



Persona

ISSN: 1560-6139

dalvarez@correo.ulima.edu.pe

Universidad de Lima

Perú

Matalinares, María; Raymundo, Ornella; Baca, Deyvi  
Propiedades psicométricas de la Escala de Estilos Parentales (MOPS)  
Persona, núm. 17, enero-diciembre, 2014, pp. 95-121  
Universidad de Lima  
Lima, Perú

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=147137147006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# Propiedades psicométricas de la Escala de Estilos Parentales (MOPS)

María Matalinares  
Ornella Raymundo  
Deyvi Baca

Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Recibido: 15 de mayo de 2014 / Aprobado: 15 de junio de 2014

*Se analizó la validez y confiabilidad de la Escala de Estilos Parentales Disfuncionales (MOPS, por sus siglas en inglés), de Parker, Roussos, Hadzi-Pavlovic, Mitchell, Wilhelm y Austin (1997), con baremos peruanos. La muestra estuvo conformada por 2 370 adolescentes de 13 a 19 años (47,6 % de género masculino, 52,4 % de género femenino), 56,5 % en edades entre 15 y 16 años, que cursan el tercero (32 %), cuarto (34,2 %) y quinto (33,8 %) de secundaria de 14 ciudades representativas de la costa, sierra y selva del Perú. La escala mostró una confiabilidad moderada de .87, en la subescala de estilos parentales del padre, así como se extrajo la confiabilidad de .80 en la subescala de estilos parentales de la madre. En el análisis factorial exploratorio se obtuvieron 3 factores: indiferencia, abuso y sobreprotección.*

---

estilos parentales / disfuncionalidad / adolescentes / crianza

---

## Psychometric properties of the Measure of Parental Style (MOPS)

*This objective of this study was to analyze the validity and reliability of the Measure of Parental Style (MOPS) scale created by Parker, Roussos, Hadzi-Pavlovic, Mitchell, Wilhelm y Austin (1997) with Peruvian scales. The sample consisted of 2 370 adolescents between 13 and 19 years (47,6 males, 52,4 females), 56,5 % between 15 and 16 years, 32 % were enrolled in third year secondary schooling, 34 % in fourth, and 33,8 % in fifth. The sample was drawn from 14 cities of the different regions in Peru. Results showed that the instrument has moderate reliability of .87 in the subscale Father Parenting Styles, and reliability of .80 in the subscale Mother Parenting Styles. The Exploratory Factor Analysis identified 3 factors: indifference, abuse and overprotection.*

---

parental styles / dysfunction / adolescents / parenting

---

El ser humano, al nacer, es aún inmaduro y requiere de constante asistencia por parte de sus cuidadores; además, presenta expectativas respecto a las respuestas provenientes de sus figuras de apego frente a sus necesidades básicas y afectivas. Estas interacciones conforman el desarrollo de representaciones cognitivas denominadas “modelos internos de funcionamiento” (Bowlby, 1969). Dichos modelos consisten en creencias organizadas que forman expectativas, percepciones, reacciones y conductas esenciales en la configuración de la forma en que opera el sistema de apego durante toda la vida, lo que constituye la base del estilo de apego de un individuo (Collins & Read, 1990; Fraley & Shaver, 2000; Mikulincer & Shaver, 2007; citados en Bedoya, 2012).

El estilo parental es una constelación de actitudes acerca del niño, que le son comunicadas y que, en conjunto, crean un clima emocional en el que se ponen de manifiesto los comportamientos de los padres. Estos comportamientos incluyen tanto las conductas a través de las cuales los padres desarrollan sus propios deberes de paternidad (prácticas parentales) como cualquier otro tipo de comportamientos entre los que se encuentran los gestos, cambios en el tono de voz, expresiones espontáneas de afecto, etc. (Darling & Steinberg, 1993; citado en Estévez, Murgui, Musiti & Moreno, 2008).

La familia, por una parte, representa el eje central del ciclo vital; se trata

de una institución social fundamentada en relaciones afectivas, desde la cual el niño y el adolescente aprehenden los valores, creencias, normas y formas de conducta apropiadas para la sociedad a la que pertenecen. Este proceso tiene lugar en un ambiente o clima social que se define como el ambiente percibido e interpretado por los miembros que integran una organización y que, a su vez, ejerce una importante influencia en el comportamiento de los integrantes de ese contexto, así como en su desarrollo social, físico, afectivo e intelectual (Sánchez-Queija, 2007).

Según las predicciones de Bowlby (1973), eventos vitales estresantes y traumáticos durante la infancia (pérdidas parentales, separación, dificultades de salud física o mental, maltrato, etc.) conducirían a importantes cambios en las representaciones de apego. Existen numerosas investigaciones que señalan la estrecha relación existente entre la percepción de un clima positivo en estos contextos y el ajuste personal en la adolescencia, entendido este como un ajuste integral del individuo en los ámbitos emocional y conductual (Oliva, Parra & Sánchez, 2002; citado en Fourment, 2009).

En tal sentido, los estilos parentales son importantes, ya que el ser humano aprende las formas de vincularse a las personas que, a futuro, regirán en su interacción social. Sin embargo, así como se puede brindar vínculos de apego saludables, de cuidado y protección, también se pueden generar estilos pa-

rentales disfuncionales que en el futuro producirán problemas en la interacción social del individuo; es más, se ha demostrado que los estilos parentales son predictores de enfermedades psiquiátricas. En efecto, la teoría de Bowlby (1977) explica que la educación anómala se manifiesta cuando los padres fallan en proporcionar el cuidado, por ser insensibles, manifestar menosprecio, rechazo, o bien por tener una sobreprotección o un control excesivos.

Estas actitudes y comportamientos paternos son considerados como predisponentes en un niño al desorden psiquiátrico, así como a interacciones disfuncionales sociales y/o emocionales en la edad adulta (Parker et al., 1997).

