



Revista Electrónica de Psicología Iztacala



Universidad Nacional Autónoma de México

Vol. 27 No. 1

Marzo de 2024

ESCALA AUTO-REPORTE DE PSICOPATÍA DE LEVENSON. ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN EN ADULTOS DE SAN LUIS, ARGENTINA

Alfredo Martin Peiró Cabrera¹ y Horacio Daniel Garcia Sorrentino²
Universidad Nacional de San Luis
Argentina

RESUMEN

El estudio sobre psicopatía representa un desafío clave, en particular en el campo de la psicología clínica y forense. Es entendida como un conjunto complejo de rasgos de personalidad relacionados con la carencia de empatía, la manipulación interpersonal y el comportamiento impulsivo. La Escala de Autoreporte de Psicopatía de Levenson (EAPL) (Levenson, et al., 1995) ha sido una de las medidas más ampliamente utilizadas para evaluarla, sin embargo, sus propiedades psicométricas no han sido estudiadas en la población de San Luis, Argentina. Con el objeto de indagar su confiabilidad y validez, se implementó un estudio de tipo descriptivo-instrumental, de dos etapas, con muestras de 279 y 261 participantes respectivamente. El primer trabajo evidenció que algunos reactivos presentaron dificultades para medir taxativamente el constructo. Eliminados estos, se decidió evaluar una versión de 20 componentes (EAPL-20). El análisis factorial exploratorio identificó tres factores, que explicaron más del 52% de la varianza. Las cargas factoriales discriminaron con claridad al factor correspondiente y se obtuvieron índices aceptables de consistencia interna, coincidiendo con estudios previos realizados en diversos países. En el segundo estudio, el análisis factorial confirmatorio corroboró la concordancia entre el sustrato teórico en el que se ancla el instrumento y la

¹ Maestrando de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional de San Luis Email: martinblasco88@gmail.com

² Profesor responsable de la cátedra Metodología de la investigación I de la Facultad de psicología, Universidad Nacional de San Luis. Director del proyecto de investigación PROICO 12-0420 "Personalidad desde una perspectiva sistémico-integradora. Su relación con variables cognitivas y afectivas". Email: hdgarcia69@gmail.com

estructura factorial propuesta, presentándose como una alternativa válida para su uso en nuestro contexto.

Palabras Clave: Confiabilidad, Validez, Análisis Factorial Exploratorio, Análisis Factorial Confirmatorio, Escala Autoreporte de Psicopatía de Levenson

LEVENSON SELF-REPORTED PSYCHOPATHY SCALE. ADAPTATION AND VALIDATION IN ADULTS FROM SAN LUIS, ARGENTINA

ABSTRACT

The study of psychopathy represents a key challenge, particularly in the field of clinical and forensic psychology. It is understood as a complex set of personality traits related to lack of empathy, interpersonal manipulation, and impulsive behavior. The Levenson Self-Report Psychopathy Scale (EAPL) (Levenson, et al., 1995) has been one of the most widely used measures to assess it; however, its psychometric properties have not been studied in the population of San Luis, Argentina. In order to investigate its reliability and validity, a two-stage descriptive-instrumental study was implemented, with samples of 279 and 261 participants, respectively. The first study showed that some items presented difficulties in exhaustively measuring the construct. Eliminated these, it was decided to evaluate a version of 20 components (EAPL-20). Exploratory factor analysis identified three factors, which explained more than 52% of the variance. The factor loadings clearly discriminated the corresponding factor and acceptable internal consistency indices were obtained, coinciding with previous studies carried out in various countries. In the second study, the confirmatory factorial analysis corroborated the agreement between the theoretical substrate in which the instrument is anchored and the proposed factorial structure, presenting itself as a valid alternative for use in our context.

Keywords: Reliability, Validity, Exploratory Factor Analysis, Confirmatory Factor Analysis, Levenson Self-Report Psychopathy Scale

La evaluación precisa de la psicopatía es un desafío clave en el campo de la psicología clínica y forense. La psicopatía se caracteriza por un conjunto complejo de rasgos de personalidad, incluyendo la falta de empatía, manipulación interpersonal y comportamiento impulsivo. Dada la trascendental importancia que reviste la identificación temprana en el manejo efectivo del cuadro, se han desarrollado diversas herramientas de evaluación. La Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson (EAPL) (Levenson, et al., 1995) es una de las medidas

más ampliamente utilizadas para evaluar la psicopatía en individuos adultos y se basa en el modelo de la psicopatía de Hare (1991), quien propuso una estructura bifactorial para evaluar la psicopatía: el factor 1, relacionado con los rasgos afectivos y la falta de empatía, y el factor 2, asociado con la conducta impulsiva y el estilo de vida antisocial.

La EAPL consta de 26 ítems que evalúan las dos dimensiones propuestas por Hare. Los reactivos ofrecen una escala de respuesta de 4 puntos, que varía desde "no se aplica en absoluto" hasta "se aplica completamente". La validez de contenido de la EAPL se ha respaldado mediante la revisión exhaustiva de la literatura existente y la consulta con expertos en el campo de la psicopatía; ha demostrado una adecuada consistencia interna y estabilidad temporal en estudios previos (Levenson, et al., 1995).

