

Escala de Actividades de Domino Público de Indicadores del Modelo de RIASEC: Estudios Preliminares de Adaptación a la Población Universitaria Argentina

Cupani, Marcos ^{* a}, y Pérez, Edgardo ^b

Artículo Original

Resumen

Este estudio tuvo como objetivos a) traducir los ítems de la Escala de Actividades de domino público de Indicadores del Modelo de RIASEC al idioma español y analizar sus propiedades psicométricas, b) verificar la estructura interna y confiabilidad de las escalas, y c) obtener evidencias externas de validez (convergente, de grupos contrastados por género y predictiva). Los resultados obtenidos revelan que las dos Formas (A y B) tienen una adecuada estructura y que puede ser utilizada con precisión para evaluar los seis tipos básicos de personalidad propuestos por Holland. Adicionalmente, se verificaron las mismas propiedades psicométricas de los ocho mejores marcadores de las escalas de Actividades con la finalidad de desarrollar una forma unificada. En general, los resultados alcanzados son alentadores y puede considerarse una aceptable opción para medir los intereses profesionales.

Abstract

Translation Adaptation of the A and B activity scales of IPP-RIASEC to the university population of Argentina:

The present study was aimed at: a) performing a back translation of the Alternate Forms Public Domain (AFPD) RIASEC markers and analyzing their psychometric properties, b) verifying the internal structure of the test and examining the reliability of the scales, and c) obtaining evidence of external validity (convergent validity, sex-related differences between groups and a predictive validity). The results supported that both scales A and B possess an adequate structure and that it can be used with precision to assess the six basic types of personality proposed by Holland. Additionally, we verified the same psychometric properties of the eight best markers of activities in order to develop a unified way. Overall, the results are encouraging and can be considered an acceptable option to measure professional interests.

Tabla de Contenido

Introducción	23
Método	25
Participantes	25
Instrumento	25
Procedimiento	25
Análisis de datos	26
Resultados	26
Discusión	32
Agradecimiento	33
Referencias	33

Palabras claves:

Intereses; RIASEC; Adaptación.

Key Words:

Interests; RIASEC; Adaptation.

Recibido el 23 de Julio de 2014; Recibido la revisión el 30 de Julio de 2014;

Aceptado el 18 de Agosto de 2014.

1. Introducción

En el ámbito de la psicología vocacional, los intereses vocacionales son uno de los constructos que mayor interés han despertado entre investigadores y profesionales de la salud. Uno de los roles más importantes de la psicología vocacional es facilitar el proceso de vincular a los individuos con oportunidades académicas y laborales que les permitan alcanzar éxito y satisfacción (Nye, Su,

Rounds y Drasgow, 2012). El éxito en el desarrollo de una carrera depende de dos fuentes: intrínseca y extrínseca (Ozer y Benet-Martinez, 2006; Judge, Higgins, Thoresen, y Barrick, 1999). El éxito intrínseco en la carrera refleja el nivel de satisfacción ocupacional y/o académico obtenido por un individuo. Por su parte, el éxito extrínseco se relaciona con indicadores tales como rendimiento académico

^a Laboratorio de Psicología, Departamento de Psicología de la Personalidad. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

^b Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa. Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

*Enviar correspondencia a: Cupani, M. E-mail: marcoscup@gmail.com

y/o laboral, nivel de ingresos y estatus ocupacional alcanzado.

Los intereses vocacionales expresan las preferencias de los individuos por actividades y ambientes laborales y/o académicos, y son muy efectivos para predecir las aspiraciones futuras de los estudiantes en relación a las ocupaciones (Campbell, 1971; Hansen y Dik, 2005). Los intereses son muy estables en el tiempo, aún desde la adolescencia media, aspecto que contribuye a su fuerte validez predictiva (Low, Yoon, Roberts, y Rounds, 2005). Evidencia adicional de validez es encontrada en la literatura examinando en qué medida las medidas de intereses pueden predecir las ocupaciones actuales de los individuos (Dik y Hansen, 2004).

La investigación sobre los intereses vocacionales se basa, por lo general, en el modelo RIASEC de tipos de personalidad vocacional y ambientes de trabajo (Holland, 1997). El modelo de Holland incluye seis tipos de intereses y ambientes de trabajo: Realista (con una preferencia por actividades que requieran destreza física y manual), Investigador (preferencia por el pensamiento racional a la acción), Artístico (se orienta hacia la expresión artística, son creativas y poseen una buena imaginación), Social (se destaca por sus habilidades sociales y comunicacionales), Emprendedor (presenta capacidades de liderazgo e iniciativa) y Convencional (con habilidades para tareas relacionadas con el manejo de datos y números). Los estudios meta-analíticos generalmente apoyan la estructura de la teoría de Holland (Tracey y Rounds, 1993), sin embargo, existe alguna controversia acerca del ajuste del modelo en grupos minoritarios de EE.UU. así como en muestras internacionales (Rounds y Tracey, 1996). Por otro lado, estudios meta-analíticos (Su, Rounds, y Armstrong, 2009) han encontrado una sustancial diferencia en la tipología según el género de los participantes, donde los varones presentan intereses más elevados en Realista ($d = .84$) e Investigador ($d = .26$), y las mujeres en Artístico, ($d = .35$), Social ($d = .68$) y Convencional ($d = .33$).

Los intereses vocacionales son los instrumentos más populares entre los orientadores vocacionales y son buenos predictores de las metas de elección de carrera y de la satisfacción académica, dos variables críticas del desarrollo de carrera. Adicionalmente, se ha verificado que contribuyen, modesta pero significativamente, al rendimiento laboral

controlando el efecto de variables como las aptitudes (Lubinski, 2000). Las medidas de intereses vocacionales más populares son el *Self-Directed Search* (Holland, Fritzsche y Powell, 1994) y el *Strong Interest Inventory –SII* (Harmon, Hansen, Borgen y Hammer, 1994), aunque existe una amplia variedad de instrumentos de este tipo. Más allá de sus diferencias, la mayoría de los inventarios de intereses contemporáneos se apoyan en la teoría RIASEC (Holland, 1997), sugiriendo una convergencia conceptual poco habitual en la psicología.

Sin embargo, tal como lo menciona Goldberg (1999), las restricciones de *copyright* de estos instrumentos dificultan a otros científicos contribuir a su desarrollo posterior y refinamiento. Por ejemplo, los ítems son revisados y se construyen nuevos baremos sólo después de varios años de empleo. En consecuencia, Goldberg (1999) generó el Pool Internacional de Ítems de Personalidad (IPIP), donde los ítems y escalas de dominio público, conocidos como *marcadores de la personalidad*, pueden ser utilizados libremente por investigadores de cualquier lugar del mundo. Con esta misma filosofía, y con el fin de resolver problemas semejantes en el campo de la psicología vocacional, Liao, Armstrong y Rounds (2008) propusieron el desarrollo de los *indicadores de intereses* de dominio público (IPP), donde los investigadores pueden obtener, sin permiso y sin costo adicional, los diferentes ítems para su posterior inspección, traducción a otros idiomas, y administración.

