

## **Family Socialization Practices: Factor Confirmation of the Portuguese Version of a Scale for their Measurement**

### **Las prácticas de socialización familiar: confirmación factorial de la versión portuguesa de una escala para su medida<sup>1</sup>**

Isabel Martínez\*, Fernando García\*\*, Gonzalo Musitu\*\*\*,  
and Santiago Yubero\*

\*Universidad de Castilla-La Mancha, \*\*Universidad de Valencia,  
\*\*\*Universidad Pablo Olavide de Sevilla

#### Abstract

The ESPA29 parental socialization scale allows for the measuring of four parental styles (authoritative, authoritarian, indulgent, and negligent), considering the parents' use of different socialization practices considered in this instrument, which are grouped into two factors or two independent dimensions of paternal conduct (acceptance/involvement and strictness/imposition). The objective of this study was to analyze the factorial structure of the Brazilian version of the Scale and the factorial congruence with the Spanish normalization using a sample of 1,184 Brazilian adolescents. Furthermore, the factorial congruence between boys and girls and between younger and older adolescents was examined. Using exploratory factorial analysis the factorial structure was replicated and by means of the analysis of the orthogonal structure of Procrustes the factorial congruence of the scale in Brazil was proved, as well and by sex and age.

*Keywords:* Parental practices, socialization, factorial structure, procrustes rotation, parental socialization scale ESPA29.

#### Resumen

La escala de socialización parental ESPA29 permite medir los cuatro estilos de socialización parental (autoritativo, autoritario, indulgente y negligente), a partir del empleo que los padres hacen de distintas prácticas de socialización contempladas en este instrumento, que se agrupan en dos factores o dimensiones independientes de la conducta paterna (aceptación/implicación y severidad/imposición). El objetivo de este estudio fue analizar la estructura factorial de la versión brasileña de la escala de socialización parental ESPA29 y la congruencia factorial con los datos de la normalización española utilizando una muestra de 1.184 adolescentes brasileños. Además, se examinó la congruencia factorial entre chicos y chicas y entre adolescentes jóvenes y mayores. A través del análisis factorial exploratorio se replicó la estructura factorial y mediante el análisis de la estructura ortogonal de Procrustes fue comprobada la congruencia factorial de la escala en Brasil y por edad y sexo.

*Palabras clave:* Prácticas parentales, socialización, congruencia factorial, rotación Procrustes, escala de socialización parental ESPA29.

Corresponding author: Isabel Martínez, Departamento de Psicología, Universidad de Castilla-La Mancha, Avda. de los Alfares, 44, 16071 Cuenca (Spain). E-mail: MIsabel.Martinez@uclm.es.

---

<sup>1</sup> We wish to thank Edie Cruise for her contributions translating this research.

## Introduction

Parental socialization styles, the parental practices that define each one, and their relation to the child's psychosocial adjustment has traditionally constituted one of the most relevant perspectives in the study of parent-child relationships (Gámez-Guadix, Straus, Carrobles, Muñoz-Rivas, & Almendros, 2010; Gray & Steinberg, 1999; Maccoby & Martin, 1983; Scarr, 1993), given that the psychosocial adjustment of children and adolescents is one of the topics that has generated the most interest in psychological research (e.g., Cava, Buelga, Musitu, y Murgui, 2010; Gavazzi, 2011; Madañariaga y Goñi, 2009). Parenting styles are defined as persistent patterns of parental behavior when faced with various actions or behaviors on the part of the child in different every-day life situations (Camino, Camino, & Moraes, 2003; Musitu & García, 2001). In this way, a considerable part of the relationship that is established between parents and children can be classified (Darling & Steinberg, 1993).

In the pioneering research on parental socialization (Baumrind, 1967, 1971), only three styles were outlined: authoritative, authoritarian, and permissive. However, since the work of Maccoby and Martin (1983), in which they proposed measuring socialization styles based on two theoretically independent dimensions (Darling & Steinberg, 1993; Smetana, 1995)

—demandingness and responsiveness— parenting styles have been measured by a model with four socialization typologies, originating from these two dimensions or others with equivalent meaning. The dimensions of acceptance (Symonds, 1939), assurance (Baldwin, 1955), warmth (Becker, 1964; Sears, Maccoby, y Levin, 1957) or love (Schaefer, 1959) have similar meanings to what has been called responsiveness. With respect to the dimension of demandingness, other dimensions such as domination (Symonds, 1939), hostility (Baldwin, 1955), inflexibility (Sears et al., 1957), control (Schaefer, 1959) and restriction (Becker, 1964) have been described with equal meanings.

The demandingness dimension refers to the extent to which parents use control, supervision, maintain an assertive position of authority with their children and require maturity of them, so as to help establish limits in their child's conduct. The responsiveness dimension represents the degree to which parents show their child affection and acceptance, give them support and communicate by reasoning with them (Martínez & García, 2007; Martínez, García & Yubero, 2007).

