

Validez y confiabilidad de la Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización en padres peruanos

Magaly Nóbrega; Juan Núñez del Prado; Marisut Guimet; Gabriela Apolinario; Lúgia Monteiro; Eva Diniz; Carolina Santos

Cómo citar este artículo:

Nóbrega, M., Núñez del Prado, J., Guimet, M., Apolinario, G., Monteiro, L., Diniz, E., & Santos, C. (2022). Validez y confiabilidad de la Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización en padres peruanos. *Acta Colombiana de Psicología*, 25(2), 142-157. <https://www.doi.org/10.14718/ACP.2022.25.2.9>

Recibido, abril 05/2021; Concepto de evaluación, agosto 27/2021; Aceptado, febrero 07/2022

Magaly Nóbrega*

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6572-813X>
Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

Juan Núñez del Prado

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5502-514X>
Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

Marisut Guimet

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4686-1351>
Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

Gabriela Apolinario

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7130-4680>
Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú.

Lúgia Monteiro

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2933-8836>
Instituto Universitário de Lisboa, Lisboa, Portugal.

Eva Diniz

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4544-4839>
Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa, Portugal.

Carolina Santos

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2776-8795>
Instituto Universitário de Lisboa, Lisboa, Portugal.

Resumen

El presente estudio busca obtener evidencias de validez y confiabilidad de la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización* en una muestra de padres peruanos de niños y niñas preescolares. Para ello, se realizó una traducción y armonización del lenguaje del instrumento a partir de su versión en inglés al español, para luego aplicar la nueva versión a un grupo de 420 padres y 420 madres de niños y niñas de cinco ciudades. La evidencia de la estructura interna se evaluó a través de un análisis factorial confirmatorio multigrupo, utilizando el método de máxima verosimilitud para examinar la estructura de los 26 ítems originales. Durante el análisis, se procedió a la eliminación progresiva de los ítems con bajas cargas factoriales hasta encontrar un modelo con adecuados indicadores de ajuste [$\chi^2_{(531)} = 822.82$; $p < .001$; $\chi^2/df = 1.550$; GFI = .90; CFI = .95; TLI = .94; RMSEA = .036, IC 90 % = (.031-.041), $p_{close} = 1.000$, SRMR = .05]. El resultado fue una escala de 18 ítems distribuidos en las cinco dimensiones originales, cada una con confiabilidad por consistencia interna alfa de Cronbach entre .66 y .78 y coeficientes omega entre .70 y .75. La confiabilidad entre evaluadores estuvo entre .67 y .88. Los alcances y limitaciones del estudio son discutidos teniendo en cuenta la importancia de contar con instrumentos de medición del involucramiento paterno, relativo al materno, que consideren las perspectivas de padres y madres en el contexto peruano.

Palabras clave: involucramiento parental, padres varones, análisis psicométricos, validez, confiabilidad.

* Grupo de investigación Relaciones Vinculares y Desarrollo Socioemocional, Departamento de Psicología, Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima, Perú. Av. Universitaria 1801, Lima 1508, Perú. mnobrega@pucp.pe

Validity and reliability of the Parental Involvement Scale: Caregiving and socialization activities in Peruvian parents

Abstract

The present study seeks to obtain validity and reliability evidence of the Parental Involvement Scale: Care and socialization activities in a sample of Peruvian parents of preschool children. For this purpose, the instrument was translated and linguistically harmonized from its English version into Spanish and then applied to a group of 420 fathers and 420 mothers of children from five cities. Evidence of the internal structure was evaluated through a multigroup confirmatory factor analysis, using the maximum likelihood method to examine the structure of the original 26 items. Items with low factor loadings were progressively eliminated until a model with adequate fit indicators was found [$\chi^2(531) = 822.82$; $p < 0.001$; $\chi^2 / gl = 1.550$; $GFI = .90$; $CFI = .95$; $TLI = .94$; $RMSEA = .036$, IC del 90% (.031 – .041), $p\ close = 1.000$, $SRMR = .05$]. The result was a 18-items scale distributed in the five original dimensions, each with Cronbach's alpha internal consistency reliability between .66 and .78 and Omega coefficients between .70 and .75. Inter-rater reliability was between .67 and .88. The scope and limitations of the study are discussed considering the relevance of having instruments to measure paternal involvement relative to maternal involvement, that consider the perspectives of fathers and mothers in the Peruvian context.

Keywords: parental involvement, fathers, psychometric analysis, validity, reliability.

Introducción

En los últimos años, el involucramiento de los padres¹ en la crianza ha despertado mayor interés en la investigación debido al rol que estos cumplen en el desarrollo del niño o niña (Cabrera et al., 2014; Maroto-Navarro et al., 2020; Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020). Así, diversos estudios muestran los beneficios del involucramiento del padre en el desarrollo físico, conductual, cognitivo y socioemocional de su hijo o hija (Cabrera et al., 2014; Cabrera et al., 2018; Craig et al., 2018; Diniz et al., 2021; Santis & Barham, 2017; Slaughter & Nagoshi, 2020).

No obstante, estos beneficios difieren según la forma en que el padre participa en la crianza. Por ejemplo, algunos autores sugieren que tanto la calidad como la cantidad de tiempo compartido son aspectos igualmente importantes, mientras que otros plantean que la calidad es más relevante para el desarrollo del niño o niña (Adamsons, 2018; Adamsons & Johnson, 2013); y que los beneficios dependen también del contexto familiar, sociocultural y temporal en el que se circunscribe la relación entre el padre y su hijo o hija (Cabrera et al., 2014; Lamb & Tamis-LeMonda, 2004; Volling & Cabrera, 2019).

Diversos estudios muestran que, actualmente, la participación del padre va más allá del soporte financiero y de ser

compañero de juego (Barbeta-Viñas & Cano, 2017; Izquierdo & Zicavo, 2015; Monteiro et al., 2010; Pimenta et al., 2010). En este sentido, Schoppe-Sullivan y Fagan (2020) describen una tendencia al aumento de la participación de los padres en las tareas de cuidado que implican interacción directa con el niño o niña. Este incremento sería una respuesta de los padres a la creciente inserción de las mujeres al campo laboral, ante la cual el padre participa voluntariamente o se ve obligado a participar en el cuidado de sus niños o niñas (Cabrera et al., 2014; Izquierdo & Zicavo, 2015; Pimenta et al., 2010; Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020).

En el estudio de la participación del padre, denominado *involucramiento paterno*, se han considerado múltiples dimensiones, pero uno de los modelos más vigentes es el tripartito de Lamb (1987), que considera tres componentes: (a) el compromiso, en cuanto al tiempo empleado en la interacción directa con el niño o niña en actividades, como ayudarlo con su tarea, bañarlo o jugar; (b) la accesibilidad, que implica la disponibilidad del padre, pero con menor grado de interacción directa; y (c) la responsabilidad, en cuanto al cuidado y bienestar del niño o niña, realizando tareas como llevarle al pediatra.

Los postulados de Lamb dieron origen a otras conceptualizaciones importantes, como la de Palkovitz (1997), quien consideró, además de los dominios afectivos y conductuales del involucramiento, un dominio cognitivo que hace referencia a los pensamientos que tenga el padre sobre su hijo o hija. Asimismo, Doherty et al. (1998) propusieron el modelo de *paternidad responsable*, el cual incorpora

¹ Cuando se menciona “padres” se alude específicamente a “padres varones”. Se menciona “padres y madres” cuando se hace referencia a ambos.

aspectos sobre cómo los padres asumen su rol de padres además de estar presentes, brindar apoyo económico e involucrarse directamente con su hijo o hija. Por su parte, otros autores incluyeron dimensiones relacionadas con el aprendizaje y el monitoreo, como Hawkins et al. (2002), quienes consideraron dimensiones que incluían tareas de disciplina y responsabilidad, así como apoyo del padre en tareas escolares, o McBride et al. (2004), que consideraron importante también el monitoreo vinculado a poner límites y guiar las actividades del niño o niña.

