

Propiedades Psicométricas de la Escala de Psicopatía de Levenson en Población General y Penitenciaria

Laura O. Amador-Zavala^a, Ferran Padrós-Blázquez^b, Pedro Palacios-Salas^a, Cecilia Méndez-Sánchez^a, Luis M. Sánchez-Loyo^c y Oscar U. Reynoso-González^c

^aUniversidad Autónoma de Aguascalientes, México; ^bUniversidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México; ^cUniversidad de Guadalajara, México

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 6 de octubre de 2021
Aceptado el 7 de abril de 2022
Online el 11 de mayo de 2022

Palabras clave:
Psicopatía
Escala Levenson
AFC
Reclusos
Prisión

Keywords:
Psychopathy
Levenson scale
CFA
Inmates
Prison

RESUMEN

Se evalúan las propiedades psicométricas de la Escala de Psicopatía de Levenson (LSRP) en población mexicana en personas privadas de su libertad ($n = 300$) y población general ($n = 248$). Se pusieron a prueba mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) los modelos que se han reportado en estudios previos. El que presentó un mejor ajuste fue el modelo trifactorial de Brinkley, cuyos indicadores resultaron similares a los reportados en estudios previos. Respecto a la confiabilidad se obtuvo un alfa de Cronbach de .766 y un omega de McDonald de .761 para la muestra total de la escala. Los resultados observados brindan soporte teórico y práctico sobre la dimensionalidad del constructo de psicopatía. Se discuten las implicaciones tanto para la investigación como para evaluación de la psicopatía en centros penitenciarios y en la población general.

Psychometric analysis of the Levenson's Self-report Psychopathy Scale in incarcerated and non-incarcerated samples

ABSTRACT

Psychometric properties of the Levenson's Self-Report Psychopathy Scale (LSRP) are evaluated in incarcerated ($n = 300$) and non-incarcerated ($n = 248$) samples in the Mexican population. The models that have been reported in previous studies were tested by means of a confirmatory factor analysis (CFA). Brinkley's trifactorial model was the one presenting the best fit, whose indicators were similar to those reported in previous studies. Regarding reliability, a Cronbach's alpha = .766 and McDonald's omega = .761 was obtained for the total scale. The observed results provide theoretical and practical support on the dimensionality of the psychopathy construct. Implications for both research and assessment of psychopathy in correctional facilities and in the general population are discussed.

La psicopatía es considerada un trastorno de la personalidad cuyas características negativas se manifiestan principalmente en dos aspectos: en la afectividad y la conducta (Hare, 2003; Hare y Neumann, 2008). En el primer aspecto se incluyen rasgos de afecto superficial, falta de remordimiento, culpa y empatía, encanto superficial, egocentrismo y mentira patológica. En el segundo se incluyen actividades erráticas y negligentes con las que buscan sensaciones que violan las normas sociales y legales, propensión al aburrimiento, pobre control conductual caracterizado por desinhibición e impulsividad, baja respuesta al castigo y reincidencia criminal (Alonso del Hierro et al., 2022; Cleckley, 1941, 1976; Hare, 2003; Kiehl et al., 2000; Leistico et al., 2008).

Se estima que la prevalencia de la psicopatía es de entre 1 y 5% en población general. La tasa aumenta en personas diagnosticadas con

trastorno de personalidad antisocial (TPA) desde un 15 hasta un 25% (Alcázar et al., 2008; Fernández y Echeberúa, 2008; Martínez, 2010) y mayor aún en población penitenciaria, hasta un 25% (Hare, 2003). En cuanto a los tratamientos terapéuticos, se ha estimado que tienen de nula a baja efectividad en adultos con altos niveles de psicopatía (Hecht et al., 2018; Salekin et al., 2010).

El instrumento más empleado para evaluar poblaciones forenses es la entrevista estructurada *Psychopathy Checklist-Revised* (PCL-R; Hare, 2003; Hare y Neumann, 2005, 2008), que consta de 20 ítems distribuidos en dos factores. El factor 1 evalúa los rasgos emocionales junto a la dimensión interpersonal, que incluye encanto superficial, sentido grandioso de autoestima, engaño patológico y manipulación, y la dimensión afectiva compuesta por falta de remordimiento o

Para citar este artículo: Amador-Zavala, L. O., Padrós-Blázquez, F., Palacios-Salas, P., Méndez-Sánchez, C., Sánchez-Loyo, L. M. y Reynoso-González, O. U. (2023). Propiedades psicométricas de la Escala de Psicopatía de Levenson en población general y penitenciaria. *Anuario de Psicología Jurídica*, 33, 17-26. <https://doi.org/10.5093/apj2022a3>

Financiación. Este proyecto ha sido financiado por el Consejo Nacional de Investigación Científica y Tecnológica – CONACYT. Correspondencia: al286930@edu.uaa.mx (L. O. Amador).

ISSN: 1133-0740/© 2023 Colegio Oficial de la Psicología de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

culpa, afecto superficial, insensibilidad y falta de empatía y de responsabilidad.

Por su parte, el factor 2 integra la dimensión de estilo de vida, que está integrada por la necesidad de estimulación y la propensión al aburrimiento, estilo de vida parasitario, falta de objetivos realistas a largo plazo, impulsividad e irresponsabilidad; asimismo también contempla la dimensión de conducta antisocial, que se constituye por el pobre control conductual, problemas de conducta tempranos, delincuencia juvenil, revocación de libertad condicional y versatilidad criminal. Adicionalmente, dos ítems (11 y 18) se refieren a la promiscuidad sexual y a la gran cantidad de relaciones a corto plazo que no se integran en ninguna dimensión.

La PCL-R ha mostrado que las personas con puntajes altos tienen elevada incidencia y frecuencia de crímenes violentos y comportamientos agresivos (Hare y Neumann, 2008; Pozueco et al., 2011). Está diseñada como una lista de verificación en donde se asignan desde 0 hasta 2 puntos a cada ítem sobre la base de una entrevista personal e información corroborada a partir del expediente e historial delictivo de la persona.

Otros instrumentos que se han desarrollado para la evaluación de la psicopatía, basados en el modelo de Hare y Cleckley que han demostrado predecir conductas violentas y agresivas en adultos son la *Psychopathy Checklist: Screening Version* (PCL:SV) (Hart, Cox y Hare, 1995; Walters et al. 2007) y la *Psychopathic Personality Inventory* (PPI) (Lilienfeld y Andrews, 1996; Lilienfeld y Widows, 2005). El PCL:SV es un cuestionario formado por 12 ítems con aplicación en contextos judiciales y médico-forenses; el PPI es un autoinforme que evalúa la psicopatía en población no penitenciaria, que está compuesto de 154 ítems.

En población penitenciaria mexicana se ha realizado la estandarización de la PCL-R (Ostrosky et al., 2008), en la cual se han obtenido indicadores similares a la versión original. Asimismo, se ha analizado las propiedades psicométricas de la *Self-Report Psychopathy Scale 4th Short Form* (SRP:4-SF) (Sánchez-Bojórquez et al., 2022), basada en la PCL-R, compuesta por 20 ítems (9 ítems menos de la versión original; Paulhus et al., 2017) distribuidos en 4 factores (interpersonal, afectivo, estilo de vida y antisocial). Dicha estructura mostró adecuados valores de ajuste en el análisis factorial confirmatorio y excelente consistencia interna para la escala total y aceptables para los factores.

Además de los anteriores, se encuentra la *Levenson Self-Report Psychopathy Scale* (LSRP) (Levenson et al., 1995), basada también en la PCL-R, la cual puede ser empleada para identificar grupos extremos (con/sin psicopatía), que se utiliza tanto en población general como penitenciaria. La LSRP es autoaplicable y reduce en gran medida el tiempo de aplicación (nótese que la PCL-R requiere de 1 hora 30 minutos aproximadamente) a unos 10 minutos (promedio) y además tiene la ventaja de que puede ser administrada de manera grupal.

Por otro lado, aunque mediante la LSRP no se puede realizar un diagnóstico de psicopatía, permite hacer un cribado de manera breve, rápida y confiable de los rasgos de psicopatía. También es importante mencionar aspectos prácticos, como que el uso de la LSRP es de acceso libre y no requiere de una capacitación específica como se requiere en el empleo de la PCL-R.

En principio, la LSRP se desarrolló a partir de la evaluación de muestras no institucionalizadas con fines de investigación (Levenson et al., 1995) en Estados Unidos de América. La versión original contiene dos factores: “psicopatía primaria”, que incluye rasgos de insensibilidad, comportamiento indiferente, egoísmo, tendencia a mentir, ausencia de remordimientos, insensibilidad y manipulación, y “psicopatía secundaria”, en donde se evalúan rasgos de impulsividad, baja tolerancia a la frustración, ausencia de metas a largo plazo y comportamiento autodestructivo. El factor 1, “psicopatía primaria”, es análogo al factor 1 de la PCL-R, que incluye las dimensiones interpersonal/afectiva de la psicopatía y el factor 2, “psicopatía secundaria”, es similar al factor 2 de la PCL-R, que integra las dimensiones “estilo de vida” y “antisocial” (Lilienfeld y Fowler, 2006).