Por otra parte, la validez de constructo de la EAPL se ha respaldado mediante estudios que han examinado las asociaciones con otros constructos relevantes. Por ejemplo, se ha observado una alta correlación entre la puntuación de la EAPL e instrumentos ampliamente utilizados para evaluar la psicopatía, como la Escala de Psicopatía de Hare-Revised (PCL-R), o con comportamientos antisociales, agresión y delincuencia (Lynam et al., 1999; Neumann et al., 2012). Asimismo, se han confirmado asociaciones negativas entre la EAPL y los niveles de empatía, de conciencia moral y la capacidad de establecer relaciones interpersonales saludables (Jones y Paulhus, 2014).

Además, se ha demostrado que posee una adecuada validez discriminante al distinguir entre individuos psicopáticos y no psicopáticos. En este sentido, diversos estudios han encontrado diferencias significativas en las puntuaciones de la EAPL entre grupos clínicos y no clínicos, así como entre delincuentes violentos y no violentos (Levenson, et al., 1995; Patrick, 2006). Sin embargo, es importante tener en cuenta que la EAPL es una medida de auto-reporte, por lo que sus puntuaciones pueden ser susceptibles a los sesgos de los participantes. Recordemos que los individuos psicopáticos pueden tener dificultades para proporcionar respuestas precisas debido a su tendencia a la manipulación y la falta de introspección (Hart y Hare, 1996). Por lo que, como medida diagnóstica,

debe complementarse con otras fuentes de información, como observaciones clínicas y evaluaciones objetivas.

Se han realizado numerosas adaptaciones y análisis psicométricos del instrumento; por ejemplo, en Bulgaria (Psederska, et al., 2020), en China (Wang, et al., 2018), en Estados Unidos de América (Brinkley, et al., 2008; Lynam, et al., 1999; Miller, et al., 2008), en Francia (Maheux-Caron, et al., 2018), en Italia (Somma, et al., 2014), en Nueva Zelanda (Sellbom, 2011), en Países Bajos (Garofalo, et al., 2019; Wissenburg, et al., 2022), en Portugal (Coelho, et al., 2010) y en España (Rodríguez, et al., 2018; Camacho, et al., 2011).

MÉTODO

Diseño

Se diseñó un estudio descriptivo-instrumental, basado en normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales (Montero y León, 2005). Se trató de una investigación de dos etapas: la primera de ellas orientada a determinar una adecuada estructura factorial del instrumento por medio del Análisis factorial exploratorio (AFE), en tanto que en la segunda etapa se procuró validar la estructura factorial obtenida mediante Análisis factorial confirmatorio (AFC).

Participantes

Etapa I: se accedió a una muestra de carácter intencional, no probabilística, de 279 participantes mayores de 20 años que residen en la ciudad de San Luis, Argentina. Se consideraron como criterios de exclusión no poseer la capacidad de comprensión lectora suficiente y/o presentar antecedentes penales. La media de edad fue de 32,5 años con un desvío estándar de 14,2. Respecto al género, el 55% de los participantes fue femenino, un 45% masculino, y un 1% manifestó ser no binario.

Etapa II: de manera similar, se trabajó con una muestra intencional, no probabilística, de 261 personas, con una edad promedio de 31,25 (DE= 13,41). El 53 % fueron de género femenino, en tanto que el 47% declararon ser masculinos.

Instrumento

Etapa I: Se trabajó con una versión traducida (a partir de la original) de la Levenson Self-Report Psychopathy Scale (Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson) (EAPL) (Levenson, et al., 1995).

Etapa II: Se aplicó una versión reducida derivada del Análisis Factorial Exploratorio llevado a cabo en la Etapa I (Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson – 20) (EAPL - 20), constituida por un total de 20 ítems cuyas opciones de respuesta se ofrecen en una escala Likert de 4 puntos, similares a la versión original.

Procedimiento y aspectos éticos.

El instrumento se distribuyó a través de diversas redes sociales y portales académicos, acompañado de una sinopsis del propósito de la investigación y un enlace correspondiente que redirigía a un formulario de Google. En la introducción, se proporcionó información detallada sobre el alcance de la investigación, los derechos de los participantes y las responsabilidades de los investigadores, ofreciendo la opción de aceptar o rechazar su participación en el estudio. Una vez confirmado el consentimiento informado, los participantes tuvieron la libertad de interrumpir su participación o retirarse en cualquier momento sin enfrentar ninguna consecuencia negativa.

Procedimiento estadístico.

Luego de la eliminación de los casos que presentaban datos atípicos y/o perdidos, se procedió a obtener información acerca de las medidas de forma de los reactivos a analizar. Muthen y Kaplan (1992) y Domínguez-Lara (2014), recomiendan la implementación de matrices de correlación policórica cuando las distribuciones univariadas de elementos ordinales son asimétricas o con exceso de curtosis. Ambas situaciones se presentaban en este estudio, por lo que se desestimó el empleo de matrices de correlación lineal mediante el estadístico de Pearson.

