



ORIGINAL

Inventario IPIP-NEO: Estabilidad y Validez de Estructura Interna, Convergente y Concurrente en Muestras Argentinas¹

IPIP-NEO Inventory: Stability and Internal Structure, Convergent and Concurrent Validity in Argentinean Samples

Valeria Estefanía Moran, Marcos Cupani ², Gonzalo Ponce, Sebastián Jesús Garrido, Ana Estefanía Azpilicueta, y Fernanda Belén Ghio

Instituto de Investigaciones Psicológicas- IIPsi [CONICET- UNC].
Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina

Recibido 25 de abril 2019, Aceptado 7 de enero 2020

Resumen

Las principales herramientas de evaluación de la personalidad se construyeron a partir de las bases teóricas del modelo de los Cinco Factores. Particularmente, en Argentina, el IPIP-NEO es uno de los instrumentos, basados en este modelo, que presenta resultados satisfactorios en los estudios de consistencia interna (confiabilidad) y de validez mediante evidencia de estructura interna (análisis factorial exploratorio). El objetivo de este trabajo fue aportar nuevos estudios psicométricos a la escala utilizando una muestra heterogénea de argentinos (N = 499). Se estimó la estabilidad temporal de las puntuaciones a través del método test-retest y se realizó un estudio de validez de estructura interna mediante análisis factorial confirmatorio. Por otro lado, se aportó validez externa a través de estudios de convergencia, estudios de contraste de grupos divididos por sexo y edad, y un análisis test criterio mediante regresión múltiple con actividades recreativas. Los resultados sugieren que las puntuaciones que del IPIP-NEO son estables, con adecuados índices de confiabilidad y evidencias de validez externa, lo que indica que puede ser utilizado en muestras argentinas. Se planifica la elaboración de un baremo local y nuevos estudios de validez externa con implicancias clínicas y laborales.

Palabras Clave: IPIP-NEO, Modelo de los Cinco Factores, Validez Externa, Confiabilidad, Muestras Argentinas

¹ Este trabajo ha sido financiado por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

² Correspondencia: Marcos Cupani, Instituto de Investigaciones Psicológicas- IIPsi [CONICET- UNC]. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Ciudad Universitaria, Córdoba 5000, Argentina. Email: marcoscup@gmail.com. Tel/Fax: +54-351-4334

Abstract

The main personality assessment tools were built on the theoretical basis of the Five Factors model. Particularly, in Argentina, IPIP-NEO is one of the instruments, based on this model, that presents satisfactory results in the studies of internal consistency (reliability) and validity through evidence of internal structure (exploratory factor analysis). The aim of this work was to contribute new psychometric studies to the scale using a heterogeneous sample of Argentinean ($N = 499$). The temporal stability of the scores was estimated through the test-retest method and an internal structure validity study was performed by confirmatory factor analysis. On the other hand, external validity was provided through convergence studies, contrast studies of groups divided by sex and age, and a test criterion analysis through multiple regression with recreational activities. The results suggest that the IPIP-NEO scores are stable, with adequate reliability indices and evidence of external validity, indicating that it can be used in Argentine samples. The development of a local scale and new studies of external validity with clinical and labor implications are planned.

Keywords: IPIP-NEO; Big Five Factors Model; External validity; Reliability; Argentinean samples

Con respecto a la validez, el NEO PI-R posee evidencias de validez discriminante utilizando la Lista de Adjetivos de Gough y Heilbrun (1983 en McCrae & Costa, 1992), convergente con la escala California Q-Set (Costa & McCrae, 1995) y estudios de estructura interna mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. También cuenta con estudios de validez concurrente evidenciada en las relaciones entre las puntuaciones del instrumento y la frecuencia en que los individuos realizan ciertas actividades recreativas (Grucza & Goldberg, 2007) considerando la capacidad de la personalidad de predecir comportamientos cotidianos y preferencias por situaciones y actividades específicas (Furnham, 2004; Paunonen & Ashton, 2001; Qiu, Chen, Ramsay, & Lu, 2019).

Otra fuente de validez estudiada en el NEO PI-R, son las evidencias de grupos contrastados. Principalmente, se han llevado a cabo estudios que analizan si las puntuaciones del instrumento reflejan las diferencias entre sexos (Costa & McCrae, 1992b; de Miguel Negredo, 2005; Terracciano, 2003) reportadas a lo largo de numerosas investigaciones sobre los cinco factores de personalidad (Costa, Terracciano, & McCrae, 2001; Kajonius & Johnson, 2018; Schmitt, Realo, Voracek, & Allik, 2008; South, Jarnecke, & Vize, 2018). Estos estudios concluyen que estas diferencias responden principalmente a factores culturales y de rol de género.

En este marco, para fomentar la creación y mejora de los instrumentos que midieran el BFF, Goldberg (1999) diseñó el Banco Internacional de Ítems de Personalidad de Dominio Público (IPIP por sus siglas en inglés), donde se pueden consultar y disponer de ítems y escalas completas validadas para medir los BFF. Entre varios instrumentos reconocidos para el estudio de la personalidad, se puede encontrar la escala IPIP-NEO (Goldberg, 1999), versión que coincide con la estructura del NEO-PI-R original (Cupani, Pilatti, Urrizaga, Chincolla, & Richaud de Minzi, 2014).

El IPIP-NEO mide cinco grandes factores y sus 30 facetas, pero a diferencia de la versión original, posee 10 ítems por faceta, sumando 300 ítems en total. Sus ítems son acotados y sencillos de comprender (Mõttus, Pullmann, & Allik, 2006) y se lo ha traducido a varios idiomas, entre otros el croata, danés, estoniano, finlandés, francés, alemán, hebreo, húngaro, japonés, polaco, rumano y esloveno (Cupani, Sánchez, Gross, Chiepa, & Dean, 2013).

En la literatura se observa que, el IPP-NEO posee adecuadas propiedades psicométricas. Se obtuvieron buenos índices de confiabilidad, con una consistencia interna excelente en sus factores y facetas ($\alpha > .88$; Goldberg, 2005); sumado a ello, en un meta-análisis realizado por Gnambis (2014) sobre los estudios de estabilidad de diferentes escalas de evaluación de BFF, se reportó que la escala IPIP tiene una mediana en estabilidad que va desde .78 para el factor Apertura

hasta .86 para Extraversión. También se encontraron evidencias de validez convergente con el NEO-PI-R (correlaciones promedio de .73; Goldberg, 1999), además de validez de constructo mediante análisis factorial (Johnson, 2014; Möttus et al., 2006). De igual forma, estudios demuestran validez concurrente con el rendimiento académico (Hirsh & Peterson, 2008; Kaufman, Agars, & Lopez- Wagner, 2008), liderazgo (Lamm, Sheikh, Carter, & Lamm, 2017) así como también con constructos vinculados a la salud mental y el bienestar psicológico (Anglim & Grant, 2014; Garrido, Funes, Merlo, & Cupani, 2018; Kaplan, Levinson, Rodebaugh, Menatti, & Weeks, 2015; Walker & Jackson, 2014).

En Argentina, Cupani et al. (2014) adaptaron el IPIP-NEO de 300 ítems a una muestra de estudiantes universitarios. Esta versión obtuvo índices de discriminación aceptables (variaron entre .28 y .60) y elevados coeficientes de fiabilidad para los cinco factores ($\alpha > .90$) y para 23 facetas, con coeficientes alfa de Cronbach superiores a .70. Sumado a ello, los autores realizaron análisis de grupos contrastados según género y nacionalidad, comparando las muestras argentinas con estadounidenses. Estos resultados sugieren que dicha adaptación es adecuada para medir el BFF en nuestro ámbito.

En la versión adaptada, los autores mencionan algunas limitaciones y futuras investigaciones a tener cuenta. Por un lado, la muestra argentina solo estuvo compuesta por estudiantes universitarios. Por otro lado, no se analizaron otras dimensiones de confiabilidad, como la estabilidad de las puntuaciones. En tercer lugar, si bien se analizó la validez de constructo mediante análisis factorial exploratorio (AFE), no se realizaron estudios confirmatorios y, en cuarto lugar, el instrumento no tiene estudios sobre validez convergente y concurrente. Sumado a lo expuesto por Cupani et al. (2014), se torna relevante adicionar evidencia de validez de grupos contrastados según la edad teniendo en cuenta estudios previos que demuestran que, si bien la personalidad es un constructo estable a lo largo del tiempo, los niveles individuales de cada faceta, se van modificando a lo largo de la vida de las personas, en función de diversos factores, entre ellos la madurez, el ambiente y las experiencias

de vida, tales como el inicio laboral, las relaciones interpersonales, etc. (Push, Mund, Hagemeyer, & Finn, 2019; Roberts, Walton, & Viechtbauer, 2006; Soto, John, Gosling, & Potte, 2011). Es por eso que en este artículo se presentan nuevas evidencias de validez externa y de fiabilidad en muestras con mayor diversidad de ocupaciones y edades con el fin de complementar este proceso de adaptación del cuestionario.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 499 participantes de los cuales 309 fueron mujeres (61.9%), y 172 hombres (34.5%) de entre 17 y 82 años de edad ($M = 27.00$, $DE = 12.96$). Dieciocho personas no indicaron su sexo (3.6%). Se categorizó a los menores de 30 años inclusive como jóvenes, y a los mayores como adultos (McCrae & Costa, 2006). De esta manera, 297 participantes fueron jóvenes (59.5%) y 183 adultos (36.7%), 19 personas no indicaron su edad (3.8%). Se clasificó a la muestra en clase alta (9.82%), media alta (10.02%), media típica (38.88%), baja superior (28.26%), baja inferior (5.81%) y marginal (1.00%), según el nivel de instrucción de los participantes y sus ocupaciones, las categorías más altas del nivel de instrucción fueron universitario incompleto (34.50%) seguido por secundario completo (18.20%) y un 4.21% no informaron datos sobre esta categoría; respecto a las ocupaciones preponderaron los empleados (42.10%) y los estudiantes (20%). El tipo de muestreo fue no probabilístico por conveniencia. Los criterios de inclusión fueron ser mayor de edad y de nacionalidad argentina.

