

El contenido de esta obra es una contribución del autor al repositorio digital de la Universidad Andina Simón Bolívar, Sede Ecuador, por lo tanto, el autor tiene exclusiva responsabilidad sobre el mismo y no necesariamente refleja los puntos de vista de la UASB. Este trabajo se almacena bajo una licencia de distribución no exclusiva otorgada por el autor al repositorio, y con licencia Creative Commons – Reconocimiento de créditos-No comercial-Sin obras derivadas 4.0 Internacional



Invarianza factorial y fiabilidad de la escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en una muestra de universitarios de Colombia y Ecuador

**Rodrigo Moreta Herrera
Mónica Perdomo Pérez
Carlos Reyes Valenzuela
Cristina Torres Salazar
Graciela Ramírez Iglesias**

2021

AUTOR DE CONTACTO

Rodrigo Moreta-Herrera

rmoreta@pucesa.edu.ec

Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador.

Sede Ambato.

Av. Manuela Sáenz s/n, sector el Tropezón,

Ambato, Ecuador

Teléfono +593987182703

Mónica Perdomo-Pérez

Universidad de Ibagué, Colombia

Carlos Reyes-Valenzuela

Universidad Andina Simón Bolívar Sede Ecuador

Cristina Torres-Salazar

Universidad Tecnológica Indoamérica

Graciela Ramírez-Iglesias

Pontificia Universidad Católica del Ecuador

Anuario de Psicología

N.º 51 | 2021 | págs. 76-85

Recibido: 17 de mayo de 2020

Aceptado: 14 de noviembre de 2020

DOI: 10.1344/ANPSIC2021.51.9

ISSN: 0066-5126 | © 2021 Universitat de Barcelona. All rights reserved.

Invarianza factorial y fiabilidad de la escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en una muestra de universitarios de Colombia y Ecuador

Rodrigo Moreta-Herrera, Mónica Perdomo-Pérez, Carlos Reyes-Valenzuela, Cristina Torres-Salazar, Graciela Ramírez-Iglesias

Resumen

El objetivo del estudio es determinar la equivalencia de medida y la fiabilidad de la escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en estudiantes universitarios de Colombia y Ecuador. El diseño responde a un estudio descriptivo, instrumental de invarianza factorial y fiabilidad a través del PANAS. Participaron 445 estudiantes universitarios (43.7% hombres y 56.3% mujeres), con edades promedio de media_(Colombia) = 20.9 años y desviación estándar = 3.4 y media_(Ecuador) = 20.8 años y desviación estándar = 1.95, procedentes de Ibagué, Colombia, y Ambato, Ecuador. Como resultados se confirma el modelo factorial original del PANAS con $\chi^2 = 282.61$; $gl = 169$; $p < .05$; CFI = .963; RMSEA = .056, para el grupo de Colombia, y $\chi^2 = 230.45$; $gl = 169$; $p < .05$; CFI = .973; RMSEA = .040, para Ecuador. Además, es invariante a nivel estricto por nacionalidad $\Delta CFI = .004$ y $\Delta RMSEA = .002$. Y tiene una fiabilidad adecuada con $\omega_{AP} = .87$ [.84 - .90] y $\omega_{AN} = .85$ [.82 - .89], en el grupo de Colombia, y $\omega_{AP} = .85$ [.82 - .88] y $\omega_{AN} = .85$ [.81 - .89], en el grupo de Ecuador. Se concluye que el PANAS es válido, invariante por nacionalidad y fiable para investigaciones en estudiantes universitarios de Ecuador y Colombia.

Palabras clave

Afectividad, invarianza, factorización, fiabilidad, medida.

Factor invariance and reliability of Positive and Negative Affect Schedules (PANAS) in university students in Colombia and Ecuador

Abstract

The objective of the study is to determine the equivalence of measurement and the reliability of the Positive and Negative Affect Schedule

(PANAS) in university students from Colombia and Ecuador. The design responds to a descriptive, instrumental study of factorial invariance and reliability through the PANAS. Some 445 university students participated (43.7% men and 56.3% women), with a mean average age of 20.9 years (Colombia), standard deviation 3.4; and of 20.8 years (Ecuador), standard deviation 1.95. The students were from Ibagué, Colombia and Ambato, Ecuador. Regarding results, the original factorial model of PANAS is confirmed with $\chi^2 = 282.61$; $gl = 169$; $p < .05$; CFI = .963; RMSEA = .056 for the Colombia group, and $\chi^2 = 230.45$; $gl = 169$; $p < .05$; CFI = .973; RMSEA = .040 for Ecuador group. Furthermore, it is invariant at the strict level by nationality $\Delta CFI = .004$ and $\Delta RMSEA = .002$. And it has adequate reliability, with $\omega AP = .87$ [.84 - .90] and $\omega AN = .85$ [.82 - .89] in the Colombia group, and $\omega AP = .85$ [.82 - .88] and $\omega AN = .85$ [.81 - .89] in the Ecuador group. It is concluded that PANAS is valid, invariant by nationality, and reliable for research in university students from Ecuador and Colombia.

Keywords

Affectivity, invariance, factorization, reliability, measures.

INTRODUCCIÓN

Según el modelo de afectos positivos y negativos (Watson & Tellegen, 1985), la afectividad se desarrolla a través de una propuesta de jerarquización de las emociones. En este modelo existe un nivel superior, compuesto por dos dimensiones de afectividad opuestas (positiva y negativa), y un nivel inferior que corresponde a dimensiones con contenido emocional diverso y que al ser analizadas corresponden a una de las dos dimensiones del nivel superior. De esta manera, estas dimensiones permiten la realización de una gestión emocional con la vida (Di Fabio & Kenny, 2016), así como la interacción con el sistema cognitivo de los individuos (Rogaten & Moneta, 2015).

Desde esta perspectiva, las emociones y afectos se configuran como mediadores entre los elementos personales, como es el optimismo-pesimismo (García Naveira, 2015) y la satisfacción con la vida (Librán & Piera, 2008). Por ejemplo, algunos indicadores del afecto positivo se correlacionan con la frecuencia de experiencias agradables, la extraversión, la actividad social, la presencia de relaciones cercanas, la religiosidad y la espiritualidad; mientras que los de afecto negativo lo hacen con eventos de estrés y las dificultades para poder afrontarlo (Watson et al., 1988; Watson, 2002). Por lo tanto, su análisis y estudio ocupa un área importante de trabajo investigativo por la importancia que tiene en la psicología.