Colaborando con este proyecto, Armstrong, Allison y Rounds (2008) desarrollaron y validaron una Escala de Actividades y Ocupaciones de Dominio Público (AFPD, por sus siglas en inglés) de Indicadores del RIASEC. El AFPD está compuesto por cuatro formas que permiten medir actividades y ocupaciones relacionadas con el modelo de RIASEC. La Forma A y B de ocupaciones está compuesta por 48 ítems que se organizan en seis sub-escalas (8 ítems en cada una) y que fueron seleccionados de la base de datos *O-NET* (Peterson, Mumford, Borman, Jeanneret, y Fleishman, 1999). La Forma A y B de actividades tiene la misma estructura y los 8 ítems de cada sub-escala fueron seleccionados de los 30 ítems que conforman cada escala del *Interest Profiler* (Lewis y Rivkin, 1999). Armstrong et al. (2008) reportó que la consistencia interna (α de Cronbach) de cada una de las sub-escalas de actividades varió en un rango de .79 a .94

(una media de .88) y para ocupaciones entre .74 a .88 (una media de .84). Con respecto a la validez convergente, las escalas de actividades correlacionaron en un rango de .56 a .72 con las escalas teóricamente semejantes del *Strong Interest Inventory -SII* (Harmon, et al., 1994), y en un rango de .73 a .86 con las sub-escalas de las Formas A y B de Ocupaciones del AFPD.

En Argentina se construyó un cuestionario de intereses adecuado a las preferencias, actividades educacionales y laborales de los jóvenes de Argentina: el CIP-4 (Pérez y Cupani, 2006). Este cuestionario puede considerarse como una adecuada medida de los intereses básicos pero carece de una estructura teórica implícita puesto que su construcción fue guiada por criterios empíricos (análisis factorial exploratorio) (Cupani, Pérez y Saurina, 2009). También se evaluaron, en el contexto local, las propiedades psicométricas de la sección de Actividades (Forma Fácil) del *Self-Directed Search* (SDS-E) (Cupani y Saurina, 2012). Este instrumento representa una aceptable opción para medir los intereses profesionales, sin embargo, por tratarse de una versión ya publicada comercialmente exige mayor cuidado en las posibles modificaciones a su estructura original.

Puesto que en el contexto local no se cuenta con versiones adaptadas de los inventarios de intereses vocacionales más utilizados en el mundo y congruentes con el modelo teórico RIASEC, uno de los objetivos del presente trabajo fue evaluar las propiedades psicométricas (análisis de ítems, estructura interna, confiabilidad, validez convergente y predictiva) de las Formas A y B de actividades de los Indicadores del RIASEC (Armstrong et al., 2008). Asimismo, se buscó seleccionar los 48 ítems que presentaran las mejores propiedades psicométricas para conformar una nueva Forma (Unificada) para medir los intereses en una población de estudiantes universitarios.

2. Método

2.1. Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico de tipo accidental se seleccionó una muestra conformada por un total de 365 estudiantes universitarios residentes en la ciudad de Córdoba, de los cuales 192 fueron de sexo femenino (52.6%), 171 de sexo masculino (46.8%), y 2 participantes (0.5%) no especificaron su sexo. Las edades estaban comprendidas entre los 18 y

los 50 años ($M = 21.53$, $DS = 4.15$). Los participantes estaban matriculados en distintas carreras de la Universidad Nacional del Córdoba: Facultad de Ciencias Agropecuarias (21.6%), Facultad de Ciencias Económicas (18.6%), Facultad de Ciencias Médicas (18.1%), Facultad de Derecho y Ciencias Sociales (12.6%), Facultad de Arquitectura, Urbanismo y Diseño (6.8%), Facultad de Ciencias Exactas, Físicas y Naturales (6.3%), Facultad de Psicología (4.9%), Facultad de Matemática, Astronomía y Física (3.6%), Facultad de Filosofía y Humanidades (2.7%), Facultad de Lenguas (2.2%), Instituto de Educación Física de Córdoba (1.1%), Facultad de Arte (.8%), y 2 participantes no emitieron respuesta (.2%).

2.2. Instrumentos

Escala de Actividades y Ocupaciones de Domino Publico (AFPD) de Indicadores del RIASEC (Armstrong et al., 2008). La AFPD está compuesta por dos Formas (A y B) de ítems de Actividades y dos formas (A y B) de Ocupaciones. Cada una de las Formas está compuesta de 48 ítems, donde los participantes deben utilizar una escala Likert de 5 puntos (1 = *No me agrada mucho* a 5 = *Me agrada mucho*) para responder. Armstrong et al. (2008) ha reportado satisfactorios índices de confiabilidad y evidencia de validez de convergencia.

La traducción de los ítems de AFPD fue realizada por tres profesionales en lengua inglesa. Se aplicó el método de traducción directa, donde los 96 ítems fueron traducidos del inglés al español por tres especialistas, realizando luego los ajustes idiomáticos necesarios. Se efectuaron entrevistas cognitivas a 30 estudiantes universitarios que cursaban diferentes carreras de la UNC con el objetivo de establecer cuáles eran los ítems que presentaban dificultades para su comprensión (claridad, inteligibilidad, adecuación, e importancia cultural de cada uno de los ítems). Como resultado de estas entrevistas se revisaron algunos ítems y se efectuaron ajustes idiomáticos pertinentes para facilitar una correcta comprensión y adecuación cultural. Por ejemplo, *test the quality of parts before shipment* (versión original) fue traducido como *probar* la calidad de las partes antes del envío y luego de las entrevistas se modificó a *examinar* la calidad de las partes antes de *enviarlas*.

2.3. Procedimiento

La AFPD fue administrada por los autores de este trabajo con la colaboración de estudiantes, seleccionados y debidamente entrenados, de la

cátedra de Técnicas Psicométricas de la Facultad de Psicología (Universidad Nacional de Córdoba, Argentina). En una primera instancia se administraron el consentimiento informado y los ítems de la Forma A y B de actividades (N = 365). Esta administración fue de forma colectiva y en un horario regular de clases, con autorización previa de los profesores, solicitando la colaboración de cada alumno y enfatizando la naturaleza voluntaria de su participación. Dos meses después se administraron las formas A y B de ocupaciones a una sub-muestra (n = 170).

