .20
	N5	-.17	-.38	-.32	-.07 à -.21
	N6	-.12	-.35	-.38	-.14 à -.24
	E3	.09	.27	.32	n/d
	E5	-.24	-.05	-.06	n/d
	O1	-.28	-.27	-.31	-.26 à -.35
	O3	.12	.07	.12	n/d
	O4	-.32	-.20	-.04	-.21 à -.29
	O5	-.16	.20	.16	n/d
	A3	.24	.33	.27	.13 à .59

Note. ^a Auteurs de la présente recherche. Analyses factorielles confirmatoires. Temps 1. $n = 451$ étudiants.

^b McCrae et Costa Jr. (2016), adaptation par Le Corff. Validation de la version canadienne-française en version web. Analyse par composante principale varimax. $n = 2168$ personnes. ^c McCrae et Costa Jr. (2010, p. 73). Validation de la version américaine. Analyse par composante principale varimax. $n = 1000$ adultes. ^d Denis et al. (2013). Validation de la version canadienne-française et de la version québécoise du NEO-PI-R. Analyses factorielles confirmatoires. 4 échantillons. $n = 1027$ techniciens, $n = 930$ techniciens, $n = 775$ secrétaires et $n = 1005$ secrétaires.

Tableau 3

Indices de consistance interne (alpha de Cronbach) des facteurs et des facettes du NEO-PI-3 en fonction du temps de mesure

Facteurs	α (Temps 1)	α (Temps 2)	Facettes	α (Temps 1)	α (Temps 2)
Névrose	.92	.92	(N1) Anxiété	.82	.83
			(N2) Colère/Hostilité	.69	.70
			(N3) Dépression	.80	.81
			(N4) Conscience de soi	.76	.75
			(N5) Impulsivité	.68	.74
			(N6) Vulnérabilité	.76	.73
Extraversion	.86	.87	(E1) Chaleur	.75	.73
			(E2) Grégarisme	.69	.78
			(E3) Autorité	.76	.72
			(E4) Activité	.54	.49
			(E5) Recherche de sensations	.61	.68
			(E6) Émotions positives	.68	.68
Ouverture	.83	.86	(O1) Rêveries	.69	.73
			(O2) Esthétique	.77	.78
			(O3) Sentiments	.64	.65
			(O4) Actions	.59	.71
			(O5) Idées	.73	.79
			(O6) Valeurs	.51	.54
Agréabilité	.82	.88	(A1) Confiance	.72	.77
			(A2) Droiture	.72	.78
			(A3) Altruisme	.61	.56
			(A4) Soumission	.60	.72
			(A5) Modestie	.72	.79
			(A6) Sensibilité	.57	.72
Conscience	.90	.91	(C1) Compétence	.67	.69
			(C2) Ordre	.74	.75
			(C3) Sens du devoir	.54	.63
			(C4) Recherche de réussite	.72	.69
			(C5) Autodiscipline	.77	.80
			(C6) Réflexion	.77	.79

Tableau 4*Coefficients de stabilité temporelle (test-retest) des facteurs et des facettes du NEO-PI-3*

Facteurs	R	Facettes	R
Névrose	.88**	(N1) Anxiété	.84**
		(N2) Colère/Hostilité	.83**
		(N3) Dépression	.83**
		(N4) Conscience de soi	.78**
		(N5) Impulsivité	.82**
		(N6) Vulnérabilité	.80**
Extraversion	.89**	(E1) Chaleur	.83**
		(E2) Grégarisme	.81**
		(E3) Autorité	.84**
		(E4) Activité	.77**
		(E5) Recherche de sensations	.85**
		(E6) Émotions positives	.72**
Ouverture	.85**	(O1) Rêveries	.80**
		(O2) Esthétique	.86**
		(O3) Sentiments	.71**
		(O4) Actions	.74**
		(O5) Idées	.81**
		(O6) Valeurs	.73**
Agréabilité	.89**	(A1) Confiance	.78**
		(A2) Droiture	.85**
		(A3) Altruisme	.76**
		(A4) Soumission	.80**
		(A5) Modestie	.83**
		(A6) Sensibilité	.76**
Conscience	.88**	(C1) Compétence	.80**
		(C2) Ordre	.84**
		(C3) Sens du devoir	.72**
		(C4) Recherche de réussite	.73**
		(C5) Autodiscipline	.80**
		(C6) Réflexion	.83**

Note. ** $p < .01$

Tableau 6*Liens standardisés du modèle ajusté en fonction des modifications de Denis et al. (2013)*