Utilizando el programa Jamovi, en su versión 2.3.13, se determinaron los coeficientes de consistencia interna mediante alfa de Cronbach, en tanto que con el software Factor, versión 12.01.02, (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2021) se procuró analizar: la adecuación de la matriz de correlación policórica, los índices de ajuste

de cada ítems (Measure of Sampling Adequacy - MSA), el Análisis Paralelo con el método de extracción de Mínimos cuadrados robustos no ponderados para determinar la cantidad de factores y, finalmente, se implementó rotación Oblimin directa a los efectos de discriminar con mayor claridad la carga factorial de los ítems. Con esta configuración, se trabajó con diversos modelos, de los cuales en este trabajo se presentan dos; uno de 26 ítems (concordante con la versión original) y, luego, una versión reducida de 20 ítems que obtuvo un mejor ajuste.

Para el AFC se calcularon los siguientes índices: Error de Aproximación Cuadrático Medio (RMSEA - Root Mean Square Error of Approximation), Índice de ajuste comparativo (CFI - Comparative Fit Index), Índice de bondad de ajuste (GFI - Goodness of Fit Index) y Raíz cuadrática media de residuos (RMSR - Root Mean Square of Residuals).

RESULTADOS

Etapa 1: *Versión original (26 ítems)*

Fiabilidad

Considerado globalmente, el instrumento mostró una adecuada fiabilidad (alfa de Cronbach=0,79) en tanto que el análisis complementario para mejorar la consistencia no justificó la eliminación de ninguno de los reactivos. De manera independiente, para cada una de las dimensiones, se encontró que Psicopatía primaria presentó un alfa de 0,77, en tanto que Psicopatía secundaria registró un alfa de Cronbach de 0,63.

Adecuación de la matriz de correlación policórica

Los resultados obtenidos indicaron el cumplimiento de los requisitos necesarios para realizar un análisis factorial exploratorio. Respecto a la Determinante de la matriz, el valor resultante ($p = <0,000$) garantiza la presencia de correlaciones entre ítems, la prueba de esfericidad de Bartlett informó un Chi cuadrado aproximado de 2586,8 con 325 grados de libertad y un p valor $< 0,000$, y el análisis de correlaciones parciales entre las variables ($KMO = 0,75$) denotó condiciones admisibles para proseguir con el AF.

Con el análisis mediante la Medida de Adecuación del Muestreo (MSA), estrategia particularmente útil para identificar potenciales reactivos a ser eliminados dada su inconsistencia para medir el constructo latente (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2021), se identificaron dificultades en los ítems 20, 19 y 10. No obstante, se decidió valorar tal posibilidad a futuro, analizando conjuntamente la capacidad discriminativa de cada ítem respecto del factor correspondiente, su correspondencia con el constructo teórico que lo sustenta y el aporte del mismo al factor.

Tabla 1.
Componentes principales mediante Análisis Paralelo para la versión original.

Variable	Porcentaje de varianza de datos reales	Media del % aleatorio de la varianza	Porcentaje acumulado de la varianza
1	25,8273*	8,2996	25,8273
2	12,4762*	7,6352	38,3035
3	7,9814*	7,1372	46,2849
4	6,6227	6,7100	
5	5,4331	6,3334	
....			

La tabla 1 presenta la recomendación de retener 3 dimensiones para el modelo, las que explicarían el 46,28% de la varianza.

Tabla 2.
Matriz de cargas rotadas (Oblimin).

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3
1		0,422	0,320
2		0,562	
3		0,668	
4		0,663	
5		0,540	
6		0,543	0,365
7**	-/-	-/-	-/-
8		0,706	
9		0,317	0,562
10			0,469
11			0,428
12			0,706
13			0,481

14				0,655
15				0,654
16				0,793
17	0,699			
18	0,618			
19**	0,489	-0,488		
20**	-/-	-/-		-/-
21	0,686			
22**	0,483			0,421
23**		-0,385		0,409
24	0,522			
25	0,556			
26		0,459		

** Ítem con carga factorial < 0,30 o con cargas factoriales en más de un factor de difícil discriminación

La solución factorial rotada evidenció algunos reactivos con dificultades para discriminar con claridad la variable latente. Observando la tabla 2 se puede identificar que los ítems 7 y 20 presentaron cargas factoriales inferiores a 0,30, en tanto que los reactivos 19, 22 y 23 mostraron cargas similares en dos factores. Situación similar presentaron los ítems 1, 6 y 9 aunque los valores permitirían discriminar con mayor claridad el factor de pertenencia.

De acuerdo con el análisis hasta aquí realizado, teniendo en cuenta la pertinencia de los reactivos con el constructo a medir, los valores de comunalidad, de carga factorial y de MSA, se decidió extraer 6 ítems: 7, 10, 19, 20, 22 y 23.

Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson-20) (EAPL-20)

Fiabilidad

El análisis de confiabilidad global por medio de alfa de Cronbach (0,77) determinó niveles adecuados (Conductual alfa=0,66, Insensibilidad alfa=0,65) y Egocentrismo alfa=0,74).