Más recientemente, Pleck (2010) expande y redefine el involucramiento del padre en tres dominios —actividades de compromiso positivo, calidez/responsividad, y control—, y añade además dos dominios auxiliares: el cuidado indirecto y el proceso de responsabilidad, relacionado con que el padre se asegure de satisfacer las necesidades del niño o niña sin que sea directamente él quien lo haga. Del mismo modo, Santis y Barham (2017) consideraron la inclusión de actividades directas e indirectas dentro de las dimensiones del involucramiento paterno.

Estos diversos abordajes muestran que el involucramiento paterno es un constructo multidimensional, cuyos componentes principales son el cuidado directo —como las interacciones entre padre e hijo o hija— o indirecto —como el apoyo financiero o psicológico a la madre— (Pleck, 2007; Santis & Barham, 2017). En ese sentido, Pleck (2012) plantea que las interacciones directas entre padre e hijo han sido consideradas por mucho tiempo como eje central en la medición del involucramiento paterno, pero recientemente diversos autores han ido incorporando y enfatizando otras áreas, como el cuidado indirecto en beneficio del niño o niña, la enseñanza, la disciplina y el juego (Escribano et al., 2013; Pimenta et al., 2010; Pisternik & Anhet, 2019).

Ahora bien, la existencia de múltiples dimensiones del involucramiento paterno y la ausencia de un concepto consensuado del mismo devienen en distintos retos teóricos y metodológicos para medir este constructo (Cabrera et al., 2014; Diniz et al., 2021; Lamb & Tamis-LeMonda, 2004; Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020). Por ejemplo, diversos investigadores han planteado la dificultad de medir el involucramiento paterno en ausencia de un marco teórico comprensivo que guíe la investigación (Garfield et al., 2019; Lamb, 1987; Volling & Cabrera, 2019), a la vez que han resaltado la necesidad de desarrollar medidas válidas y confiables que contemplen aspectos centrales del

involucramiento paterno y reflejen los cambios en la cultura y en los roles de género (Garfield et al., 2019; Pleck, 2010; Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020).

En cuanto a las dimensiones del involucramiento paterno consideradas en los instrumentos de medición, las actividades de cuidado y juego han sido las más incorporadas (Jia & Schoppe-Sullivan, 2011; Kotila et al., 2013), aunque ha habido otros instrumentos que han priorizado distintas actividades de interacción directa con el niño o niña, como leerle, alimentarlo o bañarlo (Arrais & Vieira-Santos, 2021; Slaughter & Nagoshi, 2020). No obstante, la mayoría de los instrumentos actuales constituyen aproximaciones parciales que incluyen solo algunas dimensiones del constructo.

Otro punto de amplio debate en la medición del involucramiento paterno es la validez y confiabilidad del reporte de la madre o del mismo padre. Al respecto, la madre ha tendido a ser quien provee información sobre el involucramiento del padre, al ser considerada predominantemente la cuidadora principal (Cabrera et al., 2018; Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020); de hecho, en muchos casos las madres han sido las participantes en diversos estudios aun cuando la investigación se centraba en el rol paterno (Cabrera et al., 2018; Hernandez & Coley, 2007). Esta práctica puede llevar a sesgos o incluso a una subrepresentación en el reporte del involucramiento paterno, tal como lo han demostrado los estudios que han incorporado el reporte de ambos padres, pues se encuentra que el padre reporta mayores niveles de su involucramiento, en comparación con el reporte de la madre (Charles et al., 2018; Hohmann-Marriott, 2011). Según Hohmann-Marriott (2011), esto podría deberse a que el padre interactúa con el niño o niña en ausencia de la madre, de modo que esta no llega a saber de la calidad de la interacción que el padre ha tenido con su hijo o hija.

En este mismo punto, Pasley y Braver (2004) agregan que confiar solo en lo que dice la madre involucra una exclusión del padre que implica invalidar sus experiencias, lo cual da lugar a un modelo que se desliga del enfoque de género (Trahan & Cheung, 2016). Teniendo esto en cuenta, el estudio de la paternidad requiere de instrumentos que ubiquen al padre como agente activo en la crianza de un niño o niña, que respondan a los distintos cambios en las estructuras familiares, y que reflejen la vida de la familia contemporánea (Barbeta-Viñas & Cano, 2017; Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021).

La incorporación del reporte paterno plantea un importante giro frente a la designación de la madre como cuidadora principal (Aguayo et al., 2016; International Planned Parenthood Federation/Western Hemisphere Region [IPPF/WHR] & Promundo, 2017; Rico & Robles, 2016) y por tanto único referente para reportar las interacciones dentro del sistema familiar (Cabrera et al., 2018). Además, esta inclusión permitirá tener una visión más completa del involucramiento paterno (Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021) y de los procesos contextuales y dinámicos inherentes a la parentalidad (Diniz et al., 2021).

Otro aspecto a considerar en la medición del involucramiento paterno es si medirlo de forma absoluta o relativa al de la madre. La medición *absoluta* comprendería, por ejemplo, el número de horas que emplea el padre con su hijo o hija, considerando esta cantidad como única referencia; mientras que el involucramiento *relativo* recogería una distribución del número de horas entre ambas figuras parentales (Radin, 1994). Algunos autores han mostrado mayor interés por el involucramiento relativo debido a los cambios en la dinámica parental, ya que la inserción de la madre al ámbito laboral implica cambios en la repartición de labores y, por tanto, en la participación del padre en el cuidado de los hijos e hijas (Amaral et al., 2019; Lamb & Tamis-LeMonda, 2004; Monteiro et al., 2010; Pimenta et al., 2010). Estudios realizados desde esta perspectiva han permitido capturar las actividades compartidas entre ambos padres y aquellas que no lo son (Amaral et al., 2019; Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021; Monteiro et al., 2017; Monteiro et al., 2010; Pimenta et al., 2010).

Ahora bien, al considerar la necesidad de medir el involucramiento paterno tomando en cuenta las áreas centrales que la componen y la obtención del reporte de ambos padres en una escala que mida el involucramiento del padre relativo al de la madre, Monteiro et al. (2008) proponen la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización*, en la cual se incluyen cinco dimensiones: (a) el cuidado directo, (b) el cuidado indirecto, (c) la enseñanza y la disciplina, (d) el juego, y (e) las actividades de ocio fuera de la casa. Se han realizado diversas investigaciones con este instrumento, principalmente en contextos europeos (p. ej., Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2019; Torres et al., 2014; Torres et al., 2012).

Finalmente, es importante mencionar que existe también la necesidad de estudiar la paternidad en contextos culturales

diversos, como el latinoamericano, en donde, a pesar del aumento de la participación de las mujeres en el ámbito laboral (Banco Mundial, 2021), el padre sigue teniendo predominantemente la figura tradicional de proveedor económico (Aguayo, 2016; Guerrero Nancuante et al., 2020; IPPF/WHR & Promundo, 2017; Rico & Robles, 2016). Para el impulso de estas investigaciones se requiere de un instrumento validado que responda en gran medida a los desafíos anteriormente planteados respecto a la evaluación de los diferentes ámbitos del involucramiento paterno, la inclusión del reporte del padre, y la concepción del rol paterno dentro de un sistema dinámico en el que la madre también ejerce su maternidad.

A partir de lo expuesto, el propósito del presente estudio fue analizar la validez y confiabilidad de la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización* (Monteiro et al., 2008) en una muestra de padres y madres con hijos e hijas en etapa preescolar pertenecientes a distintas regiones del Perú.

Método

Tipo de estudio

Se llevó a cabo un estudio transversal de tipo instrumental, debido a que se busca realizar el análisis de las propiedades psicométricas de un instrumento de evaluación psicológica (Ato et al., 2013).

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 420 padres y 420 madres de niños y niñas de cinco ciudades del Perú, que accedieron a participar de manera voluntaria en la investigación.