En este aspecto, la valoración de la afectividad es fundamental para conocer el estado emocional y la manera en cómo influye en la vida cotidiana, la salud, el bienestar subjetivo y otros (Torres-Salazar et al., 2020). Y para responder a esta demanda, se desarrollaron instrumentos como la escala de desregulación de la afectividad (EDS; Powers et al., 2015), la Affect Regulation and Experience Q-sort (Westen et al., 1997) y otros. Entre estas prue-

bas destaca como medida la Positive Affect and Negative Affect Scale (PANAS; Watson et al., 1988), denominada en castellano escala de afecto positivo y negativo. La cual permite la evaluación psicológica de la afectividad tanto a nivel grupal como individual (que incluye también al contexto clínico).

El PANAS cuenta con una amplia difusión en la investigación psicológica y social. Se conforma de dos subescalas, la de afecto positivo (AP), que se refiere a la medida en que una persona se siente activa y entusiasta, y la de afecto negativo (AN), que reseña la medida en que una persona experimenta culpa, ira u otras emociones negativas (Librán & Piera, 2008). Por su versatilidad y demanda el PANAS cuenta con varias traducciones, como, por ejemplo, al castellano (Sandín et al., 1999), al portugués (Galinha & Pais-Ribeiro, 2012), al polaco (Wróbel et al., 2019), al húngaro (Gyollai et al., 2011), entre otros. Y en el caso del contexto latinoamericano (mayoritariamente hispanohablante), además existen adaptaciones para su aplicación en países como Argentina (Moriondo et al., 2012), Perú (Gargurevich & Matos, 2012), Ecuador (García & Arias, 2019) y Chile (Vera-Villarroel et al., 2019) entre otros. Lo que hace de este test un recurso valioso y necesario para el quehacer psicológico.

Estructura factorial del PANAS, fiabilidad y equivalencia de medida

El PANAS es un cuestionario que estructuralmente lo conforman dos dimensiones o factores que se correlacionan entre sí. Lo cual se ha demostrado en estudios aplicados en adolescentes, adultos y jóvenes en diversos países, como España (Sandín et al., 1999), Perú (Gargurevich & Matos, 2012), Brasil (Galinha et al., 2013), Ecuador

(García & Arias, 2019) y otros. Muchos de estos estudios validaron la estructura interna a través de técnicas estadísticas ampliamente difundidas, como el análisis factorial exploratorio (AFE) y el confirmatorio (AFC). En estos análisis, en especial en el AFC, la extracción de factores se realiza generalmente con el método de máxima verosimilitud (ML), el cual, aunque no necesariamente es equívoco, hoy en día despierta un interesante debate sobre su uso y su aplicabilidad psicométrica. En años recientes se ha debatido la necesidad de hacer uso de técnicas más variadas de análisis factorial a través del uso de estimaciones robustas, como la máxima verosimilitud robusta (MLR o MLM), el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS) u otras que se justifican por la naturaleza ordinal o categórica (escala Likert) que suelen asumir los ítems (en especial cuando la escala de respuesta es menor a cinco opciones) y a la dificultad para encontrar distribución normal multivariante (Li, 2016). Esto es debido a que las estimaciones robustas favorecen con una mejor explicación de la estructura interna cuando analizan la configuración factorial entre la variable latente (constructo) y la medida (test) y, además, inciden en la reducción del nivel de sesgo en los índices de ajuste, como CFI, RMSEA, χ^2/df y otros.

Una situación igual sucede con el cálculo de la fiabilidad, que, aunque varios estudios del PANAS confirman que la consistencia interna es adecuada (Gençöz, 2000; Gargurevich & Matos, 2012; Pires et al., 2013; García & Arias, 2019; Vera-Villarreal et al., 2019; Díaz-García et al., 2020), se realizó por medio del coeficiente de Cronbach (α). Esto nuevamente genera un debate contemporáneo al considerar que el uso de pruebas alternativas, como el alfa ordinal (Elosua Oliden & Zumbo, 2008) o el coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017), junto con el reporte de los intervalos de confianza (Dominguez-Lara et al., 2018) pueden permitir una mejor apreciación de la fiabilidad de una medida.

Además, en el caso de la equivalencia de medida del PANAS o invarianza factorial (que comprende una de las propiedades psicométricas menos estudiadas), se constata que esta característica está presente a nivel de grupos clasificados por sexo (Sandín et al., 1999; Crawford & Henry, 2004); por condición temporal (Galinha et al., 2013); por grupos etarios de niños, adolescentes, adultos y adultos mayores (Allan et al., 2015; Buz et al., 2015), y entre grupos escolarizados, como bachilleres y universitarios (Ortuño-Sierra et al., 2015). Lo cual permite que los estudios de tipo multigrupo o comparativos a futuro evidencien de una manera más apropiada las diferencias estadísticas existentes (de ser el caso), pero derivadas de las particularidades propias de los grupos y no de las diferencias en la estructuración factorial de la prueba (Moreta-Herrera & Velástegui-Parra, 2020).

En el caso de la invarianza factorial que considera grupos étnicos y nacionalidades, si bien es cierto que son

más limitados, existen algunos estudios que muestran esta propiedad entre diversos grupos, como los participantes procedentes de Francia y Canadá (Gaudreau et al., 2006), los universitarios de Francia y Pakistán (Karim, et al., 2011) y los de Singapur y Estados Unidos (Lee et al., 2020). En el caso del contexto de América Latina, específicamente con muestras de Ecuador y Colombia, esta verificación es inexistente. Igualmente cabe señalar que estos trabajos referenciados tampoco consideran las técnicas de validación interna alternativas en el análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFC-MG) para verificar esta propiedad. De ahí que es necesario el desarrollo de esta línea de investigación para fortalecer a futuro estudios de carácter comparativo entre grupos.

