

PERSONALIDAD BAJO LA LUPA: ESTRUCTURA AVANZADA Y CONFIABILIDAD DEL CUESTIONARIO ZKA-PQ/SF EN LA POBLACIÓN URUGUAYA

PERSONALITY UNDER THE LENS: ADVANCED STRUCTURE AND RELIABILITY OF THE ZKA-PQ/SF IN THE URUGUAYAN POPULATION

PERSONALIDADE SOB A LUPA: ESTRUTURA AVANÇADA E CONFIABILIDADE DO QUESTIONÁRIO ZKA-PQ/SF NA POPULAÇÃO URUGUAIA

RECIBIDO: 02 marzo 2026

ACEPTADO: 23 abril 2026

Víctor E. C. Ortuño ¹ 

Ismael Apud ² 

1. Programa Ciencia de Datos y Psicometría, Instituto de Fundamentos y Métodos en Psicología, Facultad de Psicología, Universidad de la República. Uruguay.
2. Programa Ciencia de Datos y Psicometría, Instituto de Fundamentos y Métodos en Psicología, Facultad de Psicología, Universidad de la República. Uruguay.

Palabras clave: ZKA-PQ/SF, Personalidad, Confiabilidad, Análisis Factorial, Uruguay.

Keywords: ZKA-PQ/SF, Personality, Reliability, Factor Analysis, Uruguay.

Palavras-chave: ZKA-PQ/SF, Personalidade, Confiabilidade, Análise Fatorial, Uruguai.

RESUMEN

En el presente este estudio se analiza la validez factorial y la fiabilidad del Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ/SF) en Uruguay. La escala, compuesta por 80 ítems, evalúa el modelo alternativo de los cinco grandes de Zuckerman. La muestra para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) incluyó 490 participantes. Se confirmó una estructura de cinco factores y cuatro facetas por factor, explicando el 32% de la varianza con cargas factoriales elevadas. En el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), realizado con 380 participantes, se probaron siete modelos estructurales, destacándose el Modelo ESEM jerárquico por su mejor ajuste. En todos los índices evaluados, los resultados fueron adecuados. En general, el ZKA-PQ/SF muestra propiedades psicométricas satisfactorias y comparables a la versión original, respaldando su uso en población uruguaya.

Correspondencia: Ismael Apud. Facultad de Psicología, Universidad de la República. Tristán Narvaja 1674, CP 11200, Montevideo, Uruguay. Correo electrónico: ismaelapud@psico.edu.uy +598 2400 8555 int. 340.



ABSTRACT

This study analyzes the factorial validity and reliability of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ/SF) in Uruguay. The scale, composed of 80 items, evaluates Zuckerman's alternative five-factor model. The sample for the Exploratory Factor Analysis (EFA) included 490 participants. A five-factor structure with four facets per factor was confirmed, explaining 32% of the variance with high factor loadings. In the Confirmatory Factor Analysis (CFA), conducted with 380 participants, seven structural models were tested, with the hierarchical ESEM model showing the best fit. Across all evaluated indices, the results were adequate. Overall, the ZKA-PQ/SF demonstrates satisfactory psychometric properties comparable to the original version, supporting its use in the Uruguayan population.

RESUMO

O presente estudo analisa a validade fatorial e a confiabilidade do Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ/SF) no Uruguai. A escala, composta por 80 itens, avalia o modelo alternativo dos cinco grandes fatores de Zuckerman. A amostra para a Análise Fatorial Exploratória (AFE) incluiu 490 participantes. Foi confirmada uma estrutura de cinco fatores e quatro facetas por fator, explicando 32% da variância, com cargas fatoriais elevadas. Na Análise Fatorial Confirmatória (AFC), realizada com 380 participantes, foram testados sete modelos estruturais, destacando-se o modelo ESEM hierárquico por apresentar o melhor ajuste. Em todos os índices avaliados, os resultados foram adequados. De modo geral, o ZKA-PQ/SF apresenta propriedades psicométricas satisfatórias e comparáveis à versão original, sustentando seu uso na população uruguaia.

CONTEXTUALIZACIÓN TEÓRICA Y CONCEPTUAL

El estudio de la personalidad es un tema clave en psicología y otras disciplinas que abordan el estudio de la mente humana. Su relevancia ha llevado a que se generaran múltiples y heterogéneas definiciones, teorías, categorías e instrumentos de evaluación de este constructo. Desde la antigua Grecia, vemos la idea de que existirían características individuales en las personas, que definirían sus formas de pensar, sentir y comportarse. Por ejemplo, Hipócrates y la teoría de los cuatro humores y como estos determinarían distintos tipos de temperamentos será una gran influencia que tendrá sus defensores a lo largo de la Edad Media e incluso en el alienismo del siglo XVIII y XIX (Berrios, 2013).

Con el desarrollo de la psicología como ciencia empírica a fines de siglo XIX, distintas teorías de la personalidad surgirán, que suponen a su vez distintos modelos generales de entender la misma, algunos tipológicos y nosográficos, propios de enfoques de corte más "ideográfico", por ejemplo, los elaborados en la psicología dinámica y el psicoanálisis. Otros modelos serán formulados desde una aproximación psicométrica, y por lo tanto de corte "nomotético", buscando medir la personalidad en tanto conjunto heterogéneo de factores o rasgos. La personalidad se trata entonces de un concepto complejo, donde se abordan y entretienen modos de pensar, sentir, comportarse y relacionarse con el mundo y otros seres humanos. Cada teoría de la personalidad trata de distinta manera las dimensiones biológicas, sociales y culturales de la personalidad, llevando a modelos con mayor o menor énfasis en rasgos temperamentales y caracterológicos.

Las teorías de modelos de rasgos se caracterizan entonces por su interés empírico en la medición de diferencias individuales, por lo que cada modelo supone ciertos instrumentos con sus factores, rasgos y constructos respectivos. Las escalas de personalidad se basan entonces en distintas teorías, desde el clásico modelo de tres factores de Hans Eysenck, la popular teoría de los "Cinco Grandes", y el más reciente modelo de los Cinco Grandes Alternativos. El modelo de los cinco grandes alternativos fue propuesto por Marvin Zuckerman en los años 1990, proponiendo cinco rasgos básicos de la personalidad: Neuroticismo-Ansiedad, Sociabilidad, Actividad, Agresión-Hostilidad, y Búsqueda de Sensaciones Impulsiva (Zuckerman et al., 1993). Este modelo se encuentra focalizado en las bases biológicas y temperamentales de la personalidad (Zuckerman, 2005), compartiendo similitudes y diferencias con otros modelos como el de los Cinco Grandes clásico de Costa y MacCrae, el modelo de Cloninger, el modelo de Eysenck, entre otros (Aluja et al., 2002; Aluja & Blanch, 2011; Zuckerman et al., 1993; Zuckerman & Cloninger, 1996).

