

# Evaluación Multi-Informante del Ajuste Psicológico Infantil: Rol de la Edad, Sexo y Aceptación-Rechazo Parental

## Multi-Informant Assessment of Children's Psychological Adjustment: The Role of Age, Gender, and Parental Acceptance-Rejection

Eva Izquierdo-Sotorrió<sup>1</sup>, Francisco Pablo Holgado-Tello<sup>2</sup> y Miguel Ángel Carrasco<sup>3</sup>

### Resumen

El ajuste psicológico infantil está influenciado por la aceptación-rechazo parental y la perspectiva de diferentes informantes. Este estudio explora cómo la edad y el sexo moderan el efecto del informante (adolescente, madre y padre) y su validez incremental en la evaluación del ajuste psicológico infantil. Participaron 678 menores de 9 a 17 años ( $M=12.52$ ;  $DT=1.81$ ), junto con sus padres y madres, quienes completaron el Cuestionario de Aceptación-Rechazo Parental y el CBCL/YSR. Se realizaron análisis de invarianza y regresiones jerárquicas. Los resultados muestran que la edad incide en la variación sistemática entre informantes y en la combinación óptima para mejorar la predicción. En niños y niñas mayores, la combinación padre-madre o padre-hijo optimiza la predicción del ajuste psicológico a partir del rechazo parental. En los más pequeños, las madres predicen mejor los problemas exteriorizados y los padres los interiorizados.

**Palabras clave:** aceptación-rechazo parental, ajuste psicológico, efecto informante, invarianza, niñas, niños, validez incremental

### Abstract

Child psychological adjustment is influenced by parental acceptance-rejection and the perspective of different informants. This study explores how children's age and gender moderate the effect of informant (adolescent, mother, father) and its incremental validity in assessing adjustment. A total of 678 children (60% girls) aged 9–17 ( $M=12.52$ ,  $SD=1.81$ ) and their parents completed the Parental Acceptance-Rejection Questionnaire and the CBCL/YSR. Invariance analyses and hierarchical regressions were conducted. Results show that age affects informant systematic variation and the optimal combination for prediction. Among older children, combining father-mother or father-child best predicts adjustment based on parental rejection. For younger children, mothers alone are the best informants for externalizing problems, while fathers alone are best for internalizing problems.

**Keywords:** incremental validity, informant effect, group invariance, parental acceptance-rejection, psychological adjustment, children, adolescents

<sup>1</sup>Doctora en Psicología. Vicedecana del Área de Ciencias de la Salud de la Facultad de Ciencias de la Salud y la Educación, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA). Dirección: Vía de Servicio A-6, 15, 28400 Collado Villalba, Madrid; Tel.: +34 91 856 16 99; Correo: [eva.izq@cop.es](mailto:eva.izq@cop.es). ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-4230-7268> (Autora de correspondencia)

<sup>2</sup>Catedrático de Universidad del Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento, Facultad de Psicología, Universidad Nacional a Distancia de Madrid. Correo: [pfholgado@psi.uned.es](mailto:pfholgado@psi.uned.es). ORCID : <https://orcid.org/0000-0003-0769-5901>

<sup>3</sup>Catedrático de Universidad del Departamento de Psicología de la Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico, Facultad de Psicología, Universidad Nacional a Distancia de Madrid. ORCID : <http://orcid.org/0000-0003-3282-818X>.

## Introducción

En evaluación psicológica, especialmente en evaluación infantil, una aproximación multimodo (p.ej., escalas, entrevistas, observaciones), multifuente (p.ej., menor, padres, madres, profesorado, pares) y/o multirasgo es una práctica recomendada y extensamente aceptada (Eid, 2014). No obstante, el estudio empírico del efecto del método y la validez incremental, dos aspectos fundamentales para establecer la validez de constructo, no han tenido una gran cobertura ni en población infantil ni en población adulta (Hunsley, 2003).

Con relación al uso de distintos informantes, el análisis de diferencias o similitudes empíricas entre los autoinformes y los heteroinformes, o entre heteroinformes de distintos evaluadores (i.e. madres o padres), contribuye al conocimiento de la consistencia de las medidas, su fiabilidad y precisión, así como a su validez evitando amenazas como varianza irrelevante al utilizarse solo un único método, en este caso un solo informante (Messick, 1989). Asimismo, el hecho de contar con más de un informante, contribuye a una mejor predicción de la conducta en cuestión (Kenny, 1994; Neyer, 2006; Rodríguez et al., 1999). A esta variabilidad entre informantes, cuando es sistemática, es lo que se denomina efecto informante.

Asimismo, la validez incremental de los informantes, o lo que es lo mismo la combinación óptima de informantes frente al uso de un único informante, no ha sido suficientemente investigada ni en la población general ni en población infanto-juvenil. Ambos aspectos, la variabilidad sistemática entre informes de distintas fuentes informantes y la optimización en la combinación de dichas fuentes, deben ser un foco de investigación prioritario para mejorar la toma de decisiones en la evaluación basada en la evidencia, lo que redundaría directamente en un mejor uso de la evaluación en términos de utilidad y consecuencias pretendidas (Carrasco et al., 2008; Izquierdo-Sotorrió et al., 2016; Johnston & Murray, 2003).

Además, sabemos que diversas variables personales, como el sexo y la edad, pueden incidir en cómo responden los distintos informantes según la variable estudiada (Fischer & Karl, 2019) y, por ende, en los modelos predictivos propuestos. Así,

el estudio de la invarianza de dichos modelos en función de estas variables personales permite comprobar si se mantienen las mismas propiedades y si las personas responden de igual forma a los mismos constructos (Fischer & Karl, 2019). Por lo tanto, explorar si el sexo y la edad moderan el efecto informante y la validez incremental se vuelve esencial para afinar aún más la toma de decisiones antes mencionada (Johnston & Murray, 2003).

Entre las variables que afectan la salud mental o ajuste psicológico infanto-juvenil, destacan aquellas relacionadas con el contexto familiar como el rechazo parental (Khaleque, 2018). Identificar y medir el impacto de estas variables es esencial para desarrollar acciones preventivas o intervenciones que mejoren la vida de esta población. El rechazo parental se ha estudiado en el marco de la teoría de la aceptación-rechazo interpersonal (IPARTheory) cuya evidencia acumulada ha expuesto el efecto nocivo que dicho rechazo tiene tanto en problemas exteriorizados (Bully et al., 2019) como interiorizados (Guevara et al., 2007).

Izquierdo-Sotorrió et al. (2016) realizaron un estudio sobre la predicción del desajuste psicológico infantil a partir del rechazo parental, empleando una perspectiva multi-informante. En este estudio se analizaron tanto el efecto del informante como la validez incremental de las distintas fuentes: padre, madre y menor. Por un lado, los resultados mostraron que dependiendo del informante escogido (madre, padre o menor) la predicción variaba de forma sistemática. Por otro lado, se encontró que la combinación óptima de informantes para predecir el desajuste psicológico infantil dependía de la fuente que informaba sobre los problemas de conducta infantiles y del tipo de problema (exteriorizado o interiorizado). No obstante, ante estos hallazgos, surge la pregunta de si el sexo y la edad estarían moderando los efectos encontrados.