Desde la investigación instrumental se requiere profundizar en las propiedades psicométricas del PANAS y otras pruebas, en especial sobre la validez del modelo estructural propuesto de Watson & Tellegen (1985) como un modelo explicativo válido y actual para poblaciones latinoamericanas, como Ecuador y Colombia, y garantizar la idoneidad de la prueba (Brown, 2015). También para evidenciar la invarianza factorial para el desarrollo de estudios amplios entre países, pues no es suficiente la validación independiente de la prueba por país, sino que la medida debe previamente someterse a un AFC-MG (Asparouhov & Muthén, 2014). Y, finalmente, para el desarrollo de la investigación transcultural, en la cual es necesario identificar las facultades de la prueba entre grupos étnicos y nacionalidades (Gyollai et al., 2011; Jonason et al., 2020; Lee et al., 2020). Todo esto es necesario para reducir el mayor sesgo de medida posible (Moreta-Herrera & Velástegui-Parra, 2020) y arrojar resultados y conclusiones futuras consolidadas.

Objetivos e hipótesis

En base a la revisión planteada, se consideran como objetivos del estudio: *a*) Confirmar el modelo de dos factores correlacionados del PANAS en muestras de universitarios de Colombia y Ecuador. Como hipótesis 1 se estima que el modelo original del PANAS es el de mejor ajuste en las muestras planteadas; *b*) Identificar la equivalencia de medida del PANAS entre ecuatorianos y colombianos. Como hipótesis 2 se confirma la invarianza factorial del PANAS indistintamente de la nacionalidad; *c*) Verificar la fiabilidad del PANAS en los grupos de análisis. Se plantea como hipótesis 3 que el PANAS cuenta con una alta consistencia interna entre sus puntuaciones para ambos grupos.

MÉTODO

Diseño

La presente investigación tiene un diseño cuantitativo de carácter instrumental (Ato et al., 2013) en el que se pre-

tende confirmar la equivalencia de medida de la prueba de afecto positivo y negativo (PANAS) en muestras de universitarios de Colombia y Ecuador, así como su fiabilidad.

Participantes

El estudio se conformó con 445 participantes divididos en muestras de Colombia, con 217 casos, y Ecuador, con 228.

En el grupo de colombianos, son hombres el 45,6% y mujeres el 54,4%. Con media_(Colombia) = 20.9 años y una desviación estándar de 3.4. El 96.3% se encuentran domiciliados en el sector urbano y el 3.7% restante en el rural. El 34.1% reportan vulnerabilidad económica. Los participantes realizan sus estudios de pregrado en cuatro centros universitarios de la ciudad de Ibagué. El 21.7% de los participantes señalan que repiten al menos una materia y el 5.1% señalan riesgo académico debido al bajo rendimiento.

En la muestra de ecuatorianos, el 41.7% son hombres y el 58.3% mujeres. La edad es de media_(Ecuador) = 20.8 años y la desviación estándar de 1.95. El 88.6% están domiciliados en el sector urbano y el 11.4%, en el rural. El 23.3% reportan nivel de vulnerabilidad económica. Estos son estudiantes de pregrado de dos centros universitarios de la ciudad de Ambato. El 4.4% reportan vulnerabilidad académica por bajo rendimiento. El 11.8% están repitiendo al menos una materia y el 6.1% están repitiendo curso. Cabe señalar que los datos sociodemográficos se obtuvieron a través de una ficha *ad hoc*.

La selección de los participantes se realizó a través de un muestreo no probabilístico de tipo intencional con criterios de inclusión. En el mismo se consideraron: a) Ser estudiante de una de las universidades en análisis; b) Encontrarse legalmente matriculado; c) Asistencia regular a clases; d) Participación voluntaria; e) Aceptación de participación firmada para la difusión de los resultados.

Instrumento

Positive Affect and Negative Affect Scale (PANAS; Watson et al., 1988) en la versión al castellano de Satín y otros (1999). El PANAS es diseñado para valorar la presencia de afectos positivos y negativos en las personas. Comprende 20 ítems divididos en las subescalas de afecto positivo y negativo con 10 ítems cada uno y que se responden en una escala Likert de cinco opciones. Los estudios referenciales previos muestran que el test es fiable. Dado que la traducción española del PANAS cuenta con evidencia de su aplicabilidad en muestras hispanohablantes (Moriondo et al., 2012; Gargurevich & Matos, 2012; García & Arias, 2019; Vera-Villarreal et al., 2019), no se realizó modificación alguna de la composición lingüística de los ítems para mejorar el entendimiento.

Procedimiento

El presente texto forma parte del proyecto de investigación intitulado *Sesgos cognitivos y su relación con el bienestar psicológico en estudiantes universitarios*, el mismo que fue aprobado en el año 2017 por el Consejo de la Escuela de Psicología de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador Sede Ambato. La parte empírica de la investigación se realizó durante los años 2018 en Ecuador y 2019 en Colombia. Contó con las correspondientes autorizaciones por parte de los centros educativos, tanto en los centros educativos de Colombia como de Ecuador. Se invitó a los participantes potenciales a conocer el proyecto, los objetivos de este y las actividades que deberían desempeñar; los participantes del estudio dejaron por escrito su constancia de participación en el estudio. Concluida esta fase se depuraron y digitalizaron los datos encontrados. Cabe señalar que se siguieron los protocolos de investigación en seres humanos en base a la normativa de la universidad, así como los cuidados éticos según recoge la convención de Helsinki. Con ello, se analizaron estadísticamente en base a los objetivos del estudio y con los resultados se contrastaron las hipótesis planteadas. Finalmente, se elaboró el presente informe de investigación, que cuenta con la aprobación de la Comisión de Publicaciones de la Pontificia Universidad Católica del Ecuador Sede Ambato.

Análisis de resultados

El procesamiento de los datos se realizó en tres bloques de análisis. El primero es el análisis preliminar y descriptivo de los ítems (media, desviación, curtosis y asimetría), el cual se aplicó tanto para un grupo como para el otro. Además, se analiza de forma independiente el supuesto de normalidad univariada y multivariada de los ítems. En el primer caso, este supuesto se cumple cuando los valores de la curtosis y la asimetría no se encuentran por fuera del rango ± 1.5 (Cain et al., 2017); mientras que en el caso del segundo supuesto la normalidad multivariada se cumple ante la ausencia de significancia ($p > .05$) en los resultados de la prueba de Mardia (1970).