Con respecto a los criterios de inclusión de los padres, estos debían residir con su pareja y su hijo o hija preescolar al momento de la investigación. El rango de edad de los padres fue de 21 a 68 años ($M = 36.75$, $DE = 7.41$), en general habían estudiado entre 4 y 32 años ($M = 15.42$, $DE = 3.15$)—considerando los diferentes niveles educativos, el 11.5 % tenía educación escolar primaria o secundaria, mientras que el 74.5 % tenía por lo menos un año de estudios superiores—, y, respecto a su condición laboral, el 88.3 % tenía empleo, de los cuales el 78.7 % trabajaba a tiempo completo y el 21.3 % a tiempo parcial.

En el caso de las madres, parejas de los padres participantes, sus edades fluctuaron entre 20 y 48 años ($M = 33.31$, $DE = 5.93$), el total de sus años de estudio fluctuó entre 3 y 31 ($M = 15.18$, $DE = 3.13$) —el 12.6 % tenía educación escolar primaria o secundaria y el 75.2 % por lo menos un año de estudios superiores—, y, en cuanto a su situación laboral, el 54.8 % tenía empleo, de las cuales el 55.2 % trabajaba a tiempo completo y el 44.8 % a tiempo parcial.

Finalmente, los hijos e hijas de las parejas participantes tenían entre 35 y 78 meses de edad ($M = 54.12$, $DE = 10.54$) y el 55.2 % eran mujeres. Todos los niños y niñas asistían a centros de educación inicial de las cinco ciudades participantes. El criterio de exclusión fue que los niños o niñas tuvieran algún retraso o trastorno del desarrollo.

Instrumento

El involucramiento paterno se evaluó por medio de la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización* de Monteiro et al. (2008), traducida al español por medio de los pasos detallados en el apartado de procedimiento. Específicamente, la escala consta de 26 ítems que hacen referencia a la organización y realización de actividades relacionadas con el niño o niña y que ocurren en la vida cotidiana familiar.

Este instrumento tiene una estructura de cinco dimensiones:

- a. *Cuidado directo* (5 ítems), relacionado con las tareas que implican contacto e interacción directa con el niño o niña, como alimentar, bañar, vestir o hacer dormir;
- b. *Cuidado indirecto* (7 ítems), relacionado con la organización y planificación de los recursos que estarán disponibles para el niño o niña, sin que implique necesariamente una interacción directa, como encargarse de comprarle ropa o juguetes, llevarle al médico o asistir a las reuniones del colegio;
- c. *Enseñanza y disciplina* (5 ítems), referido a la enseñanza de habilidades y al establecimiento de normas y límites al comportamiento del niño o niña;
- d. *Juego* (5 ítems), relacionado con actividades de juego realizadas entre el niño o niña y los padres y madres, como leerles cuentos, realizar juegos físicos o de mesa; y
- e. *Actividades de ocio fuera de la casa* (4 ítems), realizadas con el niño o niña fuera del hogar, como

llevarle de paseo, ir al parque o a un cumpleaños, o llevarle a actividades extracurriculares.

En particular, esta escala evalúa el nivel de participación en las tareas de cuidado y socialización de una figura parental en relación con la otra figura parental, es decir, representa la organización en dichas actividades entre el padre y la madre en una escala de cinco puntos: 1 = “siempre la madre”, 3 = “tanto la madre como el padre”, y 5 = “siempre el padre”. Los puntajes más altos representan una mayor participación del padre.

La escala ha sido utilizada en diferentes estudios en el contexto europeo, donde ha mostrado propiedades psicométricas aceptables. Específicamente, la dimensión de cuidado directo muestra valores de alfa de Cronbach de .71 a .77; la dimensión de cuidado indirecto, de .65 a .77; la de enseñanza y disciplina, de .69 a .80; la de juego, de .63 a .72; y la de actividades de ocio fuera de la casa, de .60 a .78 (Monteiro et al., 2017; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2019; Torres et al., 2014).

Procedimiento

La recolección de los datos se llevó a cabo durante los años 2018 y 2019 en cinco ciudades del Perú, elegidas debido a que representaban a las tres regiones naturales del país: costa, sierra y selva.

Los participantes asistieron a una reunión presencial convocada en las escuelas de sus hijos e hijas para un taller sobre crianza. Al iniciar esta reunión se les informaba sobre los objetivos del estudio y se les invitaba a participar de manera voluntaria en el mismo. Esta estrategia fue seleccionada debido a que permitía convocar e invitar a participar del estudio a una mayor cantidad de participantes, y al mismo tiempo porque permite respetar la voluntariedad de su participación. Aquellos que accedieron a participar firmaron un consentimiento informado y procedieron con el llenado de los cuestionarios antes del inicio de la reunión convocada. Los padres y madres respondieron a la escala de forma independiente.

Adicionalmente, las madres respondieron el cuestionario de datos sociodemográficos con el objetivo de recopilar información sobre ellas mismas y los padres —p. ej., edad, número de años de estudio, situación laboral, estado civil—, su hijo o hija —p. ej., edad, sexo— y la familia —p. ej., número de hijos e hijas en total, número de personas que viven en el hogar, etc.—.

El procedimiento seguido con la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización* (Monteiro et al., 2008) fue, en primer lugar, realizar la traducción de la versión en inglés al español. Esta traducción fue revisada por el equipo de investigación peruano con conocimientos del idioma inglés y del constructo de involucramiento paterno. En particular, la traducción inicial del inglés al español fue revisada por investigadores especialistas en el tema, pertenecientes a diversos países latinoamericanos: Chile, México, Uruguay y España. En esta revisión, los investigadores realizaron aportes para el ajuste lingüístico de los ítems, tomando en consideración su pertinencia para los países a los que representaban. Luego, los aportes fueron revisados y discutidos por el equipo de investigación tratando de encontrar similitudes y diferencias en los diversos aportes, con el fin de unificar las recomendaciones en una sola versión en español que pueda ser utilizada en diversos contextos latinoamericanos. Finalmente, esta versión armonizada fue traducida nuevamente al inglés para verificar la concordancia en su significado con la escala original; una vez realizada la verificación, se obtuvo la versión final en español a ser aplicada. De esta manera, se siguió un método de traducción inglés-español-inglés (*back translation*) que además incorpora un proceso de armonización de los ítems —un procedimiento semejante al utilizado en otros estudios (p. ej., Gusi et al., 2009)—, siguiendo la segunda edición de las directrices para la traducción y adaptación de los instrumentos psicológicos (Muñiz et al., 2013).

Aspectos éticos

Este estudio se realizó de acuerdo con los estándares éticos de la American Psychological Association, y está conformado por dos proyectos de investigación que incluyeron el involucramiento paterno entre sus variables de estudio. En ambos proyectos las y los participantes fueron informados sobre los objetivos principales del estudio y firmaron un consentimiento informado en el que se incluyó información sobre los cuestionarios a responder, la duración aproximada de su participación y el carácter voluntario de la misma. En este sentido, ambos proyectos cumplen con los estándares éticos pertinentes, y además uno de ellos fue evaluado y aprobado por el Comité de Ética de la Investigación (CEI) de la Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP).

Los estándares que utiliza el CEI de la PUCP al momento de evaluar un protocolo de consentimiento informado recogen

lo establecido por las *Pautas éticas internacionales para la investigación relacionada con la salud con seres humanos* del Consejo de Organizaciones Internacionales de las Ciencias Médicas (CIOMS), la Declaración de Helsinki y el informe Belmont (Pontificia Universidad Católica del Perú, 2011). Asimismo, se ciñe a la normativa nacional (Resolución Ministerial 233-2020-MINSA) sobre las consideraciones éticas para la investigación en salud con seres humanos.

Finalmente, de acuerdo con la Resolución Directoral 127-2017/INSN-SB y la Resolución Ministerial 233-2020-MINSA, se considera que este estudio posee un riesgo mínimo, dado que mantuvo el anonimato de las y los participantes y que la probabilidad de algún perjuicio para ellas y ellos fue mínimo.