Instrumentos

IPIP-NEO (Cupani et al., 2014): esta escala posee 300 ítems redactados en frases que enuncian comportamientos típicos del sujeto (como “Entro en pánico fácilmente”) a fin de medir los BFF junto a 30 facetas de bajo nivel. Utiliza una escala tipo Likert

de 5 opciones de respuesta que van desde Muy en desacuerdo con esta descripción de mí mismo, hasta Muy de acuerdo con esta descripción de mí mismo, solicitándole al sujeto que detalle la precisión con la que siente que cada frase describe su personalidad. Es una escala adaptada a la población argentina del IPIP-NEO original (Goldberg, 1999) de estructura similar al NEO-PI-R (Costa & McCrae, 1992b) y que presenta índices de fiabilidad de entre .90 y .95 para medir los BFF y de entre .59 y .88 para sus 30 facetas (Cupani et al. 2014).

NEO-PI-R (Costa & McCrae, 1992b): este inventario posee 240 ítems, redactados como frases, que enuncian comportamientos típicos del sujeto para medir los BFF junto a 30 facetas. Utiliza una escala tipo Likert de 5 opciones de respuesta que van desde Muy en desacuerdo con esta descripción de mí mismo, hasta Muy de acuerdo con esta descripción de mí mismo, solicitándole al sujeto que detalle la precisión con la que siente que cada frase describe su personalidad. En este estudio se utilizó la adaptación española comercial del NEO-PI-R (Sanz & García-Vera, 2009) cuyos coeficientes de fiabilidad fueron $\geq .85$ para las escalas básicas y $\geq .60$ para 25 de las 30 facetas.

Inventario de frecuencia de actividades de la vida cotidiana (Goldberg, 1999): es un instrumento adaptado a partir del *Objective Behavior Inventory* de Loehlin & Nichols (1976 en Grucza & Goldberg, 2007). Mide la frecuencia de 6 categorías de actividades recreativas realizadas por los participantes durante el último año. Entre ellas el Uso de drogas (14 ítems) y la Irresponsabilidad (7 ítems), que engloban un conjunto de actividades relativamente indeseables, la de Creatividad (11 ítems) y la de Amistad (8 ítems) que engloban actividades deseables, y finalmente la de Comunicación (8 ítems) y Erudición (6 ítems), que engloban actividades relativamente neutras. Son 54 ítems en total redactados como actividades (por ejemplo, “fumé marihuana”) en los que el participante debe completar el grado de frecuencia en una escala tipo Likert de 5 opciones de respuesta que van desde Nunca en mi vida, hasta Más de 15 veces en el último año. La versión adaptada al español de este cuestionario (Contreras & Cupani, 2015) ya fue utilizada en estudios previos en población argentina (Cupani &

Lorenzo-Seva, 2016). En este estudio los índices de confiabilidad variaron de $\alpha = .67$ (Comunicación) a $\alpha = .87$ (Uso de Drogas).

Procedimiento

Los datos se recolectaron en institutos, empresas y ONGs entre marzo y octubre del año 2016. Se entregó a todos los participantes un sobre que contenía los instrumentos y los mantuvieron consigo para completarlos cuando considerasen oportuno. Antes de retirarlo, cada voluntario revisó el cuestionario junto con el investigador para evacuar dudas sobre el procedimiento de llenado. Se le solicitó a cada participante información de contacto para realizar la segunda toma.

Teniendo en cuenta los lineamientos éticos postulados por la *American Educational Research Association*, *American Psychological Association*, y *National Council on Measurement in Education* (AERA, APA & NCME) (2014) para la construcción y administración de pruebas psicológicas, cada participante firmó su consentimiento informado donde se detallaron los objetivos de la investigación por escrito, la participación voluntaria, la posibilidad de interrumpirla cuando deseen y la confidencialidad de los datos.

Análisis de Datos

Para el análisis de datos se utilizó el software estadístico SPSS versión 25.0. En primer lugar, se procedió a evaluar el patrón de casos perdidos. Los mismos, representaron un porcentaje inferior al 5%, por lo que se optó por imputar los datos en cada ítem utilizando una medida de tendencia central (moda) de las respuestas completas de un participante por cada una de las escalas. Este método se sugiere para imputar variables categóricas además de que proporciona rapidez, precisión y simplicidad conceptual (Useche Castro & Mesa Ávila, 2006).

En segundo lugar, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para aportar nueva evidencia

de validez de la estructura de 5 factores compuestos por 30 facetas como indicadores observables. Se utilizó el software AMOS 21 y el método de estimación Máxima Verosimilitud, adecuado para variables de naturaleza intervalar. Para evaluar el ajuste del modelo se analizaron el estadístico chi-cuadrado, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI), considerando para ambos, valores entre .90 y .95 como aceptables a excelentes, y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) para el que se esperan valores entre .05 y .08 (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006).

En tercer lugar, se estimó la fiabilidad de los puntajes. Por un lado, se analizó nuevamente la consistencia interna, porque se trabajó con una muestra más heterogénea que estudios previos, utilizando el coeficiente α de Cronbach para cada una de las escalas. Por otro lado, se estudió la estabilidad temporal mediante el método de test-retest, con un intervalo de tiempo estimado de entre 30 a 60 días entre ambas administraciones del instrumento. Valores superiores a .70 son considerados aceptables, y los superiores a .80 como satisfactorios (Campo-Arias & Oviedo, 2008).

En cuarto lugar, se realizaron estudios de validez convergente, de grupos contrastados y de validez concurrente. Para el estudio de convergencia, se correlacionaron los puntajes directos del IPIP-NEO y del NEO-PI-R y posteriormente, se obtuvo el coeficiente de correlación corregido por atenuación, utilizado para estimar el valor verdadero de la correlación atenuando el error de medición de las mismas (Dominguez-Lara, 2017; Nunnally & Bernstein, 1994). Para el estudio de grupos contrastados según el sexo y la edad de los participantes (jóvenes y adultos) se utilizó la prueba t de diferencia de media y se calculó de d de Cohen para estimar el tamaño del efecto (valores de .20, .50 y .80 considerados como pequeño, medio, y grande, respectivamente, Quezada, 2007). Para el estudio de validez concurrente se realizó un análisis de regresión múltiple. En este análisis, se utilizaron las actividades recreativas (Uso de drogas, Irresponsabilidad, Creatividad, Amistad, Comunicación y Erudición) como variables dependientes y las 30 facetas que conforman a los cinco

factores como variables independientes. Finalmente, se efectuó un análisis de correlación canónica entre las variables, considerando como variable criterio las actividades y como variable predictora las 30 facetas de personalidad. Este método analiza la relación entre dos conjuntos de variables mediante el establecimiento de pares de combinaciones lineales que constituyen las variables aleatorias canónicas (o dimensiones) de ambos conjuntos. Para determinar las dimensiones con poder explicativo se analizó el estadístico Lambda de Willks y el valor de significación ($p \leq .001$). Por otro lado, se consideraron contribuciones significativas a cada una de las dimensiones los valores de correlación canónica iguales o superiores a .30, los cuales implican un porcentaje de varianza explicada superior al 10% (Cea D'Ancona, 2016).

Resultados

Validez de estructura interna. De acuerdo a los resultados obtenidos en el AFE realizado por Cupani et al. (2014) en muestras argentinas, se especificó un modelo de cinco factores compuestos por 6 facetas cada uno. Como resultado se obtuvo un coeficiente chi-cuadrado significativo (2826.23; $p \leq .00$), y valores no adecuados de ajuste (CFI = .62; GFI= .63; RMSEA= .12). Tomando en consideración los resultados obtenidos se procedió a la re-especificación del modelo atendiendo a las cargas compartidas de algunos factores evidenciadas en el estudio de Cupani et al. (2014). Como resultado, el ajuste de este modelo mejoró, pero nuevamente no fue satisfactorio ($X^2 = 2826.23$; $p \leq .00$; $gl = 435$; CFI = .70; GFI= .70; RMSEA= .11). Ante estos resultados, se decidió seguir el procedimiento implementado por Kajonius y Johnson (2019) quienes plantearon un modelo jerárquico de segundo orden, analizando la estructura unidimensional de cada factor de manera independiente. Como puede observarse en la tabla 1, los resultados fueron satisfactorios, evidenciando un ajuste del modelo en todos los factores.