El segundo bloque comprende los AFC del PANAS en las muestras de Colombia y Ecuador como líneas base. Este análisis se realizó por medio de la estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (DWLS) a partir de una base de correlaciones policóricas (Li, 2016), además de los índices de ajuste: a) absolutos como el chi-cuadrado (χ^2) y el chi-cuadrado normado (χ^2/df); b) relativo con el índice de ajuste comparado (CFI), y c) basado en la no centralidad con el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se considera que existe un ajuste adecuado cuando el χ^2 no es significativo ($p < 0.05$), el χ^2/df es menor a 4, el CFI es igual o mayor a 0.9 y el RMSEA es menor o igual a 0.08 (Hair et al., 2004; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Wolf et

al., 2013; Brown, 2015). De la misma manera se analiza la invarianza factorial del PANAS a través de un análisis multigrupo con la estimación DWLS, del que se parte de un modelo sin restricciones y posteriormente anidándolo en modelos más restrictivos (fuerte, métrica y estricta). El nivel de invarianza se cumple cuando el $\Delta\chi^2$ no es significativo ($p > .05$) (Asparouhov & Muthén, 2014), el $\Delta CFI > -.01$ y $\Delta RMSEA \leq .01$ (Chen, 2007) o si $\Delta CFI > -.002$ y $\Delta RMSEA \leq .007$ (Meade et al., 2008). De comprobarse la invarianza de medida, sobre todo la fuerte (Dimitrov, 2010), se comparan las medias latentes de los factores del PANAS, fijando la media del grupo de colombianos en 0 y dejando al grupo de ecuatorianos libre para estimar la diferencia en los factores.

Finalmente, se analiza la fiabilidad del PANAS por medio del coeficiente omega (ω ; McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017), junto con los respectivos intervalos de confianza al 95% (Padilla & Divers, 2013), pues permiten una mayor apreciación de la fiabilidad real de las medidas (Dominguez-Lara et al., 2018).

La gestión informática de datos se realizó por medio del lenguaje de programación R (R Core Team, 2019), el cual es de licencia abierta, a través de los paquetes Lavaan (Rossee, 2012), para los análisis factoriales, semTools

(Jorgensen et al., 2020), para las medidas de invarianza, MNV (Korkmaz et al., 2014), para la normalidad univariada y multivariada, y MBESS (Kelley, 2007), para el cálculo del coeficiente ω y sus intervalos de confianza.

RESULTADOS

Análisis preliminar de los ítems

En la **tabla 1** se observa el patrón de comportamiento de cada uno de los ítems constitutivos del PANAS segmentado entre grupos. Los puntajes medios obtenidos en los ítems son homogéneos y fluctúan entre $media_{(ítem\ 9)} = 1.94$ y desviación estándar = 1.04 y $media_{(ítem\ 14)} = 3.65$ y desviación estándar = 0.96, en la muestra de Colombia; y $media_{(ítem\ 18)} = 2.00$ y desviación estándar = 1.17 y $media_{(ítem\ 13)} = 3.68$ y desviación estándar = 1.08, en la muestra de Ecuador.

Por otra parte, con respecto a la verificación de la normalidad univariante, en la muestra de colombianos se observa que este supuesto se cumple entre los ítems al encontrarse los valores de la asimetría y la curtosis dentro del rango ± 1.5 . Algo similar sucede en el grupo de ecuatorianos con la excepción del ítem 15 que tanto en

Tabla 1. Análisis descriptivos de la escala de afecto positivo y negativo segmentado entre muestras de Colombia y Ecuador

Ítems	Colombia				Ecuador			
	\bar{X}	s	$g1$	$g2$	\bar{X}	s	$g1$	$g2$
1. Interesado(a)	2.83	1.18	-0.20	-0.89	2.93	1.24	-0.12	-1.02
2. Irritable	2.59	1.15	0.22	-0.95	2.61	1.13	0.43	-0.45
3. Entusiasmado(a)	3.54	0.94	-0.32	-0.38	3.67	1.11	-0.64	-0.17
4. Tenso(a), con malestar	2.67	1.21	0.21	-0.92	2.64	1.20	0.42	-0.71
5. Disgustado(a), molesto	2.64	1.16	0.26	-0.81	2.56	1.15	0.41	-0.61
6. Fuerte, enérgico(a)	3.45	1.00	-0.12	-0.51	3.48	1.10	-0.39	-0.33
7. Orgulloso(a)	3.27	1.09	-0.10	-0.70	3.33	1.23	-0.31	-0.82
8. Temeroso(a), atemorizado(a)	2.29	1.14	0.55	-0.59	2.36	1.18	0.55	-0.62
9. Avergonzado(a)	1.94	1.04	0.92	0.14	2.11	1.09	0.81	-0.04
10. Inspirado(a)	3.45	1.11	-0.38	-0.45	3.62	1.16	-0.42	-0.60
11. Nervioso(a)	2.67	1.18	0.17	-0.91	2.82	1.18	0.19	-0.76
12. Estimulado(a)	3.11	1.16	-0.19	-0.73	3.25	1.13	-0.11	-0.74
13. Decidido(a)	3.55	1.02	-0.60	0.04	3.86	1.08	-0.90	0.25
14. Atento(a)	3.65	0.96	-0.69	0.47	3.77	1.07	-0.70	-0.01
15. Miedoso(a)	2.26	1.22	0.73	-0.40	2.29	1.20	0.72	-0.43
16. Activo (a)	3.60	0.98	-0.52	0.08	3.69	1.12	-0.72	-0.10
17. Asustado(a)	2.15	1.16	0.83	-0.11	2.28	1.22	0.68	-0.50
18. Culpable	1.98	1.08	0.82	-0.22	2.00	1.17	1.06	0.24
19. Alerta(a), despierto(a)	3.19	1.11	-0.35	-0.46	3.47	1.20	-0.45	-0.71
20. Hostil	2.25	1.09	0.39	-0.59	2.33	1.26	0.58	-0.59
	Mardia		2754.5***	20.4***			9709.9***	63.2***

Nota: Colombia: 217 casos; Ecuador: 228 casos; \bar{X} = media; s = desviación estándar; g_1 = asimetría; g_2 = curtosis.

la asimetría como en la curtosis exceden el rango de comprobación de la normalidad univariante.