Análisis estadísticos

Se realizó un análisis de datos preliminar para examinar las medias, desviaciones estándar, asimetría, coeficientes de curtosis y errores estándar respectivos. También se examinaron los gráficos de dispersión, los gráficos *q-q* y los residuos estandarizados. La presencia de valores atípicos se verificó en función de las puntuaciones *z* y la distancia de Mahalanobis —por encima del valor crítico de $|3.5|$ para las puntuaciones *z*—, una vez identificados se eliminaron los casos ($n = 4$) en función de criterios cualitativos de consistencia y patrones de respuesta de precisión (Field, 2013; Kline, 2015).

Posterior a ello, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC; AMOS 22.0) con el grupo total ($n = 420$) para examinar la estructura de cinco dimensiones de los 26 ítems originales. Teniendo en cuenta la falta de independencia de los datos —es decir, tanto la madre como el padre respondieron a la escala—, se realizó un análisis confirmatorio multigrupo para probar la invarianza de medición en las respuestas de ambos padres, con correlaciones entre los cinco factores latentes y de los residuos del mismo ítem para las respuestas de la madre y el padre (Tagliabue et al., 2014).

Se utilizó el método de Máxima Verosimilitud (MV), dado que, frente al debate en el uso de técnicas de modelamiento en el AFC que traten las variables derivadas de escalas Likert como ordinales o como continuas (DiStefano & Morgan, 2014; Li, 2016; Mîndrilă, 2010; Robitzsch, 2020), una parte de la literatura argumenta la posibilidad de tratarlas como variables continuas, considerando los supuestos que están a la base y sus implicaciones para la validación de las

escalas (Robitzsch, 2020). Asimismo, para esta selección se tuvo en cuenta que la literatura precedente ha utilizado el método de mv para la evaluación del funcionamiento de la escala (Monteiro et al., 2017; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2019; Torres et al., 2014; Torres et al., 2012).

Para evaluar el ajuste del modelo, se utilizaron diversos índices (Byrne, 2010; Hooper et al., 2008), teniendo en cuenta que este se considera aceptable si presenta: un valor χ^2 no significativo y $\chi^2/gf \leq 2$, debido a su dependencia del tamaño muestral (Schreiber et al., 2006), un índice de bondad de ajuste (GFI) $> .90$, un índice comparativo de Bentler (CFI) $> .90$, un índice Tucker-Lewis (TLI) $> .90$, un RMSEA $\leq .06$ (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2015) y un SRMR $\leq .05$ (Hooper et al., 2008).

En cuanto a la consistencia interna de las dimensiones, se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach y su intervalo de confianza al 95 %, donde los valores entre .60 y .70 representan una confiabilidad aceptable, mientras que los valores por encima de .70 indican una confiabilidad buena (Nunnally & Bernstein, 1994). De la misma manera, se calculó el coeficiente omega de McDonald, una medida de la consistencia menos dependiente del número de ítems de la dimensión, cuyos valores deben estar por encima de .70 o de .65 en algunas circunstancias (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). Además, para evaluar el grado de concordancia absoluta entre el reporte de los padres y las madres en cada una de las dimensiones, se calculó la confiabilidad intraclase y su intervalo de confianza al 95 %, valores que se interpretan a partir de los criterios de Nunnally y Bernstein (1994).

Resultados

Se probó el modelo de cinco dimensiones mediante un AFC, por medio de una estimación de mv. El modelo inicial consideró las respuestas de los padres y madres a la escala utilizando los 26 ítems originales para cada uno, agrupados en los cinco factores originales. Aquí, se correlacionaron los cinco factores respondidos por padres y madres y los residuos del mismo ítem para las respuestas de la madre y el padre. Este modelo presentó un chi cuadrado significativo, mientras que la mayoría de los otros índices de ajuste no fueron aceptables (véase Tabla 1).

A continuación, se removieron ocho ítems —ítems 3, 6, 7, 12, 14, 20, 24, 25—, debido a que presentaron cargas factoriales bajas ($< .45$) ya sea para las respuestas dadas por el padre, la madre o ambos. Seguidamente, se probó un modelo de cuatro factores con *juego y actividades de ocio fuera de la casa* en el mismo factor, primero con los 26 ítems originales y luego eliminando los ítems que tenían una baja carga factorial ($< .45$); sin embargo, los índices de ajuste no mejoraron (véase Tabla 1).

Dados estos resultados, y por razones teóricas, se optó por el modelo de cinco factores con ítems con cargas factoriales mayores o iguales a .45, con lo cual se obtuvo una escala compuesta por 18 ítems, cinco dimensiones y términos de error correlacionados para la versión del padre y la madre (véase Figura 1).

En este modelo, se eliminaron tres ítems de la dimensión de *cuidado indirecto*: el ítem 6 —“Generalmente ¿quién le compra la ropa a su hijo/hija?”—, el ítem 14

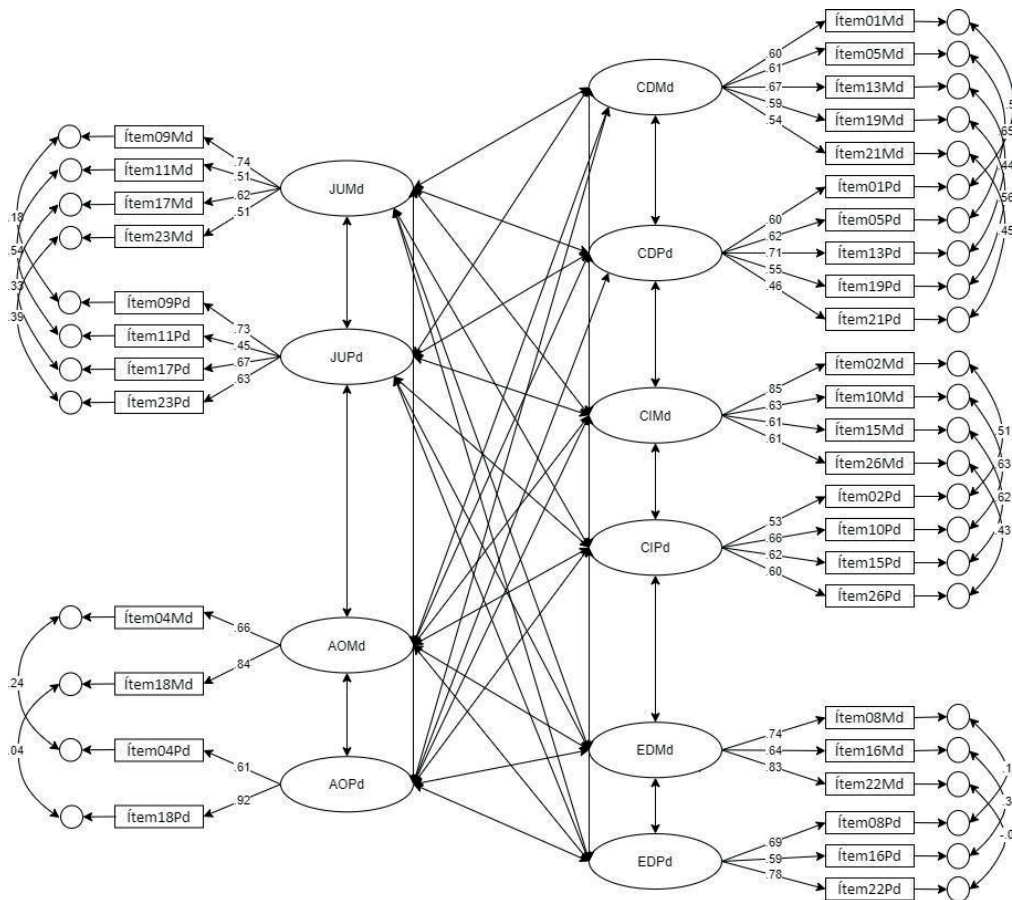
Tabla 1.
Índices de ajuste de los modelos de medida analizados

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gf	GFI	CFI	TLI	RMSEA
Modelo original de 5 factores (Versión de 26 ítems)	2401.27***	1203	1.996	.820	.865	.851	.049
Modelo de 5 factores sin cargas menores a .45	822.82***	531	1.550	.904	.953	.944	.036
Modelo de 4 factores (versión de 26 ítems)	2618.30***	1220	2.146	.803	.843	.829	.052
Modelo de 4 factores sin cargas menores a .45	1035.79***	548	1.890	.879	.921	.909	.046

Nota. *** $p < .001$; χ^2 = chi cuadrado; gf = grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; $RMSEA$ = aproximación del promedio de raíz cuadrada.