El modelo alternativo de los Cinco Grandes propuesto por Zuckerman se inscribe en una tradición de investigación sobre la personalidad con una fuerte orientación psicobiológica, lo cual supone un gran aporte a la neuropsicología. Sus antecedentes se remontan al trabajo desarrollado durante la década de 1970 junto a Hans Jürgen Eysenck, quien había propuesto que los rasgos de personalidad podían comprenderse en relación con sistemas neurobiológicos subyacentes. En este marco, la extraversión y la búsqueda de sensaciones fueron vinculadas con la activación cortical y al funcionamiento del sistema reticular. Investigaciones posteriores reforzaron esta perspectiva al demostrar la importancia de factores biológicos y genéticos en la variabilidad de estos rasgos. Por ejemplo, estudios con gemelos evidenciaron una heredabilidad significativa de la búsqueda de sensaciones (Fulker et al., 1980), mientras que otros han aportado evidencias en torno a la relación entre rasgos de personalidad y variables hormonales, como la testosterona, particularmente en relación con la desinhibición conductual y la impulsividad (Daitzman & Zuckerman, 1980). Estos desarrollos fueron posteriormente integrados en el enfoque biosocial de la personalidad formulado por Zuckerman, que concibe rasgos como la búsqueda de sensaciones, la impulsividad y la agresividad como expresiones conductuales de sistemas motivacionales y neuroquímicos.

Presentación del ZKA-PQ/SF

En continuidad con este enfoque, el desarrollo del Zuckerman–Kuhlman–Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ) y su versión abreviada (ZKA-PQ/SF) permitió operacionalizar estos dominios de personalidad con fundamento psicobiológico. Diversas investigaciones han mostrado asociaciones significativas entre los rasgos evaluados por estos instrumentos y distintos marcadores neurobiológicos, incluyendo perfiles hormonales, polimorfismos genéticos relacionados con los sistemas serotoninérgicos, dopaminérgicos y androgénicos, así como indicadores neurofisiológicos de procesamiento emocional (para una descripción detallada, ver Aluja, 2019). En este sentido, la disponibilidad de una versión validada del ZKA-PQ/SF en Uruguay no solo constituye un aporte al campo de la evaluación de la personalidad, sino que también abre nuevas posibilidades para investigaciones interdisciplinarias. En particular, esta herramienta puede facilitar estudios sobre los correlatos neurobiológicos de la personalidad, la evaluación de cambios de personalidad en pacientes con daño cerebral o condiciones neurológicas, y el análisis de rasgos vinculados a trastornos del control de impulsos desde una perspectiva neuropsicológica.

El ZKQP es un cuestionario con 89 ítems dicotómicos sobre los cinco rasgos temperamentales mencionados, y que ha sido adaptado a distintos países entre ellos, Francia (Rossier et al., 2008), Italia (De Pascalis & Russo, 2003), Grecia (Hyphantis et al., 2013), China (Wu et al., 2000), España (Aluja et al., 2004; Gomà-I-Freixanet et al., 2004) y en Argentina en su forma abreviada (Martín Poó et al., 2013). Podemos ver entonces como el modelo alternativo de cinco factores ha despertado el interés en distintas partes del mundo, entre ellos en investigadores e investigadoras de habla hispana que han llevado a cabo tareas de adaptación, validez y desarrollo de nuevos instrumentos (Aluja, 2019). Posteriormente al ZKQP surgirán nuevas herramientas, entre ellas el Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ), y su versión abreviada, el Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire Shortened Form (ZKA-PQ/SF).

Aluja, Kuhlman y Zuckerman (2010) presentan el ZKA-PQ como un cuestionario que introduce varias novedades en relación al original, entre las más importantes, la sustitución del formato dicotómico anterior, usando una escala Likert de cuatro valores (1 = muy en desacuerdo; 2 = algo en desacuerdo; 3 = algo de acuerdo; 4 = muy de acuerdo), y la incorporación de facetas como subcomponentes de los rasgos. La escala final consiste en 200 ítems (10 por faceta, 40 por rasgo), 20 facetas (4 por rasgo), y 5 rasgos. El modelo de facetas y rasgos consiste en una estructura jerárquica que actualmente es ampliamente utilizada en cuestionarios como el NEO Personality Inventory, el HEXACO Personality Inventory-Revised, y el Temperament and Character Inventory Revised. De acuerdo a ciertos autores, la inclusión de un nivel de análisis por facetas incrementa la validez predictiva de la escala (Paunonen et al., 2003), así como enriquece la descripción de perfiles de personalidad (Abad et al., 2018). Estudios en distintas lenguas y culturas muestran una adecuada consistencia interna, estructura factorial así como validez convergente y divergente con otros cuestionarios de personalidad (Aluja et al., 2013; Blanch et al., 2013; García et al., 2012; Rossier et al., 2016; Surányi & Aluja, 2014).

Posteriormente Aluja y colaboradores (2018) presentan una versión abreviada, de la ZKA-PQ *Short Form* (ZKA-PQ/SF), con 80 ítems (4 por faceta, ver Tabla 1). El estudio analiza las propiedades de la escala usando distintas muestras, concluyendo que la escala muestra una estructura robusta (promedio de congruencia factorial de .98) y una buena confiabilidad interna (alfa de Cronbach entre .64 y .86), y una adecuada validez convergente y divergente al ser comparada con la escala de los cinco grandes en su versión abreviada (NEO-FFI-R). En un estudio reciente con 18 culturas y 13 lenguas distintas, la ZKA-PQ/SF muestra una buena replicación de la estructura factorial, con una congruencia factorial y consistencia interna alta, con algunas excepciones en ciertos países (Aluja et al., 2020).

Tabla 1.
Rasgos, facetas e ítems de la escala ZKA-PQ/SF.

Rasgo	Faceta	Ítems
Neuroticismo-Ansiedad (NE)	NE1: Ansiedad	z5, z25, z45, z65
	NE2: Depresión	z10, z30, z50, z70
	NE3: Dependencia	z15, z35, z55, z75
	NE4: Baja Autoestima	z20, z40, rz60, z80
Sociabilidad-Extraversión (EX)	EX1: Emociones Positivas	z4, z24, z44, z64
	EX2: Calidez Social	rz9, rz29, rz49, rz69
	EX3: Exhibicionismo	z14, z34, z54, z74
	EX4: Sociabilidad	z19, z39, z59, rz79
Agresión-Hostilidad (AG)	AG1: Agresión Física	z1, z21, z41, z61
	AG2: Agresión Verbal	rz6, z26, z46, rz66
	AG3: Ira	z11, z31, z51, rz71
	AG4: Hostilidad	z16, z36, z56, z76
Actividad (AC)	AC1: Compulsión al Trabajo	z3, z23, z43, z63
	AC2: Actividad General	z8, z28, z48, z68
	AC3: Inquietud	z13, z33, z53, z73
	AC4: Energía en el Trabajo	z18, z38, z58, z78
Impulsividad-Búsqueda de Sensaciones (SS)	SS1: Búsqueda de Emociones y Aventuras	z2, z22, z42, z62
	SS2: Búsqueda de Experiencias	z7, z27, rz47, z67
	SS3: Desinhibición	z12, z32, z52, z72
	SS4: Impulsividad y Susceptibilidad al aburrimiento	z17, z37, z57, z77

El objetivo del presente artículo es analizar las características psicométricas del ZKA-PQ/SF en población general uruguaya adulta, focalizando principalmente en los siguientes análisis:

- i. Estudiar la consistencia interna de sus rasgos y facetas.
- ii. Realizar un análisis factorial exploratorio de la misma, para determinar si los factores de la escala original se replican en la muestra uruguaya obtenida.
- iii. En una segunda muestra, realizar un análisis factorial confirmatorio, para determinar el grado de ajuste del modelo en la muestra uruguaya.