Las propiedades psicométricas de la LSRP han sido estudiadas en varios países como Bulgaria (Pseiderska et al., 2020), China (Wang et al., 2018), Estados Unidos de América (Brinkley et al., 2008; Lynam et al., 1999; Miller et al., 2008), Francia (Maheux-Caron et al., 2018), Italia (Somma et al., 2014), Nueva Zelanda (Sellbom, 2011), Países Bajos (Garofalo et al., 2019; Wissenburg et al., 2022), Portugal (Coelho et al., 2010) y España (Andreu-Rodríguez et al., 2018; Camacho-Guerrero et al. 2011). Los resultados de dichos estudios se discuten a continuación.

La consistencia interna de la LSRP fue adecuada en el estudio original, ya que el valor de alfa de Cronbach total resultó de .87 (Levenson et al., 1995). Asimismo, la del primer factor (“psicopatía primaria”) fue adecuada ($\alpha = .82$) y la del segundo factor (“psicopatía secundaria”) resultó aceptable ($\alpha = .67$) (Walters et al., 2008).

La LSRP muestra validez concurrente con la PCL-R con población no institucionalizada (Lynam et al., 1999; Sellbom, 2011) y en muestras forenses (Brinkley et al., 2001; Poythress et al., 2010; Sellbom, 2011; Walters et al., 2008) con el Inventario Multifásico de la Personalidad de Minnesota-2 (MMPI-2, por sus siglas en inglés) y el PPI (Sellbom, 2011). El estudio de Brinkley et al. (2001) presenta correlaciones positivas con la versatilidad delictiva, el abuso de sustancias y el aprendizaje de evitación pasiva, los cuales se consideran marcadores conductuales de la psicopatía, mientras que en otro estudio (Epstein et al., 2006) se observa una relación positiva entre las puntuaciones de la LSRP con delitos menores en infractores no institucionalizados.

En general, la LSRP muestra adecuados indicadores de confiabilidad y de validez concurrente con otras pruebas como la PCL-R y el PPI (Salvador et al., 2016). Asimismo, también las puntuaciones de escala se mantienen bastante estables después de un periodo de 18 meses (Wissenburg et al., 2022).

Estudios dirigidos a analizar la estructura interna de la LSRP han mostrado disparidad en los factores y en algunos ítems que los componen. Por ejemplo, Lynam et al. (1999) señalan una estructura de dos factores, aunque los ítems no se distribuyen de forma igual (el ítem 25 cambió de factor, de “psicopatía secundaria” a “psicopatía primaria”) a la del estudio original de Levenson et al., (1995), mostrando indicadores sin las correlaciones de los errores (correlaciones entre errores de los ítems) de $\chi^2_{(298)} = 2.26, p < .001, CFI = .79$ y $RMSEA = .062$ para la muestra total de hombres y mujeres, mientras que al realizar los ajustes de modificación el segundo modelo propuesto (ítem 26 en ambos factores) mejoró de forma notable los índices, $\chi^2_{(280)} = 1.097, p < .001, CFI = .916$ y $RMSEA = .037$.

En otro estudio también se observó una estructura bifactorial (Coelho et al., 2010), en donde la distribución de los ítems resultó bastante diferente a la reportada en las investigaciones mencionadas previamente. Señalan en el análisis factorial exploratorio (AFE) un modelo bifactorial compuesto por 19 ítems. Sin embargo, los ítems 17, 19, 20 y 24, que corresponden originalmente al factor de “psicopatía primaria”, cargaron al factor de “psicopatía secundaria”, mientras que los ítems 2, 3, 8 y 16 cargaron a la inversa. En cuanto al AFC se observa $\chi^2_{(147)} = 229.3, p < .001, CFI = .92, GFI = .92, RMSEA = .046$ después de ajustar el modelo a partir de los índices de modificación.

Por su parte, Brinkley et al. (2008) también analizaron el modelo de Levenson, obteniendo indicadores inadecuados en el AFC, $\chi^2_{(298)} = 791.39, p < .001, CFI = .766, NFI = .67, NNFI = .74, RMSEA = .062$, para posteriormente analizar los datos a través del AFE. En este proceso reportaron una estructura de tres factores: F1, “egocentrismo” (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 11 y 13), F2, “antisocial” (ítems 17, 18, 21, 24 y 25) y F3, “afectivo” (ítems 12, 14, 15 y 16), quedando fuera 7 de los 26 ítems de la escala original, que no cargaron en ninguno de los factores (ítems 8, 10, 19, 20, 22, 23 y 26). Estos últimos resultados fueron corroborados en diferentes estudios.

El estudio de Sellbom (2011) corroboró parcialmente la estructura trifactorial del modelo propuesto por Brinkley et al. (2008), obteniendo como indicadores iniciales $\chi^2_{(149)} = 439.08, p < .001, CFI = .85, TLI = .83, RMSEA = .05$. Posteriormente, al realizar ajustes con base en los

índices de modificación (e24-e25 y e2-e3), se reportó $\chi^2_{(147)} = 346.28$, $p < .001$, CFI = .90, TLI = .89, RMSEA = .04.

Por otro lado, recientemente [Wissenburg et al. \(2022\)](#) señalan que el modelo trifactorial ajusta de manera adecuada, probando tanto el modelo de [Brinkley et al. \(2008\)](#), $\chi^2_{(149)} = 1189.53$, $p < .001$, CFI = .89, TLI = .87, RMSEA = .08, como el mismo modelo pero con diferentes especificaciones de [Sellbom \(2011\)](#), $\chi^2_{(147)} = 992.17$, $p < .001$, CFI = .91, TLI = .89, RMSEA = .07.

Por su parte, [Garofalo et al. \(2019\)](#) constataron que el modelo bifactorial original de [Levenson et al. \(1995\)](#) no presenta indicadores de ajuste adecuados, $\chi^2_{(298)} = 1463.34$, $p < .001$, CFI = .81, TLI = .79, RMSEA = .06, mientras que el trifactorial propuesto por [Brinkley et al. \(2008\)](#) mostró un ajuste dudoso, $\chi^2_{(149)} = 690.20$, $p < .001$, CFI = .88, TLI = .86, RMSEA = .06, al igual que el modelo de [Sellbom \(2011\)](#), $\chi^2_{(147)} = 644.20$, $p < .001$, CFI = .89, TLI = .87, RMSEA = .06. Sin embargo, al realizar ajustes con base en los índices de modificación (e5-e11 y e12-e14, más los indicados por [Sellbom \(2011\)](#)) el ajuste resultó adecuado, $\chi^2_{(145)} = 428.28$, $p < .001$, CFI = .94, TLI = .93, RMSEA = .04.

Por su parte, [Maheux-Caron et al. \(2018\)](#) al probar el modelo de [Brinkley et al. \(2008\)](#) obtuvieron índices inferiores, $\chi^2_{(149)} = 566.85$, $p < .001$, CFI = .89, TLI = .87, RMSEA = .07. Finalmente, [Pseferska et al. \(2020\)](#) probaron que el modelo bifactorial de [Levenson et al. \(1995\)](#) no ajusta adecuadamente para la muestra total (controles y pacientes con dependencia por uso de sustancias), $\chi^2_{(298)} = 1317.69$, $p < .001$, CFI = .67, TLI = .64, RMSEA = .07, mientras que el modelo de [Brinkley et al. \(2008\)](#) presentó indicadores por debajo de lo requerido para la muestra total, $\chi^2_{(149)} = 651.99$, $p < .001$, CFI = .78, TLI = .75, RMSEA = .07. Una vez modificado el modelo (e2-e3, e4-e5, e12-e14 y e24-e25) los indicadores ajustaron adecuadamente, $\chi^2_{(145)} = 308.44$, $p < .001$, CFI = .93, TLI = .91, RMSEA = .04, aunque el valor de TLI para el grupo control se encontró por debajo (.88).

Por otro lado, en dos estudios diferentes con muestras españolas se obtuvieron, mediante el AFE, tres factores distribuidos de forma diferente, tanto en el estudio de [Andreu-Rodríguez et al. \(2018\)](#) como en el de [Camacho-Guerrero et al. \(2011\)](#), denominando a los factores de distinta forma a la original: F1, "interpersonal", F2, "impulsividad" y F3, "afectivo".