		Névrose	Extraversion	Ouverture	Agréabilité	Conscience
N1	Anxiété	.92 (.69)	.31			.26
N2	Colère	.70 (.61)	.54		-.38	.18
N3	Dépression	.90 (.67)	.16			
N4	Timidité	.81 (.66)				.13
N5	Impulsivité	.72 (.57)	.16			-.12
N6	Vulnérabilité	.73 (.80)				-.12
E1	Chaleur		.32 (.72)	-.11	.72	
E2	Grégarité		.44 (.56)	-.33	.55	
E3	Assertivité	-.43	.53 (.56)		-.12	
E4	Activité		.56 (.51)			.21
E5	Sensations	.17	.61 (.35)			
E6	Émotions		.39 (.64)		.38	
O1	Rêveries			.62 (.61)		-.29
O2	Esthétique			.50 (.42)		
O3	Sentiments	.32	.37	.38 (.62)	.15	
O4	Actions	-.35		.32 (.37)		-.30
O5	Idées	-.25		.40 (.33)		
O6	Valeurs			.37 (.39)		
A1	Confiance				.48 (.29)	
A2	Droiture		-.49		.53 (.40)	
A3	Altruisme	.43			.61 (.88)	.21
A4	Compliance		-.61		.51 (.19)	
A5	Modestie		-.38		.37 (.10)	
A6	Sensibilité	.13			.40 (.36)	
C1	Compétence	-.41				.53 (.79)
C2	Ordre				-.18	.59 (.52)
C3	Devoir					.75 (.70)
C4	Réussite		.41		-.13	.72 (.68)
C5	Autodiscipline	-.25				.60 (.76)
C6	Délibération	-.18	-.46			.54 (.56)

Note. Les saturations factorielles en gras sont celles qui sont associées à leur facteur d'origine. Entre parenthèses, les saturations factorielles du modèle de base.

Tableau 7*Coefficients de corrélation T1 avec performance et âge*

	N	E	O	A	C	Note examen intra	Note examen final	Âge (en mois)
Névrose (N)	1							
Extraversion (E)	-.33***	1						
Ouverture (O)	-.09	.41***	1					
Agréabilité (A)	-.12*	.02	.13**	1				
Conscience (C)	-.46***	.13**	-.05	.09	1			
Note examen intra	-.05	.09	.02	.14**	.15**	1		
Note examen final	-.04	.01	.06	.08	.17***	.39***	1	
Âge (en mois)	-.18***	-.09	.00	.11*	.17***	.19***	.06	1

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$; $n = 423$

Tableau 8

Résultats des analyses de régression portant sur les liens entre les facteurs du NEO-PI-3 et la performance académique (notes à l'examen intra et final)

	Variables dépendantes								
	Examen intra				Examen final				
	<i>b</i>	SE <i>B</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	SE <i>B</i>	β	<i>p</i>	
Step 1					Step 1				
Constante	40.11 (27.68, 52.54)	6.33		<i>p</i> = .000	Constante	58.60 (48.11, 69.10)	5.34		<i>p</i> = .000
Sexe	4.76 (1.82, 7.69)	1.49	.15	<i>p</i> = .002	Sexe	2.01 (-.42, 4.45)	1.24	.08	<i>p</i> = .105
Statut	6.71 (2.94, 10.48)	1.92	.21	<i>p</i> = .001	Statut	4.73 (1.55, 7.91)	1.62	.19	<i>p</i> = .004
Langue	2.04 (-2.03, 6.10)	2.07	.06	<i>p</i> = .325	Langue	1.56 (-1.84, 4.96)	1.73	.06	<i>p</i> = .368
Âge	.04 (.02, .06)	.01	.22	<i>p</i> = .000	Âge	.01 (.00, .03)	.01	.09	<i>p</i> = .079
Step 2					Step 2				
Constante	16.45 (-6.68, 39.57)	11.76		<i>p</i> = .163	Constante	44.20 (25.05, 63.35)	9.74		<i>p</i> = .000
Sexe	3.78 (.72, 6.85)	1.56	.12	<i>p</i> = .016	Sexe	1.50 (-1.04, 4.03)	1.29	.06	<i>p</i> = .246
Statut	5.98 (2.15, 9.81)	1.95	.19	<i>p</i> = .002	Statut	4.74 (1.53, 7.95)	1.63	.19	<i>p</i> = .004
Langue	1.79 (-2.26, 5.85)	2.06	.05	<i>p</i> = .385	Langue	1.16 (-2.22, 4.53)	1.72	.04	<i>p</i> = .501
Âge	.04 (.02, .06)	.01	.20	<i>p</i> = .000	Âge	.01 (.00, .02)	.01	.06	<i>p</i> = .268
Névrose	.03 (-.03, .10)	.04	.06	<i>p</i> = .329	Névrose	.01 (-.05, .07)	.03	.02	<i>p</i> = .703
Extraversion	.06 (-.02, .15)	.05	.08	<i>p</i> = .152	Extraversion	-.05 (-.12, .03)	.04	-.07	<i>p</i> = .216
Ouverture	-.01 (-.10, .07)	.04	-.02	<i>p</i> = .769	Ouverture	.06 (-.01, .13)	.04	.08	<i>p</i> = .114
Agréabilité	.07 (-.02, .16)	.05	.07	<i>p</i> = .131	Agréabilité	.02 (-.05, .09)	.04	.03	<i>p</i> = .592
Conscience	.08 (.01, .16)	.04	.11	<i>p</i> = .035	Conscience	.10 (.04, .17)	.03	.18	<i>p</i> = .001
R ² (Step1)									
ΔR^2 (Step 2)									
Total variance expliquée									

Note. **p* < .05, ***p* < .01, ****p* < .001.