Fiabilidad. En la tabla 2 se observan los resultados de los estudios de consistencia interna y estabilidad temporal. Los valores de α para los cinco factores oscilaron entre .89 (Extraversión y Apertura)

Tabla 1
Índices de ajuste por factor en AFC

| | X2 | gl | CFI | GFI | RMSEA |
|-----------------|---------|----|-----|-----|-------|
| Neuroticismo | 106.5** | 9 | .92 | .94 | .15 |
| Extraversión | 32.06** | 7 | .97 | .98 | .08 |
| Apertura | 38.09** | 9 | .95 | .97 | .08 |
| Amabilidad | 68.74** | 8 | .94 | .96 | .12 |
| Responsabilidad | 64.59** | 8 | .95 | .96 | .12 |

**p ≤ .001

Nota: gl = grados de libertad.

y .93 (Neuroticismo). En el caso de las facetas, los valores de α variaron entre .59 (Actividad- E4) y .88 (Ira- N2). En el estudio de estabilidad temporal, los valores de r variaron desde .77 (Amabilidad y Extraversión) hasta .83 (Apertura), y en el caso de las facetas desde .58 (Cooperación. A4) hasta .81 (Intereses artísticos- O2).

Evidencia de validez de convergencia. En la tabla 2 se informan las correlaciones entre los factores y facetas del NEO-IPIP y el NEO-PI-R. La mediana de las correlaciones corregidas por atenuación fue de .90 y de las correlaciones observadas fue de .78, variando entre .73 (Amabilidad) hasta .82 (Neuroticismo). Con respecto a las facetas de personalidad, la correlación observada tuvo una mediana de .61 (entre .36 [Liberalismo-O6] hasta .73 [Depresión-N3, Vulnerabilidad-N6, Autodisciplina]), y una mediana de .89 para la correlación corregida.

Evidencia de validez grupos de contrastados. En relación al estudio de diferencia de grupos, se observó que las mujeres presentaron puntajes significativamente superiores a los hombres en Neuroticismo, Apertura y Amabilidad, y en las facetas Ansiedad, Ira, Depresión, Inmoderación y Vulnerabilidad (Neuroticismo), Cordialidad, Gregarismo y Actividad (Extraversión), Intereses Artísticos, Emocional, Aventura (Apertura), Moral, Altruismo, Cooperación, Modestia y Solidaridad (Amabilidad), Orden, Sentido del deber y Autodisciplina (Responsabilidad). En contraste, los hombres presentaron puntajes significativamente superiores a las mujeres en las facetas Búsqueda de emociones (Extraversión), Intelecto (Apertura), Autoeficacia y Cautela (Responsabilidad). Los tamaños del efecto variaron entre .18 y .55 (ver Tabla 2).

Tabla 2
IPIP-NEO. Confiabilidad, validez convergente y diferencia de sexo y edad

| | Confiabilidad | | NEO-PI-R | | Sexo | | | | | | Edad | | | | | | |
|---------------------|---------------|-----|----------|------|---------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|-----|
| | | | Alfa | | Hombres | | Mujeres | | Jóvenes | | Adultos | | Jóvenes | | Adultos | | |
| | | | T-RT | T-RT | M | DE | M | DE | M | DE | M | DE | M | DE | M | DE | t |
| Neuroticismo | .93 | .78 | .90 | .82 | .90 | 158.68 | 27.63 | 168.45 | 28.41 | -3.64** | .35 | 168.19 | 27.12 | 161.06 | 29.63 | 2.77** | .25 |
| N1: Ansiedad | .72 | .69 | .69 | .67 | .95 | 29.13 | 5.71 | 31.42 | 5.77 | -4.18** | .40 | 30.55 | 5.68 | 30.94 | 6.08 | -0.73 | .70 |
| N2: Ira | .88 | .68 | .74 | .67 | .83 | 27.12 | 8.11 | 29.27 | 7.57 | -2.91** | .28 | 29.34 | 7.79 | 27.49 | 7.85 | 2.60** | .24 |
| N3: Depresión | .85 | .78 | .75 | .73 | .91 | 23.97 | 6.54 | 25.04 | 7.28 | -1.61 | .15 | 25.05 | 7.00 | 24.12 | 6.94 | 1.47 | .13 |
| N4: Ansiedad Social | .67 | .71 | .63 | .55 | .85 | 26.25 | 5.25 | 27.12 | 5.33 | -1.71 | .16 | 26.92 | 5.21 | 26.70 | 5.54 | 0.46 | .40 |
| N5: Inmoderación | .70 | .67 | .50 | .56 | .95 | 28.15 | 5.51 | 29.44 | 5.88 | -2.37* | .23 | 30.43 | 5.30 | 26.98 | 5.85 | 6.85** | .62 |
| N6: Vulnerabilidad | .75 | .70 | .84 | .78 | .90 | 203.12 | 23.08 | 206.77 | 20.57 | -1.79 | .14 | 207.39 | 21.45 | 202.73 | 22.06 | 2.36* | .21 |
| Extraversión | .89 | .77 | .84 | .78 | .90 | 35.55 | 5.64 | 36.82 | 4.87 | -2.59** | .25 | 36.15 | 5.19 | 36.61 | 5.20 | -0.98 | .90 |
| E1: Cordialidad | .74 | .62 | .65 | .56 | .81 | 32.38 | 6.15 | 34.23 | 5.49 | -3.38** | .32 | 34.19 | 5.70 | 32.74 | 5.92 | 2.74** | .25 |
| E2: Gregarismo | .75 | .70 | .71 | .69 | .95 | 32.38 | 6.15 | 34.23 | 5.49 | -3.38** | .32 | 34.19 | 5.70 | 32.74 | 5.92 | 2.74** | .25 |

Tabla 2 (continuación).
IPIP-NEO. Confiabilidad, validez convergente y diferencia de sexo y edad.