Parker, Tupling y Brown (1979) consideran que hay una significativa asociación entre parentalidad disfuncional (padres poco afectuosos y sobreprotectores) y los trastornos psiquiátricos. Estos autores identificaron tres tipos de vínculos parentales disfuncionales: indiferencia, abuso y sobreprotección. En el primer estilo, la indiferencia se caracteriza por la ausencia de exigencias y de cumplimiento de responsabilidades, falta de estructuración, control y apoyo. Estos padres, generalmente, desvían sus responsabilidades paternas hacia otras figuras como el colegio u otros familiares; sus hijos presentan problemas de conducta, el ambiente familiar suele ser desorganizado y son altamente vulnerables a la ruptura familiar (Steinber, Blatt-Eisengart & Cauffman, 2006;

Raya, 2008). El abuso —el segundo vínculo parental disfuncional— es un patrón estricto de crianza en el que los padres imponen las reglas para sus hijos, esperan una obediencia estricta y se basan en el poder que tienen como padres (Baumrind, 2005); por lo general, se generan castigos físicos y verbales. Finalmente, la sobreprotección se caracteriza por combinar bajo control y exigencia con poca sensibilidad hacia las necesidades de los hijos; muchas veces pueden ser crueles y no establecen normas, no se muestran firmes frente a sus hijos, no esperan acciones maduras de sus hijos. La comunicación no es efectiva y suele ir en una sola dirección: del padre al hijo (Baumrind, 2005).

Paker, Tupling y Brown, en 1979, crearon un instrumento para medir el apego basado en la teoría de Bowlby (*Parental Bonding Instrument, PBI*), el cual propone dos dimensiones: el cuidado y la protección. Este test evalúa la percepción que tienen los adultos de los cuidados brindados por sus padres en sus dieciséis primeros años. Así como esta escala, se puede apreciar en la tabla 1 los diferentes instrumentos que miden el apego creados a lo largo del tiempo.

El presente estudio se realizó con el objeto de proporcionar a los psicólogos peruanos una versión traducida, válida y confiable de la Escala de Estilos Parentales (MOPS, por sus siglas en inglés), propuesta por Paker, Rousos, Hadzi-Pavlovic, Mitchell, Wilhelm y Austin (1997).

**Tabla 1**  
**Principales instrumentos de evaluación del apego en adultos**

Esкала	Número de ítems	Tipo de relación	Referencia
Adult Attachment Styles	1	Relaciones íntimas	Hazan y Shaver (1987)
Adult Attachment Questionnaire (AAQ)	17 13	Pareja	Simpson (1990) Simpson, Rholes y Phillips (1996)
Avoidant Attachment Questionnaire for Adults (AAQA)	22	General	West y Shlertdon-kellor (1992)
Adult Attachment Scale (AAS) y Revised Adult Attachment Scale (RAAS)	21 18	Pareja	Collins y Read (1990) Collins (1996)
Attachment History Questionnaire (AHQ)	51	Pareja	Pottharst (1990)
Attachment and Object Relations Inventory (AORI)	75	Padres, compañeros, parejas y sí mismo	Buelow, McClain y McIntosh (1996)
Attachment Style Questionnaire (ASQ)	40	Relaciones cercanas	Feeney, Noller y Hanrahan (1994)
Continued Attachment Scale (CAS)	12	Padres	Berman, Heiss y Sperling (1994)
Client Attachment to Therapist Scale (CATS)	36	Terapeuta	Mallinckrodt, Gantt y Coble (1995)
Experiences in Close Relationships (ECR) y Experiences in Close Relationships Revised (ECR-R)	36	Pareja (o general)	Brennan, Clark y Shaver (1998) Fraley y Shaver (2000)
Measure of Attachment Qualities (MAQ)	14	General	Carver (1997)
Mother-Father-Peer Scale (MFPS)	70	Padres y compañeros	Epstein (1983)
Maternal Separation Anxiety Scale (MSAS)	35	Niño	Hock, McBride y Gnezda (1989)
Parental Attachment Questionnaire (PAQ)	55	Padres (de adolescentes)	Kenny (1987)
Parents of Adolescents Separation Anxiety Scale (PASAS)	35	Adolescentes y niños	Hock, Eberly, Bartle-Haring, Ellwanger y Widaman (2001)

Parenting Bonding Instrument (PBI)	50	Padres	Parker, Tupling y Brown (1979) Paker, Roussos, Hadzi-Pavlovic, Mitchell, Wilhelm, y Austin (1997)
Reciprocal Attachment Questionnaire for Adults (RAQA)	15	Figura de apego más importante	West, Sheldon y Reiffer (1987) West y Sheldon (1988)
Relationship Questionnaire (RQ)	4	Pareja	Bartholomew y Horowitz (1991)
Relationship Scales Questionnaire (RSQ)	30	Pareja	Griffin y Bartholomew (1994)
Revised Inventory of Parental Attachment (R-IPA)	30	Niños	Johnson, Ketring y Abshire (2003)
Vulnerable Attachment Style Questionnaire (VASQ)	23	Apoyo	Bifulco, Mahon, Kwon, Moran y Jacobs (2003)

Fuente: Bedoya (2012).

La importancia de este trabajo radica en que se puede medir el apego, con una orientación hacia la identificación de estilos parentales disfuncionales, tales como la indiferencia, el abuso y la sobreprotección, y asociar dichas dimensiones a trastornos mentales. De esta manera, el MOPS puede ser utilizado de forma independiente del *Parental Bonding Instrument* (PBI), lo que ofrece más alternativas para evaluar los estilos parentales percibidos.

## MÉTODOS

En la línea de Sánchez y Reyes (2009), el presente estudio es de tipo tecnológico, ya que pretende aportar un instrumento válido para posteriores investigaciones.

## Participantes

La muestra estuvo conformada por 2 370 adolescentes de 13 a 19 años. La mayor parte de ellos (el 56,5 %) se encuentra en edades entre 15 y 16 años, y cursan el tercero (32 %), cuarto (34,2 %) y quinto (33,8 %) de secundaria de 14 ciudades representativas de la costa, sierra y selva del Perú: Tumbes, Trujillo, Lima, Tacna, Huánuco, Huancayo, Huanta, Huancavelica, Cusco, Cerro de Pasco, Huaraz, Bagua Grande, Moyobamba y Pucallpa. Asimismo, el 47,6 % fueron de género masculino y el 52,4 % de género femenino (ver anexo 1).