2.4. Análisis de datos

Se utilizó el software SPSS para Windows versión 19.0 con el fin de preparar los datos para los análisis propuestos. En primer lugar se evaluó el patrón de valores perdidos para estimar si el mismo respondía a una distribución aleatoria (Tabachnick y Fidell, 2009). Se obtuvieron la correlación corregida entre cada ítem y el total de la sub-escala. Se consideró que los ítems con correlaciones no significativas o bajas (inferiores a .30) debían revisarse. Posteriormente se realizó un Análisis de Componentes Principales para examinar si las cargas factoriales de los ítems se adecuaba a lo propuesto por el cuestionario original y era congruente con el modelo de RIASEC. Para el estudio de consistencia interna se calculó el coeficiente alfa de Cronbach de cada una de las sub-escalas. Se consideraron como aceptables valores superiores a .70 y satisfactorios valores superior a .80 (Hogan, 2004). Se calcularon los puntajes directos de cada una de las sub-escalas mediante la sumatoria de los 8 ítems que *a priori* son definidos por el instrumento y se realizó un estudio de convergencia con las sub-escalas de las Formas A y B de Ocupaciones. Para este estudio se correlacionaron mediante el coeficiente de correlación de *r* de Pearson los puntajes directos de las sub-escalas de actividades A con los puntajes directos de las sub-escalas de ocupaciones A y B, teóricamente semejantes. Se partió de las indicaciones de Cohen (1988) para la interpretación de la magnitud de tamaños del efecto del coeficiente de correlación (pequeños $\leq .10$; medio $\geq .30$, y grande $\geq .50$). Luego se realizó un estudio de evidencia de validez de grupos constatados comparando los puntajes medios entre varones y mujeres en cada una de las sub-escalas de las Forma A y B mediante una prueba *t* de diferencias entre medias. Para estimar el tamaño del efecto se utilizó la *d* de Cohen (1988) donde valores de .20, .50 y .80 son

considerados pequeño, medio, y grande, respectivamente. Se realizó un Análisis Discriminante Múltiple con el objetivo de evaluar la capacidad predictiva de las sub-escalas de la Forma A y B sobre la elección de carrera. El objetivo de este análisis es encontrar una combinación lineal de las variables predictoras que mejor permita diferenciar (discriminar) a los grupos (variable criterio). Una vez encontrada esta combinación (la función discriminante) puede ser utilizada para clasificar nuevos casos. Finalmente, se seleccionaron los principales 8 ítems de cada sub-escala de las Formas A y B con la finalidad de desarrollar una forma unificada, y se realizaron nuevamente cada uno de los análisis psicométricos propuestos.

3. Resultados

3.1. Análisis de los casos perdidos

El porcentaje de casos perdidos por no responder algunos de los ítems de las sub-escalas no superó el 5%. Como este porcentaje es pequeño se decidió imputar con la mediana. Este método proporciona un equilibrio atractivo de precisión y simplicidad conceptual (Shrive, Stuart, Quan, y Ghali, 2006) cuando el porcentaje de casos perdidos es pequeño.

3.2. Forma A de Actividades

3.2.1. Análisis de Ítems

Los índices de discriminación para los 48 ítems de la forma A variaron entre .16 a .75 (mediana de .56). Sólo los ítems R1 (*examinar la calidad de partes antes de enviarlas*), y 18 (*construir mapas cartográficos de una región o de un océano*) presentaron valores por debajo del punto de corte establecido de .30. Los índices de asimetría y curtosis de los puntajes directos de las seis escalas variaron entre -.32 y .24 y entre -.80 y -.33, respectivamente (ver *Tabla 1*).

3.2.2. Análisis de Componentes Principales (ACP)

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (.87) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valores de 8642.07 ($gl = 1128$; $p < .001$) indicaron que era factible utilizar el ACP. La regla Kaiser-Guttman de valores propios superiores a 1 determinó la existencia de 10 factores que explicaron un 63.20% de la varianza de respuesta al test; el gráfico Scree Test (Cattell, 1966), sugirió la extracción de siete factores, y el análisis paralelo de Horn (HPA, Horn, 1965) sugirió seis factores. Se obtuvo una solución factorial de seis factores mediante método de rotación ortogonal Varimax. Se eligió este método

con el objetivo de poder obtener la solución factorial más simple y poder examinar si las cargas factoriales de los ítems eran congruentes con la conformación del cuestionario original (ver [Tabla 2](#)). El primer factor explicó el 16.37% varianza explicada y está integrado por ocho ítems con pesos factoriales comprendidos entre .54 a .81 pertenecientes a la escala Convencional. El segundo factor explicó un 13.84% de la varianza explicada y está compuesto por ocho ítems pertenecientes a la escala Artístico con pesos factoriales comprendidos entre .48 a .79. El tercer factor explicó un 9.96% de la varianza explicada y allí

saturaron, principalmente, los ítems del factor Social con pesos factoriales comprendidos entre .38 a .76. El cuarto factor explicó un 5.81%, de la varianza explicada y quedó compuesto por siete ítems pertenecientes a la escala Realista con pesos factoriales comprendidos entre .66 a .78. El quinto factor explicó un 4.15% de la varianza explicada y está compuesto por siete ítems de la escala Investigador con cargas factoriales entre .39 a .82. El sexto factor explicó un 3.27% de la varianza y está compuesto de cinco ítems de la escala Emprendedor con cargas factoriales entre .31 a .65.

Tabla 1.

Índices de asimetría (As), curtosis (Ks), confiabilidad (α de Cronbach), media (M) y desviación estándar (DS), prueba t y d de cohen de las escalas de Actividades de la Forma A, B y U (Unificada).

Escala de Actividades				Ocupaciones		Femenino		Masculino				
	As	Ks	α	Forma		(n= 193)		(n = 171)		t	p	d
Forma A				A	B	M	DS	M	DS			
Realista	.24	-.58	.83	.57	.62	17,07	5,44	21,00	5,95	-6,58	.00	.66
Investigador	-.07	-.80	.83	.63	.64	23,25	7,04	24,54	6,47	-1,81	.07	.20
Artista	-.03	-.70	.87	.66	.65	23,97	7,11	21,56	7,75	3,09	.00	.31
Social	-.32	-.33	.84	.41	.43	28,28	6,29	24,13	6,57	6,14	.00	.63
Emprendedor	-.09	-.40	.81	.47	.40	24,61	6,29	21,32	6,12	5,03	.00	.54
Convencional	.22	-.57	.89	.56	.55	23,12	8,01	22,54	6,49	.76	.45	.09
Forma B												
Realista	.16	-.57	.82	.56	.65	17,04	5,95	2,96	5,77	-6,36	.00	.68
Investigador	.10	-.71	.86	.58	.63	23,40	7,36	23,52	6,99	-.16	.87	.02
Artista	-.03	-.71	.87	.69	.65	22,34	7,33	2,98	7,52	1,75	.08	.18
Social	-.16	-.61	.86	.41	.46	25,94	7,01	21,36	6,82	6,30	.00	.67
Emprendedor	-.02	-.44	.82	.45	.43	22,99	6,75	21,54	5,96	2,17	.03	.24
Convencional	.39	-.53	.92	.55	.48	22,23	8,98	21,63	7,17	.69	.49	.08
Forma U												
Realista	.38	-.38	.89	.52	.61	16,41	6,59	2,42	6,49	-5,83	.00	.61
Investigador	.07	-.88	.91	.61	.67	23,29	8,47	23,89	8,01	-.68	.49	.07
Artista	.14	-.83	.91	.66	.59	22,97	7,62	21,38	8,65	1,86	.06	.21
Social	-.27	-.65	.91	.31	.35	28,39	7,25	23,35	7,40	6,54	.00	.69
Emprendedor	.08	-.64	.86	.43	.37	22,98	6,66	18,30	5,95	7,03	.00	.70
Convencional	.39	-.67	.93	.57	.52	22,41	9,24	21,44	7,52	1,10	.27	.11

3.2.3. Consistencia Interna

Se obtuvieron los coeficientes Alfa de Cronbach de cada una de las escalas encontrándose valores que variaron entre .81 a .89 (media de .85), los que pueden considerarse satisfactorios (Hogan, 2004)

3.2.4. Estudio de validez convergente

Se analizaron las correlaciones entre los puntajes directos de las escalas de actividades A con los puntajes directos de las escalas de ocupaciones A y B, teóricamente semejantes. La mediana de las

correlaciones fue de $r = .57$, en un rango desde $r = .40$ hasta $r = .69$ (ver [Tabla 2](#)).