| | Sexo | | | | | | | | | | | Edad | | | | | |
|---------------------------|---------------|------|------|------------------|------------------|--------|----------------------|--------|-------|----------------------|-----|--------|----------------------|--------|----------------------|---------|-----|
| | Confiabilidad | | | NEO-PI-R | | | Hombres (N = 172) | | | Mujeres (N = 309) | | | Jóvenes (N = 297) | | Adultos (N = 202) | | |
| | Alfa | T-RT | Alfa | r _{obs} | r _{cor} | M | DE | M | DE | t | d | M | DE | M | DE | t | d |
| E3: Asertividad | .67 | .74 | .66 | .66 | .99 | 35.19 | 4.86 | 35.40 | 4.77 | -0.47 | .40 | 35.15 | 4.90 | 35.56 | 4.84 | -0.92 | .80 |
| E4: Actividad | .59 | .74 | .58 | .49 | .84 | 30.20 | 4.58 | 31.29 | 4.18 | -2.65** | .25 | 30.50 | 4.52 | 31.55 | 4.11 | -2.65** | .24 |
| E5: Búsqueda de Emociones | .75 | .76 | .52 | .53 | .85 | 31.72 | 5.86 | 30.26 | 6.10 | 2.54** | .24 | 32.44 | 5.39 | 28.45 | 6.23 | 7.63** | .70 |
| E6: Animación | .79 | .74 | .73 | .63 | .83 | 38.09 | 5.74 | 38.77 | 5.18 | -1.34 | .13 | 38.96 | 5.20 | 37.82 | 5.61 | 2.34* | .21 |
| Apertura | .89 | .83 | .85 | .78 | .90 | 208.95 | 23.27 | 214.01 | 22.68 | -2.32** | .22 | 214.34 | 23.31 | 209.07 | 21.88 | 2.54** | .23 |
| O1: Imaginación | .69 | .74 | .70 | .66 | .95 | 35.87 | 5.54 | 35.81 | 5.35 | 0.11 | .10 | 36.50 | 5.45 | 34.82 | 5.19 | 3.44** | .31 |
| O2: Intereses Artísticos | .71 | .81 | .77 | .69 | .93 | 36.58 | 6.61 | 39.75 | 5.54 | -5.62** | .53 | 38.11 | 6.36 | 39.43 | 5.75 | -2.36** | .22 |
| O3: Emocional | .73 | .71 | .67 | .53 | .76 | 35.41 | 5.08 | 38.13 | 4.88 | -5.77** | .55 | 36.91 | 5.33 | 37.61 | 4.71 | -1.51 | .14 |
| O4: Aventurero | .74 | .72 | .53 | .48 | .77 | 35.90 | 5.53 | 36.94 | 5.38 | -2.01* | .19 | 37.30 | 5.48 | 35.48 | 5.19 | 3.72** | .34 |
| O5: Intelecto | .76 | .75 | .78 | .71 | .92 | 35.92 | 5.89 | 34.62 | 6.00 | 2.28* | .22 | 35.35 | 5.90 | 34.56 | 6.06 | 1.44 | .13 |
| O6: Liberalismo | .79 | .76 | .58 | .36 | .53 | 29.27 | 6.23 | 28.74 | 6.25 | 0.89 | .80 | 30.18 | 6.01 | 27.18 | 6.01 | 5.48** | .50 |
| Amabilidad | .90 | .77 | .84 | .73 | .84 | 212.25 | 22.83 | 220.98 | 21.00 | -4.23** | .40 | 213.16 | 20.68 | 224.43 | 22.16 | -5.81** | .53 |
| A1: Confianza | .77 | .76 | .66 | .55 | .77 | 33.31 | 5.59 | 34.03 | 5.08 | -1.44 | .14 | 33.37 | 5.27 | 34.29 | 5.22 | -1.93* | .18 |
| A2: Moral | .66 | .68 | .60 | .45 | .72 | 36.09 | 4.86 | 38.50 | 4.33 | -5.60** | .53 | 36.70 | 4.31 | 38.93 | 4.95 | -5.35** | .49 |
| A3: Altruismo | .77 | .71 | .65 | .52 | .74 | 38.38 | 5.05 | 40.03 | 4.46 | -3.70** | .35 | 38.53 | 4.64 | 40.67 | 4.74 | -5.02** | .46 |
| A4: Cooperación | .67 | .58 | .57 | .59 | .95 | 36.63 | 5.46 | 37.60 | 5.01 | -1.97* | .19 | 36.49 | 4.84 | 38.35 | 5.52 | -3.98** | .36 |
| A5: Modestia | .68 | .74 | .58 | .65 | 1.04 | 32.33 | 5.43 | 33.80 | 5.11 | -2.97** | .28 | 32.59 | 5.36 | 34.21 | 4.95 | -3.41** | .31 |
| A6: Solidaridad | .73 | .76 | .49 | .55 | .92 | 35.51 | 5.63 | 37.01 | 5.12 | -2.96** | .28 | 35.48 | 5.13 | 37.98 | 5.36 | -5.23** | .48 |
| Responsabilidad | .92 | .80 | .89 | .81 | .90 | 210.78 | 23.08 | 212.99 | 25.49 | -0.94 | .90 | 204.90 | 22.95 | 223.18 | 23.77 | -8.61** | .79 |
| C1: Autoeficacia | .71 | .61 | .54 | .56 | .90 | 36.51 | 4.29 | 35.66 | 4.75 | 1.93* | .18 | 35.07 | 4.31 | 37.25 | 4.73 | -5.33** | .49 |
| C2: Orden | .81 | .76 | .65 | .64 | .88 | 33.81 | 6.13 | 35.32 | 6.62 | -2.46** | .23 | 33.47 | 6.77 | 36.93 | 5.53 | -6.02** | .55 |
| C3: Sentido de Deber | .72 | .72 | .68 | .57 | .81 | 37.15 | 4.66 | 38.17 | 4.74 | -2.27* | .22 | 36.75 | 4.56 | 39.41 | 4.64 | -6.35** | .58 |
| C4: Necesidad de Logro | .73 | .72 | .67 | .65 | .93 | 37.06 | 5.39 | 37.41 | 4.85 | -0.72 | .70 | 36.62 | 5.06 | 38.33 | 4.79 | -3.78** | .34 |
| C5: Autodisciplina | .85 | .80 | .75 | .73 | .91 | 33.17 | 6.37 | 34.48 | 6.38 | -2.16* | .21 | 32.22 | 6.19 | 36.67 | 5.96 | -8.01** | .73 |
| C6: Cautela | .79 | .67 | .75 | .67 | .87 | 33.09 | 6.03 | 31.95 | 6.23 | 1.94* | .18 | 30.76 | 5.74 | 34.59 | 6.27 | -7.05** | .64 |

Nota. T-RT= Test Retest; r_{obs} = correlación Pearson observada; r_{cor} = correlación Pearson corregida por atenuación; DE= Desviación Estándar; d = tamaño del efecto de Cohen.
*p ≤ .05; **p ≤ .01.

Con respecto a la Edad, se observó que los jóvenes presentaron puntaje significativamente superior a los adultos en Neuroticismo, Extraversión y Apertura, y en las facetas Ira, Inmoderación y Vulnerabilidad (Neuroticismo), Gregarismo, Búsqueda de emociones y Animación (Extraversión), y en Imaginación, Aventura y Liberalismo (Apertura). En contraste, los adultos presentaron puntajes superiores al grupo de jóvenes en Amabilidad y Responsabilidad, y en las facetas Actividad (Extraversión), Intereses artísticos (Apertura), Confianza, Moral, Altruismo, Cooperación, Modestia y Solidaridad (Amabilidad), y en Autoeficacia, Orden, Sentido del deber, Necesidad de logro, Autodisciplina y Cautela (Responsabilidad). Los tamaños del efecto variaron entre .18 y .79 (ver Tabla 2).

Evidencia de validez concurrente. Se realizaron regresiones múltiples previo al cumplimiento de los supuestos de independencia de los residuos, homocedasticidad, linealidad, normalidad, y multicolinealidad. Se introdujeron como variables independientes los cinco factores (ver Tabla 3) y en segundo lugar las 30 facetas (ver Tabla 4). En el primer modelo de regresión la variable dependiente fue Uso de drogas, y cuatro factores explicaron un 22% de la varianza. Contribuyeron positivamente Extraversión ($\beta = .17$) y Apertura ($\beta = .22$), y negativamente Amabilidad ($\beta = -.15$) y Responsabilidad ($\beta = -.33$). Por otro lado,

cuatro facetas realizaron una contribución significativa que explicaron en su conjunto un 35% de la varianza. Contribuyeron positivamente las facetas Inmoderación ($\beta = .29$), Gregarismo ($\beta = .21$) y Liberalismo ($\beta = .20$), y la faceta Cordialidad ($\beta = -.17$) realizó una contribución negativa.

El segundo modelo, la variable dependiente fue Irresponsabilidad. Tres factores explicaron un 22 % de la varianza. Amabilidad ($\beta = -.21$) y Responsabilidad ($\beta = -.32$) aportaron negativamente y solo Apertura ($\beta = .28$) tuvo un aporte positivo. En otro orden, cuatro facetas realizaron un aporte significativo, explicando en conjunto un 27% de la varianza. Contribuyeron positivamente las facetas Liberalismo ($\beta = .15$), Aventurero ($\beta = .18$) y Necesidad de Logro ($\beta = .21$), y de manera negativa la faceta Autodisciplina ($\beta = -.25$).

En el tercer modelo la variable dependiente fue Amistad. Extraversión ($\beta = .31$) y Apertura ($\beta = .22$) tuvieron un aporte positivo significativo, y Responsabilidad ($\beta = -.15$) un aporte negativo. En conjunto explicaron un 20%. En cuanto a las facetas, solo Animación ($\beta = .20$) contribuyó positivamente explicando un 20% de la varianza.

En el cuarto modelo, la variable dependiente fue Comunicación. Solo Apertura ($\beta = .36$) explicó un 11% de la varianza. Por otro lado, cinco facetas contribuyeron significativamente, explicando en conjun-

Tabla 3
IPIP-NEO. Análisis de regresión entre las actividades recreativas y los cinco factores

| | β | | | | | |
|-----------------|---------------|-------------------|----------|--------------|-------------|-----------|
| | Uso de Drogas | Irresponsabilidad | Amistad | Comunicación | Creatividad | Erudición |
| N | .04 | .01 | .00 | .06 | -.05 | -.02 |
| E | .17*** | .01 | .31*** | -.02 | .01 | -.11 |
| O | .22*** | .28*** | .22*** | .36*** | .47*** | .42*** |
| A | -.15** | -.21*** | .09 | -.01 | -.18*** | .01 |
| C | -.33*** | -.32*** | -.15* | .05 | .02 | .01 |
| R | 0.48 | 0.48 | 0.46 | 0.35 | 0.47 | 0.39 |
| R ² | 0.23 | 0.23 | 0.23 | 0.12 | 0.22 | 0.15 |
| R ^{2*} | 0.22 | 0.22 | 0.20 | 0.11 | 0.21 | 0.14 |
| F | 18.51*** | 18.18*** | 16.16*** | 8.74*** | 17.57*** | 10.92*** |

Nota: N = Neuroticismo; E = Extraversión; O = Apertura; A = Amabilidad; C = Responsabilidad; R^{2*} = R cuadrado corregido.

* p ≤ .05; ** p ≤ .01; *** p ≤ .001

to un 15 % de la varianza. De estas facetas, Ansiedad Social ($\beta = .18$), Emocional ($\beta = .17$) y Autodisciplina ($\beta = .28$) contribuyeron positivamente. A su vez, las facetas Inmoderación ($\beta = -.17$) y Sentido del Deber ($\beta = -.25$), contribuyeron negativamente.