Unlike the tripartite model, the four typology model (see Lamborn, Mounts, Steinberg, y Dornbusch, 1991) emphasizes the need to bear in mind the effects of combining the two dimensions of parental behavior when analyzing said behavior in relation to the child's adjustment. The

four possible parenting styles that come as a result of the degree of the two dimensions that characterize the parents' behavior are the following: authoritative style—characterized by the use of high demandingness and high responsiveness; neglectful style—characterized by low demandingness and low responsiveness; indulgent style—low demandingness and high responsiveness; and authoritarian style—high demandingness and low responsiveness. Although the authoritarian and authoritative styles can be considered equivalents to those postulated in Baumrind's (1967, 1971) tripartite model, the permissive style that completes the antiquated tripartite model is differentiated into the current indulgent and neglectful styles. Various recent studies (e.g., Dor & Cohen-Fridel, 2010; García & García, 2010; Hindin, 2005; Kazemi, Ardabili, & Solokian, 2010; Martínez, 2008; Martínez & García, 2007, 2008; Martínez & Navarro, 2008; Musitu & García, 2004; Palut, 2009; Turkel & Tezer, 2008) demonstrate that these two styles are related very differently to child adjustment. The *Parental Socialization Scale ESPA29* (Musitu & García, 2001) was specifically developed to measure socialization styles using a contextual (Darling & Steinberg, 1993) and situational (Smetana, 1995) perspective. Unlike other instruments that measure general attitudes, the differentiation between practices and socialization styles indicated by Darling and Steinberg

(1993) is kept in mind in this instrument. In this way, the styles are configured on the basis of parents' use of different disciplinary practices which define the two dimensions of socialization, called acceptance/involvement and strictness/imposition in this scale. The child indicates the frequency with which his/her father and mother (considered separately) use different socialization practices in various situations representative of everyday family life. Some of these situations reflect behaviors that obey family norms while others reflect indiscipline on the part of the child. Concretely, the scale analyzes the degree to which parents use the practices of Affect, Indifference, Dialogue, Detachment, Verbal Scolding, Physical Punishment and Revoking Privileges.

These parental practices relate to the adjusted or disadjusted context of the child's conduct based on an applicable theoretical structure to analyze variations in the general population, without considering severe clinical cases. In situations where the child maintains adequate conduct, the parental practices of affect and indifference are measured, which recognizes the correct conduct of the child or ignores it, respectively. These two practices are negatively related to one another. Along with the practices of dialogue and detachment, which also relate negatively to each other, these are the parental practices that make up the acceptance/involvement dimension. The practices of dialogue and

detachment, then, are measured in situations that represent contexts of disobedience to parental norms. Dialogue allows for the limiting of the child's disadjusted conduct and relates positively to the recognition of adjusted conduct through affect (see Figure 1) given that both practices (dialogue and affection) require an optimum and long-lasting parent-child relationship in order for them to take place. So, if the relationship is effective, this will be reflected in high scores in the acceptance/involvement dimension, while low scores in this dimension will coincide with deficient parent-child relationships (Grusec & Lytton, 1988; Musitu & García, 2001, 2004; Oliva, 2006).

On the other hand, the use of verbal scolding, physical punishment and revoking privileges relate positively to the same dimension, called strictness/imposition in the ESPA29, as observed in Figure 1. The three practices that characterize this dimension would be used in situations in which the behavior of the child is inadequate and discrepant with the family norms of conduct. The objective that parents pursue with these practices is to modify the undisciplined comportment, imposing restrictions and limits on the child's conduct so that he/she may develop the ability to suppress these attractive but prohibited behaviors in favor of more desirable ones, as the socialization process itself implies (Mischel & Mischel, 1976). The practices of

the strictness/imposition axis are expeditious systems of instilling social norms that do not depend on the degree of acceptance/involvement. For example, it is possible for a parent to reason with his/her child after a first reaction of scolding or taking away some privilege, just as it is possible that these actions do not take place.

So, the two dimensions of the Parental Socialization Scale ESPA29 are conceptually orthogonal and independent so that the score in one does not affect the score in the other. Also, given that both can be present in parental conduct to a varying degree, it is necessary to contemplate both in order to identify the socialization style of parents (Lamborn et al., 1991; Steinberg, Lamborn, Darling, Mounts, & Dornbusch, 1994). In this way, the authoritative style is defined by high use of acceptance/involvement and strictness/imposition practices, the indulgent style by high use of acceptance/involvement and low use of strictness/imposition, the authoritarian style by low use of acceptance/involvement and high use of strictness/imposition, and finally, the neglectful style by low use of both acceptance/involvement and strictness/imposition practices (Figure 1).

On the other hand, with the Parental Socialization Scale ESP29, as with other scales that measure parental styles of socialization, variations in the degree to which practices are used between mother and father (Gerlsma & Emmelkamp,

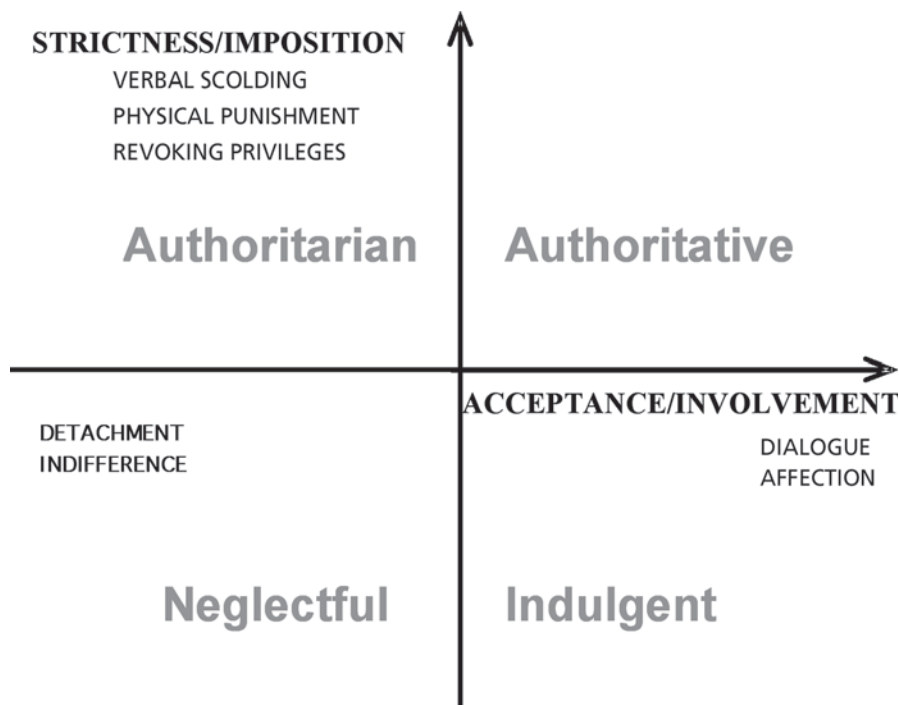


Figure 1. Bi-dimensional model of socialization and behavior typologies.