Finalmente, en el supuesto de normalidad multivariante, los resultados de la prueba de Mardia para la asimetría y la curtosis evidencian para los dos grupos de análisis que este supuesto no se cumple debido a la presencia de significancia ($p < .05$) en sus resultados.

Análisis de equivalencia de medida por nacionalidad

En la **tabla 2** se presentan los resultados del análisis multigrupo según la nacionalidad de los participantes. Tanto en la línea base de la muestra colombiana como en la ecuatoriana, los valores del ajuste absoluto (χ^2/gf), relativo (CFI) y no basado en la centralidad (RMSEA) evidencian que el modelo de dos factores correlacionados del PA-

desviación estándar = 7.5, es superior a la de Colombia, $media_{(Colombia)} = 33.64$ y desviación estándar = 7.2, en el AP, siendo el tamaño del efecto pequeño ($d = 0.2$). Mientras que en el AN estas medias son equivalentes con $media_{(Ecuador)} = 23.99$ y desviación estándar = 7.7; y $media_{(Colombia)} = 23.44$ y desviación estándar = 7.4, sin tamaño del efecto alguno ($d = 0.1$).

Acerca de las cargas factoriales, como se observa en la **figura 1**, estas fluctúan entre 0.30 del ítem 1 y 0.78 del ítem 10 en la muestra de Colombia; mientras que en la de Ecuador estos se organizan entre 0.30 en el ítem 20 y 0.71 en el ítem 8. De manera general se aprecia homogeneidad entre las saturaciones. Además, estas cargas factoriales permiten evidenciar la pertinencia y consistencia de los ítems que dan configuración al modelo factorial del PANAS de dos factores correlacionados, los mismos que se asemejan entre grupos de análisis.

Tabla 2. Análisis de invarianza factorial del PANAS

Estimaciones	χ^2 (gf)	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$ (gf)	p	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Base Colombia	282.61 (169)	.963	.056	-	-	-	-
Base Ecuador	230.45 (169)	.973	.040	-	-	-	-
Sin restricciones	513.06 (338)	.967	.052	-	-	-	-
Métrica	555.89 (356)	.963	.054	42.83 (18)	.001	.005	.002
Fuerte	566.71 (374)	.964	.052	10.82 (18)	.090	.001	.002
Estricta	588.93 (376)	.960	.054	22.22 (2)	.000	.004	.002

Nota: χ^2 : chi-cuadrado; (gf): grado de libertad; GFI: índice de bondad de ajuste; CFI: índice de ajuste normado; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; Δ : delta; p : significancia. $\chi^2/gf = 1.7$ (Colombia); $\chi^2/gf = 1.4$ (Ecuador).

NAS es adecuado y gozan de un buen ajuste para ambos grupos.

Ya en el análisis de equivalencia de medida, conforme aumentan las restricciones (métrica, fuerte y estricta), las variaciones en los indicadores de ajuste (ΔCFI y $\Delta RMSEA$) se encuentran dentro del margen de tolerancia y permiten estimar que el modelo del PANAS propuesto es invariante entre las nacionalidades de los participantes (Colombia y Ecuador) con respecto al PANAS.

Al verificarse la invarianza fuerte, el análisis de las medias latentes muestra que existen diferencias en el factor de AP $t_{(442)} = -2.08$; $p < 0.05$; 95% IC [-2.82, -0.08] de acuerdo al país de procedencia, mientras que en el AN, no, $t_{(442)} = -0.77$; $p > 0.05$; 95% IC [-1.97, -0.86]. La media latente del grupo de Ecuador, $media_{(Ecuador)} = 35.08$ y

Análisis de fiabilidad

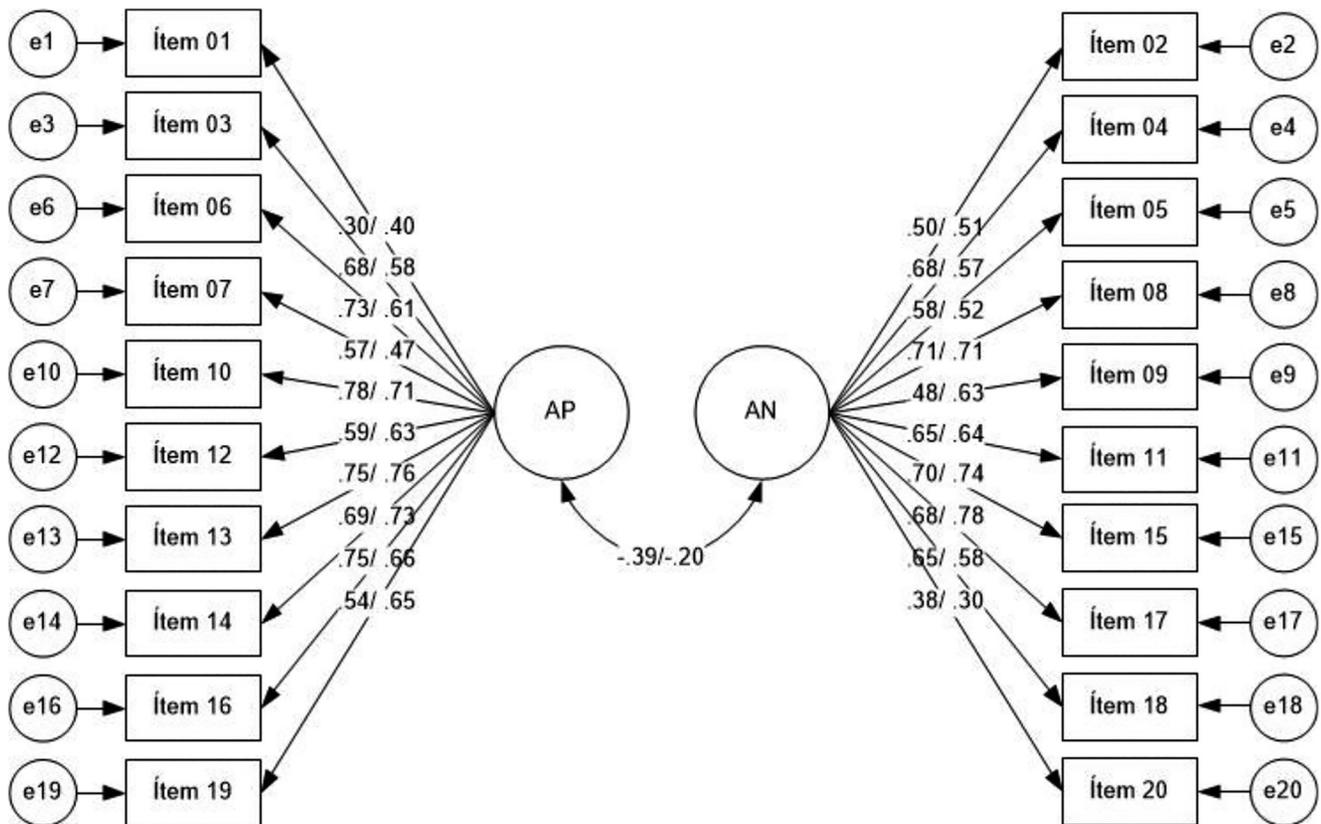
Acerca de la consistencia interna del PANAS, como se observa en la **tabla 3**, los valores del coeficiente ω y de los IC en los factores de AP y AN muestran que se encuentran dentro del rango de fiabilidad adecuada. Esto se observa tanto para la fiabilidad de la muestra colombiana como de la ecuatoriana. En este aspecto, además, se analizan las diferencias existentes de los puntajes de los coeficientes ω y los IC entre los grupos, las cuales resultan ser mínimas y no son significativas, debido a que el 0 está incluido en las diferencias de los intervalos de confianza, por lo que se concluye que las fiabilidades son similares.