El quinto modelo, la variable dependiente fue Creatividad, sobre la cual Apertura ($\beta = .47$) tuvo efecto positivo y Amabilidad ($\beta = -.18$) un efecto negativo. Ambos factores explicaron un 21% de la varianza y cuatro facetas explicaron un 25%.

Tabla 4
IPIP-NEO. Análisis de regresión entre las actividades recreativas y las 30 facetas de los cinco factores

| | β | | | | | |
|-----------------|---------------|-------------------|---------|--------------|-------------|-----------|
| | Uso de Drogas | Irresponsabilidad | Amistad | Comunicación | Creatividad | Erudición |
| N1 | .09 | .02 | .08 | -.04 | -.18* | -.01 |
| N2 | -.09 | .01 | -.10 | -.08 | -.05 | -.01 |
| N3 | -.05 | -.08 | .10 | .11 | .10 | -.09 |
| N4 | -.10 | .07 | -.11 | .18* | .05 | .04 |
| N5 | .29*** | .08 | .08 | -.17* | -.03 | -.02 |
| N6 | -.06 | -.06 | -.07 | .06 | .11 | .05 |
| E1 | -.17* | -.10 | .03 | .03 | -.15 | -.05 |
| E2 | .21** | -.02 | .07 | -.04 | -.02 | -.01 |
| E3 | -.05 | .06 | .03 | -.04 | .02 | -.09 |
| E4 | -.07 | -.09 | -.02 | -.06 | .02 | .10 |
| E5 | .07 | .10 | .03 | .03 | .11 | .05 |
| E6 | .04 | .01 | .20* | .08 | .08 | .00 |
| O1 | .08 | .10 | .11 | .07 | .12 | .10 |
| O2 | -.13 | -.03 | -.04 | .13 | .20** | .12 |
| O3 | .08 | -.01 | .11 | .17* | .04 | .01 |
| O4 | -.05 | .18** | .05 | .07 | .00 | -.01 |
| O5 | .04 | -.09 | .00 | .05 | .00 | .22*** |
| O6 | .20*** | .15** | .10 | .10 | .17*** | .18** |
| A1 | .03 | .03 | .06 | -.05 | .04 | .08 |
| A2 | -.10 | -.07 | .06 | .09 | .10 | .02 |
| A3 | -.02 | -.07 | .08 | .04 | .03 | -.15 |
| A4 | -.01 | -.03 | .03 | .03 | -.07 | .01 |
| A5 | -.02 | -.11 | .02 | -.13 | -.28*** | .03 |
| A6 | .02 | .07 | -.11 | -.03 | .02 | .06 |
| C1 | -.03 | -.11 | -.17 | -.07 | .05 | -.14 |
| C2 | .02 | -.05 | -.01 | -.01 | -.01 | -.07 |
| C3 | -.03 | -.08 | -.10 | -.25** | -.06 | .09 |
| C4 | .10 | .21** | .15 | .08 | .13 | .08 |
| C5 | -.14 | -.25*** | -.02 | .28*** | -.03 | .10 |
| C6 | -.04 | .06 | .06 | -.06 | .10 | -.02 |
| R | .65 | .58 | .53 | .48 | .57 | .48 |
| R ² | .42 | .34 | .28 | .23 | .32 | .23 |
| R ^{2*} | .35 | .27 | .20 | .15 | .25 | .15 |
| F | 6.04*** | 4.72*** | 3.48*** | 2.81*** | 4.46*** | 2.77*** |

Nota: N = Neuroticismo; E = Extraversión; O = Apertura; A = Amabilidad; C = Responsabilidad; R^{2*} = R cuadrado corregido.
* $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; *** $p \leq .001$

Contribuyeron positivamente las facetas Liberalismo ($\beta = .17$) e Intereses Artísticos ($\beta = .20$) y negativamente Ansiedad ($\beta = -.18$) y Modestia ($\beta = -.28$).

En el sexto modelo se consideró a la Erudición como variable dependiente y nuevamente solo Apertura ($\beta = .42$) explicó un 14% y dos facetas, Liberalismo ($\beta = .18$) e Intelecto ($\beta = .22$) explicaron el 15% de la varianza.

Como resultado del análisis de correlaciones canónicas surgieron cinco dimensiones de las cuales tres fueron significativas a $p \leq .001$ (Lambda de Wilks = .36; $rs = .52$ para la Dimensión 1, Lambda de Wilks = .52; $rs2 = .45$ para la Dimensión 2, y Lambda de Wilks = .65; $rs3 = .42$ para la Dimensión 3). El porcentaje total de varianza explicada a través de la combinación lineal de las variables predictoras y las dependientes se determinó a través del cálculo del cuadrado de la correlación canónica, siendo de $rc2 = 31.36\%$ para la Dimensión 1, $rc2 = 20.25\%$ para la Dimensión 2, y $rc2 = 17.64\%$ para la Dimensión 3, constituyendo un total de 69.25% de varianza explicada por todas las dimensiones. Como puede observarse en la Tabla 5, la varianza explicada por las tres dimensiones fue de 83% para Uso de Drogas, de 64% para Irresponsabilidad, de 82% para Amistad, de 49% para Erudición, de 48% para Comunicación y de 83% para Creatividad. En la Tabla 5 pueden observarse destacadas las actividades y las facetas más fuertemente relacionadas con la variable canónica.

Discusión

En el presente estudio se propuso analizar la versión argentina del inventario IPIP-NEO (Cupani et al., 2014), para avanzar en el desarrollo y evaluación de sus propiedades psicométricas. Para eso se evaluó la estructura interna de manera confirmatoria, la estabilidad temporal del instrumento, y se realizaron análisis complementarios que aportan validez convergente, de grupos contrastados y validez concurrente.

Los resultados satisfactorios obtenidos presentan nueva evidencia de la estructura factorial de cada uno de los cinco factores, coincidiendo con los obtenidos por Kajounis y Johnson (2019) y compatibles con los

reportados en los estudios exploratorios. Con respecto a la consistencia interna se encontró que los coeficientes alfa de Cronbach fueron adecuados para los cinco factores al igual que los reportados en estudios previos (Cupani et al. 2014; Goldberg, 1999, McGrath, Hall-Simmonds, & Goldberg, 2017). En cuanto a las facetas, los índices de consistencia interna fueron adecuados para 23 de las 30 facetas, lo cual coincide con lo reportado por Cupani et al. (2013) en su estudio con muestras de estudiantes universitarios argentinos.

Para obtener evidencia de validez convergente, se administró la escala NEO-PI-R y se obtuvieron coeficientes de correlación adecuados entre ambos test teniendo en cuenta la corrección por atenuación (mediana de .90) tanto para la mayoría de los factores como para las facetas, a excepción de la escala de Liberalismo (O6) que presentó un valor considerado bajo (.53). En estudios previos con universitarios se encontró que en muestras argentinas la correlación media entre ambas escalas fue de .60, mientras que con muestras estadounidenses fue de .76 (Johnson, 2014) siendo valores cercanos y similares a los obtenidos en este estudio que dan cuenta de la validez convergente de la escala.

Con respecto a la validez concurrente, mediante el análisis de regresión múltiple se encontró que los factores y facetas de personalidad tuvieron mayor poder predictivo para Uso de Drogas que para el resto de las actividades recreativas. Estos resultados concuerdan con los datos obtenidos por McGrath et al. (2017), quienes evaluaron la validez concurrente del NEO-IPIP con el mismo grupo de actividades recreativas y encontraron que el consumo de drogas fue explicado por los factores en un 31 %, mientras que para el resto de las actividades recreativas los valores explicativos fueron superiores al 21 %.