1994; McKinney & Renk, 2008), or depending on variables such as sex and age of the child or culture being analyzed (Aunola, Stattin, & Nurmi, 2000; Barber, Chadwick, & Oerter, 1992; Kelley, Power, & Wimbush, 1992; Kim & Rhoner, 2002; Steimberg, Lamborn, Dornbusch, & Darling, 1992), have been observed. However, the structure of the dimensions has been proven to not be affected by these differences (Hidin, 2005; Musitu & García, 2001).

The dimensional structure of the Parental Socialization Scale ESPA29 was originally validated in Spain with a sample of over 3000 adolescents (Musitu & García, 2001). Later, it was validated in Italy (Marchetti, 1997) and in the Basque language (Lopez-Jauregui & Oliden, 2009), proving that differences do exist regarding the degree of use of the parental practices between mother and father and depending on the age and sex of the subjects

(Lopez-Jauregui & Olliden, 2009; Musitu & García, 2001). The socialization styles, measured by this scale, have been related to numerous measures of child adjustment, such as self-concept (Martínez & García, 2008), values (Moraes, Camino, Costa, Camino, & Cruz, 2007), personal competence, psychological adjustment and conduct problems (García & Gracia, 2009, 2010), mostly in the Spanish culture.

Keeping in mind that parenting styles are considered independent from the specific socialization cultural context (Darling & Steinberg, 1993), the present study aims to analyze the factorial structure of the Parental Socialization Scale ESPA29 among the Brazilian population, where, through measurement by other instruments, the two socialization dimensions have already been identified (Costa, Teixeira, & Gomes, 2000; Weber, Prado, Viezer, & Brandenburg, 2004). Given that the presence of differences in the use of socialization practices between mother and father have been shown (Martínez, Musitu, García, & Camino, 2003), as well as differences by age and sex of the children (Martínez, 2004), the objective was to demonstrate that the existence of these differences does not affect the factorial structure of the ESPA29 instrument. Hence, the scores for mother and father on the scale were analyzed separately, and age and sex of the children were controlled for in the analysis of the factorial congruence.

## Method

### Participants and procedure

The sample of the study was made up of 1840 adolescents from a metropolitan area of the north-east of Brazil who were attending various public (50.5%) and private (49.5%) schools. The percentage of girls represents just over half of the sample (54.3%) and the mean age is 15.0 years old ( $SD = 2.5$ ) with ages ranging from 10 to 18 years, the same range as in the original Spanish sample. The data was collected in 24 educational centers selected by simple random sampling from a complete list of centers in the region. According to Kalton (1983), when groups (i.e., educational centers) are selected randomly, the elements that make up those groups (i.e., students) will be similar to what a random system would provide. Principals of the centers were contacted (none refused participation) and parental consent was received (2% refused participation). Ninety-six percent of the students completed the instrument, which was collected in closed, anonymous envelopes. The instrument was administered in the classroom where the students receive collective instruction, thus ensuring that the responses were anonymous. All the students who participated had received the corresponding parental permission as well as that of the education center's administration.

## Instrument

In the Parental Socialization Scale ESPA29, the child must indicate the frequency with which his/her mother and father (considered separately) use each of the disciplinary practices for each context on a 4-point scale where 1 = Never and 4 = Always. Twenty-nine example situations are given, 13 of which represent behaviors obedient to the family norms on the part of the child (e.g., "If someone comes over to visit and I behave nicely") and 16 that represent disobedient situations (e.g., "If I break or ruin something at home"). In the situations representative of obedient behavior, the adolescent indicates to what degree his/her parents use the practices of Affection ("He/She shows affection") and Indifference ("He/She seems indifferent"), while in the situations exemplifying discrepant behavior, the adolescent indicates to what degree his/her parents use Dialogue ("He/She talks to me") and Detachment ("It's the same to him/her"), Revoking Privileges ("He/She takes something away from me"), Verbal Scolding ("He/She scolds me") and Physical Punishment ("He/She hits me"). In total, there are 212 responses from the child, 106 given for each parent. The score for the acceptance/involvement scale is obtained by averaging the responses to the subscales of affection, dialogue, indifference and detachment for the mother and father (the subscales of the last two practices are

inverted as they are inversely related to the dimension). The score for the strictness/imposition scale is calculated by averaging the responses to the subscales of revoking privileges, verbal scolding and physical punishment for the mother and father. Through the two dimensions of parental conduct, parents can be classified into the four parental socialization typologies (authoritative, indulgent, authoritarian or neglectful) by dichotomizing (Lamborn et al., 1991; Steinberg et al., 1994) the scores for the mother and father of the acceptance/involvement and strictness/imposition dimensions either at the tertile (Martínez & García, 2007; Musitu & García, 2001) or at the median (Chao, 2001; Kremers, Brug, Vries, & Engels, 2003; García & Gracia, 2010).

## Internal Consistency

In the Portuguese version of the scale, administered in Brazil, the Cronbach alpha coefficients for the total scale analyzing scores for the mother and father were .92 and .91, respectively; for the acceptance/involvement dimension, .90 and .88 for mother and father, respectively; and .93 and .92 for mother and father, respectively, for the strictness/imposition dimension. The Cronbach alpha coefficients for the individual parental practices were: Affection, .95 and .95; Indifference, .92 and .90, Dialogue, .92 and .91, Detachment, .92 and .89, Verbal Scolding, .92

and .87, Physical Punishment, .92 and .90, and Revoking Privileges, .92 and .92 for scores for the mother and father, respectively.