3.2.6. Evidencia de validez predictiva

Se realizó un Análisis Discriminante Múltiple utilizando como criterio la pertenencia a cada una de las Facultades de la Universidad Nacional de Córdoba (UNC). Se aplicó el método paso a paso (*stepwise*) donde las variables ingresan a la función discriminante en función del peso de las mismas. Se obtuvieron cinco funciones discriminantes de las cuales sólo una

no fue estadísticamente significativa.

Tabla 2.

Matriz Factorial con rotación varimax y método de Componentes Principales para los 48 ítems de la forma A, B y U.

Forma	Factor																	
	1			2			3			4			5			6		
	A	B	U	A	B	U	A	B	U	A	B	U	A	B	U	A	B	U
R1	.20	-.09	.02	.07	-.03	.01	.29	-.16	.02	.18	.23	.10	.09	-.02	.80	-.19	.54	-.14
R2	-.05	.12	.00	.00	-.11	.12	.23	.19	.00	.67	.17	.09	.00	.01	.80	.20	.70	-.01
R3	.21	-.05	-.03	.03	.11	.01	-.10	.13	.04	.72	-.02	.06	.09	.04	.79	-.04	.73	-.03
R4	.21	.37	.01	.12	-.08	.12	-.15	.19	.05	.67	.15	-.02	.12	.28	.77	-.09	.23	-.01
R5	.11	.24	-.06	.00	-.18	.10	-.20	-.08	.04	.66	.02	.00	.13	.23	.76	-.15	.62	.04
R6	-.02	.02	.12	-.05	.05	-.07	.08	.12	.14	.78	.03	.17	.09	-.03	.73	-.06	.80	-.08
R7	.13	.28	.08	.00	-.22	-.17	-.15	.04	-.02	.73	.05	.09	.07	.21	.68	-.03	.65	.07
R8	-.01	.02	.17	.02	.13	-.14	.14	.09	-.03	.76	.09	.09	-.04	-.02	.66	.12	.78	.09
I1	.01	-.12	-.19	.11	.11	.02	.39	-.09	.05	-.04	.45	.82	.39	-.06	.07	-.20	.29	-.10
I2	-.12	.11	-.15	.03	.04	.14	-.13	.42	.02	.18	.40	.82	.72	-.11	.06	.11	.17	-.07
I3	-.13	-.14	-.19	-.02	.15	.01	-.07	.10	.01	.18	.76	.79	.82	-.06	.11	-.02	.05	-.13
I4	.02	-.07	-.09	.24	.05	.03	.44	.09	.05	.01	.77	.82	.49	-.15	.01	-.13	.02	-.04
I5	-.20	-.04	-.13	-.02	.23	.16	.14	.08	.05	.13	.76	.77	.79	.00	.06	-.13	.00	.02
I6	-.18	-.10	-.03	.08	-.07	.29	.20	-.03	.08	.06	.61	.72	.65	.03	.02	.14	.09	.04
I7	-.18	-.15	.04	.03	.08	.19	.13	.03	.15	.08	.84	.70	.81	-.11	.10	-.13	.08	-.02
I8	.04	.04	-.14	.19	.11	-.12	.09	.15	.00	.44	.75	.63	.20	-.02	.19	-.10	.06	-.12
A1	.00	-.14	-.04	.77	.35	.16	.09	.55	.80	.07	-.01	.09	-.04	.15	.00	-.04	.01	.07
A2	-.04	-.05	-.11	.72	.15	.07	.17	.74	.79	.02	.03	.02	.01	.09	.07	.22	-.09	.12
A3	.07	-.05	-.04	.48	.10	.10	.07	.64	.77	.09	.14	.04	.09	.32	-.01	.35	-.10	.13
A4	-.03	-.03	.02	.79	.06	.06	.20	.75	.82	.00	.08	.00	.06	-.03	.04	-.06	.08	.07
A5	-.10	-.04	-.04	.73	.08	.06	.22	.67	.78	-.03	.08	.06	.05	.29	.12	.07	.16	.00
A6	-.03	-.12	-.11	.68	.14	.22	.27	.74	.68	.04	.00	.10	.00	.10	-.03	-.13	.02	.14
A7	.03	-.02	-.07	.57	.31	.17	.03	.65	.65	.12	.03	.04	.10	-.11	.02	.25	.07	.26
A8	-.08	-.05	.00	.64	.25	.23	.19	.59	.73	.02	.03	.06	.00	.13	.04	.39	.23	-.05
S1	.12	-.08	-.03	.39	.62	.86	.43	.15	.09	-.06	.13	.07	.02	.12	.03	.14	-.02	.07
S2	.06	-.01	-.05	.13	.69	.82	.62	.16	.02	-.05	-.05	.07	-.01	.20	-.04	.05	-.07	.10
S3	.05	-.03	.05	.13	.65	.78	.73	.25	.04	.02	-.03	.11	.10	.03	.02	.11	.04	.01
S4	.16	-.03	-.01	.27	.78	.71	.38	.00	.13	.07	.15	.16	.15	.06	.05	-.19	-.05	.16
S5	.09	.01	.03	.23	.82	.75	.69	.06	.16	-.10	.17	.06	.02	.03	.03	.19	.01	.17
S6	-.03	.02	.02	.24	.72	.67	.65	.12	.24	.03	.17	.11	.01	.17	-.06	.25	-.02	.14
S7	-.01	.00	.04	.21	.59	.70	.72	.20	.21	-.04	-.02	.08	.04	-.06	-.04	.20	.06	.20
S8	.00	-.12	-.04	.00	.57	.66	.76	.25	.24	.03	.19	.01	.07	.27	.01	.15	-.07	.18
E1	.57	.17	.22	.19	.13	.11	-.05	.20	.16	-.01	-.02	-.15	-.04	.63	-.03	.28	.08	.73
E2	.39	.21	.08	.05	.14	.13	.27	-.06	.11	.00	-.12	.04	-.05	.68	-.05	.51	.09	.74
E3	.71	.27	.27	.13	.05	.07	.05	.07	.07	-.02	-.10	-.14	-.11	.60	.13	.16	.18	.69
E4	.11	.07	.27	.28	.29	.06	.21	.08	-.06	-.19	.08	-.19	-.02	.61	.13	.56	-.09	.56
E5	.60	.42	.20	.11	-.18	.27	.02	.20	.17	.11	-.04	-.03	-.14	.50	-.21	.02	-.01	.67
E6	.32	.25	.25	.23	.21	.06	.26	.10	.17	-.23	-.16	-.03	-.01	.63	.10	.65	.09	.53
E7	.57	.29	-.03	.08	-.09	.19	.07	.05	.20	.11	-.06	.01	-.18	.40	-.18	.31	.10	.69
E8	.21	.17	.24	.14	.20	.28	.26	.18	-.01	.09	-.14	-.04	-.09	.71	.03	.59	-.11	.58
C1	.74	.79	.81	-.10	-.02	.01	.08	-.03	.01	-.02	-.12	-.13	-.02	.23	.03	.13	-.03	.21
C2	.70	.78	.82	-.06	.08	.03	.03	-.10	-.03	.06	-.15	-.13	-.09	.27	.01	.02	-.01	.11
C3	.77	.77	.81	.00	.08	-.07	.02	-.11	-.05	.04	-.06	-.11	-.08	.22	.02	.02	-.01	.17
C4	.70	.73	.80	-.09	-.05	-.11	.13	-.16	-.08	.09	-.03	-.08	-.15	-.03	.05	-.02	.12	.11
C5	.71	.79	.81	-.07	.00	.06	-.05	-.04	-.09	.06	-.08	-.10	.03	.19	.02	-.12	-.01	.16
C6	.54	.75	.80	-.19	-.12	.04	.11	.07	-.08	.10	-.13	-.16	.10	.27	.01	-.05	-.02	.21
C7	.81	.72	.76	.02	-.03	.03	.01	-.11	-.01	.04	-.01	-.07	-.16	-.01	.05	.09	.16	.07
C8	.78	.80	.78	-.07	-.10	.00	.00	-.05	-.07	.09	-.09	-.09	-.08	.19	.09	.09	.04	.19