Respecto a la consistencia interna de la escala total, los indicadores reportados oscilan entre $\alpha = .80$ y $.88$ ([Coelho et al., 2010](#); [Maheux-Caron et al., 2018](#); [Miller et al., 2008](#); [Pseferska et al., 2020](#); [Somma et al., 2014](#); [Wissenburg et al., 2022](#)). Debe destacarse que estos no difieren de forma significativa, independientemente del número de ítems que componen el instrumento. Por ejemplo, en el estudio de [Pseferska et al. \(2020\)](#) se observó que el índice alfa tomando en consideración los 26 ítems de la versión de [Levenson et al., \(1995\)](#) difería de sólo .01 de la versión de 19 ítems de [Brinkley et al. \(2008\)](#).

En cuanto a la consistencia interna de los factores, respecto al modelo bifactorial, el factor 2 ("psicopatía secundaria") resulta baja en la mayoría de estudios ([Wissenburg et al., 2022](#)), aunque en el estudio realizado por [Somma et al. \(2014\)](#) se reportó un valor omega aceptable para la "psicopatía secundaria" ($\omega = .76$).

Por su parte, en los estudios donde se identificaron tres factores de [Brinkley et al. \(2008\)](#), los valores del alfa de Cronbach oscilaron entre $\alpha = .78$ y $.85$ en el factor denominado "egocentrismo", de $\alpha = .57$ a $.81$ en el factor "antisocial" y los indicadores más bajos de $\alpha = .52$ a $.77$ se obtuvieron en el factor "afectivo" ([Maheux-Caron et al., 2018](#); [Pseferska et al., 2020](#); [Somma et al., 2014](#); [Wissenburg et al., 2022](#)).

Finalmente, en muestras de habla hispana se analizó el valor de alfa de Cronbach de la escala total en el trabajo de [Andreu-Rodríguez et al. \(2018\)](#) y resultó $\alpha = .76$, mientras que el estudio de [Camacho-Guerrero et al. \(2011\)](#) no reporta dicho índice.

La heterogeneidad de los resultados previos podría estar relacionada con factores socioculturales, así como las características de las muestras evaluadas ya que, por ejemplo, el estudio de [Pseferska et al. \(2020\)](#) incluyó individuos dependientes a sustancias, los de [Miller et al. \(2008\)](#) y [Maheux-Caron et al. \(2018\)](#) evaluaron estudiantes

universitarios, en la investigación de [Somma et al. \(2014\)](#) participó población general, en la de [Wissenburg et al. \(2022\)](#) se evaluaron personas con antecedentes delictivos, en la de [Brinkley et al. \(2008\)](#) se evaluaron mujeres reclusas y en la de [Andreu-Rodríguez et al. \(2018\)](#) tanto hombres como mujeres en reclusión.

Por otro lado, la correlación de Pearson entre los dos factores de la LSRP versión [Levenson et al. \(1995\)](#) fue de $r = .40$. Las correlaciones entre los tres factores de [Brinkley et al. \(2008\)](#) resultaron de $r = .26$ entre el factor egocentrismo y el antisocial, de $r = .22$ entre el egocentrismo y el afectivo, y ausente ($r = .05$) entre el antisocial y el afectivo ([Brinkley et al., 2008](#)). Las correlaciones de los tres factores con la escala total fueron $r = .73$, $.68$ y $.65$ respectivamente. Por su parte, el estudio de [Maheux-Caron et al. \(2018\)](#) presentó indicadores más altos en las correlaciones interfactores: "egocentrismo" - "afectivo", $r = .75$, "egocentrismo" - "antisocial", $r = .47$ y "afectivo" - "antisocial", $r = .45$, todas significativas ($p < .001$).

Tomando en consideración las investigaciones previas, el presente estudio tuvo como objetivo principal estudiar las características psicométricas de la LSRP. Como se menciona previamente, contar con una escala válida, confiable y de acceso libre que evalúe los rasgos de psicopatía permitirá realizar evaluaciones a modo de cribado tanto a personas privadas de su libertad como a población general a fin de obtener una presunción diagnóstica breve, rápida y confiable. La escala puede ser empleada para la investigación psicológica y forense.

Además, considerando que los resultados señalados en investigaciones previas difieren en cuanto a la estructura factorial, resulta pertinente analizar su estructura interna, así como abordar otras características psicométricas (bondad de los ítems, consistencia interna total y factorial) de la escala LSRP en población mexicana general y en personas privadas de su libertad. Asimismo se pretende ofrecer datos sobre la distribución de las puntuaciones de la escala total y de sus factores por primera vez en México, tomando en cuenta que es un país con elevados índices de violencia ([Instituto Nacional de Geografía y Estadística, 2021](#)).

Con base en lo anterior, las hipótesis planteadas son que la LSRP contará con adecuados indicadores de confiabilidad y validez en población mexicana y, con respecto a la estructura factorial, que la escala mostrará 3 factores tomando en consideración los estudios previos.

Método

Participantes

Se incluyeron dos muestras, en la primera de las cuales participaron 345 personas privadas de su libertad (PPL), ubicadas en dos Centros de Reinserción Social (CERESO), uno del Estado de Coahuila ($n = 126$) y el otro del Estado de Michoacán ($n = 219$). En ambos casos se realizó un muestreo por conveniencia. Del total de participantes (345) se excluyeron 18 (5.25%) debido a que no respondieron adecuadamente a la prueba (aquiescencia) y 27 por no responder en su totalidad, quedando un total de 300.

La segunda muestra fue extraída de la población general, mediante dos tipos de aplicaciones. La primera se realizó en modalidad en línea. Se diseñó un formulario en línea en el cual se recabaron datos sociodemográficos generales y las respuestas a los ítems de la LSRP. El muestreo fue por conveniencia y por bola de nieve. Participaron 272 personas de 17 Estados del país (Michoacán, Jalisco, México, Baja California Sur, Oaxaca, San Luis Potosí, Aguascalientes, Chihuahua, Colima, Coahuila, Guanajuato, Puebla, Querétaro, Nuevo León, Tlaxcala, Veracruz y Zacatecas). De igual manera, se incluyó la carta de consentimiento informado, la cual firmaron digitalmente. De ellos se eliminaron 24 participantes por no responder completamente el instrumento, dejando un total de 248.

La muestra total estuvo conformada por 548 participantes, cuyas características sociodemográficas se encuentran en la [Tabla 1](#).

Tabla 1. Datos referentes al género, edad y escolaridad de las muestras de población general, PPL y total

	Población general	Personas privadas de la libertad	Muestra total
N	248	300	548
Mujeres	171 (68.9%)	0 (0.0%)	171 (28.5%)
Hombres	77 (31.1%)	300 (100%)	377 (74.5%)
Edad <i>M (DE)</i>	36.9 (10.43)	37.86 (12.78)	37.43 (11.77)
Escolaridad			
Sin estudios	0 (0.0%)	8 (2.66%)	8 (1.46%)
Primaria	0 (0.0%)	89 (29.67%)	89 (16.24%)
Secundaria	5 (2.2%)	135 (45.0%)	140 (25.55%)
Bachillerato	21 (8.47%)	52 (17.34%)	73 (13.32%)
Licenciatura	114 (45.97%)	16 (5.34%)	130 (23.72%)
Posgrado	107 (43.15%)	0 (0.0%)	107 (19.53%)

En cuanto a la muestra de PPL, el cargo que se les imputó fue de abuso sexual (16.3%), asalto, robo, complicidad de robo (21.6%), homicidio simple o calificado, complicidad o intento de homicidio (39.7%), asociados a delincuencia organizada (secuestro, extorsión, portación de arma de fuego de uso exclusivo del ejército, trata de personas, terrorismo) (12%), feminicidio e intento de feminicidio (3.6%) y asociado a narcóticos como posesión con fines de venta y/o distribución (5%), entre otros.

Consideraciones Éticas

El proyecto de investigación fue revisado y aprobado por el Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

Todos los participantes recibieron una carta de consentimiento informado, la cual fue aprobada y firmada por ellos. Se les informó sobre la naturaleza de su participación, la cual no implicaba daño o riesgo alguno a su salud física y mental, así como de la confidencialidad y anonimato de los datos. Se estableció de manera clara, tanto escrita como verbal, que la participación de las PPL en la investigación no conllevaba ningún tipo de beneficio y/o sanción legal ni administrativa, tanto si participaban como si se negaban.

La investigación se apegó a las normativas señaladas en el Código Ético del Psicólogo (*Sociedad Mexicana de Psicología, 2010*), así como en los principios éticos de la Declaración de Helsinki de la *Asociación Médica Mundial (2021)*. También se apega a los Principios y Buenas Prácticas sobre la Protección de las Personas Privadas de Libertad en las Américas de la Comisión Interamericana de los Derechos Humanos (2008) y la *Ley Nacional de Ejecución Penal (2016)*, emitida por la Cámara de Diputados del H. Congreso de La Unión.