Adecuación de la matriz de correlación policórica

La Determinante de la matriz ($p < 0,000$) garantizó la presencia de correlaciones entre ítems, la prueba de esfericidad de Bartlett informó un Chi cuadrado aproximado de 1878,6 con 190 grados de libertad y un p valor < 0,000, y KMO (0,75) denotaron condiciones admisibles para proseguir con el AF. En tanto, el análisis de Adecuación del Muestreo (MSA) determinó que la mayoría de los ítems

presentaron valores, en el rango de bueno a excelente, indicando una correlación significativa con la medida global de la escala.

Tabla 3.
Componentes principales mediante Análisis Paralelo para la versión revisada (20 ítems).

Variable	Porcentaje de varianza de datos reales	Media del % aleatorio de la varianza	Porcentaje acumulado de la varianza
1	30,4024*	10,5984	30,4024
2	14,0253*	9,5937	44,4277
3	7,9872*	8,8720	52,4149
4	6,5911	8,2917	
5	5,8258	7,7553	
...			

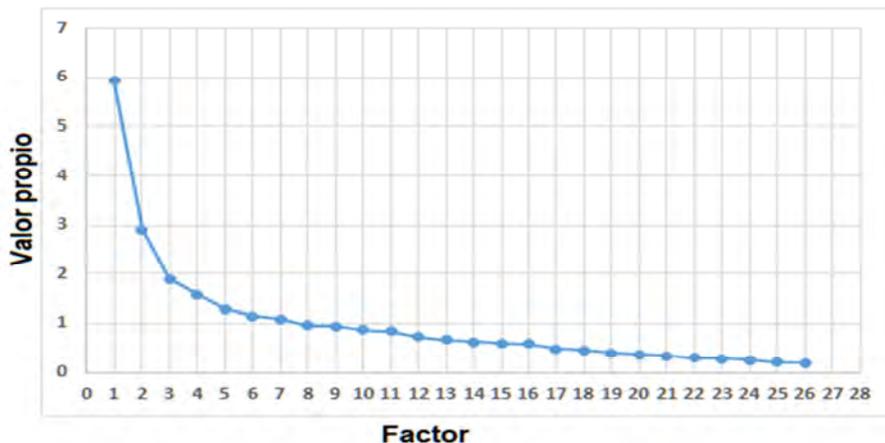


Figura 1.

Gráfico de sedimentación basado en valor propio para la versión revisada

La estrategia de Análisis de componentes principales determinó la posibilidad de identificar 3 factores que explicarían el 52,41% de la varianza (tabla 3), dato consistente con la gráfica de sedimentación de valores propios (figura1).

Tabla 4.
Matriz de cargas rotadas (Oblimin) para la versión revisada (20 ítems).

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3
----------	----------	----------	----------

1		0,382	
2			0,467
3			0,671
4			0,722
5			0,612
6		0,326	0,512
8			0,704
9		0,358	
11		0,377	
12		0,626	
13		0,442	
14		0,658	
15		0,628	
16		0,739	
17	0,662		
18	0,507		
21	0,501		
24	0,544		
25	0,595		
26			0,370

En la tabla 4 se puede observar que mediante rotación Oblimin se obtuvo una aceptable discriminación de las cargas factoriales de los reactivos. Los resultados mostraron que la mayoría de los ítems tienen una carga importante en un solo factor, lo que indicó una buena adecuación de los datos a la estructura factorial propuesta.

Etapa II

Análisis Factorial Confirmatorio

Tabla 5.
Estadísticos de bondad de ajuste luego de la corrección de Losefer.

Estadístico	Valores encontrados	Valores de corte (Hu y Bentler, 1999)
Chi Cuadrado (χ^2)/gl (coeficiente)	230,13/133= 1,76	< 3 bueno; < 5 algunas veces permisible
Chi Cuadrado (χ^2) (valor p)	0,02	> 0,05
RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)	0,051 IC 90% (0,053 - 0,058)	< 0,05 bueno; 0,05 a 0,10 moderado; > 0,10 malo

SRMR (Root Mean Square of Residuals)	0,0570 IC 90% (0,055 - 0,056)	< 0,09
CFI (Comparative Fit Index)	0,971 IC 90% (0,950 - 0,990)	> 0,95 excelente; > 0,90 tradicional; >0,80 algunas veces permisible
GFI (Goodness of Fit Index)	0,973 IC 90% (0,944 - 0,971)	> 0,95

Los resultados expuestos en la tabla 5 demuestran, de manera general, una buena bondad de ajuste global. Atentos a que el valor de probabilidad asociado a Chi cuadrado ($p= 0,02$) sugeriría un insatisfactorio ajuste del modelo, es importante aclarar que este dato no debe ser considerado con independencia del tamaño muestral. Con tal propósito se exponen dos índices de ajuste absolutos que justifican el adecuado ajuste del modelo observado: RMSEA (0,051) y SRMR (0,057). En cuanto a los índices de ajuste incrementales se ha encontrado que tanto el CFI (0,971), como el GFI (0,973), sugieren una significativa mejora del modelo propuesto en relación a un modelo base.