La etapa de desarrollo en la que se encuentran las persona evaluadas condiciona algunos aspectos centrales de la evaluación como, por ejemplo, la accesibilidad de la información proporcionada por los menores a los padres y madres (Achenbach et al., 2017). Por lo tanto, la edad debe considerarse para ver si modifica la variación sistemática encontrada entre informantes o la combinación

óptima de informantes para predecir una variable concreta, como el desajuste infanto-juvenil.

Los postulados iniciales de la IPARTheory (Khaleque & Rohner, 2002; Rohner et al., 2012) indicaban que la relación entre el rechazo parental y el desajuste psicológico ocurre transculturalmente y en magnitud similar tanto en menores como en adultos. Sin embargo, estudios posteriores como el de Khaleque (2018) muestran que dicha asociación es mayor durante la infancia, debido a la influencia que ejercen los padres durante esta etapa. Otros estudios (Ali et al., 2015; Miranda et al., 2016) apoyan esta idea y han observado que la relación entre la percepción de rechazo y el desajuste psicológico tiende a ser más robusta en edades más tempranas y que disminuye en la adolescencia y edad adulta.

No existe, hasta donde sabemos, ningún estudio que haya explorado a qué se deben estas inconsistencias o efecto moderador de la edad en la relación entre rechazo parental percibido y desajuste psicológico infantil. No obstante, dentro del corpus de conocimiento sobre la evaluación multifuente de estas variables, la investigación sobre cuánto coinciden o discrepan los informes de dos personas distintas sí ha mostrado evidencias que apuntan a que la edad es un moderador (Grigorenko et al., 2010). En este sentido, se ha observado que cuanto más mayores son los niños y niñas más coinciden los informes de madres y padres (Duhig et al., 2000), y los informes de madres e hijos/as (Korelitz & Garber, 2016). Es posible, entonces, que dichas variaciones en función de la edad puedan deberse al efecto del método utilizado (informantes).

En cuanto a las diferencias entre chicos y chicas, numerosos organismos internacionales, como la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (2024), la United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (2024) y la Organización Mundial de la Salud (2021), señalan que explorar las diferencias entre varones y mujeres en el efecto de variables psicosociales sobre la salud, y su interpretación desde la perspectiva de género, es esencial para mejorar las intervenciones y políticas de promoción de la salud mental.

En el contexto de la IPARTheory, algunos estudios no encuentran diferencias entre chicos y chicas en la relación entre rechazo parental y

desajuste psicológico (Ali et al., 2015), mientras que otros sí reportan diferencias significativas (Ramírez-Uclés et al., 2018). No hay constancia disponible de ningún estudio que haya explorado si estas contradicciones pudieran deberse al efecto del método, en este caso de la persona que informa de los distintos constructos observados.

Con base en lo expuesto, el objetivo del presente estudio es doble: por un lado, explorar si la edad modera el efecto informante y la validez incremental cuando se analizan las relaciones entre el rechazo parental y el desajuste infanto-juvenil desde una metodología multi-informante; y por otro, explorar si el sexo modera el efecto informante y la validez incremental sobre las relaciones mencionadas. Respecto al efecto moderador de la edad, se plantean dos hipótesis: (1) que se hallarán diferencias en el efecto informante según el grupo de edad; y (2) que la combinación de informantes que optimizará la predicción variará en función del grupo de edad, el tipo de problema infantil (exteriorizado o interiorizado) y el informante. Respecto al efecto moderador del sexo de los menores, dada la ausencia de estudios previos al respecto, no se partió de ninguna hipótesis concreta.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo compuesta por 678 sujetos que formaban 226 triadas familiares (padre, madre e hijo/a). Los menores (60% chicas) tenían entre los 9 y los 17 años ( $M=12.51$ ,  $Dt=1.81$ ). Esta muestra, que fue incidental con base en el emparejamiento de los tres miembros de la familia (madre, padre y menor), procede de una muestra más numerosa utilizada en un estudio más amplio sobre el rechazo parental en población española.

El 91% de las familias convivían en el mismo hogar. El 30% de las madres y el 9% de los padres estaban desempleados. El 40.1% de los padres y el 34.9% de las madres tenían estudios universitarios, frente al 39.9% de padres y 57.1% de madres con estudios de bachillerato o enseñanza secundaria, el resto: 20% de padres y 8% de madres tenían superada la etapa educativa primaria.

## Instrumentos

Con el fin de evaluar el desajuste psicológico infantil se utilizaron dos instrumentos del Sistema de Evaluación Basada en la Evidencia de Achenbach (ASEBA): el *Children Behavioral Checklist (CBCL/4-18*; Achenbach y Rescorla, 2001) que cumplimentaron madre y padre por separado, y el *Inventario Autoaplicado de Problemas de Conducta para Jóvenes (YSR/6-18 años*; Achenbach y Rescorla, 2001) que cumplimentó el menor. En ambos instrumentos se usó la traducción realizada por la Unitat d'Epidemiologia i de Diagnòstic en Psicopatologia del Desenvolupament (2007), Universitat Autònoma de Barcelona. Tanto el CBCL como el YSR tienen dos partes, de las cuales solo se utilizó la segunda, esta segunda parte de cada uno de los cuestionarios consta de 112 ítems (con uno extra "otros problemas" en el YSR). Todos los ítems preguntan sobre los últimos seis meses y cada ítem se valora en una escala Likert de 3 puntos: 0 "No es cierto", 1 "Algo, algunas veces cierto", 3 "Cierto muy a menudo o bastante a menudo". Las puntuaciones más elevadas indican mayor desajuste. Aunque estos instrumentos recogen muchos problemas de primer orden, en este estudio solo se utilizaron las escalas de problemas exteriorizados (ruptura de normas, conducta agresiva) e interiorizados (ansiedad/depresión, retraimiento, quejas somáticas) que son agregados a partir de los de primer orden. Ambos instrumentos han mostrado características psicométricas adecuadas en población española (Lacalle et al., 2014). La consistencia interna (omega de McDonald) para esta muestra fue, para las escalas exteriorizadas e interiorizadas, de  $\Omega=.89$  y  $\Omega=.87$  del CBCL del padre;  $\Omega=.87$  y  $\Omega=.85$  de la madre; y  $\Omega=.87$  y  $\Omega=.85$  para el YSR.

Para evaluar la aceptación-rechazo parental se utilizaron cuatro versiones del *Parental Acceptance-Rejection/Control Questionnaire (Child PARQ/Control*; Rohner y Ali, 2016). Todas las versiones, dos para los menores, una para madre y otra para padre son idénticas a excepción de la formulación de las preguntas que en el caso de los menores preguntan sobre su madre o padre; y en las versiones de madre y padre preguntaban sobre sí mismos. Se usó la adaptación española de Del Barrio et al. (2014) en las versiones para menores, y una traducción autorizada de la UNED en las

versiones para padres y madres. El PARQ es un autoinforme de 29 ítems que recoge información sobre las distintas dimensiones de la aceptación-rechazo que se agregan para obtener una medida global de la percepción de aceptación-rechazo parental. Se responde mediante una escala tipo Likert de 4 puntos: 1 "casi nunca verdad", 2 "a veces verdad", 3 "muchas veces verdad" y 4 "casi siempre verdad". La puntuación más elevada indica mayor rechazo percibido. Las distintas versiones de estos instrumentos han mostrado características psicométricas adecuadas en población española (García-Pérez et al., 2017). El omega de McDonald para esta muestra, en las versiones de padres y madres fue respectivamente de  $\Omega=.85$  y  $\Omega=.83$ ; y en las versiones de los menores referidas a padres y madres fue respectivamente, de  $\Omega=.91$  y  $\Omega=.92$ .