Figura 1.

Modelo final para la Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización



Nota. CD = cuidado directo, CI = cuidado indirecto, ED = enseñanza y disciplina, JU = juego, AO = actividades de ocio fuera de la casa, Md = puntuación de la madre, Pd = puntuación del padre.

—“Generalmente ¿quién compra los juguetes de su hijo/hija?”— y el ítem 20 —“¿Quién eligió el centro educativo al que asiste su hijo/hija?”—; de esta manera, la dimensión quedó conformada por cuatro ítems. En cuanto a la dimensión de *enseñanza y disciplina*, se eliminaron dos de los ítems originales: el ítem 3 —“¿Quién le enseña nuevas habilidades a su hijo/a, [por ejemplo, contar números, nombrar los colores o jugar un juego]?”— y el ítem 7 —“¿Quién habla sobre temas delicados con su hijo/a [por ejemplo, de la muerte, de cómo nacen los bebés, etc.]?”—. En el caso de la dimensión de *juego*, solo se eliminó el ítem 25, vinculado a la participación del padre en actividades de menor interacción directa con el niño —como ver televisión—. Y,

finalmente, en la dimensión de *actividades de ocio fuera de la casa*, se eliminaron los ítems 12 —“¿Quién lleva a las fiestas de cumpleaños a su hijo/a?”— y 24 —“¿Quién lleva a su hijo/a a las actividades extracurriculares [p. ej., clases de algún deporte]?”—.

Este modelo mostró un ajuste aceptable a los datos [$\chi^2_{(531)} = 822.82; p < .001; \chi^2/df = 1.550; GFI = .90; CFI = .95; TLI = .94; RMSEA = .036, IC 90\% = .031-.041, pclose = 1.000, SRMR = .05$]. Las cargas de los ítems en todos los factores obtuvieron valores $\geq .45$ (véase Tabla 2).

De la misma manera, los valores de los coeficientes de confiabilidad fueron adecuados. Así, para las respuestas de los padres a las dimensiones *cuidado directo*, *cuidado*

Tabla 2.

Modelo final: cargas factoriales de los ítems

Dimensión	Ítem	Cargas factoriales	
		Padre	Madre
Cuidado directo	1. ¿Quién le da de comer a su hijo/a?	.60	.60
	5. ¿Quién baña a su hijo/a?	.62	.61
	13. ¿Quién viste a su hijo/a?	.71	.67
	19. ¿Quién acuesta a su hijo/a?	.55	.59
	21. ¿Quién se queda en casa cuando su hijo/a está enfermo/a?	.49	.54
Cuidado indirecto	2. ¿Quién se encarga de llevar al médico a su hijo/a?	.53	.58
	10. Generalmente ¿quién asiste a las reuniones del centro educativo de su hijo/a?	.66	.63
	15. ¿Quién lleva y recoge del centro educativo a su hijo/a?	.62	.61
	26. ¿A quién llama el centro educativo cuando le pasa algo a su hijo/a?	.60	.61
Enseñanza y disciplina	8. ¿Quién establece las normas en la casa?	.69	.74
	16. ¿Quién se ocupa del mal comportamiento de su hijo/a?	.59	.64
	22. ¿Quién hace cumplir las normas en casa?	.78	.83
Juego	9. ¿Quién juega con su hijo/a?	.73	.74
	11. ¿Quién le lee cuentos a su hijo/a?	.45	.51
	17. ¿Quién juega con su hijo/a juegos de mesa (cartas, rompecabezas, etc.)?	.67	.62
	23. ¿Quién juega con su hijo/a juegos físicos (por ejemplo, fútbol, “caballito”, “peleas”, etc.)?	.63	.51
Actividades de ocio fuera de la casa	4. ¿Quién lleva de paseo, a pasar el día fuera a su hijo/a (por ejemplo, al zoológico, al parque, a los juegos)?	.61	.66
	18. ¿Quién lleva al parque a su hijo/a?	.92	.84

indirecto, enseñanza y disciplina, juego y actividades de ocio fuera de la casa fueron, respectivamente: .72 (IC 95 % = .67-.76), .69 (IC 95 % = .64-.74), .72 (IC 95 % = .67-.77), .70 (IC 95 % = .64-.74) y .70 (IC 95 % = .64-.76). Por su parte, los valores de consistencia interna para la versión respondida por la madre fueron: .73 (IC 95 % = .69-.77), .70 (IC 95 % = .65-.74), .78 (IC 95 % = .75-.82), .66 (IC 95 % = .61-.71) y .71 (IC 95 % = .64-.76) para cada una de las dimensiones respectivamente.

De la misma manera, los resultados del coeficiente ω de McDonald para la versión respondida por los padres fueron de .73, .70, .73, .72 y .75 en las dimensiones de *cuidado directo, cuidado indirecto, enseñanza y disciplina, juego y actividades de ocio fuera de la casa*, respectivamente; mientras que los valores para la versión de la madre fueron de .74, .70, .79, .69 y .72 para cada una de las dimensiones, respectivamente.

Adicionalmente, la confiabilidad interevaluador entre los padres y madres fue de .83 (IC 95 % = .74-.88) para la dimensión de *cuidado directo* y de .88 (IC 95 % = .85-.91) para la dimensión de *cuidado indirecto*, mientras que para la dimensión de *enseñanza y disciplina* fue de .67 (IC 95 % = .59-.74), para la dimensión de *juego*, de .77

(IC 95 % = .73-.81), y, finalmente, de .74 (IC 95 % = .68-.78) para la dimensión de *actividades de ocio fuera de la casa*.

Discusión

En este estudio se tuvo como objetivo analizar la validez de estructura interna y confiabilidad por consistencia interna e interevaluador de la *Escala de Involucramiento Parental: Actividades de cuidado y socialización* (Monteiro et al., 2008) en el contexto peruano.

Respecto a los análisis de la estructura interna, el modelo que mostró un mejor ajuste estuvo compuesto por una solución de cinco factores. Las cargas factoriales de todos los ítems fueron iguales o superiores a .45. Este modelo obtuvo indicadores de ajuste adecuados, como en estudios previos (Bentler, 1990; Byrne, 2010; Hooper et al., 2008; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2015).

De esta manera, puede considerarse que el modelo hipotetizado para la escala conformada por 18 ítems distribuidos en cinco dimensiones, correlacionadas entre sí y con correlaciones entre los residuos de los ítems, es adecuado para los datos obtenidos, comparado con el modelo nulo

(GFI) y con un modelo de total independencia entre las variables (CFI). Asimismo, se puede decir que el modelo hipotetizado aporta una importante mejora en los valores esperados respecto al modelo nulo (TLI); de la misma manera, se muestra que el modelo hipotetizado tiene una adecuada estructura de covarianzas, lo cual indicaría un error pequeño de aproximación a la población (RMSEA); y, finalmente, los resultados muestran que la matriz de correlaciones hipotetizadas en el modelo propuesto y las observadas tienen una baja discrepancia entre sí (SRMR; Byrne, 2010).