Tabla 3.

Funciones discriminantes lineales de Fisher de las variables Escalas de Actividades A, B y U.

Facultad	Forma A					
	Realista	Investigador	Artista	Social	Convencional	(Constante)
Arquitectura, Urbanismo y Diseño	.46	.26	.25	.40	.31	-21.90
Ciencias Agropecuarias	.26	.69	.03	.29	.42	-21.25
Ciencias Económicas	.09	.36	.16	.39	.74	-24.00
Ciencias Exactas, Físicas y Naturales	.47	.48	.17	.31	.39	-24.61
Ciencias Médicas	.17	.64	.08	.60	.40	-27.25
Derecho y Ciencias Sociales	.14	.33	.31	.47	.44	-22.25
Filosofía y Humanidades	.18	.37	.30	.44	.34	-22.35
Lenguas	.08	.38	.30	.42	.48	-23.39
Matemática, Astronomía y Física	.13	.56	.14	.39	.48	-23.37
Psicología	.15	.39	.20	.67	.34	-25.78

Facultad	Forma B					
	Realista	Investigador	Artista	Social	Convencional	(Constante)
Arquitectura, Urbanismo y Diseño	.46	.27	.22	.37	.32	-20.95
Ciencias Agropecuarias	.35	.55	.03	.27	.35	-18.61
Ciencias Económicas	.16	.28	.16	.37	.69	-22.25
Ciencias Exactas, Físicas y Naturales	.42	.47	.17	.29	.34	-22.60
Ciencias Médicas	.22	.61	.05	.53	.32	-23.88
Derecho y Ciencias Sociales	.10	.29	.33	.41	.43	-19.83
Filosofía y Humanidades	.18	.33	.35	.40	.32	-21.89
Lenguas	.12	.33	.29	.37	.48	-21.66
Matemática, Astronomía y Física	.21	.47	.21	.28	.35	-19.44
Psicología	.12	.41	.18	.60	.36	-24.08

Facultad	Forma U					
	Realista	Investigador	Artista	Social	Convencional	(Constante)
Arquitectura, Urbanismo y Diseño	.47	.23	.18	.36	.27	-19.88
Ciencias Agropecuarias	.27	.52	.08	.25	.35	-17.97
Ciencias Económicas	.11	.25	.18	.34	.67	-21.57
Ciencias Exactas, Físicas y Naturales	.41	.42	.18	.29	.31	-21.88
Ciencias Médicas	.19	.54	.13	.52	.29	-24.28
Derecho y Ciencias Sociales	.12	.26	.31	.39	.39	-19.23
Filosofía y Humanidades	.15	.31	.30	.38	.29	-19.78
Lenguas	.10	.32	.30	.33	.43	-20.95
Matemática, Astronomía y Física	.20	.41	.22	.29	.33	-19.10
Psicología	.13	.36	.21	.57	.29	-23.58

La primera función discriminante tuvo una correlación canónica de .71 y la escala de actividades que evidenció utilidad discriminativa fue Investigación. La segunda función discriminante mostró una correlación canónica de .63 y la escala que ingresó en este paso fue Social. La tercera función presentó una correlación canónica de .56 y la escala que ingresó en este paso fue Convencional. En la cuarta función, la correlación canónica fue de .30 y la

escala que ingresó en este paso fue Realista. La última función discriminante fue no significativa ($\lambda = .98$; $\chi^2 = 5,72$; $gl = 5$; $p = .33$) y la escala que ingresó en este paso fue Artístico.

Un examen de las funciones discriminantes lineales de Fisher (ver [Tabla 3](#)) permite diferenciar que los estudiantes con altos intereses en la escala Realista están matriculados en carreras de las facultades de Arquitectura, Urbanismo y Diseño y Ciencias Exactas,

Físicas y Naturales, los estudiantes con intereses en Investigación se encuentran matriculados en las carreras de Ciencias Médicas, Matemática, Astronomía y Física y Ciencias Agropecuarias, mientras que los estudiantes con intereses elevados en la escala Artístico son alumnos de las carreras de Lenguas, Filosofía y Humanidades y Derecho y Ciencias Sociales. Los estudiantes con intereses en la escala Social están matriculados en las carreras de Psicología y Ciencias Médicas y, finalmente, los estudiantes con intereses alto fuertes en la escala Convencional son alumnos de la carrera de Ciencias Económicas. El porcentaje de casos correctamente clasificados de los estudiantes en las distintas carreras utilizando los predictores fue del 56.2%, lo que mejora significativamente la probabilidad a priori de aciertos según al tamaño de los grupos (desde un 2% a un 22%).

3.3. Forma B de Actividades

3.3.1. Análisis de Ítems.

Los índices de discriminación para los 48 ítems de la forma B variaron entre .30 a .78 (mediana de .59). Los índices de asimetría y curtosis de los puntajes directos de las seis escalas variaron entre -.16 y .39 y entre -.71 y -.44, respectivamente (ver [Tabla 1](#)).