## Instrumento

Es el instrumento diseñado por Parker et al. (1997) para identificar los esti-

los de crianza disfuncionales en los dieciséis primeros años de la vida de un adolescente y/o adulto. Los participantes evalúan cada ítem como una descripción, por separado, del comportamiento de su madre y de su padre hacia ellos en sus dieciséis primeros años. Esta escala deviene del *Parental Bonding Instrument* (PBI), que mide el cuidado y la protección; los autores crearon el MOPS (*Measure of Dysfunctional Parenting Style*) con la finalidad de refinar la medida de los estilos parentales. Este instrumento incluye tres escalas: indiferencia, abuso y sobrecontrol (ver anexo 7). La prueba obtuvo la consistencia interna de .829 en la dimensión de estilos parentales del padre, mientras que la consistencia interna de la dimensión de los estilos parentales de la madre fue de .781, ambas aceptables y confiables, ya que dichos datos fueron obtenidos por los autores originales; con el presente estudio se brinda una estandarización nacional del instrumento. La teoría que sostiene el MOPS está basada en Bowlby (1977, citado por Melis, Dávila, Ormeño, Vera, Greppi & Gloger, 2001), quien señala que la educación anómala es aquella donde los padres fallan en proporcionar el cuidado, por ser insensibles, menospreciar, rechazar y sobreproteger de forma excesiva. Estas actitudes y comportamientos paternos son considerados como factores de una predisposición en un niño al desorden psiquiátrico,

así como a interacciones disfuncionales sociales y/o emocionales en la edad adulta (Parker et al., 1997).

## RESULTADOS

### *Análisis de fiabilidad*

La Escala de Estilos Parentales (MOPS) es una prueba con alternativas múltiples de tipo Likert; por tanto, se consideró apropiado utilizar un análisis de consistencia interna a través del coeficiente alfa de Cronbach (Kerlinger & Lee, 2002). La prueba mencionada está compuesta por dos subescalas: estilos parentales del padre y estilos parentales de la madre, por lo que realizó un análisis de fiabilidad por cada escala.

Con relación a los estilos parentales del padre, se obtuvo un alfa de Cronbach que oscila entre .766 y .851, lo que estaría indicando un nivel entre bajo y moderado de consistencia interna (Murphy & Davishofer, citado en Hogan, 2004).

En la tabla 2, se observa en la gran mayoría de ítems correlaciones ítems-test por encima de .200, con la excepción del ítem 1. Por tanto, se estaría indicando que la gran mayoría de ellos poseen índices de discriminación aceptables (Ary, Jacobs & Razavieh, 1990; citado en Aliaga et al., 2006). El ítem 1 posee un índice de discriminación bajo, por lo que se procede a eliminarlo, lo cual incrementa sensiblemente el alfa de Cronbach (ver anexo 1).

**Tabla 2**  
**Correlaciones ítems-test de la subescala de estilos parentales del padre**

Ítems	Subescala total	Región natural		
		Costa	Sierra	Selva
Ítem 1	.007	.032	-.009	.007
Ítem 2	.507	.435	.549	.448
Ítem 3	.294	.242	.330	.197
Ítem 4	.563	.514	.620	.469
Ítem 5	.589	.597	.615	.526
Ítem 6	.511	.462	.583	.413
Ítem 7	.415	.401	.471	.255
Ítem 8	.398	.371	.449	.273
Ítem 9	.582	.498	.624	.480
Ítem 10	.635	.553	.674	.583
Ítem 11	.467	.406	.491	.467
Ítem 12	.528	.531	.532	.511
Ítem 13	.528	.548	.548	.444
Ítem 14	.465	.471	.480	.373
Ítem 15	.599	.515	.632	.552
<b>Alfa de Cronbach</b>	<b>.829</b>	<b>.803</b>	<b>.851</b>	<b>.766</b>

Con respecto a la subescala de estilos parentales de la madre se halló un alfa de Cronbach que oscila entre .738 y .804, lo que estaría indicando un nivel entre bajo y moderado de consistencia interna (Murphy & Davishofer, citado en Hogan, 2004).

Se observa en la tabla 3 similares correlaciones ítems-test que en la subescala de estilos parentales del padre, donde la mayor parte de los ítems poseen correlaciones por encima de .200, con la excepción del ítem 1. Por lo tan-

to, de igual modo se estaría indicando que la gran mayoría de los ítems poseen índices de discriminación aceptables. Asimismo, se procede a eliminar el ítem 1 por sus bajos índices de discriminación (ver anexo 1).

Después de la eliminación del ítem 1, se realizó un segundo análisis de la confiabilidad con los 14 ítems restantes. En él se encontró un alfa de Cronbach para la subescala de estilos parentales del padre de .853, mientras que para la subescala de estilos parentales de la



**Tabla 3**  
**Correlaciones ítems-test de la subescala de estilos parentales de la madre**

Ítems	Subescala total	Región natural		
		Costa	Sierra	Selva
Ítem 1	.063	.021	.069	.090
Ítem 2	.448	.409	.471	.404
Ítem 3	.277	.262	.289	.216
Ítem 4	.467	.460	.492	.452
Ítem 5	.511	.472	.523	.511
Ítem 6	.495	.478	.538	.408
Ítem 7	.332	.326	.371	.264
Ítem 8	.319	.223	.370	.273
Ítem 9	.589	.515	.629	.534
Ítem 10	.448	.489	.415	.489
Ítem 11	.406	.291	.450	.356
Ítem 12	.402	.436	.373	.445
Ítem 13	.441	.382	.486	.385
Ítem 14	.439	.360	.472	.358
Ítem 15	.551	.420	.606	.501
<b>Alfa de Cronbach</b>	<b>.781</b>	<b>.738</b>	<b>.804</b>	<b>.741</b>

madre fue .804; en ambos casos, alcanzaron un nivel moderado de consistencia interna. Cabe destacar que el procedimiento de análisis de confiabilidad es previo al análisis de validez (Celina & Campo, 2005), lo que permite para el presente estudio la depuración de un ítem en cada subescala de la Escala de Estilos Parentales.