Nuestro objetivo general es contribuir con la evaluación de escalas psicológicas en el contexto uruguayo, regional y de habla hispana, para que de esta manera tanto investigadores como profesionales cuenten con herramientas adecuadas.

MÉTODO

Muestras/Participantes

La investigación se llevó adelante con todos los resguardos éticos: se informó a los participantes de las características del estudio, participaron del mismo de forma libre y voluntaria, y se aseguró la confidencialidad y anonimato de la información recabada. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Psicología, Universidad de la República. Para realizar los análisis factoriales se realizaron dos muestreos no probabilísticos por conveniencia, con población adulta (mayores de 18 años), reclutados a través de un formulario online que fue inicialmente distribuido a través de estudiantes y egresados de la Universidad de la República, en el período 2020-2021.

Para el Análisis Factorial Exploratorio, la muestra final (Muestra 1 AFE) es de 490 participantes, 366 mujeres (75%), 124 hombres (25%), residentes en Uruguay, edad promedio 39.17 años (DS = 15.05, mínimo = 18, máximo = 81). Del total de casos, 328 (67%) residen en la capital del país Montevideo, y 413 (84%) tienen al menos estudios terciarios en curso.

Para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), se utilizó el paquete estadístico Mplus 7.3 (Muthén & Muthén, 2017). La muestra final (Muestra 2 AFC) es compuesta por 380 participantes, 316 mujeres (83.2%), 64 hombres (16.8%), residentes en Uruguay, con una edad promedio de 30.44 años (DS=12.11, mínimo=18, máximo=66). Del total de casos, 192 (50.5%) residen en Montevideo, y 287 (75.5%) tienen al menos estudios terciarios en curso.

Análisis

El análisis estadístico fue realizado a través del programa R versión 4.0.2 (R Core Team 2020). Para el estudio de la confiabilidad se analizó la consistencia interna de cada uno de los factores utilizando las pruebas de alfa de Cronbach y omega de McDonald (Cronbach, 1951; McDonald, 1999). Para estudiar la normalidad de la distribución uni y multivariada, se utilizaron los estadísticos de simetría y curtosis, así como la prueba de Mardia (1970).

Para estudiar la adecuación de la muestra obtenida para realizar el AFE se analizó la matriz de correlaciones a través de la prueba de esfericidad de Bartlett, y la prueba Kaiser-Meyer-Olkin (Bartlett, 1950; Kaiser, 1974). Se utilizó el método de máxima verosimilitud para el AFE, realizando una rotación oblicua, específicamente el procedimiento promax con 5 factores extraídos. Este consiste en una modificación oblicua del ampliamente aceptado procedimiento ortogonal varimax (Watkins, 2021). El criterio para la retención de factores se basó en el análisis de gráfico de sedimentación, así como en el criterio de Kaiser (autovalores superiores a 1). Los modelos AFC fueron realizados con estimación Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted (WLSMV) para la ZKA-PQ/SF. Fueron testeado siete modelos estructurales (descritos en la sección de resultados), todos los modelos están conformados por los 80 ítems de la versión corta de la ZKA-PQ/SF.

RESULTADOS

Valores de normalidad y consistencia interna

En la Tabla 2 se presentan las medias, desviaciones estándar, coeficientes alfa y omega, valores de simetría y curtosis de la Muestra 1 AFE y Muestra 2 AFC en conjunto. Los valores obtenidos en el alfa de Cronbach y omega de McDonald muestran elevados valores de consistencia interna de los rasgos de la escala para ambas muestras. A nivel de facetas se pueden observar en ambas muestras valores bajos en ambos coeficientes para AG4, SS1, SS2, SS3, SS4 y AC1.

Tabla 2.
Medidas de normalidad y consistencia interna para la muestra total (AFE 1 + AFC 2

Rasgo	Media (DS)	α	α_i (Min., Max.)	ω	Asim.	Curt.
AG	32.98 (8.23)	.87	.86, .87	.87	.27	-.33
AG1	5.91 (2.32)	.76	.67, .75	.79	1.42	1.46
AG2	10.11 (2.94)	.75	.64, .74	.76	-.13	-.74
AG3	9.06 (2.73)	.76	.67, .74	.76	.09	-.67
AG4	7.91 (2.40)	.61	.45, .64	.64	.41	-.27
SS	36.17 (7.43)	.79	.77, .79	.79	.09	-.40
SS1	7.13 (2.85)	.68	.59, .63	.69	.68	-.35
SS2	11.25 (2.56)	.59	.44, .61	.60	-.43	-.25
SS3	8.72 (2.60)	.68	.60, .64	.68	.21	-.58
SS4	9.06 (2.38)	.54	.40, .55	.55	.13	-.36
AC	40.20 (7.90)	.84	.82, .84	.84	.06	-.43
AC1	7.61 (2.53)	.63	.52, .60	.63	.56	-.12
AC2	11.25 (2.56)	.81	.73, .78	.81	-.15	-.52
AC3	8.72 (2.60)	.72	.61, .70	.72	.17	-.72
AC4	12.53 (2.39)	.73	.63, .70	.73	-.61	.22
EX	48.08 (7.84)	.84	.85, .82	.84	-.43	-.26
EX1	12.95 (2.11)	.72	.60, .73	.73	-.68	.56
EX2	11.66 (3.31)	.84	.74, .84	.85	-.31	-.89
EX3	11.23 (2.74)	.80	.73, .78	.81	-.43	-.21
EX4	12.25 (2.56)	.71	.60, .72	.72	-.49	-.33
NE	36.39 (9.59)	.90	.89, .90	.90	.13	-.49
NE1	9.38 (2.83)	.73	.61, .69	.74	.00	-.59
NE2	9.58 (2.85)	.72	.60, .70	.72	.11	-.50
NE3	8.76 (2.87)	.71	.62, .68	.72	.19	-.67
NE4	8.68 (2.95)	.81	.74, .79	.82	.17	-.72

Nota. α_i = Valores mínimos y máximos de Alfa de Cronbach al retirar un ítem.