Tabla 3. Análisis de fiabilidad del PANAS segmentado por nacionalidades

Factores	Ítems	Colombia		Ecuador		Dif. IC 95%
		ω	IC 95%	ω	IC 95%	
Afecto positivo	10	.87	[.84 - .90]	.85	[.82 - .88]	.02 [-.02 - .06]
Afecto negativo	10	.85	[.82 - .89]	.85	[.81 - .89]	.00 [-.05 - .06]

Nota: ω : coeficiente omega; IC 95%: intervalos de confianza al 95%; Dif. IC 95%: diferencias en los intervalos de confianza.

Figura 1. Modelo de dos factores correlacionados del PANAS



Se observan las cargas factoriales y las correlaciones entre los factores de afecto positivo (AP) y afecto negativo (AN). Del lado izquierdo los valores de la muestra de Colombia y de lado izquierdo, de Ecuador.



DISCUSIÓN

Los objetivos del estudio consistieron en confirmar el modelo factorial de dos dimensiones correlacionadas del PANAS, así como la invarianza factorial por nacionalidad (universitarios de Ecuador y Colombia) y la fiabilidad.

Los AFC de línea base con estimación DWLS para muestras de Ecuador y Colombia confirman el modelo factorial de dos dimensiones correlacionadas del PANAS. Estos señalan que el índice absoluto (χ^2/gf), el relativo (CFI) y el no basado en la centralidad (RMSEA) se encuentren dentro de los parámetros de buen ajuste (Hair et al., 2004; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Wolf et al., 2013; Brown, 2015). Además, estos hallazgos son similares a los estudios previos de Satín y otros (1999); Gargurevich y Matos (2012); Galinha et al. (2013); y García y Arias (2019).

Acercas del análisis factorial multigrupo con estimación DWLS, se confirma que el PANAS es invariante por nacionalidad (Colombia y Ecuador) a nivel estricto. Con ello se confirma la hipótesis de equivalencia de medida. Los cambios que se presentaron en los distintos anidamientos (métrica, fuerte y estricta) se encontraron dentro de los parámetros de aceptación estimados para ello (Chen, 2007; Asparouhov & Muthén, 2014; Meade et al., 2008). Estos hallazgos de invarianza concuerdan con

estudios previos realizados con otros grupos de nacionales (Gaudreau et al., 2006; Karim et al., 2011; Lee et al., 2020). Dado que no existen estudios referenciales en América Latina ni en Ecuador y Colombia, estos resultados son pioneros para el desarrollo de la investigación instrumental en cuanto a la equivalencia de medida del PANAS; sin embargo, deben ser tomados con cautela hasta la realización de más y diversos estudios dentro del contexto geográfico. El análisis de medias latentes tras comprobar la invarianza fuerte (Dimitrov, 2010) muestra que en el factor de AP se aprecian diferencias, las cuales se presentan más favorables para el grupo de ecuatorianos que de colombianos; en el caso del AN, las medidas latentes resultaron ser similares. La evidencia de diferencias en el factor AP se atribuyen a las diferencias culturales de la muestra al proceder de países distintos y no a variaciones específicas de la medida que se analiza. Aunque habría que explorar con mayor profundidad sobre las características culturales que estimulan más el desarrollo del afectivo positivo en la población universitaria del Ecuador, tal como se mencionó anteriormente, los estudios culturales de la afectividad son limitados y no se cuenta con información específica.

En cuanto a la fiabilidad del PANAS, los grupos tanto de Ecuador como de Colombia cuentan con una adecuada consistencia interna. Las diferencias de los coeficientes

son mínimas y los IC de los grupos no son significativas, con lo que se demuestra un adecuado comportamiento de la prueba. El nivel de fiabilidad del PANAS entre los grupos coincide con los trabajos referenciales anteriores en distintos países (Gençöz, 2000; Gargurevich & Matos, 2012; Pires et al., 2013; García & Arias, 2019; Vera-Villarroel et al., 2019; Díaz-García et al., 2020).

Una acotación para considerar es que el AFC, el AFC-MG y la fiabilidad del PANAS se realizaron utilizando una estimación (DWLS) y un coeficiente (ω) alternativo al de los trabajos referenciales que usaron ML y α , lo cual puede generar discusión técnica por la diferencia de métodos empleados. De manera que los resultados deben ser tomados con cautela hasta la formulación de más estudios confirmatorios con similares metodologías. Si bien es cierto que la ML no necesariamente es equívoca en su utilización, el uso de estimadores robustos (MLR o MLM) o el DWLS para validación factorial cada vez cobran mayor uso, debido a que favorecen la estabilidad y a la consistencia estadística de las estimaciones de las pruebas que se analizan (Asparouhov & Muthén, 2014; Li, 2016), aunque sigue existiendo controversia.