## Procedimiento

El comité de bioética de la (texto anonimizado) aprobó la realización de esta investigación. Una vez seleccionados los colegios, se solicitó un consentimiento a los centros escolares, padres, madres y tutores de los menores.

Los menores respondieron los cuestionarios de forma colectiva en el centro escolar. Se utilizaron dos periodos de 45 minutos adyacentes al recreo, en los que cumplimentaron el cuestionario sociodemográfico y el PARQ en el primero, y el PARQ y el YSR en el segundo. Los propios menores hicieron llegar a sus padres y madres sus respectivos cuestionarios (PARQ-C y el CBCL) que debían devolver cumplimentados en un plazo máximo de una semana. El profesorado fue el responsable de entregar los cuestionarios al personal investigador, dentro de un sobre cerrado con el número de identificación del participante.

## Diseño y variables

Mediante un diseño *round robin* todos los informantes (padres, madres y menores) informaron de todas las variables objeto de estudio. La variable independiente fue la aceptación-rechazo parental (a partir de ahora rechazo) y las variables criterio fueron los problemas exteriorizados e interiorizados de los menores. Por lo tanto, hubo cuatro variables predictoras (rechazo paterno informado por el padre, rechazo paterno

informado por el menor, rechazo materno informado por la madre y rechazo materno informado por el menor). Del mismo modo, hubo seis variables criterio, las dos dimensiones del desajuste psicológico de los menores (problemas exteriorizados e interiorizados), informadas por padres, madres o menores. Las variables moderadoras fueron la edad y el sexo de los menores.

### **Análisis estadísticos**

Con el fin de comparar el efecto en función de cada una de las dos posibles variables moderadoras por separado (edad y sexo) se dividió la muestra en función de la edad, por un lado, y del sexo por otro, chicos ( $n=90$ ) y chicas ( $n=136$ ). En cuanto a los grupos de edad, se establecieron dos grupos: uno de menores de 12 años inclusive ( $n=114$ ), y otro de mayores de 13 inclusive ( $n=112$ ). La media de edad para chicos y chicas fue de 12.5 años.

Para explorar el efecto informante se utilizó el modelo de errores correlacionados (Marsh, 1989) aplicado a las matrices multirasgo-multimétodo (Byrne, 1998). Según esta propuesta, si las diferentes fuentes informantes añaden variabilidad al modelo cabe esperar correlaciones significativas entre los errores de las variables dependientes informadas por el mismo informante. Para explorar el posible efecto moderador de la edad y el sexo sobre el efecto informante se llevaron a cabo dos análisis de invarianza, uno entre los dos grupos de edad y otro entre los dos grupos por sexo.

En cada análisis, se utilizaron diferentes índices de ajuste para evaluar la calidad del modelo, que se detallan a continuación para facilitar su interpretación (Hu & Bentler, 1995, 1999):

$\chi^2$  (chi-cuadrado): Evalúa el ajuste global del modelo, siendo preferibles valores no significativos para sugerir buen ajuste;

CFI (Comparative Fit Index): Un índice mayor a .90 indica un buen ajuste del modelo;

RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation): Valores menores a .06 indican un buen ajuste;

NNFI (Non-Normed Fit Index): Un valor aceptable es a partir de .90;

GFI (Goodness of Fit Index): Un valor cercano a 1 indica un buen ajuste del modelo;

RMR (Root Mean Square Residual): Valores bajos indican un buen ajuste, mostrando la diferencia media entre los valores observados y los predichos por el modelo.

Se trataba de encontrar qué parámetros eran variantes en función del grupo (de edad o por sexo), lo que implicaría un efecto moderador de esta variable respecto al efecto informante. Es decir, una vez encontrado el efecto informante, se pretendió examinar si este era diferente en función de la variable estudiada (edad o sexo de los menores) y así poder determinar qué figura (madre, padre o niño) cambiaba su rol como informante en función de la edad y/o el sexo. Para ello, se consideraron ambas muestras (pequeños-mayores o chicos-chicas) simultáneamente para obtener el modelo base, cuyo ajuste se comparó sucesivamente con los diferentes modelos imponiendo restricciones de equivalencia entre las correlaciones de los errores de los mismos informantes. Un incremento significativo en el ajuste podía estar indicando que todas o alguna de estas correlaciones eran variantes, por lo que hubo que buscar una a una (imponiendo restricciones de igualdad) cuál o cuáles eran las que variaban en función del grupo (de edad o por sexo).

Cuando se confirmaba el efecto moderador por parte de alguna de las variables sobre el efecto informante, posteriormente, con el fin de cuantificar la magnitud de la contribución de cada informante en los grupos por separado y comprobar su efecto moderador sobre la validez incremental, se llevaron a cabo distintas regresiones de orden jerárquico, una por cada variable criterio. En el primer paso, se introdujeron las variables sexo o edad a modo de covariables con el fin de controlar sus efectos, en el segundo paso se introdujo la aceptación-rechazo paterno informado por el padre; el rechazo materno informado por la madre en el tercer paso; y el rechazo paterno y el materno percibidos por el menor en el cuarto paso.

Para el análisis de datos se utilizó: SPSS versión 20.0 para Windows, R y LISREL 8.9.

## **Resultados**

Con el fin de conseguir evidencia respecto al efecto informante en cada uno de los cuatro grupos, se contrastaron dos modelos entre sí, en cada uno

Tabla 1. Análisis de invarianza intergrupar por edad de los y las menores (grupo de 9 a 12 años vs grupo de 13 a 17 años)

Modelo	$\chi^2 (Ag.l)$	$g.l(Ag.l)$	$p\Delta\chi^2$	CFI	RMSEA	GFI	RMR
Modelo teórico E (línea base)	285.44	36	---	.81	.25	.82	.12
Modelo E2 (Errores correlacionados en cada informante)	295.68 (9.95)	39 (3) *	.02*	.80	.24	.82	.12
Errores correlacionados en menores	289.30 (3.85)	37 (1) *	.05*	.80	.25	.80	.12
Errores correlacionados en madres	290.04 (4.6)	37 (1) *	.03*	.80	.25	.80	.12
Errores correlacionados en padres	289.88 (4.4)	37 (1) *	.04*	.80	.25	.82	.12

Nota: \* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$

de los grupos. En el modelo base de cada grupo, se pusieron en relación todas las variables consideradas en el estudio. En un segundo modelo, además, se incluyeron las correlaciones entre los errores de las variables criterio medidas por el mismo informante (padres, madres y menores).

En la **Error! Reference source not found.** se puede ver, a modo de ejemplo, el segundo modelo para el grupo de pequeños (modelo con correlaciones de errores - pequeños). Si se observaban correlaciones significativas entre los errores en el segundo modelo y el ajuste de este se incrementaba respecto al primero, cabía inferir la existencia de un efecto informante que añade variabilidad relevante que no es explicada por el modelo. Dado que el objetivo era determinar si la inclusión de la correlación de los errores intrafuente mejoraba el ajuste global del modelo respecto a aquel, más que testar un modelo teórico que representase la estructura de relación de las variables entre sí, bastaba con que el modelo con correlaciones de errores de cada grupo mejorara significativamente el ajuste del modelo base y que la correlación de los errores de las variables criterio informadas por la misma fuente fuese significativa.