Los valores de asimetría y curtosis sugieren una distribución normal univariada en todos los rasgos y facetas, con excepción de AG1 que muestra tanto curtosis como asimetría positiva para la muestra 1, y solamente asimetría para la muestra 2. Para la normalidad multivariada fue utilizado el test de Mardia para todos los ítems en su conjunto, resultando estadísticamente significativo, y por lo tanto sugiriendo una distribución multivariada no paramétrica para ambas muestras. La prueba de esfericidad de Bartlett rechazó la hipótesis de que la matriz de correlaciones es una matriz de identidad (para muestra 1: chi cuadrado de 16171.72, $p < 0.0001$; para muestra 2: chi cuadrado de 14469.68, $p < 0.0001$), y la prueba Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de la muestra fue aceptable, con valores de .87 para ambas muestras.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

El análisis del gráfico de sedimentación permite observar que se deben retener entre 5 o 6 factores (Figura 1). Posteriormente se realizó un AFE con rotación promax para cinco factores extraídos (Tabla 3), que explicó un 32% de la varianza total (Tabla 4). Las saturaciones de los ítems en sus factores respectivos fueron de altas a aceptables, con valores menores a .3 en los ítems z56 en AG, y z17, z27, z57 en SS. Se encontraron cargas cruzadas en z41, z11, zr69, z14, z54 (ver Tabla 2). Es importante mencionar que en los casos z41 y zr69, ambas cargas cruzadas presentan signos contrarios, por lo que no se sobreponen entre sí. Con relación a las comunalidades, la mayoría de ellas son bajas: 4 son mayores a .5 y solo 44 llegan a una comunalidad mayor a .30. De los residuales absolutos de la matriz, un 11,1% son mayores a .05 y un 2,6% a .10, y la raíz cuadrática media del residual fue 0.047, indicando una buena adecuación del modelo extraído.

Figura 1.
 Gráfico de sedimentación para el AFE.

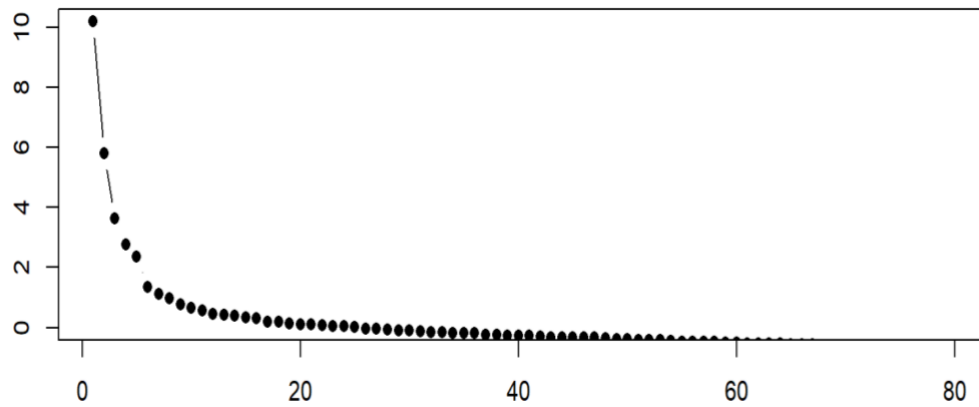


Tabla 3.
 Cargas factoriales y comunalidades (h^2) de cada ítem

Ítem	Faceta	Factores extraídos					h^2
		NE	AG	EX	AC	SS	
z40	NE4	.79					.61
z20	NE4	.71					.48
z35	NE3	.69					.44
z50	NE2	.66					.39
z10	NE2	.64					.4
z80	NE4	.63					.39
z55	NE3	.62					.39
z65	NE1	.57					.42
z25	NE1	.57					.45
z30	NE2	.55					.40
z75	NE3	.55					.25
z15	NE3	.53					.29
z05	NE1	.52					.27
rz60	NE4	.51					.43
z70	NE2	.46					.30
z45	NE1	.42					.36
z16	AG4		.67				.58
z46	AG2		.65				.45
z61	AG1		.63				.33
z51	AG3		.62				.46
rz06	AG2		.61				.35
z36	AG4		.61				.46
z41	AG1	-.3	.61				.34
z21	AG1		.56				.32
z26	AG2		.56				.33
z11	AG3	.31	.53				.52
z31	AG3		.52				.44
rz71	AG3		.48				.34
z01	AG1		.47				.30
rz66	AG2		.45				.27
z76	AG4		.33				.16
z56	AG4		(.16)				.11
z19	EX4			.68			.53
rz29	EX2			.68			.46
rz69	EX2			.67		-.3	.49
z74	EX3			.62			.46
rz09	EX2			.61			.41
rz49	EX2			.57			.36
z64	EX1			.56			.41
rz79	EX4			.53			.34

z14	EX3		.51	.31	.42
z39	EX4		.49		.31
z54	EX3		.49	.33	.40
z34	EX3		.47		.28
z24	EX1		.37		.34
z44	EX1		.34		.19
z04	EX1	-.3	.32		.28
z59	EX4		.3		.16
z28	AC2			.71	.54
z48	AC2			.69	.46
z08	AC2			.68	.45
z13	AC3			.67	.50
z68	AC2			.65	.46
z33	AC3			.45	.37
z58	AC4			.44	.23
z43	AC1			.44	.19
z03	AC1			.43	.23
z38	AC4			.4	.15
z53	AC3			.4	.25
z78	AC4			.39	.18
z18	AC4			.39	.15
z73	AC3			.37	.18
z23	AC1			.34	.13
z63	AC1			.3	.11
z02	SS1			.54	.31
z52	SS3			.53	.31
z62	SS1			.52	.25
z12	SS3			.49	.28
z67	SS2			.48	.27
z22	SS1			.47	.23
z32	SS3			.45	.27
z42	SS1			.42	.18
rz47	SS2			.41	.15
z37	SS4			.39	.19
z77	SS4			.39	.17
z72	SS3			.38	.24
z07	SS2			.37	.17
z27	SS2			(.29)	.10
z57	SS4			(.28)	.11
z17	SS4			(.21)	.12

Nota. Rasgo = rasgo en la escala original. h^2 = comunalidades. En paréntesis se indican cargas factoriales inferiores a .3 en el factor teórico.

Tabla 4.
Autovalores y varianzas para los factores del AFE

	Factores extraídos				
	NE	AG	EX	AC	SS
Autovalores	7	5,11	5,08	4,61	3,95
% varianza	0,09	0,06	0,06	0,06	0,05
% acumulado de la varianza	0,09	0,15	0,21	0,27	0,32
% Varianza común	0,27	0,2	0,2	0,18	0,15
% acum. de la varianza común	0,27	0,47	0,67	0,85	1

Fueron testeados siete modelos diferentes a fin de explorar variadas configuraciones estructurales de la ZKA-PQ/SF. El Modelo 1 organiza los 80 ítems del instrumento en cinco dimensiones latentes no correlacionadas entre sí y que corresponden a los cinco rasgos de personalidad teóricos. El Modelo 2 mantiene la misma estructura, aunque incluye la correlación entre todos los factores en estudio. El modelo 3, incluye las 20 facetas teóricas sin correlacionar entre sí y sin incluir los cinco grandes rasgos de personalidad. El Modelo 4, mantiene la misma estructura de 20 dimensiones latentes pero correlacionadas entre sí. El Modelo 5 consiste en una estructura jerárquica que incluye los cinco rasgos como factores de segundo orden y las 20 facetas como factores de primer orden. El Modelo 6, representa una estructura Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM, Asparouhov & Muthén, 2009) incluyendo únicamente las 20 facetas. Por último, el Modelo 7 consiste en un modelo ESEM de tipo jerárquico (ESEM-H, van Zyl & Pete, 2022).