### **Evidencias de validez**

A fin de aportar evidencias de la validez de la Escala de Estilos Parentales (MOPS) en sus dos subescalas (padre y madre), se partió del marco teórico postulado por Parker et al. (1997), que plantea la existencia de tres dimensiones: indiferencia, abuso y sobreprotección. Por tanto, se procedió a realizar

un análisis factorial confirmatorio; sin embargo, en caso de que no se reproduzca el modelo teórico previo, se procederá a realizar un análisis factorial exploratorio.

### **Análisis factorial confirmatorio**

Se usó la técnica multivariante modelo de ecuaciones estructurales por medio del programa EQS (Bentler, 2006), con el fin de establecer la varianza de las variables latentes en 1.0 y de los términos de error especificados como parámetros libres. Se empleó el método robusto, debido a que la muestra no poseía una distribución normal,  $p < 0.05$  (ver anexo 3). Se utilizaron los siguientes indicadores de bondad de ajuste: (1) chi-cuadrado ( $X^2$ ); (2) índice de ajuste normado del chi-cuadrado ( $X^2/df$ , *relative/normed chi-square*); (3) raíz cuadrada media de error de aproximación (*RMSEA, Root Mean Square Error of Approximation*); (4) índice de ajuste normado (*NFI, Normed-Fit Index*); (5)

índice de ajuste comparativo de Bentler (*CFI, Comparative Fit Index*). De acuerdo con Hooper, Coughlan y Mullen (2008), se considera un buen ajuste cuando el nivel de significación del valor chi-cuadrado es superior al 0.05, el valor del índice de ajuste normado del chi-cuadrado oscila entre 2.0 y 5.0, el RMSEA es inferior a 0.07 y los valores NFI y CFI con superiores al 0.95.

Por lo mencionado, se observa en la tabla 4 que todos los índices de bondad de ajuste resultan ser insatisfactorios en ambas subescalas (padre y madre); por ello, el modelo de tres factores planteado por Parker et al. (1997) resulta inapropiado para el conjunto de 14 ítems.

### **Análisis factorial exploratorio**

El análisis factorial confirmatorio rechazó la hipótesis teórica donde se afirma que los 14 ítems se agrupan en tres factores, planteada por Parker et al. (1997). En ese sentido, se buscó a través de un análisis factorial exploratorio el

**Tabla 4**  
**Índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio (modelo de tres factores)**

	Chi-cuadrado ( $X^2$ )	Df	$X^2/df$	RMSEA	NFI	CFI
Subescala: Padre	2,545.0493**	77	33.05	0.116	0.489	0.496
Subescala: Madre	950.887**	74	12.35	0.071	0.766	0.779

\*\* $p < 0.01$

**Tabla 5**  
**Estimadores para el uso del análisis factorial exploratorio**

	Determinante	Medida de adecuación de muestreo KMO	Test de esfericidad de Bartlet
Subescala: Padre	.015	.918	9,942.278**
Subescala: Madre	.040	.878	7,592.001**

\*\* $p < .01$   
Elaboración propia.

**Tabla 6**  
**Estructura factorial de la Escala de Estilos Parentales**

Subescala de estilos parentales del padre				Subescala de estilos parentales de la madre			
Ítems	Abuso	Sobreprotección	Indiferencia	Ítems	Abuso	Sobreprotección	Indiferencia
2	.629			2	.430		
3	.665			3		.711	
4	.593			4	.619		
5	.366			5	.704		
6		.334		6		.634	
7	.526			7	.209		
8			.813	8			.787
9	.606			9	.505		
10	.355			10	.719		
11			.331	11			.250
12			.224	12			.308
13			.737	13			.804
14			.387	14			.420
15		.429		15		.480	

mejor modelo explicativo de la Escala de Estilos Parentales.

Para considerar lo apropiado del análisis factorial exploratorio, se analizó el valor del determinante, la medida de adecuación de muestreo KMO y el

test de esfericidad de Bartlet. Como se aprecia en la tabla 5, para ambas subescalas el determinante se aproxima a 0.0, la medida de adecuación de muestreo KMO es próxima a 1.0, y el test de esfericidad de Bartlet es muy significativo.

**Tabla 7**  
**Correlaciones entre la subescala de estilos parentales del padre y sus factores**

		<b>Subescala de estilos parentales del padre</b>	<b>Abuso</b>	<b>Sobreprotección</b>	<b>Indiferencia</b>
Subescala de estilos parentales del padre	Rho	1.000	.890**	.746**	.703**
	Sig. (bilateral)		.000	.000	.000
	d de Cohen		2.8	2.2	2
Abuso	Rho		1.000	.550**	.405**
	Sig. (bilateral)			.000	.000
	d de Cohen			1.5	0.9
Sobreprotección	Rho			1.000	.501**
	Sig. (bilateral)				.000
	d de Cohen				1.2

\*\*La correlación es significativa al nivel 0.01 (bilateral).

Con lo anterior se procedió a realizar el análisis factorial exploratorio aplicándose la técnica de los componentes principales y con rotación varimax.

En el análisis factorial exploratorio de ejes principales, se empleó el método de extracción de factores que expliquen aproximadamente el 50 % de la varianza total. De esta manera, se encontró el modelo más apropiado de tres factores que explicaron en la subescala del padre el 53,819 % y en la subescala de la madre el 49,260 % (ver anexo 2). A su vez, el método de rotación fue ortogonal de tipo varimax.

Finalmente, se obtuvo una estructura factorial de la Escala de Estilos Parenta-

les para la muestra peruana, que aparece en la tabla 6. Allí se indican los factores con sus ítems correspondientes y las saturaciones o cargas de estos. Estas saturaciones, por ser en casi todos los casos de .50 o más, propician la clara definición e interpretación de los factores (Comrey, 1985; citado en Aliaga et al., 2006).