Para el grupo de pequeños, los índices globales de ajuste del "modelo base-pequeños2" fueron:  $\chi^2=950.50$ ;  $d.f=21$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.32$ ;  $RMSEA=.42$ ;  $NNFI=-.46$ ;  $GFI=.97$ ;  $RMR=.096$ . Para el "modelo con correlaciones de errores-pequeños":  $\chi^2=318.6$ ;  $d.f=18$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.77$ ;  $RMSEA=.26$ ;  $NNFI=.43$ ;  $GFI=.82$ ;  $RMR=.013$ . Por lo tanto, se constató un incremento significativo del ajuste en el "modelo base-pequeños":  $\Delta\chi^2=-601.88$ ;  $\Delta d.f=3$ ;  $p=.001$ . Las correlaciones entre los errores de cada variable criterio informada por la misma fuente fueron significativas ( $e_{int\_ext}=.43$ ,  $Critical Ratio (CR)=9.33$ ;  $e_{mint\_mext}=.45$ ,  $CR=9.69$ ;  $e_{pint\_pext}=.47$ ,  $CR=10.39$ ).

Para el grupo de mayores, los índices globales de ajuste del "modelo base - mayores" fueron:  $\chi^2=836.87$ ;  $d.f=21$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.50$ ;  $RMSEA=.40$ ;

$NNFI=-.07$ ;  $GFI=.97$ ;  $RMR=.09$ . Para el "modelo con correlaciones de errores - mayores" se obtuvo:  $\chi^2=313.13$ ;  $d.f=18$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.82$ ;  $RMSEA=.26$ ;  $NNFI=.55$ ;  $GFI=.82$ ;  $RMR=.12$ . También se observó un incremento significativo del ajuste en el "modelo con correlaciones de errores - mayores":  $\Delta\chi^2=-523.74$ ;  $\Delta d.f=3$ ;  $p=.001$ . Las correlaciones entre los errores de cada variable criterio informada por la misma fuente fueron significativas ( $e_{int\_ext}=.40$ ,  $CR=9.11$ ;  $e_{mint\_mext}=.36$ ,  $CR=7.66$ ;  $e_{pint\_pext}=.45$ ,  $CR=10.11$ ).

Para el grupo de chicos, los índices globales de ajuste del "modelo base - chicos" fueron:  $\chi^2=678.16$ ;  $d.f=21$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.46$ ;  $RMSEA=.36$ ;  $NNFI=-.15$ ;  $GFI=.69$ ;  $RMR=.18$ . Para el "modelo con correlaciones de errores - chicos" se obtuvo:  $\chi^2=398.5$ ;  $d.f=18$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.69$ ;  $RMSEA=.29$ ;  $NNFI=.22$ ;  $GFI=.79$ ;  $RMR=.15$ . Es decir, había un incremento significativo del ajuste en el "modelo con correlaciones de errores - chicos":  $\Delta\chi^2=-279.66$ ;  $\Delta d.f=3$ ;  $p=.001$ . Las correlaciones entre los errores de cada variable criterio informada por la misma fuente fueron significativas ( $e_{int\_ext}=.47$ ,  $CR=10.6$ ;  $e_{mint\_mext}=.41$ ,  $CR=8.48$ ;  $e_{pint\_pext}=.36$ ,  $CR=7.19$ ).

Para el grupo de chicas, los índices globales de ajuste del "modelo base - chicas" fueron:  $\chi^2=612.51$ ;  $d.f=21$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.58$ ;  $RMSEA=.34$ ;  $NNFI=.11$ ;  $GFI=.70$ ;  $RMR=.16$ . Para el "modelo con correlaciones de errores - chicas" se obtuvo:  $\chi^2=278.05$ ;  $d.f=18$ ;  $p=.00$ ;  $CFI=.82$ ;  $RMSEA=.24$ ;  $NNFI=.54$ ;  $GFI=.83$ ;  $RMR=.12$ . Por lo tanto, sí se observaba un incremento significativo del ajuste en el "modelo con correlaciones de errores - chicas":  $\Delta\chi^2=-334.46$ ;  $\Delta d.f=3$ ;  $p=.001$ . Las correlaciones entre los errores de cada variable criterio informada por la misma fuente fueron significativas ( $e_{int\_ext}=.41$ ,  $CR=8.84$ ;  $e_{mint\_mext}=.45$ ,  $CR=10.09$ ;  $e_{pint\_pext}=.50$ ,  $CR=11.46$ ).

Para los cuatro grupos, las correlaciones entre los errores de las variables criterio informadas por la misma fuente fueron significativas para todos los

Tabla 2. Análisis de invarianza intergrupala por sexo de los y las menores

Modelo	$\chi^2 (df)$	<i>g.l (Ag.l)</i>	<i>p</i>	$\Delta\chi^2$	CFI	RMSEA	GFI	RMR
Modelo teórico F (línea base)	293.41	36	--		.78	.25	.83	.12
Modelo F2 (Errores correlacionados en cada informante)	301.13 (7.72)	39 (3)	.052		.77	.25	.83	.12

informantes. En todos los casos el modelo con correlaciones de errores (pequeños, mayores, chicos y chicas) mejoraba los índices de ajuste de su modelo base correspondiente. Estos resultados indican que en cada grupo por separado: pequeños (menores de 12 años), mayores (> de 13 años), chicos o chicas, se observa un efecto informante significativo cuando se predice el desajuste psicológico a partir del rechazo parental. Según el grupo, unos informantes u otros aportan más variabilidad al modelo, por ejemplo, en los dos grupos de edad son los padres los que aportan una mayor variabilidad, al observarse que la covariación de los errores de los problemas interiorizados y exteriorizados informados por el padre tienen mayor magnitud que en el caso de madres o los propios menores. En el grupo de chicos, sin embargo, los padres son quienes aportaban menor variabilidad y son los menores quienes aportan mayor variabilidad. Finalmente, en el grupo de chicas, son los padres seguidos de las madres quienes aportan más variabilidad al modelo.

### Efecto moderador de la edad sobre el efecto informante

Con el fin de analizar si la edad modera el efecto informante se realizó un análisis de invarianza entre ambos grupos de edad (Tabla 1. Análisis de invarianza intergrupala por edad de los y las menores). El modelo en el que todas las correlaciones se establecieron como equivalentes (Modelo de invarianza con errores correlacionados en cada informante), mostró un incremento significativo en la prueba de Chi-cuadrado, lo que indicó que alguna o todas eran variantes. Una vez probadas una a una, se encontró que las correlaciones de los errores para los tres informantes eran variantes con un nivel de confianza del 95%.

Por lo tanto, la no equivalencia del efecto informante entre menores de 12 años y mayores de 13 años se observa en padres, madres y menores. Esto indica que la edad modera el efecto informante de padres, madres y menores. En el

grupo de pequeños, todos los informantes aportan más variabilidad al modelo que en el grupo de mayores, dado que la magnitud de la correlación de errores es más elevada en el grupo de pequeños.

### Efecto moderador del sexo sobre el efecto informante

Con el fin de analizar si el sexo modera el efecto informante se realizó otro análisis de invarianza (**Error! Reference source not found.**). Como resultado se encontró que no hay un incremento significativo de Chi-cuadrado (modelo de invarianza con errores correlacionados en cada informante), lo que permite afirmar que todas las correlaciones de errores eran invariantes. Por lo tanto, el sexo no modera el efecto informante. Es decir, padres, madres y menores se comportan de la misma forma como informantes tanto en chicos como en chicas.