3.3.2. Análisis de Componentes Principales (ACP)

La medida de adecuación muestral de Káiser-Mayer-Olkin (.87) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valores de 9310.53 ($gl = 1128$; $p < .001$) indicaron que era factible utilizar ACP. La regla Kaiser-Guttman de valores propios superiores a 1 determinó la existencia de 10 factores que explicaron un 64.90% de la varianza de respuesta al test. El gráfico Scree Test (Cattell, 1966) y el análisis paralelo de Horn (HPA, Horn, 1965) sugirieron la extracción de seis factores (ver [Tabla 2](#)). Se obtuvo una solución factorial de seis factores mediante rotación Varimax. Esta estructura explicó un 55.42% de la varianza. El primer factor explicó el 15.92% de la varianza explicada y está integrado por ocho ítems pertenecientes a la escala Convencional (pesos factoriales entre .72 a .82). El segundo factor explicó un 15.53% de la varianza explicada y está compuesto por ocho ítems pertenecientes a la escala Social (pesos factoriales entre .62 a .82). El tercer factor, que explicó un 9.25% de la varianza explicada, quedó conformado por ocho ítems del factor Artístico (pesos factoriales entre .55 a .75). El cuarto factor explicó un 6.34% de la varianza explicada y quedó compuesto por ocho ítems

pertenecientes a la escala Investigador (pesos factoriales entre .40 a .84). El quinto factor explicó un 4.86% de la varianza explicada y está compuesto por ocho ítems de la escala Emprendedor (cargas factoriales entre .41 a .71). El sexto factor explicó un 3.52% de la varianza explicada y está compuesto de siete ítems de la escala Realista (cargas factoriales entre .53 a .80).

3.3.3. Consistencia Interna

Los coeficientes alfa de Cronbach de cada una de las escalas variaron entre .82 a .92 (media de .86).

3.3.4. Estudio de validez convergente

La mediana de las correlaciones entre las escalas de actividades B con los puntajes directos de las escalas de ocupaciones A y B, teóricamente semejantes, fue de $r = .55$, en un rango desde $r = .41$ hasta $r = .69$ (ver [Tabla 2](#)).

3.3.5. Diferencia de grupos según sexo

Las mujeres presentaron puntuaciones significativamente más altas que los varones en Artístico ($d = .18$), Social ($d = .67$) y en Emprendedor ($d = .24$), mientras que los varones obtuvieron puntajes significativamente más elevados que las mujeres en Realista ($d = .68$).

3.3.6. Evidencia de validez predictiva

Se obtuvieron cinco funciones discriminantes de las cuales sólo una no fue estadísticamente significativa. La primera función discriminante tuvo una correlación canónica de .73 y la escala que evidenció utilidad discriminativa fue Convencional. La segunda función discriminante posee una correlación canónica de .63 y la escala que ingresó en este paso fue Investigador. La tercera función presentó una correlación canónica de .51 y la escala que ingresa en este paso fue Social. En la cuarta función, la correlación canónica fue de .30 y Artístico, fue la escala que ingresó en este paso. La última función discriminante fue no significativa ($\lambda = .98$ ($\chi^2 = 6.48$; $gl = 5$; $p = .262$)) y la escala que ingresó en este paso fue Realista.

En la [Tabla 3](#) se puede observar que los estudiantes con altos intereses en Realista cursan carreras de las facultades de Arquitectura, Urbanismo y Diseño y Ciencias Exactas, Físicas y Naturales. Por otro lado, los estudiantes con intereses en Investigación son alumnos de las carreras de Ciencias Médicas, Matemática, Astronomía y Física, Ciencias Exactas, Físicas y Naturales y Ciencias Agropecuarias,

mientras que los estudiantes con intereses elevados en Artístico se encuentran matriculados en Lenguas, Filosofía y Humanidades y Derecho y Ciencias Sociales. Finalmente, los estudiantes con intereses en Social son alumnos de las carreras de Psicología y Ciencias Médicas, y los estudiantes con intereses más altos en la escala Convencional vinculados con la carrera de Ciencias Económicas. El porcentaje de casos correctamente clasificado fue de 57.6%.

3.4. Forma Unificada (U) de Actividades

3.4.1. Análisis de Componentes Principales (ACP)

Se realizó un análisis de Componentes Principales con los 96 ítems que componen las formas A y B de Actividades con el objetivo de seleccionar los ocho ítems por escala que presentaran las cargas factoriales más altas. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (.89) y la prueba de esfericidad de Bartlett con valores de 23117.56 ($gl = 4560$; $p < .001$) indicaron que era factible utilizar este método. La regla Kaiser-Guttman de valores propios superiores a 1 determinó la existencia de 18 factores que explicaron un 67.33% de la varianza de respuesta al test. El gráfico Scree Test (Cattell, 1966) y el análisis paralelo de Horn (HPA, Horn, 1965) sugirieron la extracción de seis factores.

Se obtuvo una solución factorial de seis factores mediante rotación Varimax (ver [Tabla 2](#)). Se decidió seleccionar los ocho ítems por escala que exhibiesen las saturaciones factoriales más elevadas en su respectivo factor. La estructura factorial resultante de seis factores y 48 ítems explicó un 61.64% de la varianza. El primer factor explicó el 16.89% de la varianza y está integrado por ítems con pesos factoriales comprendidos entre .76 a .82 pertenecientes a la escala Convencional. El segundo factor explicó un 16.68% de la varianza y está compuesto por ítems pertenecientes a la escala Social con pesos factoriales comprendidos entre .67 a .86. El tercer factor explicó un 10.73% de la varianza y los ítems (pesos factoriales comprendidos entre .64 a .82) que saturaron en este factor pertenecen, principalmente, al factor Artístico. El cuarto factor explicó un 7.84% de la varianza y está compuesto por ítems pertenecientes a la escala Investigador con pesos factoriales comprendidos entre .63 a .82. El quinto factor explicó un 5.84% de la varianza y está compuesto por ítems de la escala Realista con cargas factoriales entre .66 a .81. El sexto factor explicó un 4.02% de la varianza y está compuesto de ítems de la

escala Emprendedor con cargas factoriales entre .58 a .74.

3.4.2. Análisis de Ítems

Los índices de discriminación para los 48 ítems de la forma U variaron entre .49 a .80 (mediana de .70). Los índices de asimetría y curtosis de los puntajes directos de las seis escalas variaron entre -.27 y .39 y entre -.88 y -.38, respectivamente (ver [Tabla 1](#)).

3.4.3. Confiabilidad

Los coeficiente alfa de Cronbach de cada una de las escalas evidenciaron valores que variaron entre .86 a .93 con una media de .90.

3.4.4. Estudio de validez convergente

La mediana de las correlaciones entre las escalas de actividades U con los puntajes directos de las escalas de ocupaciones A y B, teóricamente semejantes, fue de $r = .55$, en un rango desde $r = .31$ hasta $r = .67$ (ver [Tabla 2](#)).

3.4.5. Diferencia de grupos según sexo

Se observó que las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente más altas en Social ($d = .69$) y en Emprendedor ($d = .70$). Por su parte, los varones puntuaron significativamente más alto que las mujeres en Realista ($d = .61$).