Como resultado, se obtuvo evidencia de validez de estructura interna de esta escala. Además, la composición factorial reproduce la estructura de la propuesta original de la prueba (Monteiro et al., 2008), replicada en diversos estudios de origen europeo (Monteiro et al., 2017; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2019; Torres et al., 2014; Torres et al., 2012). Estos resultados implicarían que el involucramiento del padre en el contexto peruano estaría configurado en torno a las dimensiones de cuidado directo e indirecto, enseñanza y aprendizaje, juego, y actividades de ocio fuera de la casa.

Respecto a las cargas factoriales obtenidas por los ítems para su respectiva dimensión (iguales o superiores a .45), se puede considerar que cada una de las actividades contenidas en los ítems aporta una importante variabilidad a la dimensión a la cual pertenece. De esta manera, las dimensiones descritas del involucramiento paterno conforman áreas sólidas y diferenciadas entre sí.

Con respecto a la composición de cada una de las cinco dimensiones, la única dimensión en la que no se requirió eliminar ningún ítem de la escala original fue la de *cuidado directo*; esto indicaría que la participación del padre en las actividades de cuidado —momentos de alimentación, baño, cambio de ropa, sueño y cuidado cuando el niño o niña se enferma— explican de forma adecuada un único factor referido a los cuidados básicos que se realizan en una interacción directa con el niño o niña.

Por el contrario, en las otras cuatro dimensiones fue necesaria la eliminación de algunos ítems originales, debido a que mostraron cargas factoriales inadecuadas en sus correspondientes dimensiones. De esta forma, en la dimensión de *cuidado indirecto* se eliminaron tres ítems referidos a la compra de juguetes, de ropa y la elección del centro educativo; en cambio, permanecieron en la escala

los ítems referidos a la participación del padre en los controles médicos y en las actividades recurrentes vinculadas al centro educativo de los niños. Estos resultados indicarían que la provisión de recursos para satisfacer las necesidades básicas de salud y educación del niño o niña constituyen una única dimensión de la participación paterna que engloba acciones logísticas y de organización; actividades que estarían diferenciadas de las que implican un rol de soporte financiero o proveedor de objetos concretos. Es interesante que la elección del colegio sea también una actividad poco relacionada con la realización de actividades vinculadas a la educación del niño.

En cuanto a la dimensión de *enseñanza y disciplina*, se eliminaron dos ítems originales referidos a la enseñanza de nuevas habilidades y de tratar temas delicados con su niño o niña, mientras que los ítems que se mantienen se refieren al establecimiento de normas y límites al comportamiento del hijo o hija. Estos resultados estarían indicando que el involucramiento del padre en las actividades vinculadas al desarrollo de habilidades y de formación del niño o niña, y en las vinculadas al establecimiento de normas, constituirían dos roles diferenciados: uno formativo, que se expresa en enseñarle directamente y educarlo para la vida, y otro más vinculado a ser la figura de autoridad que establece normas y corrige el comportamiento. Probablemente esta división está vinculada a las características de contextos con roles de género más tradicionales, donde los padres asumen un rol autoritario, tal como suele ocurrir en el contexto latinoamericano (Aguayo, 2016; Guerrero Nancuante et al., 2020; IPPF/WHR & Promundo, 2017; Rico & Robles, 2016).

En el caso de la dimensión de *juego*, se eliminó el ítem 25, que refiere a los momentos en que el padre y el niño o niña ven juntos televisión. Esta actividad, en la cual hay una menor interacción directa con el niño o niña, se diferenciaría de otras actividades de juego que involucran una mayor interacción, como la lectura de cuentos, los juegos físicos y de mesa. Esta distinción puede estar vinculada a que la actividad de mirar televisión, aun cuando sea en compañía del niño o niña, puede ser una actividad familiar, o incluso dirigida por los intereses del padre y no necesariamente centrada en la interacción con el niño o niña.

Finalmente, en la dimensión de *actividades de ocio fuera de la casa* se eliminaron los ítems relacionados con acompañar al niño o niña a cumpleaños y actividades extracurriculares, mientras que se mantuvieron los ítems

referidos a las salidas al aire libre y al parque. Esto significaría que ambos tipos de actividad serían independientes, lo cual podría explicarse a partir de la diferencia entre ambas: las primeras —cumpleaños o extracurriculares— son actividades que se tienen que realizar en la medida en que el niño o niña es invitado o está matriculado, mientras que las salidas al parque o al aire libre podrían ser planeadas de forma espontánea para interactuar con el niño o niña.

Es importante considerar que, en los análisis iniciales, algunos ítems (12, 24 y 25) obtuvieron una carga factorial adecuada para el padre o la madre que respondió a la escala. A pesar de ello, estos ítems fueron eliminados con la finalidad de homogenizar las preguntas que serán respondidas por madres y padres. Se tomó esta decisión para facilitar su uso en investigaciones que recojan el reporte de ambos progenitores y así obtener una visión más completa del involucramiento paterno, lo cual es recomendado por diversos autores (Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021; Hohmann-Marriott, 2011).

Respecto a la confiabilidad de las dimensiones de ambas escalas, medida a través de los coeficientes alfa de Cronbach y los coeficientes omega, se encuentran todos por encima de los puntos de corte recomendados (Nunnally & Bernstein, 1994; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017); además, estos coeficientes son similares a los encontrados en investigaciones previas que utilizaron la versión completa del instrumento (Monteiro et al., 2017; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2019; Torres et al., 2014). Estos resultados reflejan la consistencia entre las puntuaciones de los ítems que conforman cada una de las dimensiones del involucramiento paterno.

Finalmente, en relación con la confiabilidad interevaluador, los valores también son adecuados, ubicándose por encima de .67 como valor puntual. Estos valores son semejantes a los reportados para la versión original de la escala (Torres et al., 2014), lo cual indica que los padres y madres tienden a estar de acuerdo en el reporte de la participación del padre en las actividades con su hijo o hija.

Así, los resultados obtenidos respaldan el uso del instrumento para la medición del involucramiento paterno, relativo al de la madre, en el contexto peruano en padres de niños y niñas preescolares. Además, dado el proceso de traducción doble y armonización del lenguaje utilizado en el estudio, en el que participó un grupo de expertos latinoamericanos, podría afirmarse que la escala puede ser validada y utilizada en diversos contextos de la región.

Asimismo, un valor agregado del instrumento es la inclusión de distintas dimensiones del involucramiento paterno, como el compromiso, la responsabilidad, el aprendizaje, el monitoreo y el juego, descritas como centrales por diferentes autores (Hawkins et al., 2002; Jia & Schoppe-Sullivan, 2011; Kotila et al., 2013; Lamb, 1987; McBride et al., 2004; Pleck, 2012; Santis & Barham, 2017), lo cual refleja la naturaleza multidimensional de la participación del padre en el cuidado de niños y niñas.

Otra característica importante de la escala es que está dirigida y ha sido validada para ser respondida por padres y madres, lo cual permite realizar investigaciones sobre el involucramiento paterno que recojan ambos puntos de vista. Tener el reporte de ambos cuidadores ha sido descrito como el abordaje más pertinente para obtener una visión amplia de los procesos contextuales y dinámicos inherentes a la parentalidad (Diniz et al., 2021), y por lo tanto el más completo del involucramiento paterno (Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021; Hohmann-Marriott, 2011). Al mismo tiempo, tener un instrumento de reporte directo del padre coloca a este como agente activo en la crianza de su hijo o hija (Barbeta-Viñas & Cano, 2017; Cabrera et al., 2018; Diniz et al., 2021).

Una ventaja adicional del instrumento es la medición del involucramiento paterno relativo al de la madre en las actividades de crianza, aspecto valorado por distintos autores, dado que esta aproximación permite identificar las actividades realizadas de forma compartida o de manera predominante por alguno de los padres (Amaral et al., 2019; Cabrera et al., 2018; Monteiro et al., 2010; Monteiro et al., 2017; Pimenta et al., 2010).