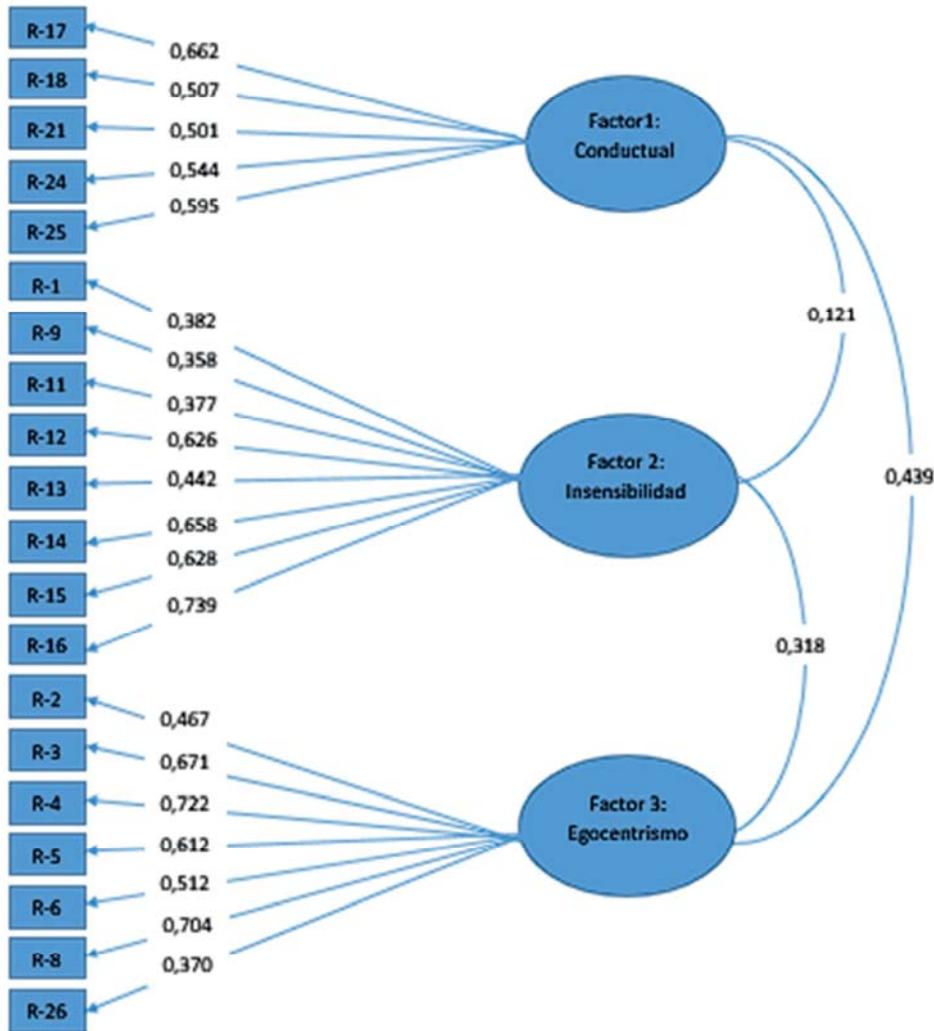


Figura 2.

Diagrama de flujo de la estructura factorial obtenida.

La figura 2 muestra que los ítems con la carga factorial más elevada son el 16 (0,739) y el 8 (0,704), mientras que los valores más bajos pueden observarse en los ítems 26 (0,370) y 9 (0,358). Respecto a las correlaciones entre los factores, se observa una correlación moderada del factor 3 tanto con el factor 1 (0,439) como con el factor 2 (0,318), y una correlación baja entre los factores 1 y 2 (0,121). En general, estos resultados serían indicativos de que los tres factores representan constructos subyacentes distintos en la escala.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Para la versión de 26 ítems, se encontraron valores aceptables de confiabilidad, en particular, se hallaron valores de consistencia interna de 0,77 para Psicopatía primaria y de 0,63 para Psicopatía secundaria. Cifras concordantes con las investigaciones de Levenson, et al., (1995) (0,82 y 0,63) y Brinkley, et al., (2001) (0,83 y 0,69) respectivamente. No obstante, el AFE respaldó la recomendación de retener tres dimensiones para el modelo: Conductual, Insensibilidad y Egocentrismo, explicando el 46,28% de la varianza total. Estos resultados coinciden con estudios recientes que contradicen el modelo original de dos factores (Brinkley, et al, 2008; Sellbom, 2011; Camacho, et al., 2011; Salekin, et al., 2014; Shou, et al., 2016; Wang, et al., 2018; Rodríguez, 2018; Wissenburg, et al., 2020; Zavala, et al., 2022), aportando evidencia a la idea de que la psicopatía podría ser mejor explicada a partir de tres componentes diferenciados.