Si bien la mayoría de los efectos encontrados fueron los esperados, se observaron relaciones que requieren ser discutidas o estudiadas con mayor profundidad, aunque resultados similares sobre algunas de las relaciones entre los mismos factores y actividades fueron observados en los estudios de Cupani y Lorenzo-Seva (2016) y de Cupani, Lorenzo-Seva, Korzeniowski y Azpilicueta (2019) con adultos ar-

Tabla 5
Cargas canónicas para cada variable

| Variables | Dimensión 1 | | | Dimensión 2 | | | Dimensión 3 | | | <i>b</i> ² % |
|---------------------------|-------------|-----------------------|--------------------------------------|-------------|-----------------------|--------------------------------------|-------------|-----------------------|--------------------------------------|-------------------------|
| | Coef. | <i>r</i> _s | <i>r</i> _s ² % | Coef. | <i>r</i> _s | <i>r</i> _s ² % | Coef. | <i>r</i> _s | <i>r</i> _s ² % | |
| <i>Dependientes</i> | | | | | | | | | | |
| Uso de Drogas | -.62 | -.86 | 73% | -.06 | .03 | 0% | -.24 | -.31 | 10% | 83% |
| Irresponsabilidad | -.36 | -.77 | 59% | .68 | .20 | 4% | .22 | .08 | 1% | 64% |
| Amistad | .02 | -.38 | 15% | -.44 | -.61 | 37% | -.95 | -.54 | 29% | 82% |
| Comunicación | -.11 | -.26 | 7% | -.31 | -.58 | 34% | .18 | .29 | 9% | 49% |
| Creatividad | .30 | -.12 | 1% | -.32 | -.66 | 43% | .19 | .20 | 4% | 48% |
| Erudición | -.40 | -.51 | 26% | -.35 | -.60 | 35% | .65 | .47 | 22% | 83% |
| <i>Predictoras</i> | | | | | | | | | | |
| N1: Ansiedad | -.04 | .10 | 1% | -.07 | .05 | 0% | -.40 | -.12 | 2% | 3% |
| N2: Ira | .06 | -.07 | 1% | .14 | .20 | 4% | .21 | .05 | 0% | 5% |
| N3: Depresión | .14 | -.03 | 0% | -.16 | .21 | 4% | -.07 | .04 | 0% | 5% |
| N4: Ansiedad Social | .16 | .10 | 1% | .10 | .30 | 9% | .33 | .23 | 5% | 16% |
| N5: Inmoderación | -.37 | -.53 | 28% | .17 | .22 | 5% | -.36 | -.38 | 14% | 47% |
| N6: Vulnerabilidad | .09 | -.04 | 0% | -.16 | .21 | 4% | .20 | -.08 | 1% | 5% |
| E1: Cordialidad | .40 | .10 | 1% | -.03 | -.44 | 20% | -.30 | -.58 | 34% | 55% |
| E2: Gregarismo | -.28 | -.31 | 10% | -.18 | -.32 | 10% | -.17 | -.53 | 28% | 49% |
| E3: Asertividad | .01 | -.08 | 1% | .19 | -.39 | 15% | -.11 | -.20 | 4% | 20% |
| E4: Actividad | .05 | .11 | 1% | -.11 | -.37 | 14% | .11 | .04 | 0% | 15% |
| E5: Búsqueda de Emociones | -.14 | -.59 | 34% | .02 | -.11 | 1% | .07 | -.15 | 2% | 38% |
| E6: Animación | .02 | -.19 | 4% | -.24 | -.51 | 26% | -.22 | -.42 | 18% | 47% |
| O1: Imaginación | -.19 | -.42 | 17% | -.11 | -.43 | 19% | .00 | -.01 | 0% | 36% |
| O2: Intereses Artísticos | .05 | -.09 | 1% | -.22 | -.67 | 45% | .45 | .23 | 5% | 51% |
| O3: Emocional | -.01 | -.06 | 0% | -.12 | -.64 | 41% | -.16 | -.13 | 2% | 43% |
| O4: Aventurero | -.01 | -.31 | 10% | .04 | -.45 | 20% | .01 | -.06 | 0% | 31% |
| O5: Intelecto | -.08 | -.28 | 8% | -.31 | -.57 | 33% | .03 | .25 | 6% | 47% |
| O6: Liberalismo | -.33 | -.50 | 25% | -.22 | -.29 | 9% | .14 | .25 | 6% | 39% |
| A1: Confianza | -.10 | .02 | 0% | .00 | -.36 | 13% | -.11 | -.23 | 5% | 18% |
| A2: Moral | .07 | .45 | 20% | -.17 | -.47 | 22% | .11 | -.03 | 0% | 42% |
| A3: Altruismo | .05 | .25 | 6% | -.15 | -.58 | 34% | -.14 | -.28 | 8% | 48% |
| A4: Cooperación | .10 | .34 | 11% | -.07 | -.37 | 14% | -.16 | -.19 | 4% | 29% |
| A5: Modestia | .18 | .44 | 20% | .09 | .01 | 0% | -.44 | -.22 | 5% | 25% |
| A6: Solidaridad | -.12 | .23 | 5% | .19 | -.39 | 15% | .21 | -.13 | 2% | 22% |
| C1: Autoeficacia | .00 | .22 | 5% | .12 | -.44 | 19% | .25 | .15 | 2% | 27% |
| C2: Orden | .04 | .40 | 16% | .02 | -.21 | 5% | -.05 | .09 | 1% | 22% |
| C3: Sentido de Deber | .01 | .51 | 26% | -.07 | -.43 | 19% | .01 | .02 | 0% | 45% |
| C4: Necesidad de Logro | -.23 | .13 | 2% | -.10 | -.54 | 29% | .02 | .05 | 0% | 31% |
| C5: Autodisciplina | .43 | .52 | 27% | -.35 | -.50 | 25% | .07 | .06 | 0% | 52% |
| C6: Cautela | -.03 | .43 | 19% | .04 | -.17 | 3% | .02 | .25 | 6% | 28% |

Nota: Coef.= coeficientes de la dimensión canónica estandarizados; *r*_s = coeficientes de estructura, representan la correlación de cada variable observada y la variable canónica (en negrita los valores que componen la dimensión); *r*_s²% = coeficientes de estructura al cuadrado (en porcentaje), representan el porcentaje de varianza compartida por la variable observada con la variable canónica; *b*²% = comunalidades, representan el porcentaje total de varianza compartida por cada variable observada con las dos variables canónicas.

gentinos. Un aspecto a considerar es el efecto de supresión que puede presentarse al realizar regresiones. Este efecto ocurre cuando los pesos de regresión disminuyen o cambian de signo con respecto a los coeficientes de correlación, por el efecto de la interacción con otras variables (Kline, 2015). En este sentido, el efecto pequeño y negativo observado entre el factor Responsabilidad y la Amistad puede explicarse por la relación negativa que existe entre esta actividad y las facetas Orden y Autodisciplina, evidenciada en el trabajo.

El análisis de regresión fue complementado por el estudio de correlaciones canónicas para observar los efectos de las variables independientes de manera conjunta sobre las dependientes. Los resultados evidenciaron que el poder explicativo de la personalidad sobre las actividades en general, se incrementa cuando se analizan todas las facetas en conjunto.

Por último, el análisis de grupos contrastados indicó que las mujeres se caracterizaron por presentar niveles más altos que los hombres en las facetas del factor Amabilidad (excepto Confianza), Neuroticismo (excepto Depresión y Ansiedad social), Extraversión (Cordialidad, Gregarismo y Actividad), Apertura a la experiencia (Intereses Artísticos, Emocional), Responsabilidad (Orden, Sentido del Deber y Autodisciplina), a diferencia de los hombres que presentaron medias significativamente más altas en Extraversión (Búsqueda de Emociones), Apertura a la experiencia (Intelecto) y Responsabilidad (Autoeficacia y Cautela). Las diferencias encontradas coinciden con los resultados en otras investigaciones sobre este modelo (de Miguel Negredo, 2005; Kajonius & Johnson, 2018; Kajonius & Mac Giolla, 2017; Ortet, Ibáñez, Ruipérez, Villa, Moya, & Escrivá, 2007) y dan cuenta de rasgos de personalidad que podrían ser más característicos de uno u otro sexo como se ha evidenciado en estudios previos (Akyunus, Gençöz, & Aka, 2019; Costa et al., 2001; Cupani et al., 2013; Kwon & Song, 2011).

Si consideramos las diferencias de grupos según la edad, encontramos que los resultados coinciden con los reportados en el meta-análisis realizado por Roberts et al (2006) y con estudios más recientes (Push et al., 2019; Roberts & Davis, 2016; Van den

Broeck, Rossi, Dierckx, & De Clercq, 2012), ya que se encontró que los jóvenes presentaron valores significativamente mayores respecto a los adultos en las facetas del factor Neuroticismo (con excepción de las facetas Ansiedad, Depresión y Ansiedad Social), Extraversión (Gregarismo, Búsqueda de Emociones, Animación) y Apertura a la Experiencia (Imaginación, Aventurero y Liberalismo). Por el contrario, los adultos presentaron medias más altas en todas las facetas de los factores Amabilidad y Responsabilidad, y en las facetas Intereses Artísticos (factor Apertura a la experiencia) y Actividad (factor Extraversión). Estos resultados coinciden con los reportados por McCrae y Costa (2006) quienes indicaron en sus estudios que los jóvenes presentaron puntajes más altos en los factores Neuroticismo, Extraversión y Apertura a la Experiencia, mientras que los adultos presentaron puntuaciones más altas en los factores Amabilidad y Responsabilidad.

Los resultados en el presente trabajo son alentadores, permiten considerar al IPIP-NEO una alternativa aceptable para medir los cinco grandes factores y sus 30 facetas, sin embargo, debe atenderse a ciertas limitaciones del estudio. En primer lugar, la versión utilizada del NEO-PI-R fue originalmente adaptada para la sociedad española, por lo que sería esperable que la redacción de sus ítems cause diferencias en los puntajes de sus escalas y afecte las correlaciones. Esta pudo ser la razón por la cual algunas facetas presentan correlaciones atendibles o bajas. En segundo lugar, la muestra estuvo compuesta, en su mayoría, por empleados en relación de dependencia y estudiantes, ambos grupos pertenecientes a la clase media típica. Por estas características la heterogeneidad de la muestra puede verse afectada, impactando en la generalización de los datos a otros grupos. En tercer lugar, el IPIP-NEO de 300 ítems resultó ser una prueba extensa para un número considerable de los participantes de este estudio, lo cual puede constituirse en una fuente de sesgo sobre la veracidad de sus respuestas.