3.4.6. Evidencia de validez predictiva

Se obtuvieron cinco funciones discriminantes. La primera función discriminante tuvo una correlación canónica de .75 y explicó un 51.93% de la varianza. La escala de actividades que evidenció utilidad discriminativa en esta primer función fue Convencional. En la segunda función, la correlación canónica fue de .62 y explicó un 25.55% de la varianza. La escala que ingresó en este paso en la función discriminante fue Investigación. La tercera función discriminante presentó una correlación canónica de .52 y explicó un 15.63% de la varianza. La escala que ingresó en este paso fue Social. En la cuarta función, la correlación canónica fue de .36 y explicó un 5.98% de la varianza. La escala Realista fue la que ingresó en este paso en la función discriminante. La última función discriminante fue no significativa ($\lambda = .98$ ($x^2 = 7.61$; $gl = 5$; $p = .018$)) y la escala que ingresó en este paso en la función discriminante fue Artístico. En la [Tabla 3](#) se observan la asociación entre los estilos de personalidad y las carreras que cursan los estudiantes universitarios.

4. Discusión

En este trabajo nos propusimos adaptar los ítems de la Forma A y B de la Escala de Actividades de Domino Público de Indicadores del Modelo de RIASEC (Armstrong et al., 2008). Los ítems de este instrumento son libres de ser adaptados o modificados para su utilización con fines de investigación (Liao et al., 2008). Para la adaptación de los ítems se realizó una traducción directa y entrevistas cognitivas con el fin de poder contar con ítems contextualizados y evitar una de las amenazas de validez de los protocolos que es la incompetencia lingüística (Johnson, 2005).

Mediante un análisis de componentes principales se inspeccionó si la estructura original de cada forma se adecuaba a nuestra población. En líneas generales, la mayoría de los ítems se agruparon con cargas factoriales satisfactorias ($\geq .30$) en sus respectivos factores, con excepción del factor Emprendedor de la Forma A, donde algunos ítems presentaron carga compartida en el factor Convencional. Este posible solapamiento pudo deberse a que ambas tipologías de intereses son consideradas similares entre sí y han demostrado estar altamente correlacionadas (Holland, 1994). Se sugiere realizar nuevas investigaciones enfocadas en revisar el contenido de los ítems mediante un estudio de jueces y revisar aquellos que presentan una correspondencia inadecuada con el constructo a medir.

Los estudios de confiabilidad de ambas formas de la Escala AFPD fueron satisfactorios y en algunas sub-escalas fueron levemente superiores a la versión original (Emprendedor de la Forma B, .79 vs .82). También se verificó la evidencia de validez convergente con las sub-escalas de ocupaciones. Todas las correlaciones presentaron un tamaño del efecto moderado-grande, aunque estas correlaciones fueron inferiores comparadas con la versión original (correlaciones entre .73 a .86). Una posibilidad es que los ítems de las sub-escalas de la Forma A y B Ocupaciones no estén correctamente adaptados a nuestro medio. Estos ítems, que fueron traducidos por tres expertos y revisados por un grupo de jueces ($n=3$), mostraron una consistencia interna entre .66 y .84, sin embargo, no se ha evaluado aún la estructura interna de ambas formas. Por lo tanto, y como se trata de ocupaciones o carreras seleccionadas de la base de datos O_NET (Peterson, et al., 1999), es posible que algunas de ellas no sean representativas para nuestro

medio. En este marco, se planifican futuras investigaciones para revisar y adaptar estas sub-escalas.

Coincidente con el estudio meta-analítico de Su et al. (2009), las mujeres se caracterizaron por presentar niveles más altos en Social, Artístico y Emprendedor, mientras que los varones presentaron puntajes más altos en Realista e Investigador. Asimismo, el tamaño del efecto (d) encontrado en este trabajo coincide en gran medida con lo reportado por Su et al. (2009). Estos hallazgos hacen eco a la tradicional declaración de Thorndike (1911) quien manifestó que las mayores diferencias en los intereses entre hombres y mujeres están en la preferencia de los hombres por los trabajos con cosas y las preferencias de las mujeres por los trabajos con la gente.

Examinando en conjunto ambas formas, en el estudio de validez de criterio, las sub-escalas de la AFPD evidencian su capacidad predictiva para elección de carrera. En promedio, permiten mejorar en un 58% la probabilidad a priori de clasificar la carrera elegida por los estudiantes conociendo los puntajes obtenidos en cada una de las tipologías. Estos resultados coinciden con las premisas propuestas por Holland (1994) que considera que las personas buscan medios ambientales (ocupaciones o carreras profesionales) donde puedan ejercitar sus habilidades, expresar sus actitudes, sus valores y sus modos de enfrentar los problemas. Estudios meta-analíticos (Kristof-Brown, Zimmerman, y Johnson, 2005) han apoyado estas hipótesis de congruencia entre la persona y su ocupación (ambiente).

Adicionalmente, en este trabajo se verificaron las mismas propiedades psicométricas de los ocho mejores marcadores de las escalas de Actividades con la finalidad de desarrollar una forma unificada. Los resultados de esta forma unificada (U) evidencian propiedades promisorias de confiabilidad y validez. De esta manera, la forma U puede ser utilizada para fines de investigación o por profesionales. Puntualmente, esta forma representa una herramienta confiable que puede ser utilizada por los orientadores vocacionales para sugerir a sus clientes opciones educativas y ocupacionales para explorar.

Los resultados de esta investigación tienen implicancias teóricas y prácticas. Como se ha observado en otros países y culturas (Martínez Vicente y Valls Fernández, 2006), el modelo hexagonal

de Holland (1997) es una alternativa viable para explicar los intereses y habilidades de las personas. Los resultados de este estudio corroboran que este modelo es viable para esta población. Asimismo, el presente trabajo colabora con el proyecto *indicadores de intereses* de dominio público propuesto por Liao et al. (2008), aportando ítems adaptados al español.

Sin embargo, existen algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta para la interpretación y generalización de los resultados de esta investigación. Una de estas limitaciones está relacionada con la representatividad de la muestra, ya que la misma no estuvo equilibrada según las diferentes carreras que se dictan en la Universidad Nacional de Córdoba. Por ejemplo, el porcentaje de estudiantes que cursan en la Facultad de Lenguas (2.2%) es significativamente menor que el porcentaje de estudiantes que cursan en la Facultad de Ciencias Agropecuarias (21.6%). Otras de las limitaciones están relacionadas con el método seleccionado para explorar la estructura interna del instrumento. El análisis de componentes principales con rotación varimax permite explorar si la estructura factorial obtenida es simple y si cada uno de los ítems carga adecuadamente en su respectivo factor. No obstante, existen otros métodos de extracción y de rotación más adecuados. Por ejemplo, Ferrando y Lorenzo-Seva (2013) recomiendan utilizar el método de mínimos cuadrados no ponderados. Este método es más robusto, no requiere de ninguna hipótesis de distribución y proporciona estimaciones menos sesgadas. Otra de las limitaciones se relaciona con que sólo se realizaron los estudios psicométricos con la versión de Actividades (A y B), y no se evaluaron las propiedades psicométricas de las escalas de Ocupaciones (A y B).