Sin embargo, la solución factorial rotada (Oblimin) de la versión original reveló, en algunos ítems, dificultad para discriminar con claridad la variable latente. Por lo que, estudiando la pertinencia de los reactivos con el constructo a medir, los valores de comunalidad, las cargas factoriales y el MSA, fueron eliminados 6 ítems (7, 10, 19, 20, 22 y 23), proponiendo un modelo de 20 reactivos (EAPL-20) que pudiera ofrecer un modelo factorial más robusto. Cabe señalar que esta estrategia ya había sido aplicada en las adaptaciones llevadas a cabo por: Brinkley, et al. (2008) en EE.UU.; Sellbom (2011) en Nueva Zelanda; Salekin, et al., (2014) en EE.UU.; Shou, et al., (2016) en China; Wang, et al., (2018) en China; Rodríguez (2018) en España; Wissenburg, et al., (2020) en Países Bajos y por Zavala, et al., (2022) en México.

El análisis de confiabilidad de la EAPL-20 arrojó un alfa de Cronbach de 0,77 en la escala global (Conductual $\alpha=0,66$; Insensibilidad $\alpha=0,65$ y Egocentrismo $\alpha=0,74$), valores muy próximos a los obtenidos por Brinkley, et al., (2008) Wissenburg, et al., (2020) y Zavala, et al., (2022).

MSA determinó que la mayoría de los ítems presentaron una tendencia más favorable que en la EAPL-26; sugiriendo así que la versión abreviada podría tener una mejor estructura y consistencia en la medición del constructo, en comparación con la versión original. Una vez corroborados los requisitos necesarios para poder

realizar el AFE de la EAPL-20, se encontró más adecuada una estructura trifactorial que explicó el 52,41% de la varianza total: Conductual (30,40%), Insensibilidad (14,02%) y Egocentrismo (7,98%), datos que se aproximan a los encontrados por Riquelme (2018) y que superan claramente a los obtenidos por Camacho, et al., (2011) (Varianza total 32,43%; Interpersonal=16,28%; Impulsividad=5,07% y Afectivo=4,02%).

Mediante rotación Oblimin, se obtuvo una discriminación satisfactoria de las cargas factoriales de los reactivos. Comparando ambas versiones, se evidencia que la EAPL-20 posee una mejor discriminación de las cargas factoriales en comparación con la EAPL-26. Los ítems problemáticos identificados en la versión original, eliminados para conformar la versión revisada, han contribuido a una mayor claridad en la asignación de los ítems a los factores, demostrando una buena bondad de ajuste global y una significativa mejora del modelo propuesto en relación al modelo base.

De los 6 ítems eliminados, los reactivos 10, 19, 20, 22 y 23, han tenido un destino similar en las investigaciones de: Brinkley, et al. (2008); Sellbom, (2011); Salekin, et al., (2014); Wissenburg, et al., (2020), y Zavala, et al., (2022), lo que denota la incapacidad de los mismos para evaluar los constructos que pretenden medir.

La similitud encontrada entre la estructura factorial resultante para la EAPL-20 y la de numerosos trabajos, aporta evidencia sobre la validez de constructo de la EAPL-20. En particular, si establecemos una comparación con el estudio de Zavala, et al., (2022) en población mexicana, encontramos que más allá de las concordancias, en nuestra investigación se ha eliminado el ítem 7 y se ha mantenido el 26. Justificamos la adecuación del ítem 26 (El amor está sobrevalorado) en el factor Egocentrismo, ya que podría ser explicado por la caracterización realizada por Cleckley (1941) del egocentrismo patológico y de la incapacidad para amar.

El análisis factorial confirmatorio (AFC) de la versión revisada del instrumento (EAPL-20) proporcionó indicadores de un buen ajuste del modelo. En particular, si bien el valor de probabilidad asociado a Chi cuadrado era discutible, es sabido que este indicador, en muestras relativamente grandes, tiende a incrementar las

diferencias entre la matriz de varianza-covarianza de la muestra y la matriz del modelo propuesto (Lewis, 2017), por lo que es recomendable recurrir a dos índices de ajuste absolutos RMSEA (0,051) y SRMR (0,057), los que indicaron un buen ajuste del modelo observado. Tal decisión radica en el hecho de que estos índices aportan información más confiable con muestras superiores a 200 casos (Curran, et al., 2003).

Los índices de ajuste incrementales, teniendo en cuenta los criterios compartidos por la comunidad científica, han descrito una significativa mejora del modelo propuesto en relación a un modelo base. Si comparamos el valor encontrado para CFI (0,971) con los criterios de Hu y Bentler (1999), indican un excelente ajuste, mientras que si tenemos en cuenta el valor de GFI (0,973), supera el valor de corte de 0,95 propuesto por estos autores y de 0,93 propuesto por Cho, et al., (2020) para muestras mayores de 100 participantes. En general, se ha señalado que valores superiores a 0,95 en los índices de ajuste incrementales son considerados como óptimos (Kline, 2011; Brown, 2015; Escobedo, et al., 2016).