### Efecto moderador de la edad sobre la validez incremental

Una vez confirmado el efecto moderador de la edad sobre el efecto informante, los análisis de regresión en orden jerárquico en cada uno de los grupos de edad ( En cambio, cuando los menores informaban de los problemas interiorizados, la información aportada por los menores sobre el rechazo paterno incrementaba la predicción (conjuntamente 19% de la varianza).

No se exploró la validez incremental en los grupos de chicos y chicas dada la invarianza encontrada en función del sexo, en la relación entre las variables objeto de estudio.

) mostraron que, según el grupo de edad, variaba la predicción de unos informantes sobre otros, según sean menores de 12 años (pequeños) o mayores de 13 (mayores). En concreto, en el grupo de pequeños, el rechazo materno informado por los hijos e hijas fue la única variable que predijo los problemas exteriorizados cuando padres o madres informaban del desajuste. Respecto a los problemas interiorizados, el rechazo paterno (no materno) fue el único que resultó significativo cuando son los padres (no madres) quienes

informaban del desajuste. No se observó validez incremental de ningún informante sobre otros en el grupo de pequeños. Además, no resultaron significativos los efectos directos de ninguno de los informantes cuando eran los menores quienes informaban de los problemas exteriorizados, o

cuando madres o menores informaban de los interiorizados.

En el grupo de mayores (13 años o más), independientemente de la dimensión del desajuste y del informante, el rechazo paterno informado por

Tabla 3. Análisis de regresión jerárquica para las variables criterio del desajuste psicológico infantiles informadas por padres, madres y menores (por grupo de edad)

Grupo de edad	Informante padre				Informante madre				Informante menor				
	Prob. Ext.		Prob. Int.		Prob. Ext.		Prob. Int.		EXTER.		INTER		
	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	$\beta$	R <sup>2</sup> /ΔR <sup>2</sup>	
9 a 12	Paso 1 - Sexo	-.18	.02/.03	-.11	.00/.01	-.12	.01/.01	-.04	-.01/.00	-.25**	.05/.06**	.00	-.01/.00
	Paso 2 - Rech. paterno (P)	.11	.03/.01	.19*	.03/.04*	.12	.01/.02	.16	.01/.03	.09	.05/.01	.12	.00/.02
	Paso 3 - Rech. materno (M)	.26**	.08/.06**	-.17	-.05/.03	.23*	.06/.05*	.15	-.02/.02	.11	.06/.01	.18	.02/.03
	Paso 4:												
	Rech. paterno (Ch)	.09	.07/.01	-.07	.04/.01	.11	.06/.02	.01	.00/.00	.13	.11/.07*	.04	.05/.05
	Rech. materno (Ch)	-.01		.08		.04		.03		.19		.20	
13 a 17	Paso 1 - Sexo	.01	-.01/.00	.04	-.01/.00	-.02	-.01/.00	.02	-.01/.00	-.02	-.01/.00	.15	.01/.02
	Paso 2 - Rech. paterno (P)	.41**	.15/.17**	.23*	.04/.05*	.34**	.01/.11**	.32**	.08/.10**	.30**	.07/.09**	.25**	.07/.06**
	Paso 3 - Rech. materno (M)	.17	.17/.02	.07	.03/.03	.20	.12/.03	.20*	.11/.03*	.15	.08/.02	-.12	.07/.07
	Paso 4:												
	Rech. paterno (Ch)	.22	.21/.05*	.19	.06/.06	.17	.15/.04	.18	.11/.02	.21*	.29/.22**	.28*	.12/.06*
	Rech. materno (Ch)	.09		.10		.09		-.02		.41**		.01	

Nota. Prob. Ext.=problemas exteriorizados; Prob. Int.=problemas interiorizados; Rech=rechazo; (P)=informante padre; (M)=informante madre; (Ch)=informante menor.

\* $p < .05$ ; \*\* $p < .01$

los padres supuso una contribución significativa a los problemas exteriorizados e interiorizados. En el caso de que la madre fuese la informante sobre los problemas interiorizados, el rechazo materno informado por las madres incrementaba la predicción del rechazo informado por los padres, ambos tomados conjuntamente supusieron el 19% de la varianza explicada. Cuando eran los menores quienes informaban de los problemas exteriorizados, el rechazo materno y el paterno informados por los menores incrementaban significativamente la predicción del rechazo paterno informado por los padres, tomados conjuntamente alcanzaban el 36% de la varianza en problemas exteriorizados. En cambio, cuando los menores informaban de los problemas interiorizados, la información aportada por los menores sobre el rechazo paterno incrementaba la predicción (conjuntamente 19% de la varianza).

No se exploró la validez incremental en los grupos de chicos y chicas dada la invarianza encontrada en función del sexo, en la relación entre las variables objeto de estudio.

## Discusión

La aproximación multifuente en evaluación infantil es una práctica recomendada y ampliamente utilizada que necesita una base

empírica más sólida (Carrasco et al., 2008). Sin embargo, hasta ahora, pocas investigaciones se han enfocado en el efecto del informante y en la validez incremental para predecir el desajuste psicológico infantil, y aún menos en cómo el sexo o la edad pueden moderar estos efectos, a pesar de su relevancia para la validez de constructo (Hughes y Gullone, 2010; Johnston y Murray, 2003). En este contexto, el objetivo de este estudio fue doble: primero, explorar si la edad modera el efecto del informante y la validez incremental en la evaluación del desajuste infanto-juvenil; segundo, investigar si el sexo también modera estos efectos empleando una aproximación multifuente.

Los resultados obtenidos muestran un *efecto informante* significativo, independientemente del sexo y la edad de los menores. Esto indica que la asociación entre el rechazo parental percibido y el desajuste psicológico de los menores depende sistemáticamente del tipo de desajuste y de la fuente informante, ya sea el padre, la madre o el propio menor. Estos hallazgos son consistentes con múltiples estudios previos que observaron discrepancias bajas a moderadas, pero sistemáticas, entre madres, padres y menores al evaluar los mismos aspectos (De Los Reyes et al., 2015; Izquierdo-Sotorrió et al., 2016).

Las razones de estas discrepancias incluyen diferencias en la visibilidad y accesibilidad de las

conductas, así como las expectativas y percepciones propias de cada fuente informante (Makol et al., 2020). También parecen incidir factores como la naturaleza externa o interna de las variables estudiadas (De Los Reyes et al., 2015; Pantoja Vallejo y Polanco Zuleta, 2019; Yuh, 2017), y el comportamiento diferencial que los menores muestran ante distintas figuras adultas significativas (Bingham et al., 2010). Por otra parte, un mayor grado de cercanía en la relación entre padres/madres e hijos/as facilita el acceso a información sobre la sintomatología de los menores (De Los Reyes et al., 2015; Hughes y Gullone, 2010).