Instrumentos

Escala de Psicopatía de Levenson (Levenson et al., 1995)

Conocida como *Levenson Self-Report Psychopathy Scale (LSRP)*, para el presente estudio se adaptó la versión española de *Andreu-Rodríguez et al. (2018)*. La LSRP evalúa la psicopatía conformada por 26 ítems, con respuesta tipo Likert de cuatro opciones de respuesta (1 = *muy en desacuerdo*, 2 = *algo en desacuerdo*, 3 = *algo de acuerdo*, 4 = *muy de acuerdo*). Contiene dos factores: psicopatía primaria (ítems del 1 al 16, p. ej., “El éxito se basa en la supervivencia del más fuerte: no me preocupan los perdedores”) y psicopatía secundaria (ítems del 17 al 26, p. ej., “A menudo me aburro”). Los ítems 10, 12, 14, 15, 16, 19 y 23 son inversos.

Procedimiento

En una etapa preliminar se realizó la adaptación cultural del lenguaje del instrumento, de la versión española (*Andreu-Rodríguez et al., 2018*) a la mexicana. La escala fue enviada a seis jueces especialistas en psicología forense de cuatro Estados del país (Michoacán, Sonora, Chihuahua y Guanajuato). La ponderación se realizó con base en una escala tipo Thurstone, con calificaciones que iban del 1 al 10 (donde 1 es nada correcto y 10 es muy correcto) para evaluar criterios de exactitud, sintaxis y semántica. Asimismo, se les señaló que la prueba se estaba construyendo para evaluar, entre otros, a individuos privados legalmente de su libertad, con probable psicopatía y escolaridad básica (primaria y secundaria).

El promedio de calificación global de los ítems fue de 9.74. El ítem 6 (“Dejo que otros se preocupen por los valores superiores: yo sólo me preocupo por el resultado final”) fue el que obtuvo el puntaje más bajo (8.5), por lo que se consideró que la versión española en general era adecuada. Sin embargo, se modificaron algunas palabras con base en la adaptación cultural, en algunos ítems (por ejemplo, en lugar de “perdedores-fracasados”, “pillen-atrapen”, “avisgado-inteligente”), mientras que tanto la sintaxis como la semántica no se modificaron.

Una vez realizada la adaptación de la LSRP, se solicitó la autorización, mediante oficio, a los directivos de los CERESOS de Michoacán y Coahuila, las cuales fueron aprobadas de manera escrita.

La recolección de datos para la muestra de PPL se llevó a cabo en dos CERESOS del país y fue recolectada entre los meses de mayo y julio de 2021. La aplicación de la LSRP se llevó a cabo tanto de manera individual como en grupos pequeños (3 a 5 personas). La participación fue voluntaria; cada participante leyó y firmó una carta de consentimiento informado donde se describe la naturaleza de su participación, la cual no implicaba daño o riesgo alguno a su salud física y mental, ni beneficio o sanción de cualquier índole en caso de elegir o no participar. Se preservó la confidencialidad y anonimato de su participación. En el caso de aquellos que no sabían leer ni escribir la aplicación fue de manera oral; para los demás fue autoaplicada en su presentación escrita. Los datos sobre el tipo de delito se obtuvieron del expediente de la PPL.

Para la muestra general, se utilizó como único criterio de inclusión que fueran mayores de 18 años, además de saber leer y escribir. Mediante la técnica de bola de nieve se recolectaron los datos durante los meses de junio y julio de 2021. La administración del instrumento, junto con la recogida de datos sociodemográficos (edad, sexo, nivel de estudios) y lectura y firma digital de la carta de consentimiento informado requirió alrededor de 10 minutos.

Análisis de Datos

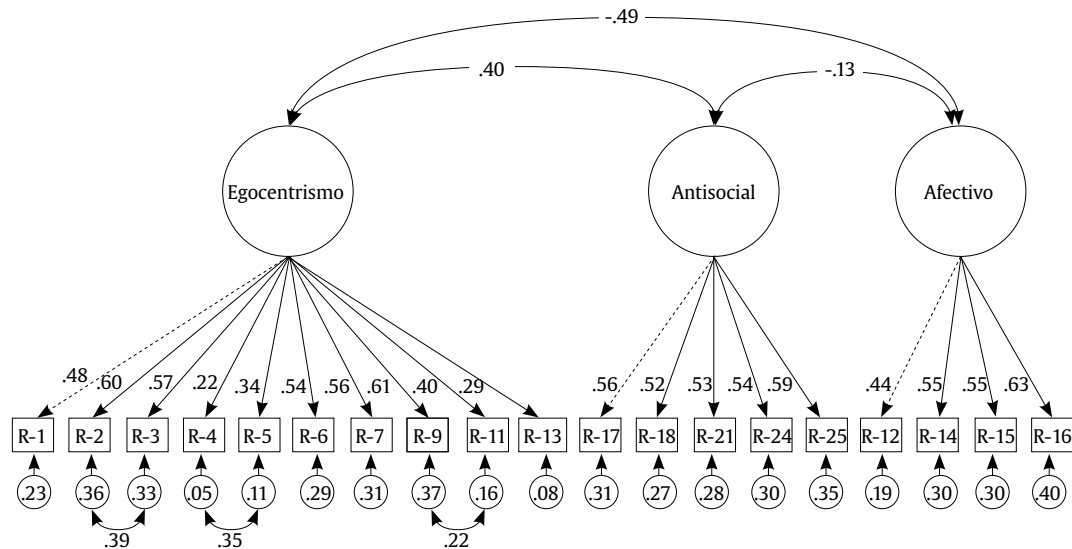
Se realizaron análisis factoriales confirmatorios (AFC) para probar los modelos de *Levenson et al. (1995)*, *Andreu-Rodríguez et al. (2018)* y *Brinkley et al. (2008)*, haciendo uso del método de máxima verosimilitud. Para considerar si el modelo tiene un ajuste aceptable se consideran los siguientes indicadores: índice de ajuste incremental o índice de ajuste normado (NFI) >.90, índice de ajuste comparativo (CFI) >.90, índice Tucker-Lewis (TLI) >.90, (*Bentler, 1999; Hu y Bentler, 1999*), además de otros indicadores como χ^2 , $p > .05$, y el valor de $\chi^2/df < 3$ (*Bollen, 1989*) y el índice raíz media cuadrada del error de aproximación (RMSEA), donde valores de $\leq .06$ indican ajuste adecuado (*Hu y Bentler, 1999*). Finalmente, se utilizó también el criterio de información de Akaike (AIC), que se utiliza para comparar diferentes modelos realizados con la misma muestra, donde los menores valores indican mejor ajuste (*Kline, 2010*).

Se examinaron los índices de modificación de los modelos y se seleccionaron los residuos correlacionados, con los siguientes criterios: 1) los indicadores de residuos se consideraron si formaban parte del mismo factor y 2) los indicadores tenían que compartir la varianza

Tabla 2. Índices de ajuste de los modelos de 3 factores de Brinkley

Modelo		$\chi^2(gf)$	p	χ^2/gf	NFI	CFI	RMSEA	TLI	AIC
Levenson	Inicial	968(298)	< .001	3.249	.615	.694	.064	.667	1126.249
	IM	712(292)	< .001	2.440	.717	.808	.051	.786	882.589
Andreu-Rodríguez	Inicial	550(206)	< .001	2.674	.666	.757	.055	.728	644.919
	IM	480(204)	< .001	2.354	.709	.805	.050	.780	578.288
Unifactorial	Inicial	1234(299)	< .001	4.128	.510	.573	.076	.536	1338.378
	IM	932(291)	< .001	3.205	.629	.707	.063	.673	1052.677
Brinkley (T)	Inicial	424(149)	< .001	2.849	.777	.841	.058	.818	506.562
	IM	266(146)	< .001	1.824	.860	.931	.039	.919	354.276
Brinkley (PPL)	Inicial	297(149)	< .001	1.999	.724	.836	.058	.812	379.880
	IM	233(146)	< .001	1.596	.784	.904	.045	.888	321.056
Brinkley (PG)	Inicial	342(149)	< .001	2.298	.673	.779	.072	.746	424.382
	IM	204(146)	< .001	1.404	.804	.933	.040	.921	292.921

Nota. χ^2 = chi-cuadrado; gf = grados de libertad; p = significación estadística; χ^2/gf = chi-cuadrado dividido por los grados de libertad; NFI = normed fit index; NNFI = non-normed fit index; CFI = comparative fit index; RMSEA = root mean square error of approximation; TLI = Tucker-Lewis index; AIC = Akaike information criterion; T = muestra total; PPL = personas privadas de libertad; PG = población general; IM = índices modificados.

**Figura 1.** Modelo trifactorial de la Escala de Psicopatía de Levenson.

conceptualmente sistemática, que es poco probable que sea explicada por el factor latente (Kline, 2010).