Acerca de las implicaciones del estudio, los hallazgos reflejan la adaptación del test a los grupos de estudiantes universitarios en el que el modelo factorial de dos dimensiones se conserva. Esto es un aporte relevante para el fortalecimiento del constructo por Watson y Tellegen (1985), el mismo que refleja la idoneidad para evaluar la afectividad desde dimensiones afectivas opuestas. De esta manera se contribuye con evidencia a la relación del constructo con la medida (PANAS), así como de la medida para evaluar la afectividad en poblaciones universitarias diversas. Esto servirá desde luego para fortalecer las investigaciones que se llevan a cabo en el campo de la afectividad a nivel individual y grupal. También, para revelar la propiedad transcultural de la prueba, que es invariante con respecto a las nacionalidades e incluso a las variantes idiomáticas, lo cual permite un avance significativo en la investigación instrumental del PANAS.

Limitaciones y líneas de investigación a futuro

Un limitante es el uso de pruebas estadísticas robustas alternativas como la estimación DWLS en contraste con la MV o la MLR en el AFC, así como el coeficiente ω en vez del α en la fiabilidad. Si bien es cierto que son métodos más favorables para ítems con naturaleza ordinal frente a los otros que son los más usados, esto puede provocar dificultad para contrastar experiencias similares de otros estudios y de incompatibilidad por la diferencia de los métodos (Moreta-Herrera et al., 2020). Por lo que a futuro se requieren estudios de replicación que vayan nutriendo con información sobre el uso de esta metodología. Otro aspecto para considerar en un futuro es el de realizar más estudios no solo basados en la teoría clásica de test, en el que el AFC-MG es frecuentemente usado,

sino también estimaciones a través de la teoría de respuesta al ítem (TRI). Otro limitante que hay que considerar es el relacionado con las muestras, pues para este estudio se trabajó con estudiantes universitarios, siendo necesario a futuro otros estudios que contemplen adolescentes, población adulta y clínica, entre otros. Además de ello, se considera necesario ampliar los criterios de inclusión y exclusión para la selección de participantes y considerar, por ejemplo, el historial del consumo abusivo de sustancias, las enfermedades psiquiátricas preexistentes, las enfermedades no controladas, el estado físico y psicológico adecuado para llenar la evaluación y otros criterios que puedan afectar el rendimiento óptimo del test.

Como conclusiones se establecen que tras el análisis factorial del PANAS, con la verificación de la equivalencia de medida y la fiabilidad, este cuenta con suficiente evidencia para establecer que es una medida adecuada para la evaluación de la población universitaria de dos países, así como también para la realización de estudios multi-grupo entre los mismos y a futuro determinar diferencias o no. También, que el modelo de dos factores correlacionados (AP y AN) de Watson y Tellegen (1985) es perfectamente adaptable a estos grupos analizados, por lo que su uso es recomendable para muestras similares.

Referencias

- Allan, N. P., Lonigan, C. J., & Phillips, B. M. (2015). Examining the factor structure and structural invariance of the PANAS across children, adolescents and young adults. *Journal of personality assessment*, 97(6), 616-625. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1038388>
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). Multiple-group factor analysis alignment. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(4), 495-508.
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (Vol. 2). Guilford Publications.
- Buz, J., Pérez-Arechaederra, D., Fernández-Pulido, R., & Urchaga, D. (2015). Factorial structure and measurement invariance of the PANAS in spanish older adults. *The Spanish Journal of Psychology*, 18(e3). <https://doi.org/10.1017/sjp.2015.6>
- Cain, M. K., Zhang, Z., & Yuan, K. H. (2017). Univariate and multivariate skewness and kurtosis for measuring nonnormality: Prevalence, influence and estimation. *Behavior Research Methods*, 49(5), 1716-1735. <https://doi.org/10.3758/s13428-016-0814-1>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504.
- Crawford, J. R., & Henry, J. D. (2004). The positive and negative affect schedule (PANAS): Construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43(3), 245-265.