Posteriormente, se realizó un análisis de la correlación entre cada subescala de estilos parentales del padre y de la madre, con los tres factores obtenidos, mediante la prueba no paramétrica rho de Spearman. Se observa, en la tabla 7, correlaciones directas, altas y muy significativas entre la subescala de estilos parentales del padre y sus factores. De igual modo, se aprecia

**Tabla 8**  
**Correlaciones entre la subescala de estilos parentales de la madre y sus factores**

		Subescala de estilos parentales de la madre	Abuso	Sobreprotección	Indiferencia
Subescala de estilos parentales de la madre	Rho	1.000	.747**	.843**	.606**
	Sig. (bilateral)		.000	.000	.000
	d de Cohen		2.2	2.6	1.5
Abuso	Rho		1.000	.499**	.374**
	Sig. (bilateral)			.000	.000
	d de Cohen			1.1	0.8
Sobreprotección	Rho			1.000	.242**
	Sig. (bilateral)				.000
	d de Cohen				0.5

\*\*La correlación es significativa al nivel .01 (bilateral).

correlaciones directas, altas y muy significativas entre los diferentes factores.

Del mismo modo, se aprecia, en la tabla 8, correlaciones directas, altas y muy significativas entre la subescala de estilos parentales de la madre y sus factores. Asimismo, se obtuvo correlaciones directas, medias y muy significativas entre los factores de la subescala de estilos parentales de la madre.

### **Elaboración de baremos**

Los baremos presentados en el anexo 5 han sido elaborados en puntuaciones equivalentes de tipo percentilar, con base en el puntaje directo inicial. Estas puntua-

ciones equivalentes corresponden a los baremos normativos en percentiles (Pc); las tablas se han distribuido de acuerdo a cada subescala por región geográfica: costa, sierra y selva, con el objetivo de brindar perfiles diferenciales que no estén afectados por factores sociales y culturales. Cabe señalar que en las comparaciones según sexo y región geográfica solo se detectó diferencias significativas según la región geográfica (ver anexo 4), por lo que se hace conveniente el uso diferencial de baremos por región geográfica.

### **DISCUSIÓN DE RESULTADOS**

El presente estudio fue desarrollado en una muestra total de 2 370 adolescen-

tes de 14 ciudades representativas de Perú, con edades entre 13 a 19 años. Los resultados obtenidos validan las propiedades psicométricas de fiabilidad con un alfa de Cronbach de la subescala de estilos parentales del padre de .853 y en la subescala de estilos parentales de la madre con .804, de la Escala de Estilos Parentales (MOPS) de Parker et al. (1997) en nuestro medio.

La escala original se encuentra en inglés; sin embargo, se elaboró una adaptación lingüística para nuestro medio: se tradujo al español y se eliminó el primer ítem de la escala, por lo que quedaron en total 14 ítems.

En el proceso de análisis de los datos se procedió, en un primer momento, a realizar un análisis factorial confirmatorio; sin embargo, este resultó insatisfactorio, debido a que no se reprodujo el modelo de los tres factores propuesto por Parker et al. (1997), definidos como indiferencia, abuso y sobreprotección, los cuales son considerados por los autores como estilos parentales disfuncionales. En un segundo momento, se procedió a realizar un análisis factorial exploratorio, mediante el cual se logró reproducir los tres factores en la Escala de Estilos Parentales Disfuncionales (MOPS).

No obstante, los tres factores obtenidos difieren en la reagrupación de algunos ítems, sobre todo en la distribución de los ítems en las subescalas propuestas por los autores Parker et al. (1997); los ítems difieren según las

figuras parentales (padre, madre). Dichas diferencias responden a factores contextuales y de género, ya que tras lo analizado se apreció que ítems que en la subescala de estilos parentales disfuncionales de la madre miden la sobreprotección, en la subescala de estilos parentales disfuncionales del padre miden el abuso, tal es el caso del ítem “Me controlaba demasiado”. Las variaciones entre las subescalas según las diferencia de género responderían a que los cuidados de excesivo control por parte de la figura paterna son percibidos en los adolescentes como abuso, mas no como sobreprotección. Dichas diferencias estarían relacionadas con factores culturales y roles sociales existentes en nuestro país.

## CONCLUSIONES

1. La Escala de Estilos Parentales Disfuncionales (MOPS) ha demostrado confiabilidad en la medición por los métodos de consistencia interna por la fórmula de Cronbach y por el método de correlación ítem-test.
2. En el análisis factorial exploratorio se obtuvieron tres factores: indiferencia, abuso y sobreprotección, los cuales coinciden con la teoría subyacente a la prueba: indiferencia, abuso y sobreprotección.
3. En síntesis, la prueba tiene validez y confiabilidad estadística, lo que hace posible su empleo en estudiantes de secundaria del Perú.

## REFERENCIAS

- Aliaga, J., Rodríguez, L., Ponce, C., Frisancho, A., & Enríquez, J. (2006). Escala de Desesperanza de Beck (BHS): Adaptación y características psicométricas. *Revista de Investigación en Psicología*, 9(1), 69-79.
- Baumrind, D. (1996). The Discipline Controversy Revisited. *Family Relations*, 45, 4, 405-414.
- Baumrind, D. (2005). Patterns of Parental Authority and Adolescent Autonomy. En J. Smetana (Ed.), *New Directions for Child Development: Changes in Parental Authority during Adolescence* (pp. 61-69). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Bedoya, E. (2012). *Apego y esquizotipia en población no clínica*. (Tesis doctoral). Universidad Autónoma de Barcelona. Bellaterra, España.
- Bentler, P. (2006). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and Loss* (volumen 1). Nueva York: Basic Books.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and Loss* (volumen 3. *Loss: Sadness and depression*). Nueva York: Basic Books.
- Bowlby, J. (1977). The Making and Breaking of Affectional Bonds: I. A etiology and psychopathology in the light of attachment theory. *British Journal of Psychiatry*, 130, 201-210.
- Celina, H. & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Estévez, A., & Calvete, E. (2007). Esquemas cognitivos en personas con conducta de juego patológico y su relación con experiencias de crianza. *Clínica y Salud*, 18(1), 23-43.
- Estévez, E., Murgui, S., Musitu, G., & Moreno, D. (2008). Adolescent Aggression: Effects of Gender and Family and School Environments. *Journal of Adolescence*, 31, 433-450.
- Fourment, K. (2009). *Validez y confiabilidad del auto cuestionario de modelos internos de relaciones de apego (CaMir) en un grupo de madres de Lima Metropolitana*. (Tesis de licenciatura). Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima, Perú.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas*. México D. F.: Manual Moderno.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Kerlinger, F., & Lee, H. (2002). *Investigación del comportamiento*. (4.<sup>a</sup> ed.). México D. F.: McGraw-Hill.
- Melis, F., Dávila, M. Á., Ormeño, V., Vera, V., Greppi, C., & Gloger, S. (2001). Estandarización del PBI (Pa-