### **Translation of the Parental Socialization Scale ESPA29 to Portuguese**

In order to guarantee that the items of the Brazilian adaptation were comparable to those of the original version of the scale, the inverse translation method proposed by Brislin (1970) was followed. After obtaining permission from the authors, the original measure was translated from Spanish into Portuguese by three researchers in the area, they discussed their discrepancies regarding content, language and meaning. Finally, the measure was translated back into Spanish and compared with the original version with the aim of assuring that the concepts were the same in both versions.

### **Statistical analyses**

Through principal components analyses with varimax rotation (see Musitu & García, 2001), the factor loading matrices were obtained for the entire scale, for younger vs. older adolescents, and for sons vs. daughters, each carried out separately for the scores for the father and the mother on the 7 socialization practices. These matrices, along with the Spanish matrix for reference, which was taken as a theoretical matrix, were introduced into

the statistics program SPSS in order to calculate the orthogonal Procrustes solutions through the application supplied by Robert McCrae (see McCrae, Zonderman, Costa, Bond, & Paunonen, 1996).

The Procrustes procedure makes it possible to prove the convergence of factorial structures by comparing patterns of loadings obtained when administering the same instrument with different samples. This procedure is applied because Confirmatory Factor Analysis (CFA) systematically produces very small adjustments with this measure, as it does with other instruments (e.g., NEO PI, McCrae et al., 1996). For an example, see the anomalous results obtained with CFA in the Basque version of the Parental Socialization Scale ESPA29 by López-Jáuregui and Oñen (2009). Among explanations for these anomalous results, the one given by McCrae et al. (1996) stands out. They indicate that, although the general dimensions of a measure are orthogonal, it must be kept in mind that the subscales that make up these dimensions can be related between each other positively or negatively. Hence, in the case of the Parental Socialization Scale ESPA29, the subscales measure one dimension of a second order in an orthogonal way (the axes of acceptance/involvement and strictness/imposition) and the socialization practices that are oblique among each other at the same time. For example, the practice of reasoning is related positively to the practice of affection and negatively to the



practice of indifference, which are both applied in situations in which the adolescent behaves according to familial norms, but at the same time, reasoning loads positively on the acceptance/involvement axis in situations in which the child acts discrepantly to the norms. On the other hand, if there is criticism against the Procrustes procedure for it not presenting statistically significant differences (see McCrae et al., 1996), one must bear in mind that CFA is based on proving the fit of the data to the model by way of chi-squared, but due to serious problems of the sensitivity of this test to effect size (e.g., Bentler & Bonett, 1980; Cheung & Rensvold, 2002; García, Musitu, & Veiga, 2006), generally in practice goodness-of-fit measures that consist of pre-established cut-off criteria are used, in some cases based on simulations (e.g., Cheung & Rensvold, 2002; García, Musitu, Riquelme, & Riquelme, 2011; García, Pascual, Frías, Van Krunkelsven y Murgui, 2008). Three Congruence Indexes (CI) have been calculated between the samples in each of the following cases: 1) between the loadings of the sub-scales, 2) between factors, and 3) between the totals of the scale.

## Results

### **Factorial congruence of the Brazilian sample to the original sample**

The factorial matrix obtained with the Brazilian adaptation sample

(Table 1) indicates that the acceptance/involvement factor is formed of the sub-scales of affection and dialogue, which loaded positively onto the factor, and formed of the indifference and detachment sub-scales, which loaded negatively. This is true for scores for both the mother's behavior and the father's, just as occurred in the Spanish normalization (Musitu & García, 2001). The loadings of these sub-scales ranged between .59 and .71, which tend to be slightly lower than in the analyses of the Spanish normalization, except in the case of detachment, whose factor loadings for both the mother and the father were higher. This factor —acceptance/involvement— explained 27.83% of the total variance of scores for the mother and 31.08% of the total variance of scores for the father in Brazil.

Turning to the other factor, strictness/imposition is composed of the sub-scales of revoking privileges, verbal scolding and physical punishment, all of which loaded positively on the factor for scores for both the mother and father, just as the analyses of the original sample showed. The factor loadings of the sub-scales that measure the parental practices of this factor were between .68 and .80, which are very similar to those of the Spanish normalization (Table 1). Here with the Brazilian sample, the strictness/imposition factor explained 24.26% of the total variance of the scores for the mother and 23.04% of the total variance of the scores for the father.

Table 1

*Principal Components Analysis of the ESPA29 with Two Factors of Scores for the Mother and Father with Varimax Rotation*

	Musitu, & García, 2001 <sup>a</sup>		Present Study		Orthogonal Procrustes Rotation		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	CI
<i>Mother</i>							
Affection [She shows affection]	.77	.16	.63	.08	.63	.07	1.00
Dialogue [She talks to me]	.68	.10	.65	.40	.66	.39	.93
Indifference [She seems indifferent]	-.78	.08	-.67	.21	-.67	.22	.98
Detachment [It's the same to her]	-.63	-.02	-.69	.10	-.69	.11	.98
Revoking Privileges [She takes something away from me]	.13	.80	-.04	.75	-.02	.75	.98
Verbal Scolding [She scolds me]	.14	.74	.30	.70	.31	.69	.97
Physical Punishment [She hits me]	-.13	.62	-.28	.68	-.27	.69	.99
	35.24% <sup>EV</sup>	24.06% <sup>EV</sup>	27.83% <sup>EV</sup>	24.26% <sup>EV</sup>	.97 <sup>CI</sup>	.96 <sup>CI</sup>	.97 <sup>CI</sup>
<i>Father</i>							
Affection [He shows affection]	.75	.16	.71	.20	.72	.18	1.00
Dialogue [He talks to me]	.64	.07	.69	.38	.70	.36	.93
Indifference [He seems indifferent]	-.70	.13	-.59	.26	-.58	.28	.97
Detachment [It's the same to his]	-.56	.03	-.71	.08	-.71	.10	1.00
Revoking Privileges [He takes something away from me]	.11	.80	.05	.80	.07	.80	1.00
Verbal Scolding [He scolds me]	.13	.71	.21	.68	.23	.67	.99
Physical Punishment [He hits me]	-.14	.61	-.18	.72	-.16	.72	1.00
	31.37% <sup>EV</sup>	23.91% <sup>EV</sup>	31.08% <sup>EV</sup>	23.04% <sup>EV</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.97 <sup>CI</sup>	.98 <sup>CI</sup>