El análisis del efecto moderador de la edad sugiere que, a medida que los menores crecen, cambia la forma en la que padres, madres y menores informan sobre el desajuste psicológico (hipótesis 1<sup>a</sup>). Este efecto puede deberse, en parte, al aumento del conflicto intrafamiliar durante la adolescencia debido a los cambios propios del desarrollo, así como a la mayor convergencia en las percepciones entre padres y menores conforme avanza la edad (Gaylord et al., 2003; Korelitz y Garber, 2016). Además, la adolescencia implica un aumento en la prevalencia de ciertos problemas de salud mental y cambios en la relación entre los menores y sus padres, lo que limita la accesibilidad de los progenitores a ciertos comportamientos, como el consumo de sustancias o la delincuencia (Abad et al., 2002; Bidaut-Russell et al., 1995; Grigorenko et al., 2010; Russell et al., 1995). Además, se incrementa la capacidad de los menores para interpretar sus propios problemas interiorizados (De Los Reyes y Kazdin, 2005). En cuanto a la *validez incremental* de las distintas fuentes informantes, los resultados muestran una contribución diferencial de unos informantes sobre otros en función del grupo de edad (hipótesis 2<sup>a</sup>). De hecho, solo se observa validez incremental al usar más de un informante en el grupo de mayores y según quien informe sobre el desajuste de los menores.

En el *grupo de pequeños* (edades entre 9 y 12), los problemas interiorizados solo se asocian al rechazo parental cuando estos problemas son informados por el padre y se asocian únicamente con el rechazo paterno cuando es informado por los padres. Para los problemas exteriorizados, informados por padre o madre, solo se observa

asociación con el rechazo materno informado por la madre. Estos resultados son consistentes con estudios previos (Ramírez-Uclés et al., 2018) que encontraron una asociación más fuerte entre el rechazo paterno y los problemas interiorizados, y entre el rechazo materno y los problemas exteriorizados. Sin embargo, estos hallazgos difieren de otros estudios que encuentran una contribución similar tanto del padre como de la madre (Miranda et al., 2016), o que destacan que el rechazo paterno tiene una mayor asociación con el desajuste psicológico (Khaleque, 2018), o viceversa (Schouw et al., 2020). Por otro lado, estos resultados respaldan investigaciones que sugieren que la combinación de dos informes adultos no siempre mejora la validez incremental en comparación con el informe de una sola persona adulta (Cohen et al., 2019).

Por otro lado, estos resultados no coinciden con estudios que afirman que el rechazo parental está más fuertemente asociado al desajuste en edades más tempranas (Ali et al., 2015). En el grupo de pequeños, el efecto es más robusto solo cuando se trata del rechazo materno informado por las madres. La cercanía de la relación madre-hijo podría ser una razón que explique esta situación, ya que las madres generalmente pasan más tiempo con sus hijos cuando son más pequeños (De Los Reyes y Kazdin, 2005). Además, el mayor prestigio percibido de las madres por parte de los hijos/as pequeños parece moderar la relación entre el rechazo parental y el desajuste en edades tempranas (Carrasco et al., 2019).

En el *grupo de mayores de 13 años*, los resultados muestran un patrón diferente: el rechazo paterno informado por los padres adquiere relevancia y predice tanto el desajuste interiorizado como el exteriorizado, independientemente del informante. Sin embargo, hay diferencias sobre qué informante incrementa la predicción. Estas diferencias aparecen en función del tipo de problemas (exteriorizado o interiorizado) y de quién informa de estos. Si es el padre quien informa sobre los problemas, sean del tipo que sean, solo el rechazo paterno informado por este tiene poder predictivo sobre la problemática.

Cuando en este mismo grupo de mayores de 13 años, consideramos los problemas interiorizados informados por la madre, el rechazo materno informado por ella también aporta un valor

incremental al rechazo paterno informado por el padre. La mayor cercanía habitual en la relación madre-menor, podría implicar que la información sobre problemas menos accesibles coincide en gran medida entre ambos, generando solapamiento y reduciendo la capacidad predictiva adicional de uno sobre otro. Estos resultados difieren de estudios previos que respaldan la preferencia de la combinación madre-menor frente a la de padre-menor en términos de validez incremental (De Los Reyes et al., 2015; Stanger y Lewis, 1993).

En este grupo etario, cuando los propios menores informan sobre sus problemas, la información que aportan estos sobre el rechazo parental incrementa significativamente el valor predictivo global al añadirse al rechazo paterno informado por el padre. No obstante, en el caso de los problemas exteriorizados, tanto el rechazo materno como el paterno informado por los menores producen ese incremento, mientras que para los interiorizados solo lo hace el rechazo paterno. Estos resultados están en consonancia con estudios que destacan la validez incremental de los autoinformes infanto-juveniles sobre los informes de padres o madres. La mejor percepción y comprensión de los menores de su propia sintomatología según van creciendo podría explicar en parte que la información que aportan tenga este efecto incremental. Además, estos resultados apoyan los postulados de la IPARTheory, que subrayan la importancia de tener en cuenta la percepción del menor para predecir el desajuste (Jager et al., 2016), tanto para problemas interiorizados (Johnston y Murray, 2003; Rausch et al., 2017), como para problemas exteriorizados (Carrasco et al., 2008; Loeber et al., 1991).

Por lo tanto, los efectos del informante y el tipo de desajuste evaluado podrían explicar en parte las inconsistencias encontradas en la literatura respecto a la edad como variable moderadora en la asociación entre aceptación-rechazo parental y desajuste. Además, podrían ayudar a comprender mejor las diferencias observadas en la relación entre el rechazo materno y el desajuste, y entre el rechazo paterno y el desajuste.

En cuanto al *sexo* de los menores, esta variable no parece incidir en la forma en que padres, madres y menores informan del desajuste psicológico (es decir, no se encuentra un efecto moderador del sexo). Aunque algunos estudios sobre la relación

entre rechazo parental y desajuste psicológico infantil han encontrado que el sexo de los menores puede ser un moderador significativo (Ramírez-Uclés et al., 2018), mientras que otros no (Khaleque, 2018), no parece que estas diferencias puedan atribuirse al efecto del informante. Por tanto, otras posibles razones deben ser exploradas en el futuro.

Hay que tener en cuenta algunas limitaciones de la presente investigación. Por un lado, el uso de la misma fuente informante para la medida de las variables predictoras y criterio redundante en un incremento artefactual de la varianza compartida del método que podría ser responsable en parte de las asociaciones encontradas entre variables (Neyer, 2006). Por otro lado, la muestra de estudio procede de la población general por lo que los resultados obtenidos no son necesariamente generalizables a otras poblaciones, que procedan de contextos culturales diferentes, o muestras clínicas. Sería necesario replicar el presente estudio con otras poblaciones y en diferentes contextos para analizar el verdadero alcance de los resultados obtenidos. El diseño transversal del presente estudio, aunque adecuado para los objetivos explorados, podría ser enriquecida con estudios longitudinales que permitieran analizar el valor predictivo de las variables en el tiempo y sus efectos mantenidos en el mismo.

Las implicaciones prácticas de estos hallazgos incluyen la necesidad de considerar qué informantes se seleccionan en función de la edad y el tipo de problema psicológico que se desea evaluar. Resaltan la importancia de adoptar un enfoque multiaxial en la evaluación del desajuste psicológico, particularmente en adolescentes mayores de trece años. Los padres, más que las madres, son mejores informantes para predecir problemas tanto interiorizados como exteriorizados en adolescentes, mientras que en niños y niñas pequeños las madres son la fuente más adecuada para problemas exteriorizados. Estos resultados subrayan la necesidad de continuar investigando el efecto del informante y la validez incremental, con el objetivo de optimizar la evaluación psicológica basada en la evidencia y mejorar el diseño de intervenciones más eficaces. Este enfoque puede llevar a una mejor identificación y tratamiento de los problemas psicológicos, adaptando las intervenciones a las

características específicas del menor y del contexto familiar.