- rental Bonding Instrument), versión adaptada a la población entre 16 y 64 años del Gran Santiago. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 39(2), 132-139.
- Parker, G., Roussos, J., Hadzi-Pavlovic, D., Mitchell, P., Wilhelm, K. & Austin, M. P. (1997). The development of a refined measure of dysfunctional parenting and assessment of its relevance in patients with affective disorders. *Psychological Medicine*, 27(5), 1193-1203, doi: 10.1017/S003329179700545X.
- Parker, G., Tupling, H., & Brown, L. (1979). A Parental Bonding Instruments. *British Journal of Medical Psychology*, 37(52), 1-10.
- Raya, A. (2008). *Estudio sobre los estilos educativos parentales y su relación con los trastornos de la conducta en la infancia* (Tesis doctoral). Universidad de Córdoba. Córdoba, España.
- Sánchez-Queija, I. (2007). *Análisis longitudinal de las relaciones con los iguales durante la adolescencia*. (Tesis doctoral no publicada). Universidad de Sevilla. Sevilla, España.
- Sánchez, H., & Reyes, C. (2009). *Metodología y diseños en la investigación científica*. (4.ª ed.). Lima: Editorial Visión Universitaria.
- Steinber, L., Blatt-Eisengart, I., & Cauffman, E. (2006). Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent and 27 neglectful homes: a replication in a sample of serious juvenile offenders. *Journal of Research on Adolescence*, 16(1), 47-58.



## ANEXO 1

**Tabla 9**  
**Estadísticos ítems-test de la subescala de estilos parentales del padre**

	<b>Media de la escala si se elimina el elemento</b>	<b>Varianza de la escala si se elimina el elemento</b>	<b>Correlación elemento-total corregida</b>	<b>Alfa de Cronbach si se elimina el elemento</b>
Ítem 1	8.19	45.098	.007	.853
Ítem 2	9.23	41.404	.508	.816
Ítem 3	8.32	41.601	.294	.831
Ítem 4	9.26	40.649	.563	.813
Ítem 5	9.23	40.364	.588	.811
Ítem 6	9.01	40.766	.511	.815
Ítem 7	8.85	40.707	.415	.821
Ítem 8	8.91	40.200	.398	.823
Ítem 9	9.24	40.381	.585	.812
Ítem 10	9.33	40.593	.635	.810
Ítem 11	8.73	39.658	.467	.818
Ítem 12	9.26	40.558	.528	.814
Ítem 13	9.04	38.875	.528	.813
Ítem 14	9.39	41.858	.465	.819
Ítem 15	9.11	39.464	.599	.809

**Tabla 10**  
**Estadísticos ítems-test de la subescala de estilos parentales de la madre**

	<b>Media de la escala si se elimina el elemento</b>	<b>Varianza de la escala si se elimina el elemento</b>	<b>Correlación elemento-total corregida</b>	<b>Alfa de Cronbach si se elimina el elemento</b>
Ítem 1	7.90	34.106	.063	.804
Ítem 2	9.28	31.910	.448	.765
Ítem 3	8.18	31.855	.277	.781
Ítem 4	9.33	31.707	.467	.764
Ítem 5	9.42	32.007	.511	.762
Ítem 6	9.00	30.733	.495	.760
Ítem 7	8.94	31.749	.332	.775
Ítem 8	9.01	31.127	.319	.778
Ítem 9	9.40	31.151	.589	.756
Ítem 10	9.51	32.716	.448	.767
Ítem 11	8.90	30.984	.406	.768
Ítem 12	9.52	33.031	.402	.770
Ítem 13	9.26	30.706	.441	.764
Ítem 14	9.53	32.665	.439	.767
Ítem 15	9.28	30.822	.551	.756

## ANEXO 2

**Tabla 11**  
**Varianza total explicada de la subescala de estilos parentales del padre con 14 ítems**

Factor	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	5.217	37.264	37.264	5.217	37.264	37.264	2.937	20.978	20.978
2	1.279	9.132	46.396	1.279	9.132	46.396	2.899	20.709	41.687
3	1.042	7.446	53.842	1.042	7.446	53.842	1.702	12.155	53.842
4	.806	5.756	59.598						
5	.776	5.546	65.144						
6	.725	5.180	70.324						
7	.692	4.942	75.266						
8	.599	4.277	79.544						
9	.560	3.999	83.543						
10	.528	3.770	87.313						
11	.489	3.495	90.808						
12	.470	3.354	94.162						
13	.412	2.942	97.104						
14	.405	2.896	100.000						

Método de extracción: análisis de componentes principales.

**ANEXO 3**

**Tabla 12**  
**Varianza total explicada de la subescala de estilos parentales de la madre con 14 ítems**

Factor	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	4.397	31.409	31.409	4.397	31.409	31.409	2.786	19.897	19.897
2	1.346	9.616	41.025	1.346	9.616	41.025	2.262	16.157	36.054
3	1.153	8.235	49.260	1.153	8.235	49.260	1.849	13.206	49.260
4	.963	6.878	56.137						
5	.837	5.977	62.114						
6	.795	5.678	67.792						
7	.761	5.433	73.225						
8	.644	4.598	77.823						
9	.581	4.150	81.973						
10	.556	3.974	85.947						
11	.527	3.766	89.713						
12	.505	3.610	93.323						
13	.469	3.351	96.674						
14	.466	3.326	100.000						

Método de extracción: análisis de componentes principales.