Note: <sup>a</sup> Spanish normalization data. A/I, acceptance/involvement; S/I, strictness/imposition. IC, Congruence Index. VE, Explained Variance.

The orthogonal Procrustes rotation, which was used to analyze the factorial congruence of the Brazilian adaptation to the original Spanish sample, resulted in congruence indexes that are considered optimum (McCrae et al., 1996) for the analyses of scores for both the father and mother across all sub-scales, ex-

cept in the case of the dialogue subscale, where the index is slightly lower (.93) than the optimum cut-off point (.95). Nonetheless, the factorial congruence of the two factors that underlie the two dimensions of the scale, as well as that of the total of the scale, resulted in optimum indexes (all are above .96).

### Factorial congruence of scores by sons and daughters in the Brazilian sample

The factor analysis carried out with the responses of the girls explained 54.50% of the variance of the scores for the mother's behavior and 54.32% of the variance of the scores for the father's behavior.

Turning to the boys' responses, the factor analysis explained 51.98% of the variance of the scores for the mother's behavior and 52.12% for that of the father. As observed in Table 2, these factor solutions based on scores of the adolescent boys and girls, analyzed separately, showed that all sub-scales load correctly onto their theoretical dimen-

Table 2

*Principal Components Analysis of the ESPA29 with Two Factors of Scores for the Mother and Father by Sex with Varimax Rotation*

	Daughter		Son		Orthogonal Procrustes Rotation		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	CI
<i>Mother</i>							
Affection [She shows affection]	.67	.08	.58	.08	.57	.14	.99
Dialogue [She talks to me]	.65	.39	.69	.35	.65	.41	1.00
Indifference [She seems indifferent]	-.65	.21	-.67	.23	-.69	.16	1.00
Detachment [It's the same to her]	-.66	.13	-.71	.12	-.72	.05	.99
Revoking Privileges [She takes something away from me]	-.05	.77	.01	.75	-.06	.75	1.00
Verbal Scolding [She scolds me]	.22	.73	.44	.60	.38	.64	.97
Physical Punishment [She hits me]	-.31	.66	-.21	.72	-.28	.70	1.00
	30.95% <sup>EV</sup>	24.55% <sup>EV</sup>	29.51% <sup>EV</sup>	22.47% <sup>EV</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.99 <sup>CI</sup>
<i>Father</i>							
Affection [He shows affection]	.74	.16	.67	.24	.67	.24	.99
Dialogue [He talks to me]	.70	.38	.69	.36	.69	.36	1.00
Indifference [He seems indifferent]	-.56	.25	-.63	.25	-.63	.25	1.00
Detachment [It's the same to his]	-.71	.09	-.71	.07	-.71	.07	1.00
Revoking Privileges [He takes something away from me]	.04	.81	.06	.80	.06	.80	1.00
Verbal Scolding [He scolds me]	.20	.68	.23	.66	.23	.66	1.00
Physical Punishment [He hits me]	-.21	.71	-.17	.73	-.17	.73	1.00
	30.07% <sup>EV</sup>	24.24% <sup>EV</sup>	31.08% <sup>EV</sup>	23.04% <sup>EV</sup>	1.00 <sup>CI</sup>	1.00 <sup>CI</sup>	1.00 <sup>CI</sup>

Note: <sup>a</sup> Spanish normalization data. A/I, acceptance/involvement; S/I, strictness/imposition. IC, Congruence Index. VE, Explained Variance.

sions. This is true for the mother's behavior as scored by the daughters —equalto or higher than .65— and as scored by the sons —equalto or higher than .58— as well as for the father's behavior as scored by the daughters —equalto or higher than .56— and as scored by the sons —equalto or higher than .59.

The orthogonal Procrustes rotation (Table 2) showed optimum congruence indexes between factor loadings of the sub-scales that measure the socialization practices (above .97) on scores given by sons and daughters for the analyses of both the mother's and father's behavior. Additionally, the congruence between the two factors of the scale was .99 on scores for the mother and 1.00 on scores for the father. Finally, the congruence index for responses given by sons and daughters considering the total scale was .99 on scores for the mother and 1.00 on scores for the father.

### **Factorial congruence of scores by older and younger adolescents in the Brazilian sample**

Similarly, the factorial analyses on adolescents of lesser and greater age (10 to 14 and 15 to 18 years old, respectively) showed that all sub-scales of the Parental Socialization Scale ESPA29 loaded correctly onto their theoretical dimensions (Table 3). In both the analyses of responses given for the mother's behavior, in which 51.12% of the variance was explained in the analysis

of responses of the younger group and 52.92% of the variance was explained in that of the older group, and in the analyses of the father's behavior, where 53.00% of the variance was explained for responses given by the younger group and 55.50% was explained in the older group. The factor loading values in their corresponding dimensions in analyses on responses by younger adolescents were equalto or greater than .64 for responses regarding the mother's behavior and equalto or greater than .47 for responses given on the father's behavior. Turning to the factor loadings in the analyses of older adolescents responses, all values were equalto or greater than .61 for scores given on the mother's behavior and equalto or greater than .66 for scores on the father's.