Como es posible observar en la Tabla 5, los modelos que presentan correlaciones entre las dimensiones latentes presentan mejores ajustes que aquellos sin correlación (Modelo 2 vs. Modelo 1 y Modelo 4 vs. Modelo 3). En términos globales, tanto el Modelo 6 como el Modelo 7 presentan índices de ajuste global muy elevados, siendo que el Modelo 7 (ESEM-H) presenta niveles ligeramente superiores en los índices χ^2/DF , TLI RMSEA. Los restantes modelos no llegaron a obtener índices de ajuste global aceptables.

En términos globales en el Modelo 7 la gran mayoría de los ítems presentan cargas factoriales elevadas ($\lambda = .30$) en sus respectivas facetas teóricas, así como elevados niveles de fiabilidad individual ($R^2 > .50$) en 69 de los ítems que componen el modelo. No obstante, cinco ítems presentaron cargas factoriales en una faceta diferente de la esperada teóricamente: z16 (AG4) $\lambda_{AG3} = .64$, z36 (AG4) $\lambda_{AG3} = .48$, z67 (SS2) $\lambda_{SS4} = .63$, z12 (SS3) $\lambda_{EX4} = .40$ y z30 (NE2) $\lambda_{NE1} = .32$. Siete ítems presentaron cargas factoriales cruzadas: z58 ($\lambda_{AC4} = .35$, $\lambda_{AC1} = .36$), z13 ($\lambda_{AC3} = .59$, $\lambda_{AC2} = .57$), z60 ($\lambda_{NE4} = .60$, $\lambda_{EX1} = .35$), z79 ($\lambda_{EX4} = .55$, $\lambda_{EX2} = .32$), z64 ($\lambda_{EX1} = .46$, $\lambda_{EX3} = .30$), z74 ($\lambda_{EX3} = .64$, $\lambda_{EX4} = .35$) y z35 ($\lambda_{NE3} = .36$, $\lambda_{NE4} = .41$). Por último, tres ítems no presentaron cargas factoriales adecuadas en ninguna faceta: z17 (SS4), z57 (SS4) y z31 (AG3).

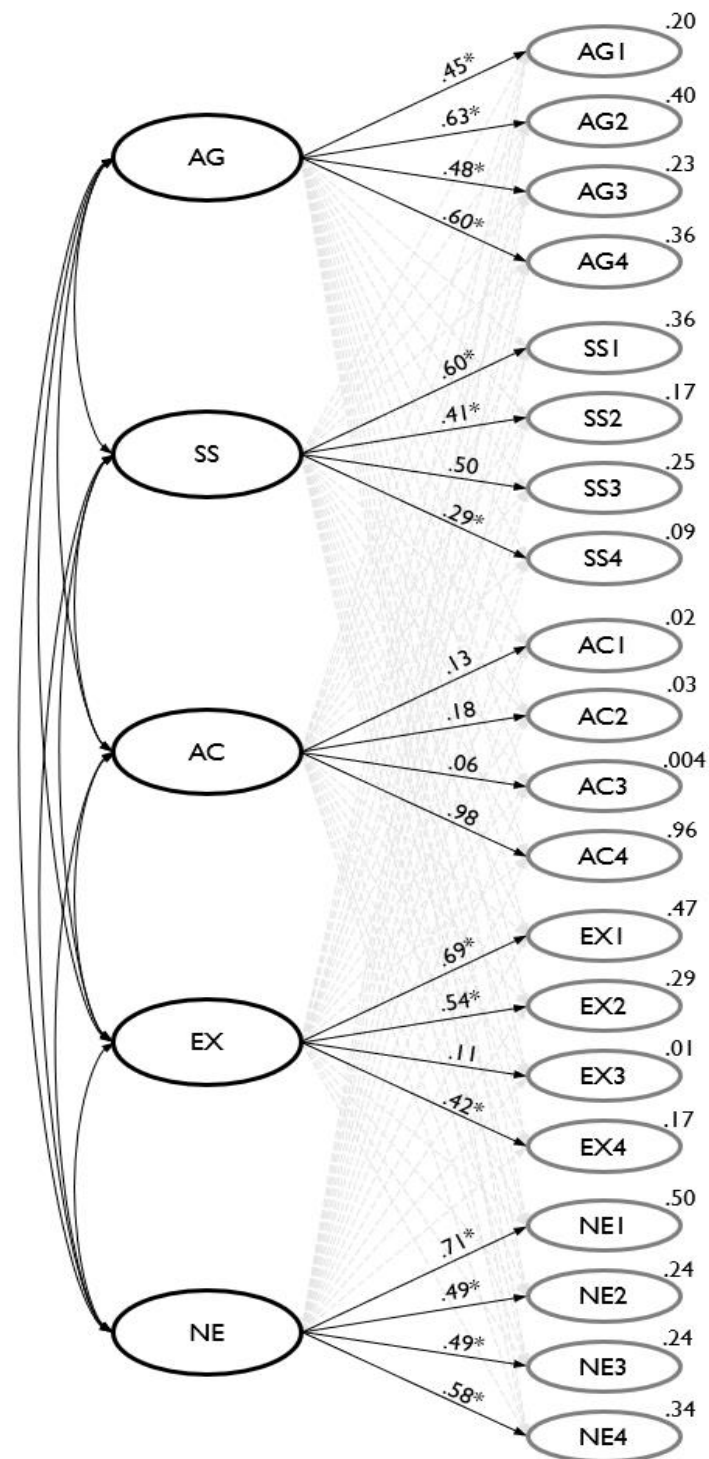
Tabla 5.
Ajuste global de los modelos testeados (AFC)

	χ^2	gl	CFI	TLI	WRMR	RMSEA (90%)
Modelo 1 (5 rasgos no correlacionados)	10215.7	3080	.59	.58	3.14	.08 (.08-.08)
Modelo 2 (5 rasgos correlacionados)	7675.0	3070	.73	.73	2.23	.06 (.06-.07)
Modelo 3 (20 facetas no correlacionadas)	14628.2	3080	.34	.32	4.08	.10 (.10-.10)
Modelo 4 (20 facetas correlacionadas)	5023.2	2890	.88	.87	1.46	.04 (.04-.05)
Modelo 5 (jerárquico rasgos y facetas)	6430.5	3050	.81	.80	1.93	.05 (.05-.06)
Modelo 6 (ESEM con 20 facetas)	1926.4	1750	.99	.98	.40	.02 (.01-.02)
Modelo 7 (ESEM-H)	2058.7	1910	.99	.99	.47	.01 (.01-.02)

En la Figura 2 se puede observar el modelo estructural del Modelo 7. En el mismo es posible verificar el impacto de los cinco rasgos de personalidad en sus respectivas facetas. En la mayoría de los casos los valores β son elevados y estadísticamente significativos, los cuales oscilan entre .29 y .71. En el caso del rasgo AC, este no presenta ninguna trayectoria regresional con niveles $p < .05$ relativamente a sus cuatro facetas. La misma situación se encuentra con las trayectorias EX->EX3 y SS->SS3.

En relación a los niveles de varianza explicada para cada faceta (R^2), se puede observar en la Figura 2 niveles adecuados de varianza explicada para cada faceta por su respectivo rasgo. Siendo que existen algunos casos donde este aporte es bajo o prácticamente inexistente: S4, AC1, AC2, AC3 y EX3.