Considerando estas limitaciones, investigaciones futuras podrían realizar nuevos análisis que contemplen otros tipos de muestras tales como clínicas o penitenciarias. Por otro lado, si bien las actividades re-

creativas son variables que se utilizaron en investigaciones previas para evaluar la validez concurrente del instrumento (Grucza & Goldberg, 2007; McGrath et al., 2017; Cupani & Lorenzo-Seva, 2016), se deberían considerar otros comportamientos de los cuales se tiene conocimiento que se vinculan a los rasgos de personalidad, como agresión sexual (Carvalho & Nobre, 2019), uso de internet (Huang, 2019; Kayış, Satici, Yilmaz, Şimşek, Ceyhan, & Bakioğlu, 2016), resiliencia (Oshio, Taku, Hirano, & Saeed, 2018), trastornos de personalidad (Cupani et al., 2013), y rendimiento académico (Cupani & Zalazar-Jaime, 2014). Actualmente se están llevando a cabo estudios que, mediante curvas ROC, evalúan la capacidad de diferenciar poblaciones clínicas o elección ocupacional a través de los puntajes de la prueba. De esta forma, se amplían los ámbitos de aplicación de la escala, siendo necesario la conformación de baremos para interpretar sus puntuaciones.

Otro estudio a tener en cuenta a futuro es la evaluación en conjunto con los instrumentos utilizados en el presente trabajo de una versión breve del IPIP-NEO para determinar, por una parte, si esta versión abreviada posee la misma potencialidad para evaluar los cinco dominios de personalidad y sus facetas, y por otra, para obtener un instrumento que permita reducir el tiempo de su administración.

En este sentido, se considera sumamente valiosa la utilización de los recursos tecnológicos en la optimización de la administración de la prueba. Las pruebas adaptativas computarizadas (CATs, por sus siglas en inglés) (Reise & Waller, 2009) permiten reducir la cantidad de ítems administrados sin pérdida de precisión de la medición (Thompson, 2011), porque el instrumento se adapta al nivel de habilidad o rasgo del examinado en el momento en que está respondiendo (van der Linden & Glas, 2000). El empleo de este recurso requiere la conformación de un banco de ítems que sean sometidos a un proceso de calibración de sus ítems bajo supuestos más rigurosos como los de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Este enfoque provee métodos que permiten analizar la capacidad de los ítems para medir diferentes niveles del constructo y así determinar el conjunto adecuado de reactivos para cubrir satisfactoriamente el continuo de

la prueba. También proporciona información sobre los patrones de respuesta individuales que reflejan los procesos de razonamiento de los examinados, entre otras ventajas (Ghio et al., en prensa).

En conclusión, en el presente trabajo se presenta una herramienta que ha mostrado adecuadas propiedades psicométricas para medir los rasgos de personalidad en un momento determinado y a lo largo del tiempo, dada su estabilidad temporal.

Referencias

- Akyunus, M., Gençöz, T., & Aka, B. T. (2019). Age and sex differences in basic personality traits and interpersonal problems across young adulthood. *Current Psychology*. doi:10.1007/s12144-019-0165-z
- American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council on Measurement in Education AERA, APA, y NCME. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Anglim, J., & Grant, S. (2014). Predicting Psychological and Subjective Well-Being from Personality: Incremental Prediction from 30 Facets over the Big 5. *Journal of Happiness Studies*, 17(1), 59–80. doi:10.1007/s10902-014-9583-7
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: La Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. doi:10.1590/s0124-00642008000500015
- Carvalho, J., & Nobre, P. J. (2013). Five-Factor Model of Personality and Sexual Aggression. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 63(5), 797–814. doi:10.1177/0306624x13481941
- Cea D'Ancona, M. A. (2016). *Análisis discriminante*. Madrid: Cuadernos metodológicos. Centro de Investigaciones Sociológicas.
- Contreras, M.L., & Cupani, M. (2015). *Estudios preliminares de adaptación de la Escala de Actividades Recreativas de Goldberg*. XV Reunión Nacional y IV Encuentro Internacional de la Asociación Argentina de Ciencias del Comportamiento. Tucumán, Argentina.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1989). *NEO five-factor inventory (NEO-FFI)*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.

- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992a). Normal personality assessment in clinical practice: The NEO Personality Inventory. *Psychological Assessment*, 4(1), 5–13. doi:10.1037/1040-3590.4.1.5
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992b). *Revised NEO personality inventory (NEO PI-R) and NEO five-factor inventory (NEO-FFI): Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, Incorporated.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1995). Domains and Facets: Hierarchical Personality Assessment Using the Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 64(1), 21–50. doi:10.1207/s15327752jpa6401_2
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2008). The Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R). *The SAGE handbook of personality theory and assessment*, 2(2), 179–198. doi:10.4135/9781849200479.n9
- Costa, P. T., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures: Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(2), 322–331. doi:10.1037/0022-3514.81.2.322
- Cupani, M., & Lorenzo-Seva, U. (2016). The development of an alternative IPIP inventory measuring the Big-Five factor markers in an Argentine sample. *Personality and Individual Differences*, 91, 40–46. doi: 10.1016/j.paid.2015.11.051
- Cupani, M., Lorenzo-Seva, U. L., Korzeniowski, C. G., & Azpilicueta, A. E. (2019). Elaboración de la versión breve del Cuestionario de Personalidad IPIP-Revisado: Control del sesgo de aquiescencia. *Acta Colombiana de Psicología*, 22(1), 248–272. doi: 10.14718/acp.2019.22.1.12
- Cupani, M., Pilatti, A., Urrizaga, A., Chincolla, A., & Richaud de Minzi, M. C. (2014). Inventario de Personalidad IPIP-NEO: estudios preliminares de adaptación al español en estudiantes argentinos. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 6(1), 55–73.
- Cupani, M., Sánchez, D. A., Gross, M., Chiepa, J., & Dean, R. (2013). El modelo de los cinco factores y su relación con los trastornos de personalidad. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 2(2), 31–46.
- Cupani, M., & Zalazar-Jaime, M. F. (2014). Rasgos Complejos y Rendimiento Académico: Contribución de los Rasgos de Personalidad, Creencias de Autoeficacia e Intereses. *Revista Colombiana de Psicología*, 23(1), 57–71. doi:10.15446/rcp.v23n1.39774
- de Miguel Negro, A. (2005). Diferencias de edad y género en el NEO-PI-R en dos muestras de distinto nivel académico. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 5(1), 13–31
- Dominguez-Lara, S. (2017). Atenuación de correlaciones y baja fiabilidad: ¿Realmente importa? *Nutrición Hospitalaria*, 34(5), 1261–1262. doi:10.20960/nh.1391
- Furnham, A. (2004). Personality and Leisure Activity: Sensation Seeking and Spare Time Activities, In: R.M. Stelmack (Ed) *On the Psychobiology of Personality: Essays in Honour of Marvin Zuckerman*, Elsevier Science: New York.
- Garrido, S. J., Funes, P. N., Peñaloza Merlo, M. E., & Cupani, M. (2018). Personality traits associated with eating disorders and obesity in young Argentineans. *Eating and Weight Disorders - Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 23(5), 571–579. doi:10.1007/s40519-018-0546-6
- Ghio, F. B., Moran, V. E., Garrido, S. J., Azpilicueta, A. E., Cortéz, F., & Cupani, M. (en prensa). Calibración de un banco de ítems mediante el modelo de Rasch para medir razonamiento numérico, verbal y espacial. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 38(1), 157–171. doi: <http://dx.doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.7760>
- Gnambs, T. (2014). A meta-analysis of dependability coefficients (test–retest reliabilities) for measures of the Big Five. *Journal of Research in Personality*, 52, 20–28. doi:10.1016/j.jrp.2014.06.003
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative “description of personality”: The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(6), 1216–1229. doi:10.1037/0022-3514.59.6.1216
- Goldberg, L. R. (1999). A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. *Personality psychology in Europe*, 7(1), 7–28.
- Goldberg, L. R. (2005). *International Personality Item Pool: A scientific collaboratory for the development of advanced measures of personality traits and other individual differences*. Retrieved from the International Personality Item Pool Web site: <http://ipip.ori.org>
- Gruca, R. A., & Goldberg, L. R. (2007). The Comparative Validity of 11 Modern Personality Inventories: Predictions of Behavioral Acts, Informant Reports, and Clinical Indicators. *Journal of Personality Assessment*, 89(2), 167–187. doi:10.1080/00223890701468568
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6^a ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Huang, C. (2019). Social Network Site Use and Big Five Personality Traits: A Meta-Analysis. *Computers in Human Behavior*, 97, 280–290. doi:10.1016/j.chb.2019.03.009
- Hirsh, J. B., & Peterson, J. B. (2008). Predicting creativity and academic success with a “fake-proof” measure of