Para abordar la consistencia interna se utilizó el índice alfa de Cronbach de la escala total y sus factores, así como el omega de McDonald el cual, a diferencia del alfa que se basa en la matriz de covarianza (correlación) (Frías, 2021), trabaja con las cargas factoriales (Gerbing y Anderson, 1988) y se basa en la matriz de correlación policórica entre los ítems, obteniéndose la fiabilidad libre de sesgos importantes (como el número de ítems) del instrumento (Frías, 2021). Ventura y Caycho (2017) señalan que para ser considerado como valor aceptable el coeficiente omega debe encontrarse entre .70 y .90. Cabe señalar que el alfa de Cronbach ha presentado distintas limitaciones por lo que la tendencia es emplear el indicador omega de McDonald. Sin embargo, para el presente estudio se reportan ambos indicadores, ya que sólo el estudio de Somma et al. (2014) reporta el valor de omega.

Para realizar los análisis se utilizaron el programa SPSS 22.0 (IBM Corp Released, 2013), el programa AMOS (Arbuckle, 2014) para el AFC y JASP (JASP Team, 2021) para el omega de McDonald.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio

Se probaron modelos bifactoriales, trifactoriales y el unifactorial, presentándose los resultados en la Tabla 2.

En primer lugar, se estudió el ajuste del modelo bifactorial de Levenson et al. (1995). El primer factor, “psicopatía primaria”, contiene 16 ítems (ítems 1 al 16), mientras que el segundo factor, “psicopatía secundaria”, está formado por 10 ítems (ítems del 17 al 26). Con base en los índices de ajuste se sugiere que este modelo ajusta inadecuadamente. A pesar de realizar cambios a partir de los índices de modificación (e2-e3, e4-e5, e9-e11, e15-16, e19-e23 y e24-25) el modelo continuó sin obtener un ajuste adecuado (Tabla 2).

Posteriormente, se probó el modelo de Andreu-Rodríguez et al. (2018), que integra 22 ítems en tres factores: “conductual/antisocial” (ítems 11, 17, 18, 21, 24 y 25), “cognitivo/interpersonal” (ítems 1, 4, 5, 6, 7, 8, 22 y 26) y “componente afectivo” (ítems 10, 12, 13, 14, 15, 16, 19 y 23). Los resultados indican que el modelo tampoco se ajusta de

manera adecuada, incluso después de incluir los cambios sugeridos por los índices de modificación (e8-e9 y e11-e12) (Tabla 2).

También se examinó un modelo unifactorial. Los indicadores también señalan que el modelo se ajusta de manera inadecuada, tanto en un inicio como después de realizar los ajustes sugeridos por los índices de modificación (e2-e3, e4-e8, e9-e11, e12-e16, e15-e23 y e19-e26) (Tabla 2).

Finalmente, se probó el modelo de Brinkley et al. (2008), compuesto por 19 ítems en tres factores: “egocentrismo” (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 11 y 13), “antisocial” (ítems 17, 18, 21, 24 y 25) y “afectivo” (ítems 12, 14, 15 y 16). Se observa que el modelo inicial con la muestra total no presenta ajustes adecuados en NFI y RMSEA, mientras que el TLI es apenas aceptable (Tabla 2). Con la finalidad de obtener un modelo más parsimonioso se examinaron los índices de modificación y se seleccionaron los residuos correlacionados, haciendo las modificaciones recomendadas bajo los mismos criterios mencionados anteriormente. Las correlaciones residuales se realizaron por pares de ítems, todas pertenecientes al factor “egocentrismo”: e2-e3, e4-e5, e9-e11. La Figura 1 muestra el modelo trifactorial final con las adecuaciones sugeridas por los índices de modificación.

Ya con los índices modificados se observa que el modelo propuesto por Brinkley et al. (2008) mejora considerablemente los valores de CFI, RMSEA, TLI y AIC. Sin embargo, el valor de χ^2 es significativo y el NFI para todas las muestras continúa mostrando un valor por debajo de lo recomendado. Además, el TLI para muestra PPL tampoco cumple el criterio recomendado (Tabla 2).

Consistencia Interna

Con relación a los datos obtenidos en el análisis de confiabilidad del instrumento, se obtuvo un omega de McDonald ($\omega = .761$) y un alfa de Cronbach ($\alpha = .766$) aceptables en la escala total. Por su parte el factor “egocentrismo” ($\omega = .746$, $\alpha = .747$) también presenta indicadores aceptables, mientras que el factor “antisocial” ($\omega = .683$ y $\alpha = .681$) y el “afectivo” ($\omega = .631$ y $\alpha = .625$) se encuentran por debajo de los coeficientes sugeridos.

Por muestras separadas se observaron valores similares a los coeficientes de la escala total, siendo $\omega = .760$ y $\alpha = .760$ en la muestra de PPL y $\omega = .756$ y $\alpha = .760$ en población general.

Tabla 3. Descripción de las puntuaciones de los factores y el total de la LSRP por percentiles, media, desviación estándar (DE), asimetría (S) y curtosis (K)

Percentil	Egocentrismo	Antisocial	Afectivo	Total
1	10	5	5	28.4
10	13	6	9	34
25	15	7	12	37
50	18	9	14	41.5
75	21	13	16	46
100	40	20	16	65
Media	18.65	9.94	13.32	41.91
DE	5.13	3.47	2.72	6.76
Min-máx	10-40	5-20	4-16	19-65
S	0.873	0.505	-1.140	0.370
K	0.816	-0.470	0.881	0.313

Respecto a los ítems, los valores de asimetría y curtosis de once ítems (2, 3, 4, 7, 9, 11, 12, 13, 14, 15 y 16) muestran valores de asimetría por encima de ± 1 y ocho (1, 2, 3, 5, 7, 13, 18 y 25) por encima de ± 1 de curtosis. Por lo tanto, se infiere que los ítems 1, 2, 3, 4, 5, 7, 9, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 18 y 25 no se ajustan a una distribución normal de acuerdo con lo establecido por Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) así como por Bandalos y Finney (2018), pero que sí se hace caso al criterio de Forero et al. (2009). Podría inferirse que sólo los ítems 2, 3, 7 y 13 no se distribuyen normalmente.

Finalmente, se muestran los percentiles de las puntuaciones de cada factor y de la escala total (Tabla 3). También se refleja la media, la desviación estándar, asimetría y curtosis de la escala y sus factores. Puede inferirse que las puntuaciones de la escala total y del factor “antisocial” se distribuyen siguiendo la ley normal. Los factores “egocentrismo” y “afectivo” están cercanos a la distribución normal.

Discusión

En la presente investigación se estudió la estructura interna de la LSRP mediante análisis factoriales confirmatorios. De manera específica se probaron los modelos bifactorial de Levenson et al. (1995), los trifactoriales de Andreu-Rodríguez et al. (2018) y de Brinkley et al. (2008), así como el modelo unifactorial. La evidencia encontrada sostiene que el modelo trifactorial de Brinkley et al. (2008) es el que mejor ajusta para población mexicana. Sin embargo, el ajuste resulta dudoso ya que algunos indicadores no resultaron adecuados.

Con base en los resultados obtenidos se observa que el modelo bifactorial original, desarrollado por Levenson et al. (1995), no presenta un ajuste adecuado coincidiendo con los resultados obtenidos por Brinkley et al. (2008), Garofalo et al. (2019), Psederska et al. (2020) y Somma et al. (2014). Al respecto, es de notar que el factor de “psicopatía secundaria” (que va del ítem 17 al 26) coincide con el factor “antisocial” del modelo trifactorial (integrado por los ítems 17, 18, 21, 24 y 25). Nótese que la psicopatía primaria se secciona en dos factores en el modelo trifactorial: “egocentrismo” y “afectivo”, los cuales correlacionan de manera inversa, lo que explica el ajuste inadecuado del modelo de Levenson et al. (1995).

Respecto al modelo unifactorial se observó que tampoco ajusta adecuadamente: de hecho fue el que mostró peores indicadores. Los resultados son congruentes con las propuestas teórica (Hare y Neumann, 2005, 2008) y ponen de manifiesto que la LSRP es una escala multifactorial, de modo similar a lo que sucede con la PCL (Brinkley et al., 2001; Poythress et al., 2010; Psederska et al., 2020; Sellbom, 2011; Walters et al., 2008), integrada por factores que correlacionan de manera inversa.

En cuanto al modelo de Andreu-Rodríguez et al. (2018), de tres factores, tampoco presenta indicadores aceptables. Respecto a este modelo se observan algunas variantes en la integración de los factores en comparación con el modelo trifactorial de Brinkley et al. (2008). Por ejemplo, el factor “antisocial” de estos últimos autores es similar al factor “conductual”/“antisocial” (el cual tiene un ítem adicional: 11). Sin embargo, el ítem 11 en el modelo de este modelo pertenece a “egocentrismo”. El factor “afectivo” en Brinkley et al. se compone sólo de los ítems 12, 14, 15 y 16, mientras que en Andreu-Rodríguez et al. (2018) se añaden además los ítems 10, 16, 19 y 23. Finalmente, el último factor coincide poco, ya que sólo en la mitad de los ítems (1, 4, 5, 6 y 7), además, es etiquetado de manera distinta, “cognitivo”/“interpersonal” en el de Andreu-Rodríguez et al. y “egocentrismo” en el de Brinkley et al., sugiriendo una conceptualización teórica distinta.