Finalmente, desde la perspectiva de género, los resultados obtenidos sobre las diferencias entre madres y padres como informantes también tienen implicaciones importantes. La mayor participación de las madres en las tareas de cuidado y crianza puede explicar su capacidad para informar de manera más precisa sobre ciertos problemas, particularmente en niños/as pequeños. Este hallazgo refuerza la importancia de tener en cuenta cómo los roles de género tradicionales afectan la evaluación del desajuste psicológico, y sugiere que futuras investigaciones deberían profundizar en cómo estas expectativas de género pueden influir en la precisión y la validez de los informes proporcionados por madres y padres.

### Referencias

- Abad, J., Forns, M., y Gómez, J. (2002). Emotional and behavioral problems as measured by the YSR: Gender and age differences in Spanish adolescents. *European Journal of Psychological Assessment, 18*(2), 149–157. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.18.2.157>
- Achenbach, T. M., Ivanova, M. Y., y Rescorla, L. A. (2017). Empirically based assessment and taxonomy of psychopathology for ages 1½-90+ years: Developmental, multi-informant, and multicultural findings. *Comprehensive Psychiatry, 79*, 4–18. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2017.03.006>
- Achenbach, T. M., y Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles*. University of Vermont, Research Center for Children, Youth, & Families. [https://store.aseba.org/MANUAL-FOR-THE-ASEBA-SCHOOL-AGE-FORMS-PROFILES/productinfo/505/?utm\\_source=chatgpt.com](https://store.aseba.org/MANUAL-FOR-THE-ASEBA-SCHOOL-AGE-FORMS-PROFILES/productinfo/505/?utm_source=chatgpt.com)
- Ali, S., Khaleque, A., y Rohner, R. P. (2015). Pancultural Gender Differences in the Relation Between Perceived Parental Acceptance and Psychological Adjustment of Children and Adult Offspring: A Meta-Analytic Review of Worldwide Research. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 46*(8), 1059–1080. <https://doi.org/10.1177/0022022115597754>
- Bidaut-Russell, M., Reich, W., Cottler, L. B., Robins, L. N., Compton, W. M., y Mattison, R. E. (1995). The Diagnostic Interview Schedule for Children (PC-DISC v.3.0): Parents and adolescents suggest reasons for expecting discrepant answers. *Journal of Abnormal Child Psychology, 23*(5), 641–659. <https://doi.org/10.1007/BF01447667>
- Bingham, C. R., Loukas, A., Fitzgerald, H. E., y Zucker, R. A. (2010). Parental Ratings of Son's Behavior Problems in High-Risk Families: Convergent Validity, Internal Structure, and Interparent Agreement. *Journal of Personality Assessment, 80*(3), 237–251. [https://doi.org/10.1207/S15327752JPA8003\\_03](https://doi.org/10.1207/S15327752JPA8003_03)
- Bully, P., Jaureguizar, J., Bernaras, E., y Redondo, I. (2019). Relationship between Parental Socialization, Emotional Symptoms, and Academic Performance during Adolescence: The Influence of Parents' and Teenagers' Gender. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 16*(12), 2231. <https://doi.org/10.3390/ijerph16122231>
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers. <https://doi.org/10.4324/9780203774762>
- Carrasco, M. Á., Delgado, B., y Holgado-Tello, F. P. (2019). Parental acceptance and children's psychological adjustment: The moderating effects of interpersonal power and prestige across age. *PLOS ONE, 14*(4), e0215325. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0215325>
- Carrasco, M. Á., Holgado-Tello, F. P., del Barrio, M. V., y Barbero, M. I. (2008). Validez incremental: Un estudio aplicado con diversas fuentes informantes y medidas. *Acción Psicológica, 5*(2), 65–76. <https://doi.org/10.5944/ap.5.2.458>
- Cohen, J. R., Thakur, H., Burkhouse, K. L., y Gibb, B. E. (2019). A Multi-Method Screening Approach for Pediatric Depression Onset: An Incremental Validity Study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 87*(2), 184–197. <https://doi.org/10.1037/ccp0000364>
- De Los Reyes, A., Augenstein, T. M., Wang, M., Thomas, S. A., Drabick, D. A. G., Burgers, D.

- E., y Rabinowitz, J. (2015). The validity of the multi-informant approach to assessing child and adolescent mental health. *Psychological Bulletin*, *141*(4), 858–900. <https://doi.org/10.1037/a0038498>
- De Los Reyes, A., y Kazdin, A. E. (2005). Informant discrepancies in the assessment of childhood psychopathology: A critical review, theoretical framework, and recommendations for further study. *Psychological Bulletin*, *131*(4), 483–509. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.4.483>
- Duhig, A. M., Renk, K., Epstein, M. K., y Phares, V. (2000). Interparental Agreement on Internalizing, Externalizing, and Total Behavior Problems: A Meta-analysis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, *7*(4), 435–453. <https://doi.org/10.1093/clipsy.7.4.435>
- Eid, M. (2014). Method Effects. In A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 4022–4024). Springer Netherlands. [https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5\\_1796](https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_1796)
- Fischer, R., y Karl, J. A. (2019). A Primer to (Cross-Cultural) Multi-Group Invariance Testing Possibilities in R. *Frontiers in Psychology*, *10*, 1507. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01507>
- García-Pérez, O., Inda-Caro, M., y Torío-López, S. (2017). New validity evidence of the Parent PARQ/Control scale of Parental Educational Styles. *Psicothema*, *29*(2), 247–253. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.219>
- Gaylord, N. K., Kitzmann, K. M., y Coleman, J. K. (2003). Parents' and Children's Perceptions of Parental Behavior: Associations with Children's Psychosocial Adjustment in the Classroom. *Parenting*, *3*(1), 23–47. [https://doi.org/10.1207/S15327922PAR0301\\_02](https://doi.org/10.1207/S15327922PAR0301_02)
- Grigorenko, E. L., Geiser, C., Slobodskaya, H. R., y Francis, D. J. (2010). Cross-Informant Symptoms from CBCL, TRF, and YSR: Trait and Method Variance in a Normative Sample of Russian Youths. *Psychological Assessment*, *22*(4), 893–911. <https://doi.org/10.1037/a0020703>
- Guevara, I. P., Cabrera, V. E., y Barrera, F. (2007). Factores contextuales y emociones morales como predictores del ajuste psicológico en la adolescencia. *Universitas Psychologica*, *6*(2), 269–283. [https://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?pid=S1657-92672007000200007&script=sci\\_arttext](https://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?pid=S1657-92672007000200007&script=sci_arttext)
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. En R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hughes, E. K., y Gullone, E. (2010). Discrepancies between adolescent, mother, and father reports of adolescent internalizing symptom levels and their association with parent symptoms. *Journal of Clinical Psychology*, *66*(9), 978–995. <https://doi.org/10.1002/jclp.20695>
- Hunsley, J. (2003). Introduction to the special section on incremental validity and utility in clinical assessment. *Psychological Assessment*, *15*(4), 443–445. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.15.4.443>
- Izquierdo-Sotorrió, E., Holgado-Tello, F. P., y Carrasco, M. Á. (2016). Incremental Validity and Informant Effect from a Multi-Method Perspective: Assessing Relations between Parental Acceptance and Children's Behavioral Problems. *Frontiers in Psychology*, *7*(664), 1–11. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00664>
- Jager, J., Mahler, A., An, D., Putnick, D. L., Bornstein, M. H., Lansford, J. E., Dodge, K. A., Skinner, A. T., y Deater-Deckard, K. (2016). Early adolescents' unique perspectives of maternal and paternal rejection: Examining their across-dyad generalizability and relations with adjustment one year later. *Journal of Youth and Adolescence*, *45*(10), 2108–2124. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0509-z>
- Johnston, C., y Murray, C. (2003). Incremental validity in the psychological assessment of children and adolescents. *Psychological Assessment*, *15*(4), 496–507. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.15.4.496>