Para solucionar estas limitaciones se planifican futuras investigaciones para explorar las propiedades psicométricas de cada una de las Formas de actividades y ocupaciones en diferentes poblaciones de estudiantes (nivel secundario y universitario) y trabajadores. Asimismo, se planifica evaluar su validez predictiva sobre la elección de carreras (en una muestra de adolescentes) y la elección de ocupaciones (trabajadores de diferentes clases sociales). Del mismo modo, se planifica evaluar la estructura interna de las diferentes formas mediante el análisis factorial confirmatorio. Estos análisis permitirán esclarecer con mayor profundidad la estructura interna de la prueba y su relación con teoría de Holland. Por otro lado, se

considera como alternativa realizar la adaptación de las Escalas de Actividades y Ocupaciones del Domino Público (AFPD) de Indicadores del RIASEC para medir las creencias de autoeficacia (Armstrong y Vogel, 2009).

En resumen, el presente trabajo sugiere que la Escala de Actividades de Domino Público (AFPD) de Indicadores del RIASEC (Armstrong et al., 2008) posee adecuadas cualidades psicométricas de consistencia interna y validez de criterio y que puede ser utilizada con relativa confianza como herramienta auxiliar de la orientación de adolescentes que deben escoger una carrera superior.

Agradecimiento

A los revisores que con sus sugerencias permitieron mejorar la versión original de este trabajo.

Este trabajo ha sido financiado por la Secretaría de Ciencia y Tecnología (SECyT) de la Universidad Nacional de Córdoba, Argentina, en el marco del proyecto titulado "Factores que determinan el Conocimiento General y el Rendimiento Académico" (20011-2013) del primer autor.

Referencias

- Armstrong, P. I., & Vogel, D. L. (2009). Interpreting the interest– efficacy association from a RIASEC perspective. *Journal of Counseling Psychology, 56*, 392–407.
- Armstrong, P. I., Allison, W., & Rounds, J. (2008). Development and initial validation of brief public domain RIASEC marker scales. *Journal of Vocational Behavior, 73*, 287–299.
- Campbell, D. P. (1971). *Handbook for the Strong Vocational Interest Blank*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Cattell, R.B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. En R. Cattell (Ed.): *Handbook of Multivariate Experimental Psychology*. Chicago: Rand McNally.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2º ed.). Hillsdale, NY: Lawrence Earlbaum Associates.
- Cupani, M. & Saurina, I. (2012). Estudios Psicométricos del Self-Directed Search (Forma E) en una muestra de estudiantes Argentinos. *Revista Evaluar, 11*, 1 – 17.
- Cupani, M., Pérez, E. & Saurina, I. (2009). Evidencias convergente-discriminante de validez del Cuestionario de Intereses Profesionales (CIP-4). *Revista Avances en Medición, 7*, 67–76.
- Dik, B. J., & Hansen, J. C. (2004). Development and validation of discriminant functions for the Strong Interest Inventory. *Journal of Vocational Behavior, 64*, 182-197.

- Ferrando, P.J. & Lorenzo-Seva, U. (2013). *Unrestricted item factor analysis and some relations with item response theory*. Technical Report. Department of Psychology, Universitat Rovira i Virgili, Tarragona.
- 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, 7 - 28.
- Hansen, J. C., & Dik, B. J. (2005). Evidence of 12-year predictive and concurrent validity for SII occupational scale scores. *Journal of Vocational Behavior*, 67, 365-378.
- Harmon, L., Hansen, J., Borgen, F. & Hammer, A. (1994). *Strong Interest Inventory applications and technical guide*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas: una introducción práctica*. México: El Manual Moderno.
- Holland, J. (1997). *Making Vocational Choices: A theory of vocational personalities and work environments (third edition)*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Holland, J., Fritzsche, B. & Powell, A. (1994). *Self-Directed Search. Manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number the factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Johnson, J. A. (2005). Ascertaining the validity of individual protocols from Web-based personality inventories. *Journal of Research in Personality*, 39(1), 103-129. doi:10.1016/j.jrp.2004.09.009
- Judge, T. A., Higgins, C. A., Thoresen, C. J., & Barrick, M. R. (1999). The big five personality traits, general mental ability, and career success across the lifespan. *Personnel Psychology*, 52, 621-652.
- Kristof-Brown, A. L., Zimmerman, R. D., & Johnson, E. C. (2005). Consequences of individuals' fit at work: A meta-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit. *Personnel Psychology*, 58, 281-342.
- Lewis, P., & Rivkin, D. (1999). *Development of the O-NET interest profiler*. Raleigh, NC: National Center for O-NET Development.
- Liao, H., Armstrong, P.I. & Rounds, J. (2008). Development and initial validation of public domain basic interest markers [Monograph]. *Journal of Vocational Behavior*, 73, 159-183.
- Low, K. S. D., Yoon, M., Roberts, B. W., & Rounds, J. (2005). The stability of vocational interests from early adolescence to middle adulthood: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 131, 713-737.
- Lubinski, D. (2000). Scientific and social significance of assessing individual differences: "Sinking shafts at a few critical points". *Annual Review of Psychology*, 51, 405-444.
- Martínez Vicente, J. M., & Valls Fernández F., (2006). La elección vocacional y la planificación de la carrera. Adaptación española del Self-Directed Search (SDS-R) de Holland. *Psicothema*, 18(1), 117-122.
- Nye, C. D., Su, R., Rounds, J., & Drasgow (2012). Vocational interests and performance: A quantitative summary of over 60 years of research. *Perspectives on Psychological Science*, 7, 384-403.
- Ozer, D. J., & Benet-Martinez, V. (2006). Personality and the prediction of consequential outcomes. *Annual Review of Psychology*, 57, 401-421.
- Pérez, E. & Cupani, M. (2006). Validación de un Inventario de Intereses Vocacionales: el CIP-4. *Psicothema*, 18 (2), 238-242.
- Peterson, N. G., Mumbord, M. D., Borman, W. C., Jeanneret, P. R., & Fleishman, E. A. (1999). *An occupational information system for the 21st century: The development of the O-NET*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Rounds, J., & Tracey, T. J. (1996). Cross-cultural structural equivalence of RIASEC models and measures. *Journal of Counseling Psychology*, 43, 310-329.
- Shrive, F. M., Stuart, H., Quan, H., & Ghali, W. A. (2006). Dealing with missing data in a multi-question depression scale: A comparison of imputation methods. *BMC Medical Research Methodology*, 57. doi: 10.1186/1471-2288-6-57
- Su, R., Rounds, J., & Armstrong, P. I. (2009). Men and things, women and people: A metaanalysis of gender and interests. *Psychological Bulletin*, 135, 859-884. doi: 10.1037/a0017364
- Tabachnick B. & Fidell, L. (2009). *Using multivariate statistics (Fifth Edition)* Boston: Allyn and Bacon.
- Thorndike, E. L. (1911). *Individuality*. Boston: Houghton Mifflin.
- Tracey, T. J., & Rounds, J. (1993). Evaluating Holland's and Gati's vocational-interest models: A structural meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 113, 229-246.