Lastly, the orthogonal Procrustes rotation indicated that the indexes of congruence between the factorial solutions of the two age groups were above what is considered optimum on responses for both the mother's and father's behavior. The congruence values of the sub-scales were equal to or above .98, as well as for the two factors of the scale, and, finally, the values for the total scale were .99.

### **Discussion**

The results of this study confirm the factorial structure of the Parental Socialization Scale ESPA29 among the Brazilian population as well

Table 3

*Principal Components Analysis of the ESPA29 with Two Factors of Scores for the Mother and Father by age Group with Varimax Rotation*

	10–14 years old		15–18 years old		Orthogonal Procrustes Rotation		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	CI
<i>Mother</i>							
Affect [She shows affection]	.67	.08	.58	.08	.57	.14	.99
Dialogue [She talks to me]	.65	.39	.69	.35	.65	.41	1.00
Indifference [She seems indifferent]	-.65	.21	-.67	.23	-.69	.16	1.00
Detachment [It's the same to her]	-.66	.13	-.71	.12	-.72	.05	.99
Revoking Privileges [She takes something away from me]	-.05	.77	.01	.75	-.06	.75	1.00
Verbal Scolding [She scolds me]	.22	.73	.44	.60	.38	.64	.97
Physical Punishment [She hits me]	-.31	.66	-.21	.72	-.28	.70	1.00
	26.57% <sup>EV</sup>	24.58% <sup>EV</sup>	29.36% <sup>EV</sup>	23.56% <sup>EV</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.98 <sup>CI</sup>	.99 <sup>CI</sup>
<i>Father</i>							
Affect [He shows affection]	.74	.16	.67	.24	.67	.24	.99
Dialogue [He talks to me]	.70	.38	.69	.36	.69	.36	1.00
Indifference [He seems indifferent]	-.56	.25	-.63	.25	-.63	.25	1.00
Detachment [It's the same to his]	-.71	.09	-.71	.07	-.71	.07	1.00
Revoking Privileges [He takes something away from me]	.04	.81	.06	.80	.06	.80	1.00
Verbal Scolding [He scolds me]	.20	.68	.23	.66	.23	.66	1.00
Physical Punishment [He hits me]	-.21	.71	-.17	.73	-.17	.73	1.00
	29.31% <sup>EV</sup>	23.69% <sup>EV</sup>	30.95% <sup>EV</sup>	24.55% <sup>EV</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.99 <sup>CI</sup>	.99 <sup>CI</sup>

*Note:* <sup>a</sup> Spanish normalization data. A/I, acceptance/involvement; S/I, strictness/imposition. IC, Congruence Index. VE, Explained Variance.

as the factorial congruence of this sample with the Spanish normalization. The exploratory factorial analysis carried out with the sample of Brazilian adolescents revealed that the sub-scales that represent the practices of affection and dialogue were situated in the positive pole of the acceptance/involvement dimension while the sub-scales that rep-

resent the practices of indifference and detachment were situated in the negative pole of that dimension. Regarding the remaining practices of revoking privileges, verbal scolding and physical punishment, all were concentrated in the strictness/imposition dimension. These were the same findings for the data of the Spanish normalization. The or-

thogonal Procrustes rotation showed that the Parental Socialization Scale ESPA29 resulted in an optimum congruence index in relation to the Spanish version in the analyses of responses given for the mother as well as for the father. Similarly, the two dimensions of the scale — acceptance/involvement and strictness/imposition— and the sub-scales that measure the different parental practices all had, in general, optimum congruence values between the Brazilian and Spanish versions.

So, in this way, the theoretical structure of the Parental Socialization Scale ESPA29 is proved in the Brazilian population, supporting the existence of two independent and universal dimensions of parental conduct in the socialization process. These two dimensions reflect two types of persistent patterns in parental conduct (Musitu & García, 2001) that are orthogonal (they are not related and conduct in one does not predict conduct in the other) and so, need to be analyzed together in order to determine the style of the relationship and the implications that each type of relationship has between parent and child (Darling & Steinberg, 1993; Smetana, 1995; Steinberg, 2005).

Additionally, it was shown that the structure of the scale is invariant to effects of the sex and age of the adolescents. The factorial congruence of both factors that make up the scale as well as the congruence of the socialization practices that form the dimensions was demonstrated between boys and girls and adolescents of lesser and greater age. Hence, the factorial structure was not affected by differences in the degree of use of parental practices that the Parental Socialization Scale ESPA29 measures based on sex or age of the children (Martínez, 2003; Martínez et al., 2003; Musitu & García, 2001).

Finally, the conceptualization of the acceptance/involvement and strictness/imposition dimensions of the Parental Socialization Scale ESPA29 is congruent to the conceptualization used in a large part of measures that analyze parental conduct in which one dimension relates to strictness and parental firmness while the other relates to affection and parental acceptance (Steinberg, 2005). Therefore, the Parental Socialization Scale ESPA29 is a viable instrument for measuring socialization styles in Brazilian culture through these two dimensions.