- Kenny, D. A. (1994). *Interpersonal Perception: A Social Relations Analysis*. Guilford Press. [https://www.guilford.com/books/Interpersonal-Perception/David-Kenny/9781462541515?srsId=AfmBOooVivwHDzsYfaXn-drN\\_Lx3u2qslVFypCxTtsa3WNUTulnUn8Uhh](https://www.guilford.com/books/Interpersonal-Perception/David-Kenny/9781462541515?srsId=AfmBOooVivwHDzsYfaXn-drN_Lx3u2qslVFypCxTtsa3WNUTulnUn8Uhh)
- Khaleque, A. (2018). Worldwide Implications of Parental Love and Lack of Love on Childrens and Adults Psychological Adjustment and Maladjustment: Meta-analytic Evidence. *Journal of Mental Disorders and Treatment*, 4(1), 150. <https://doi.org/10.4172/2471-271X.1000150>
- Khaleque, A., y Rohner, R. P. (2002). Perceived parental acceptance-rejection and psychological adjustment: A meta-analysis of cross-cultural and intracultural studies. *Journal of Marriage and Family*, 64(1), 54–64. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2002.00054.x>
- Korelitz, K. E., y Garber, J. (2016). Congruence of Parents' and Children's Perceptions of Parenting: A Meta-Analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 45(10), 1973–1995. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0524-0>
- Lacalle, M., Domènech, J. M., y Granero, R. (2014). Validity of the DSM-Oriented Scales of the Child Behavior Checklist and Youth Self-Report. *Psicothema*, 26(3), 364–371. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.342>
- Loeber, R., Green, S. M., Lahey, B. B., y Stouthamer-Loeber, M. (1991). Differences and similarities between children, mothers, and teachers as informants on disruptive child behavior. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 19(1), 75–95. <https://doi.org/10.1007/BF00910566>
- Makol, B. A., Youngstrom, E. A., Racz, S. J., Qasmieh, N., Glenn, L. E., y De Los Reyes, A. (2020). Integrating Multiple Informants' Reports: How Conceptual and Measurement Models May Address Long-Standing Problems in Clinical Decision-Making. *Clinical Psychological Science*, 8(6), 953–970. <https://doi.org/10.1177/2167702620924439>
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory Factor Analyses of Multitrait-Multimethod Data: Many Problems and a Few Solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13(4), 335–361. <https://doi.org/10.1177/014662168901300402>
- Messick, S. (1989). Validity. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 13–103). Macmillan.
- Miranda, M. C., Affuso, G., Esposito, C., y Bacchini, D. (2016). Parental Acceptance-Rejection and Adolescent Maladjustment: Mothers' and Fathers' Combined Roles. *Journal of Child and Family Studies; New York*, 25(4), 1352–1362. <http://dx.doi.org/10.1007/s10826-015-0305-5>
- Neyer, F. (2006). Informant assessment. In M. Eid y E. E. Diener (Eds.), *Handbook of multimethod measurement in psychology* (pp. 43–59). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/11383-000>
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2024). *Gender equality*. OCDE. Recuperado de <https://www.oecd.org>
- Organización Mundial de la Salud. (2021). *Gender and health*. Recuperado de <https://www.who.int/publications/i/item/WHO-IER-CSDH-08.1>
- Pantoja Vallejo, A., y Polanco Zuleta, K. M. (2019). Depression, Anxiety and Physical Activity in School Children: Comparative Study. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 3(52), 143–155. <https://doi.org/10.21865/RIDEP52.3.11>
- Ramírez-Uclés, I., González-Calderón, M. J., del Barrio, M. V., y Carrasco, M. Á. (2018). Perceived Parental Acceptance-Rejection and Children's Psychological Adjustment: The Moderating Effects of Sex and Age. *Journal of Child and Family Studies*, 27(4), 1336–1348. <https://doi.org/10.1007/s10826-017-0975-2>
- Rausch, E., Racz, S. J., Augenstein, T. M., Keeley, L., Lipton, M. F., Szollos, S., Riffle, J., Moriarity, D., Kromash, R., y De Los Reyes, A. (2017). A Multi-Informant Approach to Measuring Depressive Symptoms in Clinical Assessments of Adolescent Social Anxiety Using the Beck Depression Inventory-II: Convergent, Incremental, and Criterion-Related Validity. *Child & Youth Care Forum*, 46(5), 661–683. <https://doi.org/10.1007/s10566-017-9403-4>

- Rodríguez, M. C., Jimenez, M. A., Fernández, E., y Godoy, C. (1999). Evaluación de Psicopatología en la infancia y adolescencia a través de la percepción de los padres. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación - e Avaliação Psicológica*, 8(2), 51–65. [https://www.aidep.org/03\\_ridep/R08/R083.pdf](https://www.aidep.org/03_ridep/R08/R083.pdf)
- Rohner, R. P. y Ali, S. (2016). Parental Acceptance-Rejection Questionnaire (PARQ). En V. Zeigler-Hill y T. K. Shackelford (Eds.), *Encyclopedia of Personality and Individual Differences* (pp. 1-4). Springer International Publishing. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-28099-8\\_56-1](https://doi.org/10.1007/978-3-319-28099-8_56-1)
- Rohner, R. P., Khaleque, A., y Cournoyer, D. E. (2012). Introduction to parental acceptance-rejection theory, methods, evidence, and implications. In R. P. Rohner y A. Khaleque (Eds.), *Handbook for the Study of Parental Acceptance and Rejection* (4th ed., Vol. 2, pp. 1–35). Rohner Research Publications.
- Schouw, J. E. M. C., Verkes, R. J., Schene, A. H., y Schellekens, A. F. A. (2020). The relationship between childhood adversity and adult personality revealed by network analysis. *Child Abuse & Neglect*, 99, 104254. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2019.104254>
- Stanger, C., y Lewis, M. (1993). Agreement Among Parents, Teachers, and Children on Internalizing and Externalizing Behavior Problems. *Journal of Clinical Child Psychology*, 22(1), 107–116. [https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2201\\_11](https://doi.org/10.1207/s15374424jccp2201_11)
- Unitat d'Epidemiologia i de Diagnòstic en Psicopatologia del Desenvolupament. (2007). *Traducció del YSR/6-18 años*. Universitat Autònoma de Barcelona.
- United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. (2024). *Inclusion and gender equality: brief on inclusion in education*. UNESCO. Recuperado de <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000387889>
- Yuh, J. (2017). Do Mothers and Fathers Perceive Their Child's Problems and Prosocial Behaviors Differently? *Journal of Child and Family Studies*, 26(11), 3045–3054. <https://doi.org/10.1007/s10826-017-081>