Figura 2.
 Modelo 7 ESEM-H (β y R^2)



En la Tabla 6 se presentan las correlaciones entre las puntuaciones de los factores obtenidos mediante AFC. Se pudieron observar dos correlaciones positivas y estadísticamente significativas: AG \leftrightarrow SS con una intensidad moderada y AG \leftrightarrow NE fuerte. A su vez, se encontraron dos correlaciones negativas y estadísticamente significativas: AG \leftrightarrow EX con una intensidad moderada y EX \leftrightarrow NE fuerte.

Tabla 6.
Correlaciones entre las puntuaciones de los factores obtenidos

	AG	SS	AC	EX	NE
AG	-				
SS	.32*	-			
AC	-.22	.07	-		
EX	-.36*	-.04	.31	-	
NE	.67*	.15	-.19	-.56*	-

* $p < .05$

DISCUSIÓN

El objetivo de este estudio consistió en explorar la fiabilidad y estructura factorial de la ZKA-PQ/SF en el contexto uruguayo. En el proceso fueron utilizados algunos de los avances más recientes como el estadístico Omega de McDonald para la fiabilidad y modelos ESEM para testear la estructura del inventario.

El análisis de la consistencia interna de los rasgos de la escala muestra valores altos en los coeficientes de Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, sugiriendo una buena confiabilidad de estos. Al bajar al nivel de las facetas se pueden encontrar algunos valores bajos, principalmente en todas las facetas del rasgo SS y en menor medida en AG4 y AC1. Estos resultados coincidieron tanto para la Muestra 1 como para la Muestra 2. Resultados similares pueden observarse en Aluja et al. (2018; 2010) para las facetas AG4 y SS4, aunque dichos estudios no contemplan el estadístico Omega de McDonald, el cuál es más adecuado para medidas congénicas. En el estudio transcultural realizado por Aluja et al. (2020) se pueden observar valores bajos de Alfa de Cronbach para: 17 de los 18 países en la faceta AG4, casi la mitad de los países para la faceta AC1, y en gran parte de los valores obtenidos para las facetas de SS.

A nivel de facetas, se observó una menor consistencia interna, particularmente para AG4 y en todas las facetas de SS, un patrón que se mantuvo constante en ambas muestras. Estos hallazgos no son del todo inesperados, siendo que estudios previos han reportado dificultades similares (Aluja et al., 2018; 2020). Estos hallazgos podrían reflejar limitaciones a nivel de constructo y/o de adecuación cultural de los ítems a la población uruguaya. En lo que respecta al primer punto, los resultados podrían relacionarse con la heterogeneidad del dominio de SS, que puede abarcar tendencias distintas, como la asunción de riesgos, la impulsividad o la búsqueda de novedades a través de experiencias no riesgosas (Arnett, 1994). En este sentido, la operacionalización del ZKA-PQ/SF podría capturar aspectos relativamente limitados o conductualmente extremos del constructo, reduciendo la coherencia interna entre los ítems.

En relación al segundo punto, el patrón observado también podría indicar especificidad cultural en la interpretación de los ítems dentro del contexto uruguayo. Varios ítems de SS se formulan en términos de comportamientos arriesgados que desafían lo socialmente deseable, y que pueden ser interpretados de manera diferente según las normas sociales de cada contexto. En su conjunto, estos resultados sugieren que la menor fiabilidad de SS y AG4 no debe interpretarse únicamente como una debilidad psicométrica, sino más bien como un posible indicio de heterogeneidad de constructo y/o modulación cultural en el funcionamiento de los ítems. Futuros estudios deberían examinar esta cuestión mediante otros tipos de análisis psicométricos.

Con relación a la estructura factorial de la escala, el AFE realizado para cinco factores extraídos explicó un 32% de la varianza total. Aunque este valor podría ser entendido como bajo, debe interpretarse dentro del contexto de los instrumentos de evaluación de la personalidad. En cuestionarios extensos que evalúan constructos amplios

y multidimensionales es habitual que la varianza explicada por los primeros factores sea relativamente baja, ya que la variabilidad de las respuestas se distribuye entre múltiples ítems y facetas. Tomando en cuenta este aspecto de los cuestionarios de personalidad, es posible decir que la solución factorial obtenida es adecuada (McCrae & Costa, 1992).

En cuanto a los ítems, éstos se encapsularon en cada uno de sus respectivos rasgos, y su saturación fue aceptable, con algunas excepciones. En concreto, tres de los cuatro ítems con valores menores a .3 fueron de la escala SS y el restante de la escala AG. Dos ítems de AG fueron cargas cruzadas con NE, y tres ítems de EX cruzaron sus cargas con SS. Los valores de comunalidad fueron bajos con un poco menos de la mitad con comunalidades menores a .30, lo que sugiere tomar los resultados con recaudos. En suma, el constructo SS fue el que reflejó algunas dificultades en su consistencia interna y estructura factorial, principalmente a nivel de facetas y de ítems. Además, se encuentran algunas dificultades puntuales en algunas facetas e ítems de la escala.

Con respecto a la dimensión Búsqueda de Sensaciones (SS), se puede verificar que tres de sus ítems (ver Tabla 2) no presentaron cargas factoriales superiores al valor de referencia de .30. También al nivel de las facetas, presento los niveles más bajos de consistencia interna de todo el instrumento (ver Tabla 1). Consideramos que la formulación de estas facetas contiene un importante sesgo en tanto se considera la búsqueda de sensaciones y sus facetas específicas como estando vinculadas con comportamientos peligrosos, en algunos casos inclusive en el límite de la legalidad, con impulsividad y conductas poco reflexivas. Arnett (1994) defiende que la búsqueda de sensaciones puede también estar asociada con la búsqueda de estímulos novedosos e inclusive intensos sin caer en conductas y actitudes disfuncionales y/o peligrosas para el individuo, por ejemplo, la lectura de un libro nuevo puede despertar emociones muy fuertes e intensas, contemplar un atardecer en un sitio nuevo puede constituir una experiencia novedosa. Estos aspectos, nos hacen considerar que la SS tal como presentada en el ZKA-PQ/SF representa constructos bastante diferentes entre sí, los cuales no captan la totalidad de las manifestaciones cognitivo-conductuales que le representan.

Con respecto al AFC, fueron testeados siete modelos estructurales. Aquel que presentó niveles de ajuste más elevados fue el Modelo 7 ESEM-H. En todos los índices testeados los resultados obtenidos fueron adecuados (Nunnally, 1978) y mejores que los obtenidos por Aluja et al. (2018), lo que valida la pertinencia de los modelos ESEM. Con relación a las cargas factoriales, los rasgos AG y SS presentaron problemas en algunos de sus ítems, algo que corrobora los problemas encontrados en el AFE para dichos rasgos. En cuanto a las cargas cruzadas, las mismas ocurrieron en la mayoría de los casos entre facetas de un mismo rasgo, algo esperable si seguimos el modelo de personalidad de los autores, por ejemplo, el ítem z35 de NE3 que mide dependencia, y que presenta una carga cruzada con NE4 que representa baja autoestima).