- Di Fabio, A., & Kenny, M. E. (2016). From decent work to decent lives: Positive self and relational management (PS&RM) in the twenty-first century. *Frontiers in Psychology*, 7, 1-12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00361>
- Díaz-García, A., González-Robles, A., Mor, S., Mira, A., Quere, S., García-Palacios, A., Baños, R. M., & Botella, C. (2020). Positive and negative affect schedule (PANAS): Psychometric properties of the online spanish version in a clinical sample with emotional disorders. *BMC Psychiatry*, 20(1), 1-13. <https://doi.org/10.1186/s12888-020-2472-1>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling*, 43, 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., & Navarro-Loli, J. (2018). Comparación de coeficientes alfa basada en intervalos de confianza. *Educación Médica*, 19(1), 70. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2017.03.025>
- Elosua Oliden, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-902.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Galinha, I. C., & Pais-Ribeiro, J. L. (2012). Contribuição para o estudo da versão portuguesa da positive and negative affect schedule (PANAS): II – Estudo psicométrico. *Análise Psicológica*, 23(2), 219-227. <https://doi.org/10.14417/ap.84>
- Galinha, I. C., Pereira, C. R., & Esteves, F. G. (2013). Confirmatory factor analysis and temporal invariance of the positive and negative affect schedule (PANAS). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(4), 671-679. <https://doi.org/10.1590/S0102-7972201300040>
- García Naveira, A. (2015). Optimismo, estrategia de afrontamiento, afectividad y satisfacción en la vida en atletas adolescentes de rendimiento. *Anuario de Psicología/The UB Journal of Psychology*, 45(2), 161-175.
- García, F., & Arias, P. (2019). Propiedades psicométricas de la escala de afecto positivo y negativo en población ecuatoriana. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(1), 55-62.
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de escala de afecto positivo y negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología (Trujillo)*, 14(2), 208-217.
- Gaudreau, P., Sanchez, X., & Blondin, J. P. (2006). Positive and negative affective states in a performance-related setting: Testing the factorial structure of the PANAS across two samples of french-canadian participants. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 240-249. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.22.4.240>
- Gençöz, T. (2000). Positive and negative affect schedule: A study of validity and reliability. *Türk Psikoloji Dergisi*, 15(46), 19-28.
- Gyollai, Á., Simor, P., Köteles, F., & Demetrovics, Z. (2011). Psychometric properties of the hungarian version of the original and the short form of the positive and negative affect schedule (PANAS). *Neuropsychopharmacologia Hungarica*, 13(2), 73-79.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2004). *Análisis multivariante*. Prentice Hall.
- Jonason, P., Zemojtel-Piotrowska, M., Piotrowski, J., Sedikides, C., Campbell, K., Gebauer, J., Maltby, J., Adamovic, M., Adams, B., Lestari, A., Atitsogbe, K., Bundhoo, H., Báltatesku, S., Bilic, S., Gruneau, J., Chobthamkit, P., Domínguez, A., Dragova-Koleva, S., El Astal, S., ... Yahiaev, I. (2020). Country-level correlates of the dark triad traits in 49 countries. *Journal of Personality*, First online. <https://doi.org/10.1111/jopy.12569>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2020). *semTools: Useful tools for structural equation modeling* [R package version 0.5-3]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Karim, J., Weisz, R., & Rehman, S. U. (2011). International positive and negative affect schedule short-form (I-PANAS-SF): Testing for factorial invariance across cultures. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 15, 2016-2022. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.04.046>
- Kelley, K. (2007). *Methods for the behavioral, educational, and social sciences (MBESS)*. Computer software and manual: www.cran.r-project.org/
- Korkmaz, S., Goksuluk, D., & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151-162.
- Lee, S., Hartanto, A., Yong, J., Koh, B., & Leung, A. (2020). Examining the cross-cultural validity of the positive affect and negative affect schedule between an asian (Singaporean) sample and a western (american) sample. *Asian Journal of Social Psychology*, 23(1), 109-116. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12390>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s1342>
- Librán, E. C., & Piera, P. J. (2008). Variables cognitivas y afectivas como predictoras de satisfacción en la vida. *Psicothema*, 20(3), 408-412.
- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika* (57), 519. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93, 568-592.
- Moreta-Herrera, R., & Velástegui-Parra, A. (2020). El sesgo de equivalencia de medida en los análisis multigrupos. La invarianza factorial para comparaciones en ciencias sociales y de la salud. Interacciones. *Revista de Avances en Psicología*, 6(1), e200. <https://doi.org/10.24016/2020.v6n1.200>
- Moreta-Herrera, R., Mayorga-Lascano, M., Larzabal-Fernandez, A., & Vaca-Quintana, D. (2020). Factor analysis, reliability and validity of a measurement model for the intent of alcohol consumption among ecuadorian teenagers. *Health & Addictions/Salud y Drogas*, 20(1), 126-135. <https://ojs.haaj.org/index.php/haaj/article/view/126>
- Moriondo, M., Palma, P., Medrano, L., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la escala de afectividad positiva y negativa (PANAS) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: Análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psycho*

- logica*, 11(1), 187-196. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy11-1.aeap>
- Ortuño-Sierra, J., Santarén-Rosell, M., De Albéniz, A. P., & Fonseca-Pedrero, E. (2015). Dimensional structure of the spanish version of the positive and negative affect schedule (PANAS) in adolescents and young adults. *Psychological Assessment*, 27(3), e1-e9.
- Padilla, M. A., & Divers, J. (2013). Coefficient omega bootstrap confidence intervals: Nonnormal distributions. *Educational and Psychological Measurement*, 73(6), 956-972. <https://doi.org/10.1177/0013164413492765>
- Pires, P., Filgueiras, A., Ribas, R., & Santana, C. (2013). Positive and negative affect schedule: Psychometric properties for the brazilian portuguese version. *Spanish Journal of Psychology*, 16. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.60>
- Powers, A., Stevens, J., Fani, N., & Bradley, B. (2015). Construct validity of a short, self-report instrument assessing emotional dysregulation. *Psychiatry Research*, 225, 85-92. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2014.10.020>
- R Core Team. (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing.
- Rogaten, J., & Moneta, G. B. (2015). Use of creative cognition and positive affect in studying: Evidence of a reciprocal relationship. *Creativity Research Journal*, 27(2), 225-231. <https://doi.org/10.1080/10400419.2015.1030312>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: Validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51.
- Torres-Salazar, C., Moreta-Herrera, R., Ramos-Ramírez, M., & López-Castro, J. (2020). Optimismo como rasgo y sesgo cognitivo en el bienestar subjetivo y psicológico en estudiantes ecuatorianos. *Revista Colombiana de Psicología*, 29(1), 61-72. <https://doi.org/10.15446/rcp.v29n1.75853>
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Vera-Villaruel, P., Urzúa, A., Jaime, D., Contreras, D., Zych, I., Celis-Atenas, K., Silva, J., & Lillo, S. (2019). Positive and negative affect schedule (PANAS): Psychometric properties and discriminative capacity in several Chilean samples. *Evaluation and the Health Professions*, 42(4), 473-497. <https://doi.org/10.1177/0163278717745344>
- Watson, D. (2002). Positive affectivity: The disposition to experience pleasurable emotional states. En C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of Positive Psychology* (pp. 106-119). Oxford University Press.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98(2), 219-235. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.219>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Westen, D., Muderrisoglu, S., Fowler, C., Shedler, J., & Koren, D. (1997). Affect regulation and affective experience: Individual differences, group differences, and measurement using a Q-sort procedure. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65, 429-439. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.65.3.429>
- Wolf, E. J., Harrington, K. M., Clark, S. L., & Miller, M. W. (2013). Sample size requirements for structural equation models: An evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and psychological measurement*, 73(6), 913-934. <https://doi.org/10.1177/0013164413495237>
- Wróbel, M., Finogenow, M., Szymańska, P., & Laurent, J. (2019). Measuring positive and negative affect in a school-based sample: A polish version of the PANAS-C. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 41(4), 598-611. <https://doi.org/10.1007>