En suma, este instrumento constituye un aporte para impulsar la medición y el estudio del involucramiento paterno en el contexto latinoamericano y peruano; investigaciones que cobran relevancia dado el incremento de la participación del padre en la crianza (Schoppe-Sullivan & Fagan, 2020), favorecido por los cambios en la cultura y en los roles de género (Barbeta-Viñas & Cano, 2017; Garfield et al., 2019; Pleck, 2010).

Por último, cabe mencionar que el presente estudio presenta limitaciones en cuanto a la falta de representatividad de la muestra participante. En ese sentido, se requiere realizar estudios que puedan incluir a padres solteros, padres que no residen con sus hijos e hijas, padres con menores niveles de educación y padres como cuidadores primarios, entre otras configuraciones familiares, así como en contextos menos

occidentalizados. De la misma manera, queda pendiente la realización de estudios que recojan evidencia de validez de tipo convergente o divergente del instrumento, así como estudios que involucren diseños de evaluación multimétodo en el involucramiento paterno.

Referencias

- Adamsons, K. (2018). Quantity versus quality of nonresident father involvement: Deconstructing the argument that quantity doesn't matter. *Journal of Child Custody, 15*(1), 26-34. <https://doi.org/10.1080/15379418.2018.1437002>
- Adamsons, K., & Johnson, S. K. (2013). An updated and expanded meta-analysis of nonresident fathering and child well-being. *Journal of Family Psychology, 27*(4), 589-599. <https://doi.org/10.1037/a0033786>
- Aguayo, F., Barker, G., & Kimelman, E. (2016). Editorial: Fatherhood and care in Latin America-absences, presences and transformations. *Masculinities & Social Change, 5*(2), 98-106. <https://doi.org/10.17583/mcs.2016.2140>
- Amaral, R., Monteiro, L., & Santos, C. (2019). Perfis de envolvimento relativo do pai e ajustamento social de crianças em jardim-de-infância [Profiles of father 's relative involvement and children's socio-emocional adjustment during preschool]. *Análise Psicológica, 37*(4), 463-477. <https://doi.org/10.14417/ap.1553>
- Arrais, A. L., & Vieira-Santos, S. (2021). Envolvimento Paterno em Pais de Crianças em Idade Escolar: Relação com Estresse Parental, Apoio Social e Variáveis Sociodemográficas [Father Involvement in Parents of School-Aged Children: Relationship with Parenting Stress, Social Support and Sociodemographic Variables]. *Psicologia: Teoria e Pesquisa, 37*, Article e37313. <https://doi.org/10.1590/0102.3772e37313>
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología, 29*(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Banco Mundial (2021). *Tasa de participación en la fuerza laboral, mujeres (% de la población femenina entre 15-64 años) (estimación modelado OIT)*. <https://datos.bancomundial.org/indicador/SL.TLF.ACTI.FE.ZS>
- Barbeta-Viñas, M., & Cano, T. (2017). ¿Hacia un nuevo modelo de paternidad? Discursos sobre el proceso de implicación paterna en la España urbana. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas, 159*, 13-30. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.159.13>
- 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>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2.ª ed.). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Cabrera, N. J., Fitzgerald, H. E., Bradley, R. H., & Roggman, L. (2014). The ecology of father-child relationships: An expanded model. *Journal of Family Theory & Review, 6*(4), 336-354. <https://doi.org/10.1111/jftr.12054>
- Cabrera, N. J., Volling, B. L., & Barr, R. (2018). Fathers are parents, too! Widening the lens on parenting for children's development. *Child Development Perspectives, 12*(3), 152-157. <https://doi.org/10.1111/cdep.12275>
- Charles, P., Spielfogel, J., Gorman-Smith, D., Schoeny, M., Henry, D., & Tolan, P. (2018). Disagreement in parental reports of father involvement. *Journal of Family Issues, 39*(2), 328-351. <https://doi.org/10.1177/0192513X16644639>
- Craig, A. G., Thompson, J. M., Slykerman, R., Wall, C., Murphy, R., Mitchell, E. A., & Waldie, K. E. (2018). The long-term effects of early paternal presence on children's behavior. *Journal of Child and Family Studies, 27*(11), 3544-3553. <https://doi.org/10.1007/s10826-018-1206-1>
- Diniz, E., Brandão, T., Monteiro, L., & Veríssimo, M. (2021). Father involvement during early childhood: A systematic review of the literature. *Journal of Family Theory & Review, 13*, 77-99. <https://doi.org/10.1111/jftr.12410>

- DiStefano, C., & Morgan, G. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Doherty, W. J., Kouneski, E. F., & Erickson, M. F. (1998). Responsible fathering: An overview and conceptual framework. *Journal of Marriage and the Family*, 60(2), 277-292. <https://doi.org/10.2307/353848>
- Escribano, S., Aniorte, J., & Orgilés, M. (2013). Factor structure and psychometric properties of the Spanish version of the Alabama Parenting Questionnaire (APQ) for children. *Psicothema*, 25(3), 324-329. <https://doi.org/10.7334/psicothema2012.315>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics (and sex, and drugs and rock 'n' roll)* (4.ª ed.). Sage.
- Garfield, C. F., Fisher, S. D., Barretto, D., Rutsohn, J., & Isacco, A. (2019). Development and validation of a father's involvement in health measures. *Psychology of Men & Masculinities*, 20(1), 148-160. <https://doi.org/10.1037/men0000144>
- Guerrero Nancuante, C. I., Armstrong Barea, L., González Adonis, F., Bratz, J., & Sandoval Ramírez, M. (2020). Paternidad activa y cuidado en la niñez: Reflexiones desde las desigualdades de género y la masculinidad. *Enfermería Actual de Costa Rica*, 38, 282-291. <https://doi.org/10.15517/revenf.v0i38.34163>
- Gusi, N., Badía, X., Herdman, M., & Olivares, P. R. (2009). Traducción y adaptación cultural de la versión española del cuestionario EQ-5D-Y en niños y adolescentes. *Atención Primaria*, 41(1), 19-23. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2008.04.005>
- Hawkins, A. J., Bradford, K. P., Palkovitz, R., Christiansen, S. L., Day, R. D., & Call, V. R. (2002). The inventory of father involvement: A pilot study of a new measure of father involvement. *The Journal of Men's Studies*, 10(2), 183-196. <https://doi.org/10.3149/jms.1002.183>
- Hernandez, D. C., & Coley, R. L. (2007). Measuring father involvement within low-income families: Who is a reliable and valid reporter? *Parenting: Science and Practice*, 7(1), 69-97. <https://doi.org/10.1080/15295190709336777>
- Hohmann-Marriott, B. (2011). Coparenting and father involvement in married and unmarried coresident couples. *Journal of Marriage and Family*, 73(1), 296-309. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00805.x>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modeling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60. <https://doi.org/10.21427/D7CF7R>
- Hu, L., & 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. <http://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- International Planned Parenthood Federation/Western Hemisphere Region [IPPF/WHR] & Promundo (2017). *Estado de la paternidad: América Latina y el Caribe*. IPPF/RHO y Promundo-US. <https://promundoglobal.org/wp-content/uploads/2017/06/2017-Informe-Estado-de-la-Paternidad-LAC.pdf>
- Izquierdo, L., & Zicavo, N. (2015). Nuevos padres: Construcción del rol paternal en hombres que participan activamente en la crianza de los hijos. *Revista de Investigación en Psicología*, 18(2), 33-55. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v18i2.12082>
- Jia, R., & Schoppe-Sullivan, S. J. (2011). Relations between coparenting and father involvement in families with preschool aged children. *Developmental Psychology*, 47(1), 106-118. <http://doi.org/10.1037/a0020802>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4.ª ed.). Guilford Publications.
- Kotila, L. E., Schoppe-Sullivan, S. J., & Kamp Dush, C. M. (2013). Time in parenting activities in dual-earner