## ANEXO 4

**Tabla 13**  
**Normalidad de los 14 ítems de la subescala de estilos parentales del padre**

Ítems	Parámetros		Kolmogorov-Smirnov Z
	Media	Desviación Estándar	
Ítem 2	.42	.677	19.327**
Ítem 3	1.33	.982	12.561**
Ítem 4	.39	.714	20.413**
Ítem 5	.42	.722	19.965**
Ítem 6	.64	.758	14.366**
Ítem 7	.80	.900	12.971**
Ítem 8	.74	1.006	15.987**
Ítem 9	.41	.723	20.410**
Ítem 10	.32	.651	21.779**
Ítem 11	.92	.968	12.670**
Ítem 12	.39	.764	21.370**
Ítem 13	.61	.979	18.941**
Ítem 14	.26	.662	23.667**
Ítem 15	.54	.818	17.867**

\*\* $p < .01$

**Tabla 14**  
**Normalidad de los 14 ítems de la subescala de estilos parentales de la madre**

Ítems	Parámetros		Kolmogorov-Smirnov Z
	Media	Desviación Estándar	
Ítem 2	.47	.703	18.638**
Ítem 3	1.57	.997	12.723**
Ítem 4	.42	.713	19.815**
Ítem 5	.33	.618	21.241**
Ítem 6	.74	.828	13.601**
Ítem 7	.81	.906	12.907**
Ítem 8	.74	1.049	17.094**
Ítem 9	.35	.665	21.516**
Ítem 10	.24	.570	23.367**
Ítem 11	.84	.916	12.285**
Ítem 12	.22	.566	23.692**
Ítem 13	.49	.907	20.764**
Ítem 14	.21	.589	24.049**
Ítem 15	.47	.749	18.857**

\*\* $p < .01$

## ANEXO 5

**Tabla 15**  
**Prueba de U de Mann-Whitney para estimar si existen diferencias de las variables.**  
**Estilos parentales y adicción a la internet según sexo**

Variable	Grupo	N	Rango promedio	U de Mann-Whitney	Z	Delta de Cliff
Estilos parentales del padre	Masculino	1127	1193.78	689.920	-0.596	0.01
	Femenino	1243	1177.04			
Indiferencia	Masculino	1127	1193.12	691.847	-0.521	0.01
	Femenino	1243	1178.59			
Abuso	Masculino	1127	1217.81	662.861	-2.259*	0.05
	Femenino	1243	1155.28			
Sobreprotección	Masculino	1127	1192.27	692.805	-0.463	0.01
	Femenino	1243	1179.36			
Estilos parentales de la madre	Masculino	1127	1159.19	670.785	-1.786	0.04
	Femenino	1243	1209.35			
Indiferencia	Masculino	1127	1167.88	680.568	-1.209	0.02
	Femenino	1243	1201.48			
Abuso	Masculino	1127	1171.76	684.946	-0.948	0.02
	Femenino	1243	1197.96			
Sobreprotección	Masculino	1127	1159.15	670.730	-1.801	0.04
	Femenino	1243	1209.39			

\* $p < .05$

**ANEXO 6**

**Tabla 16**  
**Prueba de Kruskal-Wallis de muestras independientes para estimar si existen**  
**diferencias de las subescalas de estilos parentales del padre y de la madre, según**  
**región geográfica**

Variable	Grupo	N	Rango promedio	Chi-cuadrado	gl	Delta de Cliff
Estilos parentales del padre	Costa	662	1077.24	40.976**	2	0.13
	Sierra	1216	1271.44			
	Selva	492	1116.21			
Indiferencia	Costa	662	1090.15	29.067**	2	0.11
	Sierra	1216	1256.81			
	Selva	492	1137.54			
Abuso	Costa	662	1080.47	58.061**	2	0.16
	Sierra	1216	1287.55			
	Selva	492	1071.97			
Sobreprotección	Costa	662	1105.97	25.317**	2	0.10
	Sierra	1216	1253.42			
	Selva	492	1124.64			
Estilos parentales de la madre	Costa	662	1095.36	35.259**	2	0.12
	Sierra	1216	1266.55			
	Selva	492	1106.46			
Indiferencia	Costa	662	1039.72	57.706**	2	0.16
	Sierra	1216	1282.27			
	Selva	492	1142.49			
Abuso	Costa	662	1150.88	19.933**	2	0.09
	Sierra	1216	1242.18			
	Selva	492	1091.99			
Sobreprotección	Costa	662	1182.65	8.711*	2	0.06
	Sierra	1216	1217.38			
	Selva	492	1110.54			

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



# ANEXO 7

**Tabla 17**  
**Baremos generales de la Escala de Estilos Parentales**

Percentiles	Puntajes directos: subescala de los estilos parentales del padre				Puntajes directos: subescala de los estilos parentales de la madre				Categoría diagnóstica
	Ab	So	In	ET	Ab	So	In	ET	
99	14-21	6	13-15	25-42	12-18	7-9	11-15	28-42	Alto
95	11-13	4-5	9-12	21-24	8-11	---	8-10	22-27	Alto
90	8-10	3	7-8	16-20	7	6	6-7	16-21	Alto
85	7	---	6	14-15	5-6	5	5	13-15	Medio
80	---	---	5	12-13	---	---	---	11-12	Medio
75	6	---	---	11	4	4	4	10	Medio
70	---	2	4	10	---	---	---	9	Medio
65	5	---	---	9	3	---	3	---	Medio
60	---	---	3		---	---	---	8	Medio
55	4	---	---	8	---	3	---	---	Medio
50	3	1	2	7	2	2	2	7	Medio
45	---	---	---	6	1	---	1	6	Medio
40	---	---	1		---	---	---	---	Medio
35	---	0	---	5	---	---	---	5	Medio
30	2	---	---		---	---	---	4	Medio
25	---	---	---	4	---	1	---	---	Medio
20	---	---	0		0	---	0	3	Medio
15	1	---	---	3	---	---	---	---	Medio
10	---	---	---	2	---	---	---	2	Bajo
5	---	---	---	1	---	0	---	1	Bajo
1	0	---	---	0	---	---	---	0	Bajo
N	2370	2370	2370	2370	2370	2370	2370	2370	N
Media	4.18	1.18	2.92	8.28	2.61	2.78	2.51	7.90	Media
Desviación estándar	3.096	1.316	2.987	5.715	2.743	1.859	2.604	5.840	Desviación estándar
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	Mínimo
Máximo	21	6	15	35	18	9	15	37	Máximo