## References

- Aunola, K., Stattin, H., & Nurmi, J. E. (2000). Parenting styles and adolescents' achievement strategies. *Journal of Adolescence, 23*, 205-222.
- Baldwin, A. L. (1955). *Behavior and development in childhood*. New York: Dryden.
- Barber, B. K., Chadwick, B. A., & Oerter, R. (1992). Parental behaviors and adolescent self-esteem in the United-States and Germany. *Journal of Marriage and the Family, 54*, 128-141.
- Baumrind, D. (1967). Child cares practices anteceding three patterns of preschool behavior. *Genetic Psychology Monographs, 75*, 43-88.
- Baumrind, D. (1971). Current theories of parental authority. *Developmental Psychology Monographs, 4*(1, part 2), 1-103.
- Becker, W. C. (1964). Consequences of different kinds of parental discipline. In M. L. Hoffman y L. W. Hoffman (Eds.), *Review of Child Development Research* (vol. 1, pp. 169-208). New York: Russell Sage Foundation.
- Bentler, P. M., & Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*, 588-606.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 1*, 185-216.
- Cava, M. J., Buelga, S., Musitu, G., & Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescents y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: un estudio longitudinal [School Violence between Adolescents and their Implications in the Psychosocial Adjustment: A Longitudinal Study]. *Revista de Psicodidáctica, 15*(1), 21-34.
- Camino, C., Camino, L., & Moraes, R. (2003). Moralidade e socialização: Estudos empiricos sobre práticas maternas de controle social e o julgamento moral [Morality and socialization: Empirical studies on maternal practices of social control and the moral judgment]. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 16*, 41-61.
- Chao, R. K. (2001). Extending research on the consequences of parenting style for Chinese Americans and European Americans. *Child Development, 72*, 1832-1843.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255.
- Costa, F. T., Teixeira, M. A. P., & Gomes, W. B. (2000). Responsividade e exigência: Duas escalas para avaliar estilos parentais [Responsiveness and demandingness: Two scales to measure parenting styles]. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 13*, 465-473.
- Darling, N., & Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. *Psychological Bulletin, 113*, 487-496.
- Dor, A., & Cohen-Fridel, S. (2010). Preferred parenting styles: Do Jewish and Arab-Israeli emerging adults differ? *Journal of Adult Development, 17*, 146-155.
- Gómez-Guadix, M., Straus, M. A., Carroles, J. A., Muñoz-Rivas, M. J., & Almendros, C. (2010). Corporal punishment and long-term behavior problems: The moderating role of positive parenting and psychological aggression. *Psicothema, 22*, 529-536.
- García, F., & Gracia, E. (2009). Is always authoritative the optimum parenting

- style? Evidence from Spanish families. *Adolescence*, 44(173), 101-131.
- García, F., & Gracia, E. (2010). ¿Qué estilo de socialización parental es el idóneo en España? Un estudio con niños y adolescentes de 10 a 14 años [What is the optimum parenting style in Spain? A study with children and adolescents aged 10-14]. *Infancia y Aprendizaje*, 33, 365-384.
- García, J. F., Musitu, G., Riquelme, E., & Riquelme, P. (2011). A confirmatory factor analysis of the «Autoconcepto Forma 5» questionnaire in young adults from Spain and Chile. *Spanish Journal of Psychology*, 14, 648-658.
- García, J. F., Musitu, G., & Veiga, F. H. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal [Self-concept in adults from Spain and Portugal]. *Psicothema*, 18, 551-556.
- García, J. F., Pascual, J., Frías, M. D., Van Krunckelsven, D., & Murgui, S. (2008). Diseño y análisis de la potencia: n y los intervalos de confianza de las medias [Design and power analysis: n and confidence intervals of means]. *Psicothema*, 20, 933-938.
- Gavazzi, S. M. (2011). *Families with adolescents: Bridging the gaps between theory, research, and practice*. Springer-Verlag: New York.
- Gerslma, C., & Emmelkamp, M. G. (1994). How large are gender differences in perceived parental rearing styles? A meta-analytic review. In C. Perris, W. A. Arrindell, y M. Eisman (Eds.), *Parenting and Psychopathology* (pp. 55-74). New York: Wiley y Sons.
- Gray, M. R., & Steinberg, L. (1999). Unpacking authoritative parenting: Reassessing a multidimensional construct. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 574-587.
- Grusec, J. E., & Lytton, H. (1988). *Social development: History, theory, and research*. New York: Springer-Verlag.
- Hidin, M. J. (2005). Family dynamics, gender differences and educational attainment in Filipino adolescents. *Journal of Adolescence* 28, 299-316.
- Kalton, G. (1983). *Introduction to survey sampling*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Kazemi, A., Ardabili, H. E., & Solokian, S. (2010). The association between social competence in adolescents and mothers' parenting style: A cross sectional study on Iranian girls. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 27, 395-403.
- Kim, K., & Rohner, R. P. (2002). Parental warmth, control, and involvement in schooling: Predicting academic achievement among Korean American adolescents. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33, 127-140.
- Kelley, M. L., Power, T. G., & Wim-bush, D. D. (1992). Determinants of disciplinary practices in low-income Black mothers. *Child Development*, 63, 573-582.
- Kremers, S. P., Brug, J., de Vries, H., & Engels, R. C. M. E. (2003). Parenting style and adolescent fruit consumption. *Appetite*, 41, 43-50.
- Lamborn, S. D., Mounts, N. S., Steinberg, L., & Dornbusch, S. M. (1991). Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. *Child Development*, 62, 1049-1065.
- López-Jáuregui, A., & Oliden, P. E. (2009). Adaptation of the ESPA29 Parental Socialization Styles Scale to the Basque language: Evidence of validity. *Spanish Journal of Psychology*, 12, 737-745.
- Maccoby, E. E., & Martin, J. A. (1983). Socialization in the context of the