Por otra parte, en el estudio de Salekin, et al., (2014), en el cual también se puso a prueba la EAPL mediante AFC, los estadísticos de ajuste resultantes revelaron que, mientras el modelo de dos factores era admisible, el modelo de tres factores se ajustaba incrementalmente mejor, con valores de CFI=0,94, TLI=0,93 y RMSEA=0,07, respaldando la viabilidad de esta alternativa.

Basados en un minucioso y riguroso análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Autoreporte de Psicopatía de Levenson (EAPL-20) en la población estudiada, se confirma la validez de constructo del instrumento. Esto respalda su capacidad para identificar de manera efectiva los rasgos asociados con la psicopatía discriminando tres factores que capturan diferentes dimensiones de este constructo complejo: Egocentrismo que abarca la valoración de características como el egocentrismo, la manipulación interpersonal y el antagonismo; Insensibilidad que se refiere a la baja empatía y la falta de remordimiento; y Conductual que evalúa rasgos como la ira, la baja tolerancia a la frustración, la susceptibilidad al aburrimiento y la impulsividad.

En conclusión, la validación de constructo de la Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson (EAPL-20) respalda su utilidad como un instrumento válido y confiable para la evaluación de la psicopatía en San Luis. Estos hallazgos tienen implicaciones importantes para la investigación y la práctica clínica, brindando una herramienta efectiva para la identificación y evaluación de la psicopatía en diversos contextos.

Limitaciones del estudio y sugerencias para futuras investigaciones

Una limitación la constituye haber empleado una muestra no probabilística, lo que conduce a la imposibilidad de generalizar los datos. Si bien los muestreos intencionales presentan algunas ventajas, entre ellas su capacidad para seleccionar casos característicos en un contexto variable, este tipo de estrategia no asegura la representatividad de los participantes. Sería deseable que los futuros estudios se ajusten a un muestreo probabilístico con la finalidad de poder realizar inferencias acerca de la población.

Para futuras líneas de investigación se sugiere verificar las propiedades psicométricas de la EAPL-20 en diferentes contextos culturales, en vistas a una validación transcultural del instrumento que permitiría examinar la consistencia de los resultados obtenidos, así como su replicabilidad.

Referencias Bibliográficas

- Brinque, A., Diamond, M., Magaletta, R., y Heigel, P. (2008). Cross-validation of Levenson's psychopathy scale in a sample of federal female inmates. *Assessment* 15, 464–482. <https://doi.org/10.1177/1073191108319043>
- Brinkley, A., Schmitt, W., Smith, S., y Newman, P. (2001). Construct validation of a self-report psychopathy scale: Does Levenson's self report psychopathy scale measure the same constructs as Hare's Psychopathy Checklist Revised? *Personality and Individual Differences*, 31, 1021–1038. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00178-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00178-1)
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford Press.
- Camacho, L., Mezquita, L., Viruela, A., Gallego, S. y González, J. (2011). Estructura factorial de la escala de psicopatía LSRP y su relación con el

modelo de personalidad de cinco factores. *Fòrum de recerca*, (16), 1028-1038.

Cleckley, H. (1941). *The mask of sanity: An attempt to clarify some issues about the so-called psychopathic personality*. C.V. Mosby Company.

Coelho, L., Paixao, R. y Da silva, J. (2010). O Levenson's Self Report Psychopathy Scale (LSRP). *Psychologica*, 54, 413-421.

Curran, P. J., Bollen, K. A., Chen, F., Paxton, P., y Kirby, J. B. (2003). Finite Sampling Properties of the PointEstimates and Confidence Intervals of the RMSEA. *Sociological Methods y Research*, 32 (2), 208-252.
<https://doi.org/10.1177/0049124103256130>

Dominguez-Lara, S.A. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.

Escobedo, T., Hernández, A., Estebané, E., y Martínez, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16-22. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>

Hare, R. (1991.). Escala de evaluación de la psicopatía de Hare: versión de cribado. [Psychopathy Checklist-Screening Version (PCL-SV)]. Recuperado el 22 de septiembre de 2022 de:
https://www.mpfm.gob.pe/escuela/contenido/actividades/docs/3389_10_manual.pdf

Hart, S. D., y Hare, R. D. (1996). Psychopathy and antisocial personality disorder. *Current Opinion in Psychiatry*, 9(2), 129-132.

Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

Jones, D. N., y Paulhus, D. L. (2014). Introducing the short dark triad (SD3): A brief measure of dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28-41.