Por otro lado, el modelo de tres factores (“egocentrismo”, “antisocial” y “afectivo”) propuesto por Brinkley et al. (2008) es el que presenta mejores indicadores, aunque no todos resultaron adecuados de forma inicial, y coincide parcialmente con lo hallado en algunos estudios realizados desde 2008 en adelante (Garofalo et al., 2019; Maheux-Caron et al., 2018; Psederska et al., 2020; Somma et al., 2014; Wang et al., 2018; Wissenburg et al., 2022). Asimismo, se observa que al emplear los ajustes de modificación (e2-e3, e4-e5 y e9-e11, todos en el factor “egocentrismo”) el modelo obtiene un mejor ajuste.

Los índices hallados en el presente estudio coinciden en gran medida con los reportados en los estudios de Sellbom (2011), Garofalo et al. (2019) y Psederska et al. (2020) y resultan mejores a los descritos por Maheux-Caron et al. (2018) y Wissenburg et al. (2022), de modo que los resultados del presente estudio y de los antecesores sugieren

que el modelo trifactorial de Brinkley et al. (2008) es el que mejor ajuste presenta en distintas poblaciones y culturas aunque resulte dudoso.

En cuanto a los indicadores específicos, el valor de RMSEA presenta un mejor ajuste en el modelo presente en comparación con estudios previos (Garofalo et al., 2019; Maheux-Caron et al., 2018; Pse-dera et al., 2020; Sellbom 2011; Wissenburg et al., 2022). El TLI es el mismo reportado por Psedera et al. (2020) y superior al de Sellbom (2011), Wissenburg et al. (2022) y Maheux-Caron et al. (2018). El único indicador que se encontró por debajo en comparación con otros estudios fue el CFI, con una diferencia de .01 (Garofalo et al., 2019). Se concluye que el modelo de tres factores de Brinkley et al. (2008), coincidiendo con lo hallado en la mayoría de estudios previos, es el que mejor ajusta en población mexicana.

Debe destacarse que los resultados similares hallados en los diferentes AFC del modelo de Brinkley et al. (2008) se han obtenido en muestras diversas, mujeres en prisión en el trabajo original (Brinkley et al., 2008), en estudiantes (hombres y mujeres) universitarios (Sellbom, 2011), individuos dependientes de sustancias (Psedera et al., 2020) y población general entre 18 y 90 años (Garofalo et al., 2019). Sin embargo, los índices de ajuste observados en el presente estudio son mejores en población general respecto a los obtenidos en la muestra de PPL.

Con relación a la confiabilidad del instrumento, la escala total obtuvo indicadores aceptables para el total de la escala y el factor egocentrismo, pero dudosos para los factores antisocial y afectivo.

Respecto a los valores alfa de Cronbach obtenidos en el presente estudio, se destaca que son inferiores respecto a la escala total a los mostrados en estudios previos (Coelho et al., 2010; Maheux-Caron et al., 2018; Miller et al. 2008; Psedera et al., 2020; Somma et al., 2014; Wissenburg et al., 2022). Asimismo, también resultó inferior respecto al factor egocentrismo en comparación con otros (Sellbom, 2011; Somma et al., 2014), pero fue aceptable, mientras que los factores antisocial y afectivo obtuvieron un alfa inferior al deseable, aunque fueron superiores a los descritos por Garofalo et al. (2019). Debe tomarse en consideración que, como señala Maheux-Caron et al. (2018), habitualmente los valores de estos factores tienden a mostrar valores de alfa por debajo de .70.

Es importante señalar que la distribución de las puntuaciones del total de la escala y los factores (siguiendo la ley normal) apoyan la conceptualización de la psicopatía como un continuo dimensional defendida por algunos autores (Hare y Neumann, 2005, 2008), de modo que tiene sentido evaluar la psicopatía en muestras no institucionalizadas, aquí llamada población general. Además, nótese que los AFC realizados por muestras separadas (PPL y población general) indican que el modelo ajusta de mejor forma en la población general.

Con base en lo anterior, se sugiere que se emplee el puntaje total de la LSRP y que dicha puntuación sea considerada a modo de cribado, ya que el diagnóstico de la psicopatía implica un proceso complejo y el uso de otros instrumentos como la PCL-R (Hare, 2003). De igual forma, se puede utilizar para realizar estudios de relación entre variables y donde se puedan utilizar los percentiles altos y bajos para la clasificación de personas/grupos con altos/bajos rasgos de psicopatía.

Respecto a la comparación con la SRP:4-SF (Sánchez-Bojórquez et al., 2022) se observa que los valores de ajuste del AFC son similares, aunque la SRP:4-SF se compone de 4 factores y la LSRP de 3 y sólo fue aplicada en población penitenciaria masculina. Sin embargo, dado que ambas escalas se fundamentan en la PCL-R los constructos teóricos son homogéneos por lo que los ítems de ambas escalas podrían ser complementarios. También se debe señalar que los valores de confiabilidad de alfa de Cronbach son inferiores en la LSRP en comparación con los de la SRP:4-SF, aunque en esta última no se proporcionan los valores de omega de McDonald.

Es preciso señalar algunas limitaciones del estudio y recomendaciones para próximas investigaciones. En primer lugar, no se administró ningún otro procedimiento para evaluar la presencia de

psicopatía. En futuras investigaciones sería conveniente estudiar la validez concurrente con otras escalas, por ejemplo con la SRP:4-SF (Sánchez-Bojórquez et al., 2022) o con la entrevista estructurada PCL-R en muestras mexicanas generales y en situación de reclusión. En segundo lugar, dado que no se ha estudiado la fiabilidad test-retest, valdría la pena que se abordara en futuros estudios. Otra de las limitaciones es que la escala no se administró a PPL femenina, por lo que sería pertinente incluirla posteriormente y estudiar posibles diferencias tanto en el comportamiento de la escala total como en las puntuaciones en función del sexo. Del mismo modo, se recomienda que en próximos estudios se incluyan análisis de invarianza para validar su equivalencia tanto entre población PPL y general como entre hombres y mujeres.

Conclusiones

Tomando en consideración los estudios previos de la LRSP sobre validez concurrente y fiabilidad, los resultados de la presente investigación indican que la escala puede considerarse válida y bastante fiable. Se confirma que la estructura trifactorial propuesta por Brinkley et al. (2008), a pesar de mostrar un ajuste dudoso, coincidiendo con estudios previos, es el modelo con mejor ajuste.

En centros penitenciarios debe considerarse la evaluación de la psicopatía como fundamental, ya que aquellos con puntuaciones moderadas y altas pueden ser considerados como una población de alto riesgo tanto para el personal como para otras PPL. De la misma manera, tener un perfil de los niveles de psicopatía de cada uno de las PPL permitirá generar estrategias de tratamiento y seguimiento más eficaces, debido a que los tratamientos psicológicos han demostrado, hasta el momento, tener poco o nulo impacto en la efectividad cuando hay altos niveles de psicopatía y, por el contrario, podrían incrementar el riesgo para el aumento de conductas antisociales y delictivas.

De igual manera, considerando que la psicopatía está asociada con la reincidencia delictiva, la evaluación podría ser empleada para la toma de decisiones respecto a la solicitud de beneficios que se solicitan al interior de los centros penitenciarios, como la reducción de la sentencia y la libertad bajo palabra, no para eliminarlos sino para establecer los mecanismos legales y psicológicos adecuados con forme a derecho.

Para el caso de población general, las altas puntuaciones son consideradas como un predictor de la violencia, por lo que al interior de las instituciones, públicas y privadas, podrían diseñarse diversas estrategias de prevención a fin de disminuir las conductas antisociales, delictivas y asociación con grupos criminales, principalmente cuando se ha observado el aumento de la violencia en todos los contextos en nuestro país y a nivel mundial, así como para la prevención y reducción del consumo de drogas dado la alta comorbilidad entre las adicciones y la psicopatía.

Finalmente, debe subrayarse la gran utilidad de la LRSP para evaluar la psicopatía en población mexicana, tanto penitenciaria como general, ya que es un instrumento autoaplicable, de acceso libre y muy breve.

Extended Summary

Psychopathy is a personality disorder, showing up in affective and behavioral features (Hare, 2003; Hare & Neumann, 2008). Affective features include superficial affect, lack of remorse, guilt and empathy, superficial charm, egocentrism, and pathological lying. Behavioral traits include erratic, negligent and sensation-seeking activities that violate social and legal norms, propensity to boredom, poor behavioral control characterized by disinhibition and impulsivity, and low response to punishment (Cleckley, 1941, 1976; Hare, 2003; Kiehl et al., 2000; Leistico et al., 2008).