- the Big Five. *Journal of Research in Personality*, 42(5), 1323-1333. doi:10.1037/e514412014-052
- Johnson, J. A. (2014). Measuring thirty facets of the Five Factor Model with a 120-item public domain inventory: Development of the IPIP-NEO-120. *Journal of Research in Personality*, 51, 78-89. doi:10.1016/j.jrp.2014.05.003
- Kajonius, P. J., & Johnson, J. (2018). Sex differences in 30 facets of the five factor model of personality in the large public (N= 320,128). *Personality and Individual Differences*, 129, 126-130. doi: 10.1016/j.paid.2018.03.026
- Kajonius, P. J., & Johnson, J. A. (2019). Assessing the Structure of the Five Factor Model of Personality (IPIP-NEO-120) in the Public Domain. *Europe's Journal of Psychology*, 15(2), 260-275. doi: 10.5964/ejop.v15i2.1671
- Kajonius, P., & Mac Giolla, E. (2017). Personality traits across countries: Support for similarities rather than differences. *Plos One*, 12(6). e0179646. doi:10.1371/journal.pone.0179646
- Kaplan, S. C., Levinson, C. A., Rodebaugh, T. L., Menatti, A., & Weeks, J. W. (2015). Social Anxiety and the Big Five Personality Traits: The Interactive Relationship of Trust and Openness. *Cognitive Behaviour Therapy*, 44(3), 212-222. doi:10.1080/16506073.2015.1008032
- Kaufman, J. C., Agars, M. D., & Lopez-Wagner, M. C. (2008). The role of personality and motivation in predicting early college academic success in non-traditional students at a Hispanic-serving institution. *Learning and Individual Differences*, 18(4), 492-496. doi:10.1016/j.lindif.2007.11.004
- Kayış, A. R., Satici, S. A., Yilmaz, M. F., Şimşek, D., Ceyhan, E., & Bakioglu, F. (2016). Big five-personality trait and internet addiction: A meta-analytic review. *Computers in Human Behavior*, 63, 35-40. doi:10.1016/j.chb.2016.05.012
- Kline, R. B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th Ed.). New York: Guilford Publications.
- Kurtz, J. E., & Parrish, C. L. (2001). Semantic Response Consistency and Protocol Validity in Structured Personality Assessment: The Case of the NEO-PI-R. *Journal of Personality Assessment*, 76(2), 315-332. doi:10.1207/s15327752jpa7602_12
- Kwon, N. & Song, H. (2011). Personality traits, gender, and information competency among college students. *Malaysian Journal of Library & Information Science*, 16 (1),87-107.
- Lamm, K. W., Sheikh, E., Carter, H. S., & Lamm, A. J. (2017). Predicting Undergraduate Leadership Student Goal Orientation Using Personality Traits. *Journal of Leadership Education*, 16(1), 18-33. doi:10.12806/v16i1/r
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1992). Discriminant Validity of NEO-PI-R Facet Scales. *Educational and Psychological Measurement*, 52(1), 229-237. doi:10.1177/001316449205200128
- McCrae R. R. & Costa P. T (2006) *Personality in adulthood, A Five-Factor Theory Perspective* (2°ED). New York: The Guilford Press.
- McCrae, R. R., Costa, Jr., P. T., & Martin, T. A. (2005). The NEO-PI-3: A More Readable Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 84(3), 261-270. doi:10.1207/s15327752jpa8403_05
- McGrath, R. E., Hall-Simmonds, A., & Goldberg, L. R. (2017). Are Measures of Character and Personality Distinct? Evidence from Observed-Score and True-Score Analyses. *Assessment*, 00(0), 1-19. doi:10.1177/1073191117738047
- Möttus, R., Pullmann, H., & Allik, J. (2006). Toward More Readable Big Five Personality Inventories. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(3), 149-157. doi:10.1027/1015-5759.22.3.149
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychological theory*. New York, NY: MacGraw-Hill.
- Ortet, G., Ibáñez, M. I., Ruipérez, M. A., Villa, H., Moya, J., & Escrivá, P. (2007). Adaptación para adolescentes de la versión española del NEO PI-R (JS NEO). *Psicothema*, 19(2), 263-278.
- Oshio, A., Taku, K., Hirano, M., & Saeed, G. (2018). Resilience and Big Five personality traits: A meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 127, 54-60. doi:10.1016/j.paid.2018.01.048
- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (2001). Big Five factors and facets and the prediction of behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(3), 524-539. doi:10.1037/0022-3514.81.3.524
- Pusch, S., Mund, M., Hagemeyer, B., & Finn, C. (2019). Personality development in emerging and young adulthood: A study of age differences. *European Journal of Personality*, 33(3), 245-263. doi: 10.1002/per.2181
- Quezada, C. (2007). Potencia estadística, sensibilidad y tamaño de efecto: ¿un nuevo canon para la investigación? *Onomázein: Revista de lingüística, filología y traducción de la Pontificia Universidad Católica de Chile*, 16(2), 159-170.
- Qiu, L., Chen, J., Ramsay, J., & Lu, J. (2019). Personality predicts words in favorite songs. *Journal of Research in Personality*, 78, 25-35. doi: 10.1016/j.jrp.2018.11.004
- Reise, S. P., & Waller, N. G. (2009). Item response theory and clinical measurement. *Annual Review of Clinical Psychology*, 5, 27-48. doi: 10.1146/annurev.clinpsy.032408.153553

- Roberts, B. W., & Davis, J. P. (2016). Young Adulthood Is the Crucible of Personality Development. *Emerging Adulthood, 4*(5), 318–326. doi:10.1177/2167696816653052
- Roberts, B. W., Walton, K. E., & Viechtbauer, W. (2006). Patterns of mean-level change in personality traits across the life course: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin, 132*(1), 1–25. doi:10.1037/0033-2909.132.1.1
- Sanz, J., & García-Vera, M. P. (2009). Nuevos baremos para la adaptación española del Inventario de Personalidad NEO Revisado (NEO PI-R): fiabilidad y datos normativos en voluntarios de la población general. *Clínica y Salud, 20*(2), 131-144.
- Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., & Allik, J. (2008). Why Can't a Man Be More Like a Woman? Sex Differences in Big Five Personality Traits Across 55 Cultures. *Journal of Personality and Social Psychology, 94*(1), 168-182. doi: 10.1037/a0014651
- Soto, C. J., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2011). Age differences in personality traits from 10 to 65: Big Five domains and facets in a large cross-sectional sample. *Journal of Personality and Social Psychology, 100*(2), 330–348. doi:10.1037/a0021717
- South, S. C., Jarnecke, A. M., & Vize, C. E. (2018). Sex differences in the Big Five model personality traits: A behavior genetics exploration. *Journal of Research in Personality, 74*, 158-165. doi: 10.1016/j.jrp.2018.03.002
- Terracciano A. (2003). The Italian version of the NEO PI-R: Conceptual and empirical support for the use of targeted rotation. *Personality and Individual Differences, 35*(8), 1859–1872. doi:10.1016/S0191-8869(03)00035-7
- Terracciano, A. Costa, P. T., & McCrae, R. R. (2006). Personality Plasticity After Age 30. *Personality and Social Psychology Bulletin, 32*(8), 999–1009. doi:10.1177/0146167206288599
- Thompson, N. (2011). Advantages of computerized adaptive testing. *Assessment systems*. Recuperado de <http://www.assess.com/wp-content/uploads/2014/03/Advantages-of-CAT-Testing.pdf>
- Useche, L., & Mesa, D. (2006). Una introducción a la imputación de valores perdidos. *Revista Terra, 22*(31), 127–151.
- Van den Broeck, J., Rossi, G., Dierckx, E., & De Clercq, B. (2012). Age-neutrality of the NEO-PI-R: Potential Differential Item Functioning in Older Versus Younger Adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*(3), 361–369. doi:10.1007/s10862-012-9287-4
- van der Linden, W. J., & Glas, C. A. (Eds.). (2000). *Computerized adaptive testing: Theory and practice*. Dordrecht, NL: Kluwer Academic Publishers. Doi: 10.1007/0-306-4753-6
- Walker, B. R., & Jackson, C. J. (2014). How the Five Factor Model and revised Reinforcement Sensitivity Theory predict divergent thinking. *Personality and Individual Differences, 57*, 54–58. doi:10.1016/j.paid.2013.09.011

© Universidad Nacional Autónoma de México, 2020.

Los derechos reservados de *Acta de Investigación Psicológica*, son propiedad de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) y el contenido de esta revista no puede ser copiado ni enviado por correo electrónico a diferentes sitios o publicados en listas de servidores sin permiso escrito de la UNAM. Sin embargo, los usuarios pueden imprimir, descargar o enviar por correo electrónico los artículos para uso personal.

Copyright of *Psychological Research Record* is the property of Universidad Nacional Autónoma de México (National Autonomous University of Mexico, UNAM) and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.