Kline, B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press. Recuperado de:
https://www.researchgate.net/publication/361910413_Principles_and_Practice_of_Structural_Equation_Modeling

- Levenson, M., Kiehl, K. y Fitzpatrick, C. (1995). Assessing psychopathic attributes in a noninstitutionalized population. *Journal of personality and social psychology*, 68 (1), 151-158. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.68.1.151>
- Lewis, T. F. (2017). Evidence Regarding the Internal Structure: Confirmatory Factor Analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4), 239-247. <https://doi.org/10.1080/07481756.2017.133692>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P.J. (2021). MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306.
- Lynam, D. R., Whiteside, S., y Jones, S. (1999). Self-reported psychopathy: A validation study. *Journal of Personality Assessment*, 73(1), 110-132.
- Maheux-Caron, V., Gamache, D., Sellbom, M., Christian, E., Lussier, Y., y Savard, C. (2020). French Adaptation and Validation of the Expanded Version of the Three-Factor Levenson Self-Report Psychopathy Scale. *Assessment*, 27(7), 1448–1462. <https://doi.org/10.1177/1073191118811607>
- Miller, J. D., Gaughan, E. T., y Pryor, L. R. (2008). The Levenson Self-Report Psychopathy Scale: An Examination of the Personality Traits and Disorders Associated With the LSRP Factors. *Assessment*, 15(4), 450–463. <https://doi.org/10.1177/1073191108316888>
- Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127.
- Muthen, B. y Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: A note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30
- Neumann, C. S., Hare, R. D., y Pardini, D. A. (2015). Antisociality and the construct of psychopathy: Data from across the globe. *Journal of personality*, 83(6), 678-692.
- Patrick, C. J. (2006). Back to the future: Cleckley as a guide to the next generation of psychopathy research. En C. Patrick (Ed.), *Handbook of Psychopathy* (pp. 605---617). New York, NY: Guilford.
- Psederska, E., Yankov, G. P., Bozgunov, K., Popov, V., Vasilev, G., y Vassileva, J. (2020). Validation of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale in Bulgarian Substance-Dependent Individuals. *Frontiers in psychology*, 11, 1110. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01110>

- Riquelme, A. (2018). *Evaluación de la psicopatía mediante la escala de Levenson*. (Tesis de posgrado) Universidad complutense de Madrid, Madrid, España. Recuperado del 11 de agosto de 2022 de: <https://eprints.ucm.es/id/eprint/55023/>
- Rodríguez, A., Riquelme, A. y Fernández, P. (2018). Análisis psicométrico de la escala de psicopatía de Levenson. *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 18, 134-151.
- Salekin, T., Chen, R., Sellbom, M., Lester, S. y MacDougall, E. (2014). Examining the factor structure and convergent and discriminant validity of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale: Is the two-factor model the best fitting model? *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 5(3), 289–304. <https://doi.org/10.1037/per0000073>

ANEXO

Escala de Auto-reporte de Psicopatía de Levenson-20) (EAPL-20)

Género:

Edad:

Por favor, marque con una cruz el grado en el que las siguientes descripciones lo describen a usted. No existen respuestas correctas por lo que intente ser lo más sincero posible al respecto.

	Totalmente en desacuerdo	Algo en desacuerdo	Algo de acuerdo	Totalmente de acuerdo
1. El éxito se basa en la supervivencia del más fuerte: no me interesan los perdedores				
2. Para mí, está bien salirme con la mía donde pueda.				
3. En el mundo de hoy, me siento justificado/a para hacer lo que sea para tener éxito.				
4. Mi principal objetivo en la vida es conseguir todas las ventajas que pueda.				
5. Ganar mucho dinero es mi objetivo primordial.				
6. Dejo que otros se preocupen por los valores y principios más elevados: yo sólo me preocupo del resultado final.				
7. Cuidarme a mí mismo/a es mi máxima prioridad				
8. Les digo a los demás lo que quieren oír para que hagan lo que yo quiero que hagan.				
9. A menudo admiro una estafa, un engaño, realmente inteligente.				
10. Me esfuerzo por no lastimar a los demás en la búsqueda de mis objetivos.*				
11. Disfruto de manipular los sentimientos de los demás.				
12. Me siento mal si mis palabras o acciones causan dolor emocional a otra persona.*				
13. Aunque me estuviera esforzando por vender algo, no mentiría sobre ello.*				
14. El engaño no está justificado porque es injusto para				

los demás*.				
15. Me meto en el mismo tipo de problemas una y otra vez.				
16. Casi siempre me aburro.				
17. Rápidamente pierdo el interés en las tareas que empiezo				
18. He estado en muchas discusiones a base de gritos con otras personas.				
19. Cuando me frustro, a menudo me desahogo enfadándome.				
20. El amor está sobrevalorado.				

Nota: *ítems invertidos

Obtención de resultados

La escala toma valores desde Totalmente en desacuerdo=1 a Totalmente de acuerdo=4. Los resultados de cada factor se obtienen mediante la suma de los reactivos que las componen. Previamente deben invertirse los puntajes de los siguientes ítems: 10,12,13 y 14. En estos casos si la persona marcó 1 se computa 4, 2 se computa 3, 3 se computa 2, 4 se computa 1)

Conductual (15 + 16 + 17 + 18 + 19)

Insensibilidad (1 + 8 + 9 + 10 + 11 + 12* + 13* + 14*)

Egocentrismo (2 + 3 + 4 + 5 + 6 + 7 + 20)

Nota: dado que para el cálculo de cada factor se utiliza una suma algebraica, y estos difieren en cantidad de ítems, los valores obtenidos no permiten establecer comparaciones entre las dimensiones, a menos que se apele al cálculo de media u otra estrategia conveniente.