Method

First, a cultural adaptation of the instrument language was carried out. Weighting was performed based on a Thurstone scale to evaluate accuracy, syntax, and semantic criteria. The average score of the items was 9.74.

Participants

Three hundred inmates and 248 controls. The total sample consisted of 548 participants.

Instrument

Levenson's Psychopathy Scale (Levenson et al., 1995). It evaluates psychopathy, contains 26 items in a Likert-type response with four response options (1 = *strongly disagree* to 4 = *strongly agree*).

Procedure

The LSRP on inmates was applied individually or in small groups. Participation was voluntary; each participant read and signed a letter of informed consent. For the control sample, it was applied as a group. Likewise, an online form was designed where the objective of the application was specified.

Data analysis

Confirmatory factor analyses (CFA) were performed to test the models of Levenson et al. (1995), Andreu-Rodríguez et al. (2018), and Brinkley et al. (2008) using the maximum likelihood method. Model modification indices were examined and correlated residuals were selected. Finally, Cronbach's alpha and McDonald's omega were calculated.

Results

Confirmatory factor analysis

First, the fit of the bifactorial model of Levenson et al. (1995) was tested. Based on the fit indices, it is suggested that this model fits inadequately. Despite making changes from the modification indices, the model continued to fail to obtain an adequate fit (Table 2).

Andreu-Rodríguez et al.'s (2018) model was tested, which is integrated by 22 items in three factors: "behavioral"/"antisocial", "cognitive"/"interpersonal" and "affective" component. The results indicate that the model also does not fit adequately, even after including the changes suggested by the modification indices (e8-e9 and e11-e12) (Table 2).

A one-factor model was also examined, the indicators also denoted that the model fits inadequately both initially and after making the adjustments suggested by the modification indices (Table 2).

Finally, the Brinkley et al. (2008) model was tested, composed of 19 items in three factors: "egocentrism", "antisocial", and "affective". It is observed that the initial model with the total sample does not present adequate adjustments in NFI and RMSEA, while the TLI is barely acceptable (Table 2). The modification indexes were examined and the correlated residuals were selected. The residual correlations were made by pairs of items, all belonging to the "egocentrism" factor: e2-e3, e4-e5, e9-e11. Figure 1 shows the final trifactorial model with the adjustments suggested by the modification indexes. Already with the modified indexes, it is observed that the Brinkley et al.'s (2008) model considerably improves the values of CFI, RMSEA, TLI, and AIC. However, the χ^2 value is

significant and the NFI for all samples continues to show a value below what is recommended. The TLI for sample PPL also does not meet the recommended criterion.

Internal consistency

An acceptable McDonald's omega ($\omega = .761$) and Cronbach's alpha ($\alpha = .766$) were obtained for the total scale. The "egocentrism" factor ($\omega = .746$, $\alpha = .747$) also showed acceptable indicators. While the "antisocial" factor ($\omega = .683$ and $\alpha = .681$) and the "affective" factor ($\omega = .631$ and $\alpha = .625$) are below the suggested coefficients. For separate samples, values similar to the coefficients of the total scale were observed, being $\omega = .760$ and $\alpha = .760$ in the PPL sample and $\omega = .756$ and $\alpha = .760$ in the general population.

Finally, the percentiles of the scores of each factor and of the total scale are shown (Table 3).

Discussion

The evidence found supports that the trifactorial model of Brinkley et al. (2008) is the best fit for the Mexican population. However, the fit is questionable since some indicators were not adequate.

Based on the results obtained, the original bifactorial model, developed by Levenson et al. (1995), does not present an adequate fit, coinciding with the results obtained by Brinkley et al. (2008), Garofalo et al. (2019), Psederska et al. (2020), and Somma et al. (2014).

In this regard, it is noteworthy that the "secondary psychopathy" factor (item 17-26) coincides with the "antisocial" factor of the trifactorial model (consisting of items 17, 18, 21, 24 and 25). Note that "primary psychopathy" is sectioned into two factors in the trifactorial model: "egocentrism" and "affective", which correlate inversely, which explains the inadequate fit of the Levenson et al.'s (1995) model.

With respect to the unifactorial model, it did not fit adequately either, and was the one that showed the worst indicators. The results are congruent with the theoretical proposals (Hare & Neumann, 2005, 2008) and show that the LSRP is a multifactorial scale, similar to what happens with the PCL (Brinkley et al., 2001; Poythress et al., 2010; Psederska et al., 2020; Sellbom, 2011; Walters et al., 2008) integrated by factors that correlate inversely.

The three-factor model of Andreu-Rodríguez et al. (2018) does not present acceptable indicators either. Regarding this model, some variants in the integration of the factors are observed in comparison with the three-factor model of Brinkley et al. (2008).

The three-factor model proposed by Brinkley et al. (2008) is the one that presents better indicators, although not all were initially adequate, and partially coincides with what was found in some studies conducted from 2008 onwards (Garofalo et al., 2019; Maheux-Caron et al., 2018; Psederska et al., 2020; Somma et al., 2014; Wang et al., 2018; Wissenburg et al., 2022). Likewise, it is observed that when employing the modification adjustments (e2-e3, e4-e5 and e9-e11, all in the "egocentrism" factor) the model obtains a better fit.

Regarding the reliability of the instrument, the total scale obtained acceptable indicators for the total scale and the "egocentrism" factor, but doubtful for the "antisocial" and "affective" factors. The Chronbach's alpha values are lower with respect to the total scale than those shown in previous studies (Miller et al. 2008; Psederska et al., 2020; Somma et al., 2014; Wissenburg et al., 2022).

It is important to note that the distribution of total scale and factor scores (following the normal law) supports the conceptualization of psychopathy as a dimensional continuum advocated by some authors (Hare & Neumann, 2005, 2008). In addition, note that the CFA conducted for separate samples (PPL and general population)

indicate that the model fits better in the general population.

Based on the above, it is suggested that the LSRP total score be used, and that this score be considered for screening purposes, since the diagnosis of psychopathy involves a complex process and the use of other instruments such as the PCL-R (Hare, 2003).

Some limitations would be that no other procedure was administered to assess psychopathy and that there were no female PPL participants.

It is concluded that the results of the present study indicate that the scale can be considered valid and reliable. It is confirmed that the three-factor structure proposed by Brinkley et al. (2008), despite showing a doubtful fit coinciding with previous studies, is the model with the best fit. Given that the LSRP is a self freely accessible and very brief instrument, it should be considered for assessing psychopathy in the Mexican population (prison and general).

Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Alcázar, M. A., Verdejo, A. y Bouso, J. C. (2008). La neuropsicología forense ante el reto de la relación entre cognición y emoción en la psicopatía [Forensic neuropsychology at the challenge of the relationship between cognition and emotion in psychopathy]. *Revista de Neurología*, 47(11), 607-612. <https://doi.org/10.33588/rn.4711.2008561>
- Alonso del Hierro, T., Peña Fernández, M. E. y Andreu Rodríguez, J. M. (2022). Psicopatía, agresión y violencia: un análisis de la interrelación en una muestra de delinquentes. *Anuario de Psicología Jurídica*, 32(1), 61-69. <https://doi.org/10.5093/apj2021a25>
- Andreu-Rodríguez, J. M., Antón-Riquelme, A. A. y Peña-Fernández, M. E. (2018). Análisis psicométrico de la escala de psicopatía de Levenson. *Psicopatología Clínica Legal y Forense*, 18(1), 134-150.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos* (Version 23.0) [computer program]. IBM SPSS. Asociación Médica Mundial. (2021, 25 de mayo). *Declaración de Helsinki de la AMM – Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. <https://www.wma.net/es/policias-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicadas-en-seres-humanos/>
- Bandalos, D. L. y Finney, S. J. (2018). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *The reviewer's guide to quantitative methods* (pp. 98-122). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315755649>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Brinkley, C. A., Diamond, P. M., Magaletta, P. R. y Heigel, C. P. (2008). Cross-validation of Levenson's Psychopathy Scale in a sample of federal female inmates. *Assessment*, 15(4), 464-482. <https://doi.org/10.1177/1073191108319043>
- Brinkley, C. A., Schmitt, W. A., Smith, S. S. y Newman, J. 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(7), 1021-1038. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00178-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00178-1)
- Camacho-Guerrero, L., Mezquita, L., Viruela-Royo, A., Gallego-Moya, S. y González-Torre, J. A. (2011). Estructura factorial de la escala de psicopatía LSRP y su relación con el modelo de personalidad de cinco factores. *Fòrum de Recerca*, 16, 1027-1038.
- Cleckley, H. (1941). *The mask of sanity*. Mosby
- Cleckley, H. (1976). *The mask of sanity* (5th ed.). Mosby
- Coelho, L., Paixão, R. y da Silva, J. T. (2010). O Levenson's Self Report Psychopathy Scale (LSRP). *Psychologica*, (53), 413-421. https://doi.org/10.14195/1647-8606_53_20
- Epstein, M. K., Poythress, N. G. y Brandon, K. O. (2006). The Self-Report Psychopathy Scale and passive avoidance learning: A validation study of race and gender effects. *Assessment*, 13(2), 197-207. <https://doi.org/10.1177/1073191105284992>
- Fernández, J. y Echeburúa, E. (2008). Trastornos de personalidad y psicopatía en hombres condenados por violencia grave contra la pareja. *Psicothema*, 20(2), 193-198. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3447>
- Ferrando, P. J. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77812441003>
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A. y Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641. <https://doi.org/10.1080/2F10705510903203573>
- Frías, D. (2021). *Apuntes de consistencia interna de las puntuaciones de un instrumento de medida*. Universidad de Valencia. <https://www.uv.es/friasnav/AlfaCronbach.pdf>
- Garofalo, C., Noteborn, M. G., Sellbom, M. y Bogaerts, S. (2019). Factor structure and construct validity of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale (LSRP): A replication and extension in Dutch nonclinical participants. *Journal of Personality Assessment*, 101(5), 481-492. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1519830>
- Gerbing, D. W., & Anderson, J. C. (1988). An update paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment. *Journal of Marketing Research*, 25(2), 186-192. <https://doi.org/10.1177/002224378802500207>
- Hare, R. D. (2003). *The Revised Psychopathy Checklist* (2nd ed.). Multi-Health Systems.
- Hare, R. D. y Neumann, C. (2005). Structural models of psychopathy. *Current Psychiatry Reports*, 7(1), 57-64. <https://doi.org/10.1007/s11920-005-0026-3>
- Hare, R. D. y Neumann, C. (2008). Psychopathy as a clinical and empirical construct. *Annual Review of Clinical Psychology*, 4(1), 217-246. <https://doi.org/10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091452>
- Hart, S., Cox, D. y Hare, R. D. (1995). *Manual for the Psychopathy Checklist: Screening version (PCL:SV)*. Multi-Health Systems.
- Hecht, L. K., Latzman, R. D. y Lilienfeld, S. O. (2018). The psychological treatment of psychopathy: Theory and research. En D. David, S. J. Lynn y G. H. Montgomery (Eds.), *Evidence-based psychotherapy: The state of the science and practice* (pp. 271-298). Wiley-Blackwell.
- 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>
- IBM Corp Released. (2013). *IBM SPSS statistics for Windows, version 22.0*. IBM Corp.
- Instituto Nacional de Geografía y Estadística. (2021). *Encuesta Nacional de Seguridad Pública Urbana (ENSU)*. INEGI.
- JASP Team. (2021). *JASP* (Version 0.16) [Computer software].
- Kiehl, K. A., Smith, A. M., Hare, R. D. y Liddle, P. F. (2000). An event-related potential investigation of response inhibition in schizophrenia and psychopathy. *Biological Psychiatry*, 48(3), 210-221. [https://doi.org/10.1016/S0006-3223\(00\)00834-9](https://doi.org/10.1016/S0006-3223(00)00834-9)
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Leistico, A. M., Salekin, R. T., DeCoster, J. y Rogers, R. (2008). A large-scale meta-analysis relating the hare measures of psychopathy to antisocial conduct. *Law and Human Behavior*, 32(1), 28-45. <https://doi.org/10.1007/s10979-007-9096-6>
- Levenson, M. R., Kiehl, K. A. y Fitzpatrick, C. M. (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>
- Ley Nacional de Ejecución Penal de 2016. (2016, 16 de junio). Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión. Diario Oficial de la Federación DOF 16-06-2016. http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LNEP_090518.pdf
- Lilienfeld, S. O. y Andrews, B. P. (1996). Development and preliminary validation of a self-report measure of psychopathic personality traits in noncriminal populations. *Journal of Personality Assessment*, 66(3), 488-524. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6603_3
- Lilienfeld, S. O. y Fowler, K. A. (2006). The self-report assessment of psychopathy: Problems, pitfalls, and promises. En C. J. Patrick (Ed.), *Handbook of psychopathy* (pp. 107-132). Guilford.
- Lilienfeld, S. O. y Widows, M. R. (2005). *Psychopathic Personality Inventory-Revised*. Psychological Assessment Resources, Inc.
- Lynam, D. R., Whiteside, S. y Jones, S. (1999). Self-reported psychopathy: A validation study. *Journal of Personality Assessment*, 73(1), 110-132. <https://doi.org/10.1207/S15327752JPA730108>
- Maheux-Caron, V., Gamache, D., Sellbom, M., Christian, E., Lussier, Y. y Savard, C. (2018). 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>
- Martínez, N. (2010). Psicopatía: ¿cuál es el origen del mal? *El Residente*, 5(1), 14-18.
- 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), 450-436. <https://doi.org/10.1177/1073191108316888>
- Ostrosky, F., Ruiz, A., Arias, N. y Vásquez, V. (2008). Estandarización de la PCL-R en población penitenciaria mexicana. *Revista Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 8, 5-6.
- Paulhus D. L., Neumann C. S. y Hare R. D. (2017). *Manual for the Self-Report Psychopathy Scale*. (4th ed.). Multi-Health Systems.
- Poythress, N. G., Lilienfeld, S. O., Skeem, J. L., Douglas, K. S., Edens, J. F., Epstein, M. y Patrick, C. J. (2010). Using the PCL-R to help estimate the validity of two self-report measures of psychopathy with offenders. *Assessment*, 17(2), 206-219. <https://doi.org/10.1177/1073191109351715>

- Pozueco, J., Guillena, S. y Barquero, N. (2011). Revisión psicopatía, violencia y criminalidad: un análisis psicológico-forense, psiquiátrico-legal y criminológico (parte II) [Psychopathy, violence and crime: A psychological-forensic, psychiatric-legal and criminological analysis - Part II]. *Cuadernos de Medicina Forense*, 17(4), 175-192. <https://doi.org/10.4321/S1135-76062011000400002>
- 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, Article 1110. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01110>
- Salekin, R. T., Worley, C. y Grimes, R. D. (2010). Treatment of psychopathy: A review and brief introduction to the mental model approach for psychopathy. *Behavioral Sciences & the Law*, 28(2), 235-266. <https://doi.org/10.1002/bsl.928>
- Salvador, B., Arce, R., Rodríguez-Díaz, F. J. y Seijoa, D. (2016). Evaluación psicométrica de la psicopatía: una revisión metaanalítica. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 36-47. <https://doi.org/10.1016/j.rlp.2015.09.015>
- Sánchez-Bojórquez, P., Caraveo-Anduaga, J. J., Rivera-Aragón, S., Rosas-Hernández, C. A. y García-López, E. (2022). Self-Report Psychopathy Scale Short Form 4ª edición: adaptación y modelamiento estructural en población penitenciaria mexicana. *Anuario de Psicología Jurídica*, 32(1), 1-9. <https://doi.org/10.5093/apj2021a15>
- Sellbom M. (2011). Elaborating on the construct validity of the Levenson self-report psychopathy scale in incarcerated and non-incarcerated samples. *Law and Human Behavior*, 35(6), 440-451. <https://doi.org/10.1007/s10979-010-9249-x>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código ético del psicólogo* (5ª ed.). Trillas.
- Somma, A., Fossati, A., Patrick, C., Maffei, C. y Borroni, S. (2014). The three-factor structure of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale: Fool's gold or true gold? A study in a sample of Italian adult non-clinical participants. *Personality and Mental Health*, 8(4), 337-347. <https://doi.org/10.1002/pmh.1267>
- Ventura, J. L. y Caycho, 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.
- Walters, G. D., Brinkley, C. A., Magaletta, P. R. y Diamond, P. M. (2008). Taxometric analysis of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale. *Journal of Personality Assessment*, 90(5), 491-498. <https://doi.org/10.1080/00223890802248828>
- Walters, G. D., Gray, N. S., Jackson, R. L., Sewell, K. W., Rogers, R., Taylor, J. y Snowden, R. J. (2007). A taxometric analysis of the Psychopathy Checklist Screening version (PCL:SV): Further evidence of dimensionality. *Psychological Assessment*, 19(3), 330-339. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.19.3.330>
- Wang, M. C., Shou, Y., Deng, Q., Sellbom, M., Salekin, R. T. y Gao, Y. (2018). Factor structure and construct validity of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale (LSRP) in a sample of Chinese male inmates. *Psychological Assessment*, 30(7), 882-892. <https://doi.org/10.1037/pas0000537>
- Wissenburg, S. A., Garofalo, C., Blokland, A. A., Palmen, H. y Sellbom, M. (2022). Longitudinal validation of the Levenson Self-Report Psychopathy (LSRP) Scale in a high-risk Dutch community sample. *Assessment*, 29(3), 367-384. <https://doi.org/10.1177/1073191120975130>