- families at the transition to parenthood. *Family Relations*, 62(5), 795-807. <https://doi.org/10.1111/fare.12037>
- Lamb, M. E. (1987). The emergent American father. En M. E. Lamb (Ed.), *The father's role: Crosscultural perspectives* (pp. 3-25). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Lamb, M. E., & Tamis-Lemonda, C. S. (2004). The role of the father: An introduction. En M. E. Lamb (Ed.), *The role of the father in child development* (4.ª ed.) (pp. 1-31). John Wiley & Sons.
- Li, Ch. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21(3), 369-387. <https://doi.org/10.1037/met0000093>
- Maroto-Navarro, G., Ocaña-Riola, R., Gil-García, E., & García-Calvente, M. D. M. (2020). Análisis multinivel de la producción científica mundial sobre paternidad, desarrollo humano e igualdad de género. *Gaceta Sanitaria*, 34(6), 582-588. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2019.04.008>
- McBride, B. A., Schoppe, S. J., Ho, M., & Rane T. R. (2004). Multiple determinants of father involvement: An exploratory analysis using the PSID-CDS data set. En R. D. Day & M. E. Lamb (Eds.), *Conceptualizing and measuring father involvement* (pp. 321-340). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Míndrilă, D. (2010). Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimation procedures: A Comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Monteiro, L., Fernandes, M., Torres, N., & Santos, C. (2017). Father's involvement and parenting styles in Portuguese families: The role of education and working hours. *Análise Psicológica*, 35(4), 513-528. <https://doi.org/10.14417/ap.1451>
- Monteiro, L., Fernandes, M., Veríssimo, M., Pessoa e Costa, I. P., Torres, N., & Vaughn, B. E. (2010). Perspectiva do pai acerca do seu envolvimento em famílias nucleares. Associações com o que é desejado pela mãe e com as características da criança [Father's perception about their involvement in bi-parental families. Associations with what mothers want and children's characteristics]. *Revista Interamericana de Psicología*, 44(1), 120-130. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28420640013>
- Monteiro, L., Torres, N., & Salinas-Quiroz, F. (2019). Preditores do envolvimento paterno numa amostra de famílias portuguesas. O papel das crenças parentais. *Suma Psicológica*, 26(2), 94-102. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2019.v26.n2.5>
- Monteiro, L., Veríssimo, M., & Pessoa e Costa, I. (2008). *Escala de envolvimento parental: Atividades de cuidados e de socialização* [Parental Involvement: Care and Socialization Activities]. Unpublished Manual. ISPA-Instituto Universitário.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. McGraw Hill.
- Palkovitz, R. (1997). Reconstructing "involvement": Expanding conceptualizations of men's caring in contemporary families. En A. J. Hawkins & D.C. Dollahite (Eds.), *Generative fathering: Beyond deficit perspectives* (pp. 200-216). Sage Publications, Inc.
- Pasley, K., & Braver, S. L. (2004). Measuring father involvement in divorced, nonresidential fathers. En R. D. Day & M. E. Lamb (Eds.), *Conceptualizing and measuring father involvement* (pp. 217-240). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Pimenta, M., Veríssimo, M., Monteiro, L., & Pessoa e Costa, I. (2010). O envolvimento paterno de crianças a

- frequentar o jardim-de-infância. *Análise Psicológica*, 28(4), 565-580. <https://doi.org/10.14417/ap.375>
- Piskernik, B., & Ahnert, L. (2019). What does it mean when fathers are involved in parenting? En B. L. Volling & N. J. Cabrera (Eds.), *Advancing research and measurement on fathering and children's development. Monographs of the Society of Research in Child Development*, 84(1), 64-78. <https://doi.org/10.1111/mono.12404>
- Pleck, J. H. (2007). Why could father involvement benefit children? Theoretical perspectives. *Applied Development Science*, 11(4), 196-202. <https://doi.org/10.1080/10888690701762068>
- Pleck, J. H. (2010). Paternal involvement: Revised conceptualization and theoretical linkages with child outcomes. En M. E. Lamb (Ed.), *The Role of the Father in Child Development* (5.ª ed.) (pp. 58-93). John Wiley & Sons.
- Pleck, J. H. (2012). Integrating father involvement in parenting research. *Parenting: Science and Practice*, 12(2-3), 243-253. <https://doi.org/10.1080/15295192.2012.683365>
- Pontificia Universidad Católica del Perú (2011). *Reglamento del Comité de Ética para la investigación con seres humanos y animales de la Pontificia Universidad Católica del Perú*. <http://textos.pucp.edu.pe/pdf/1250.pdf>
- Radin, N. (1994). Primary-caregiving fathers in intact families. En A. E. Gottfried & A. W. Gottfried (Eds.), *Redefining families: Implications for children's development* (pp. 11-54). Plenum Press. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-0961-9_2
- Rico, M. N., & Robles, C. (2016). *Políticas de cuidado en América Latina: Forjando la igualdad. CEPAL-Serie de Asuntos de Género, 140*. Naciones Unidas. http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/40628/1/S1600887_es.pdf
- Robitzsch, A. (2020). Why ordinal variables can (almost) always be treated as continuous variables: Clarifying assumptions of robust continuous and ordinal factor analysis estimation methods. *Frontiers in Education*, 5, Article 589965. <https://doi.org/10.3389/feduc.2020.589965>
- Santis, L. D., & Barham, E. J. (2017). Envolvimento Paterno: Construção de um Modelo Teórico Baseado em uma Revisão da Literatura [Father involvement: Construction of a theoretical model based on a literature review]. *Temas em Psicologia*, 25(3), 941-953. <https://doi.org/10.9788/tp2017.3-03pt>
- Schoppe-Sullivan, S. J., & Fagan, J. (2020). The evolution of fathering research in the 21st century: Persistent challenges, new directions. *Journal of Marriage and Family*, 82(1), 175-197. <https://doi.org/10.1111/jomf.12645>
- Schreiber, J., Nora, A., Stage, F., Barlow, E., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. <https://doi.org/10.3200/JOER.99.6.323-338>
- Slaughter, J., & Nagoshi, C. T. (2020). Testing a contextual model of effects of father involvement on child behaviors. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 37(5), 547-556. <https://doi.org/10.1007/s10560-020-00649-5>
- Tagliabue, S., Olivari, M.G., Bacchini, D., Affuso, G., & Confalonieri, E. (2014). Measuring adolescents' perceptions of parenting style during childhood: Psychometric properties of the parenting styles and dimensions questionnaire. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 30(3), 251-258. <https://doi.org/10.1590/S0102-37722014000300002>
- Torres, N., Veríssimo, M., Monteiro, L., Ribeiro, O., & Santos, A. J. (2014). Domains of father involvement, social competence and problem behavior in preschool children. *Journal of Family Studies*, 20(3), 188-203. <https://doi.org/10.1080/13229400.2014.11082006>
- Torres, N., Veríssimo, M., Monteiro, L., Santos, A. J., & Pessoa e Costa, I. (2012). Father involvement and peer play competence in preschoolers: The moderating effect of the child's difficult temperament. *Family Science*, 3(3-4), 174-188. <https://doi.org/10.1080/19424620.2012.783426>

- Trahan, M. H., & Cheung, M. (2016). Testing gender applicability of father involvement instruments. *Social Work Research, 40*(4), 203-211. <https://doi.org/10.1093/swr/svw014>
- Ventura-León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: Un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud, 15*(1), 625-627. <http://revistalatinamericanaumanizales.cinde.org.co/docs/Abril2021/Cartas%20al%20Editor.%20El%20coeficiente%20Omega.pdf>
- Volling, B. L., & Cabrera, N. J. (2019). Advancing research and measurement on fathering and child development: Introducing the issues and a conceptual framework. En B.L. Volling & N. J. Cabrera (Eds.), *Advancing research and measurement on fathering and children's development. Monographs of the Society of Research in Child Development, 84*(1), 7-17. <https://doi.org/10.1111/mono.12404>