En relación con el modelo estructural (ver Figura 4), se encontraron dificultades con las facetas SS3 y EX3 con sus respectivos rasgos y para todas las facetas del rasgo AC. Esto último (tanto a nivel de β como de R^2) refuerza los problemas en este rasgo presentados por Aluja et al. (2018), lo cual sugeriría ciertas dificultades al dar forma a una estructura jerárquica de segunda orden para este rasgo en particular, cuyas facetas quizás representen dimensiones un tanto distintas entre sí.

Respecto a los ítems que mostraron cargas factoriales no esperadas o bajas, es importante considerar criterios tanto metodológicos como teóricos antes de decidir su eventual eliminación. Si bien cinco ítems se agruparon en facetas teóricamente diferentes y tres no alcanzaron el umbral de carga convencional, es esperable cierta cantidad de cargas cruzadas en modelos de personalidad complejos, particularmente al utilizar enfoques ESEM, que permiten representaciones más realistas de las relaciones ítem-factor (Asparouhov y Muthén, 2009). En este sentido, la presencia de cargas cruzadas no necesariamente indica una baja calidad de los ítems, sino que puede reflejar la proximidad conceptual entre las facetas.

Por otra parte, en relación con los ítems que presentaron cargas factoriales bajas, estos resultados podrían estar asociados a la heterogeneidad del constructo evaluado y/o a diferencias culturales en la interpretación de los ítems, más que a deficiencias estrictamente psicométricas. En este contexto, y considerando que el objetivo del estudio fue evaluar la estructura de la versión original del instrumento, se optó por mantener todos los ítems con el fin de preservar la comparabilidad con estudios previos. En conjunto, estos hallazgos sugieren que futuras

investigaciones deberían profundizar en el análisis a nivel de ítem, incluyendo posibles procesos de adaptación cultural y refinamiento del instrumento en el contexto uruguayo.

En términos generales, y más allá de ciertas limitaciones encontradas, la ZKA-PQ-SF presenta una adecuada estructura factorial, donde quedan representados sus cinco rasgos principales y sus respectivas facetas, en conjunto con valores adecuados de consistencia interna. Pueden encontrarse algunos problemas de confiabilidad y validez en algunas facetas de AG, AC y SS, así como ciertas dificultades en la estructura jerárquica de AC. En próximos estudios sería relevante verificar la fiabilidad test-retest del instrumento, comprobar la dimensionalidad en una estructura de segunda orden para el factor AC, establecer diferentes criterios de validez con dimensiones que ya han demostrado tener importantes vínculos con la estructura de personalidad, como lo son la consideración de las consecuencias futuras (Vásquez-Echeverría et al., 2017), perspectiva temporal (Ortuño, Janeiro, & Paixão, 2017) y autoestima, por mencionar algunas. Por último, es relevante testear las características psicométricas y estructura factorial del ZKA-PQ/SF en otros países de habla hispana, así como en poblaciones específicas.

Los resultados obtenidos respaldan la adecuación del ZKA-PQ/SF para la evaluación del modelo alternativo de los cinco grandes de Zuckerman en población uruguaya. La disponibilidad de esta herramienta en Uruguay tiene implicancias relevantes para futuras investigaciones en el ámbito de la psicobiología y la neuropsicología de la personalidad. El modelo de Zuckerman fue desarrollado dentro de una tradición teórica que enfatiza los fundamentos biológicos de rasgos como la búsqueda de sensaciones, la impulsividad y la agresividad, dimensiones que han sido asociadas en investigaciones previas con variables hormonales, genéticas y neurofisiológicas. En este sentido, disponer de una versión validada del ZKA-PQ/SF permite facilitar estudios que integren la evaluación de la personalidad con medidas biológicas y neuropsicológicas, incluyendo el análisis de cambios de personalidad asociados a daño cerebral o condiciones neurológicas, así como el estudio de rasgos vinculados a trastornos del control de impulsos.

Todos los autores han leído y aceptado la versión publicada del manuscrito

REFERENCIAS

- Abad, F. J., Sorrel, M. A., García, L. F., & Aluja, A. (2018). Modeling General, Specific, and Method Variance in Personality Measures: Results for ZKA-PQ and NEO-PI-R. *Assessment*, 25(8), 959–977. <https://doi.org/10.1177/1073191116667547>
- Aluja, A. (2019). In memoriam of Marvin Zuckerman: His impact on Spanish Psychology. *Psicothema*, 31(2), 184–193. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.35>
- Aluja, A., & Blanch, A. (2011). The Five and Seven Factors Personality Models: Differences and Similitude between the TCI-R, NEO-FFI-R and ZKPQ-50-CC. *The Spanish Journal of Psychology*, 14(2), 659–666. https://doi.org/10.5209/rev_sjop.2011.v14.n2.14
- Aluja, A., Escorial, S., García, L. F., García, Ó., Blanch, A., & Zuckerman, M. (2013). Reanalysis of Eysenck's, Gray's, and Zuckerman's structural trait models based on a new measure: The Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ). *Personality and Individual Differences*, 54(2), 192–196. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.08.030>
- Aluja, A., García, Ó., & García, L. F. (2002). A comparative study of Zuckerman's three structural models for personality through the NEO-PI-R, ZKPQ-III-R, EPQ-RS and Goldberg's 50-bipolar adjectives. *Personality and Individual Differences*, 33(5), 713–725. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00186-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00186-6)
- Aluja, A., García, Ó., & García, L. F. (2004). Replicability of the three, four and five Zuckerman's personality super-factors: Exploratory and confirmatory factor analysis of the EPQ-RS, ZKPQ and NEO-PI-R. *Personality and Individual Differences*, 36(5), 1093–1108. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00203-4](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00203-4)
- Aluja, A., Kuhlman, M., & Zuckerman, M. (2010). Development of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ): A factor/facet version of the Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire (ZKPQ). *Journal of Personality Assessment*, 92(5), 416–431. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.497406>
- Aluja, A., Lucas, I., Blanch, A., García, O., & García, L. F. (2018). The Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire shortened form (ZKA-PQ/SF). *Personality and Individual Differences*, 134, 174–181. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.06.015>
- Aluja, A., Rossier, J., García, L. F., Angleitner, A., Kuhlman, M., & Zuckerman, M. (2006). A cross-cultural shortened form of the ZKPQ (ZKPQ-50-cc) adapted to English, French, German, and Spanish languages. *Personality and Individual Differences*, 41(4), 619–628. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.03.001>
- Aluja, A., Rossier, J., Oumar, B., García, L. F., Bellaj, T., Ostendorf, F., Ruch, W., Wang, W., Kövi, Z., Šcigala, D., Čekrljija, Đ., Stivers, A. W., Di Blas, L., Valdivia, M., Ben Jemaa, S., Atitsogbe, K. A., Hansenne, M., & Glicksohn, J. (2020). Multicultural Validation of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire Shortened Form (ZKA-PQ/SF) Across 18 Countries. *Assessment*, 27(4), 728–748. <https://doi.org/10.1177/1073191119831770>
- Arnett, J. (1994). Sensation seeking: A new conceptualization and a new scale. *Personality and individual differences*, 16(2), 289-296. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)90165-1](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)90165-1)
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 16(3), 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Bartlett, M. S. (1950). Test of significance in factor analysis. *British Journal of Statistical Psychology*, 3(2), 77–85. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
- Berrios, G. E. (2013). *Historia de los síntomas y de los trastornos mentales. La psicopatología descriptiva desde el siglo XIX*. Fondo de Cultura Económica.
- Blanch, A., Aluja, A., & Gallart, S. (2013). Personality assessment through internet: Factor analyses by age groups of the zka personality questionnaire. *Psychologica Belgica*, 53(4), 101–119. <https://doi.org/10.5334/pb-53-4-101>
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1992). An introduction to the five-factor model and its applications. *Journal of Personality*, 60(2), 175–215. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1992.tb00970.x>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Daitzman, R., & Zuckerman, M. (1980). Disinhibitory sensation seeking, personality and gonadal hormones. *Personality and Individual Differences*, 1(2), 103–110. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(80\)90027-6](https://doi.org/10.1016/0191-8869(80)90027-6)
- De Pascalis, V., & Russo, P. M. (2003). Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire: Preliminary results of the Italian version. *Psychological Reports*, 92(3-1), 965–974. <https://doi.org/10.2466/pr0.2003.92.3.965>
- Fulker, D. W., Eysenck, S. B. G., & Zuckerman, M. (1980). A genetic and environmental analysis of sensation seeking. *Journal of Research in Personality*, 14(2), 261–281. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(80\)90033-1](https://doi.org/10.1016/0092-6566(80)90033-1)
- Fulker, D. W., Eysenck, S. B. G., & Zuckerman, M. (1980). The genetics of sensation seeking. *Journal of Personality Research*, 14, 261-281.
- García, L. F., Escorial, S., García, Ó., Blanch, A., & Aluja, A. (2012). Structural analysis of the facets and domains of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ) and the NEO PI-R. *Journal of Personality Assessment*, 94(2), 156–163. <https://doi.org/10.1080/00223891.2011.645935>