**Tabla 18**  
**Baremos de la Escala de Estilos Parentales para la costa**  
**(Tacna, Lima, Trujillo y Tumbes)**

Percentiles	Puntajes directos: subescala de los estilos parentales del padre				Puntajes directos: subescala de los estilos parentales de la madre				Categoría diagnóstica
	Ab	So	In	ET	Ab	So	In	ET	
99	14-21	5-6	13-15	27-42	11-18	8-9	9-15	24-42	Alto
95	9-13	4	8-12	19-26	8-10	6-7	6-8	17-23	Alto
90	7-8	3	6-7	15-18	6-7	5	---	13-16	Alto
85	---	---	5	12-14	5	---	4-5	11-12	Medio
80	6	---	---	10-11	---	---	---	10	Medio
75	5	2	4	---	4	4	3	9	Medio
70	---	---	---	9	---	---	---	---	Medio
65	---	---	3	8	3	---	---	8	Medio
60	4	---	---	7	---	---	2	---	Medio
55	---	---	---	---	---	3	---	7	Medio
50	3	1	2	6	2	2	1	6	Medio
45	---	---	1	5	---	---	---	5	Medio
40	2	---	---	---	1	---	---	---	Medio
35	---	0	---	4	---	---	---	---	Medio
30	---	---	---	---	---	---	---	4	Medio
25	---	---	0	3	---	1	0	---	Medio
20	1	---	---	---	---	---	---	3	Medio
15	---	---	---	2	0	---	---	---	Medio
10	---	---	---	1	---	---	---	2	Bajo
5	---	---	---	0	---	0	---	1	Bajo
1	---	---	---	---	---	---	---	0	Bajo
N	662	662	662	662	662	662	662	662	N
Media	3.60	1.12	2.44	7.15	2.53	2.66	1.86	7.05	Media
Desviación estándar	3.023	1.247	2.744	5.897	2.501	1.646	2.124	4.932	Desviación estándar
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	Mínimo
Máximo	21	6	15	41	16	9	13	30	Máximo

**Tabla 19**  
**Baremos de la Escala de Estilos Parentales para la sierra**  
**(Huanta, Cerro de Pasco, Cusco, Huánuco, Huaraz, Huancavelica y Huancayo)**

Percentiles	Puntajes directos: subescala de los estilos parentales del padre				Puntajes directos: subescala de los estilos parentales de la madre				Categoría diagnóstica
	Ab	So	In	ET	Ab	So	In	ET	
99	16-21	6	14-15	33-42	13-18	8-9	12-15	30-42	Alto
95	12-15	4-5	9-13	23-32	8-12	7	8-11	23-29	Alto
90	11	---	8	21-22	7	---	7	18-22	Alto
85	8-10	3	7	18-20	6	6	6	14-17	Medio
80	7	---	6	14-17	5	5	5	12-13	Medio
75	6	---	5	12-13	4	---	---	11	Medio
70	---	---	---	11	---	4	4	10	Medio
65	5	2	4	9-10	---	---	---	9	Medio
60	---	---	---	---	3	---	3	---	Medio
55	4	---	3	8	---	---	---	---	Medio
50	3	1	2	7	2	3	2	8	Medio
45	---	---	---	6	---	2	---	7	Medio
40	---	---	1	---	1	---	---	6	Medio
35	---	0	---	---	---	---	1	---	Medio
30	2	---	---	5	---	---	---	5	Medio
25	---	---	---	4	---	1	---	4	Medio
20	---	---	---	---	0	---	---	---	Medio
15	1	---	0	3	---	---	0	3	Medio
10	---	---	---	2	---	---	---	2	Bajo
5	0	---	---	0-1	---	0	---	1	Bajo
1	---	---	---	---	---	---	---	0	Bajo
N	1216	1216	1216	1216	1216	1216	1216	1216	N
Media	4.56	1.31	3.24	9.11	2.82	2.98	2.87	8.66	Media
Desviación estándar	3.710	1.379	3.111	7.284	2.927	2.008	2.770	6.355	Desviación estándar
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	Mínimo
Máximo	21	6	15	42	18	9	15	37	Máximo

**Tabla 20**  
**Baremos de la Escala de Estilos Parentales para la selva**  
**(Bagua Grande, Moyobamba y Pucallpa)**

Percentiles	Puntajes directos: subescala de los estilos parentales del padre				Puntajes directos: subescala de los estilos parentales de la madre				Categoría diagnóstica
	Ab	So	In	ET	Ab	So	In	ET	
99	16-21	5-6	12-15	30-42	12-18	8-9	12-15	30-42	Alto
95	9-15	---	9-11	19-29	7-11	6-7	8-11	18-29	Alto
90	7-8	3-4	7-8	15-18	5-6	5	6-7	14-17	Alto
85	6	---	6	12-14	---	---	5	11-13	Medio
80	---	2	5	11	4	4	---	10	Medio
75	5	---	---	10	---	---	4	---	Medio
70	---	---	4	9	3	---	---	9	Medio
65	---	---	---	8	---	---	3	8	Medio
60	4	---	3	---	---	3	---	---	Medio
55	---	---	---	7	2	---	---	7	Medio
50	3	1	2	6	1	2	2	6	Medio
45	2	0	---	5	---	---	1	---	Medio
40	---	---	1	---	---	---	---	5	Medio
35	---	---	---	4	---	---	---	4	Medio
30	---	---	---	---	---	1	---	---	Medio
25	1	---	---	3	0	---	0	---	Medio
20	---	---	0	---	---	---	---	3	Medio
15	---	---	---	2	---	---	---	2	Medio
10	0	---	---	1	---	---	---	---	Bajo
5	---	---	---	0	---	0	---	1	Bajo
1	---	---	---	---	---	---	---	0	Bajo
N	492	492	492	492	492	492	492	492	N
Media	3.56	.96	2.78	7.29	2.22	2.46	2.50	7.17	Media
Desviación estándar	3.047	1.208	2.893	5.927	2.530	1.684	2.602	5.376	Desviación estándar
Mínimo	0	0	0	0	0	0	0	0	Mínimo
Máximo	18	6	15	34	16	9	14	36	Máximo