- García, Ó., Aluja, A., García, L. F., Escorial, S., & Blanch, A. (2012). Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire (ZKA-PQ) and Cloninger's Temperament and Character Inventory Revised (TCI-R): A comparative study. *Scandinavian Journal of Psychology*, 53(3), 247–257. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2012.00943.x>
- Gomà-I-Freixanet, M., Valero, S., Punti, J., & Zuckerman, M. (2004). Psychometric properties of the Zuckerman-Kuhlman personality questionnaire in a Spanish sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 20(2), 134–146. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.20.2.134>
- Hyphantis, T., Antoniou, K., Floros, D. G., Valma, V., Pappas, A. I., Douzenis, A., Assimakopoulos, K., Iconomou, G., Kafetzopoulos, E., Garyfallos, G., & Kuhlman, M. (2013). Assessing personality traits by questionnaire: Psychometric properties of the Greek version of the Zuckerman-Kuhlman personality questionnaire and correlations with psychopathology and hostility. *Hippokratia*, 17(4), 342–350.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Martín Poó, F., Ledesma, R. D., & López, S. (2013). Versión Transcultural del Cuestionario de Personalidad de Zuckerman-Kuhlman (ZKPQ-50-CC) en Población Argentina. *Escritos de Psicología / Psychological Writings*, 6(1), 1–5. <https://doi.org/10.5231/psy.writ.2012.0609>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified approach*. Lawrence Erlbaum.
- Muthén, L. K. & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide (Octava edición)*. Muthén & Muthén.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw Hill.
- Ortuño, Janeiro, & Paixão, 2017 (2017). Um novo modelo multidimensional da Perspetiva Temporal. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 45(3), 71-84. <https://doi.org/10.21865/RIDEP45.3.06>
- Paunonen, S. V., Haddock, G., Forsterling, F., & Keinonen, M. (2003). Broad versus Narrow Personality Measures and the Prediction of Behaviour Across Cultures. *European Journal of Personality*, 17(6), 413–433. <https://doi.org/10.1002/per.496>
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Rossier, J., Aluja, A., Blanch, A., Barry, O., Hansenne, M., Carvalho, A. F., Valdivia, M., Wang, W., Desrichard, O., Hyphantis, T., Suranyi, Z., Glicksohn, J., De Pascalis, V., León-Mayer, E., Piskunov, A., Stivers, A., Morizot, J., Ostendorf, F., Čekrljija, D., ... Karagonlar, G. (2016). Cross-cultural Generalizability of the Alternative Five-factor Model Using the Zuckerman-Kuhlman-Aluja Personality Questionnaire. *European Journal of Personality*, 30(2), 139–157. <https://doi.org/10.1002/per.2045>
- Rossier, J., Hansenne, M., Baudin, N., & Morizot, J. (2012). Zuckerman's revised alternative five-factor model: Validation of the Zuckerman-Kuhlman-Aluja personality questionnaire in four french-speaking countries. *Journal of Personality Assessment*, 94(4), 358–365. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.657024>
- Rossier, J., Verardi, S., Massoudi, K., & Aluja, A. (2008). Psychometric properties of the French version of the Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(1), 203–217.
- Surányi, Z., & Aluja, A. (2014). Catalan and hungarian validation of the zuckerman-kuhlman-aluja personality questionnaire (ZKA-PQ). *Spanish Journal of Psychology*, 17(2), E24. <https://doi.org/10.1017/sjp.2014.25>
- Vázquez-Echeverría, A. V., Martín, A., Ortuño, V.E., Esteves, C., & Joireman, J. (2017). Adaptación y validación inicial al castellano de la Escala de Consideración de las Consecuencias Futuras. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 2(44), 5-15. <https://doi.org/10.21865/RIDEP44.2.01>
- van Zyl, L. E., & Peter, M. (2022). Exploratory Structural Equation Modelling: Practical Guidelines and Tutorial with a Convenient Online Tool for Mplus. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 1-31. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
- Watkins, M. W. (2021). *A step-by-step guide to exploratory factor analysis with R and Rstudio*. Routledge.
- Wu, Y.-X., Wang, W., Du, W.-Y., Li, J., Jiang, X.-F., & Wang, Y.-H. (2000). Development of a Chinese version of the zuckerman-kuhlman personality questionnaire: Reliabilities and gender/age effects. *Social Behavior and Personality*, 28(3), 241–250. <https://doi.org/10.2224/sbp.2000.28.3.241>
- Zuckerman, M. (2005). *Psychobiology of personality second edition, revised and updated*. In *Psychobiology of Personality*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511813733>
- Zuckerman, M., & Cloninger, C. R. (1996). Relationships between Cloninger's, Zuckerman's, and Eysenck's dimensions of personality. *Personality and Individual Differences*, 21(2), 283–285. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(96\)00042-6](https://doi.org/10.1016/0191-8869(96)00042-6)
- Zuckerman, M., Kuhlman, D. M., Joireman, J., Teta, P., & Kraft, M. (1993). A Comparison of Three Structural Models for Personality: The Big Three, the Big Five, and the Alternative Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(4), 757–768. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.4.757>