- family: Parent-child interaction. In P.H. Mussen (Ed.), *Handbook of child psychology* (vol. 4, pp. 1-101). New York: Wiley.
- Madariaga, J. M., & Goñi, A. (2009). El desarrollo psicosocial [Psychosocial Development]. *Revista de Psicodidáctica*, 14(1), 93-118.
- Marchetti, B. (1997). *Concetto di se' relazioni familiari e valori* [Relations between family and value concepts]. Unpublished master's thesis, University of Bologna, Italy.
- Martínez, I. (2004). *Estudio transcultural de los estilos de socialización parental* [A cross cultural analysis of parenting]. Unpublished doctoral dissertation, University of Valencia, Spain.
- Martínez, I. (2008). Repercusiones de la utilización del castigo físico sobre los hijos: Influencia del contexto familiar [The impact of corporal punishment on children: Influence of family environment]. *Psicología Educativa*, 14, 91-102.
- Martínez, I., & García, J. F. (2007). Impact of parenting styles on adolescents' self-esteem and internalization of values in Spain. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 338-348.
- Martínez, I., & García, J. F. (2008). Internalization of values and self-esteem among Brazilian teenagers from authoritative, indulgent, authoritarian, and neglectful homes. *Adolescence*, 43(169), 13-29.
- Martínez, I., García, J. F., & Yubero, S. (2007). Parenting styles and adolescents' self-esteem in Brazil. *Psychological Reports*, 100, 731-745.
- Martínez, I., & Navarro, R. (2008). The influence of parental child-rearing practices on Spanish adolescent values. *International Journal of Psychology*, Special Congress Issue 3-4, 56-56.
- Martínez, I., Musitu, G., García, J. F., & Camino, L. (2003). Un análisis intercultural de los efectos de la socialización familiar en el autoconcepto: España y Brasil [A cross-cultural analysis of the effects of family socialization on self-concept: Spain and Brazil]. *Psicología, Educação e Cultura*, 7, 239-259.
- McCrae, R. R., Zonderman, A. B., Bond, M.H., Costa, P.T., & Paunonen, S. V. (1996). Evaluating replicability of factors in the revised NEO personality inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 552-566.
- McKinney, C., & Renk, K. (2008). Differential between mothers and fathers: implications for late adolescents. *Journal of Family Issues*, 29, 806-827.
- Mischel, W., & Mischel, H. N. (1976). A cognitive social-learning approach to morality and self-regulation. In T. Lickona (Ed.), *Moral development and behavior: Theory, research, and social issues* (pp. 84-107). New York: Holt, Rinehart, y Winston.
- Moraes, R., Camino, C., da Costa, J. B., Camino, L., & Cruz, L. (2007). Socialização parental e valores: Um estudo com adolescentes [Parental socialization and values: A study with teenagers]. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 20, 167-177.
- Musitu, G., & García, F. (2001). *ESPA29: Escala de estilos de socialización parental en la adolescencia* [ESPA29: Parental socialization scale in adolescence]. Madrid, Spain: Tea.
- Musitu, G., & García, J. F. (2004). Consecuencias de la socialización familiar en la cultura española [Consequences of the family socialization in the Spanish culture]. *Psicothema*, 16, 288-293.

- Oliva, A. (2006). Relaciones familiares y desarrollo adolescente [Family relationships and adolescent development]. *Anuario de Psicología*, *37*, 209-223.
- Palut, B. (2009). A review on parenting in the Mediterranean countries. *Sosyal Bilimler Dergisi*, *33*, 242-247.
- Scarr, S. (1993). Biological and cultural diversity: The legacy of Darwin for development. *Child Development*, *64*, 1333-1353.
- Schaefer, E. S. (1959). A circumplex model for maternal behavior. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, *59*, 226-235.
- Sears, R. R., Maccoby, E. E., & Levin, H. (1957). *Patterns of child rearing*. Evanston, IL: Row, Peterson.
- Smetana, J. G. (1995). Parenting styles and conceptions of parental authority during adolescence. *Child Development*, *66*, 299-316.
- Steinberg, L. (2005). Psychological control: Style or substance? In J. G. Smetana (Ed.), *New directions for child and adolescent development: Changes in parental authority during adolescence* (pp. 71-78). San Francisco: Jossey-Bass.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Darling, N., Mounts, N. S., & Dornbusch, S. M. (1994). Over-Time changes in adjustment and competence among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. *Child Development*, *65*, 754-770.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Dornbusch, S. M., & Darling, N. (1992). Impact of parenting practices on adolescent achievement: Authoritative parenting, school involvement, and encouragement to succeed. *Child Development*, *63*, 1266-1281.
- Symonds, P. M. (1939). *The psychology of parent-child relationships*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- Turkel, Y. D., & Tezer, E. (2008). Parenting styles and learned resourcefulness of Turkish adolescents. *Adolescence*, *43*(169), 143-152.
- Weber, L. N. D., Prado, P. M., Viezzer, A. P., & Brandenburg, O. J. (2004). Identificação de estilos parentais: O ponto de vista dos pais e dos filhos. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, *17*, 323-331.

Isabel Martínez is Profesora Contratada Doctora at the Universidad de Castilla-La Mancha. Since her Doctoral thesis (2004) her main line of research has been focused on familial socialization and the cultural differences that relate to adolescent adjustment.

Fernando García is Catedrático de Metodología de las Ciencias del Comportamiento at the Universidad de Valencia. He has developed techniques to measure self-esteem (AFA y AF5) and familial socialization (ESPA29), using them in different studies.

Gonzalo Musitu is Catedrático de Psicología Social at the Universidad Pablo de Olavide (Sevilla). His research centers on the analysis of familial, school and social variables related to adolescent adjustment.

Santiago Yubero is Catedrático de Escuela Universitaria de Psicología Social de la Educación at the Universidad de Castilla-La Mancha. His area of research centres on familial and school conduct of adolescents.

Received date: 16-3-11

Review date: 12-5-11

Accepted date: 2-7-11

### Annex

#### Summary of the content of the items of the Portuguese version of parental socialization scale: ESPA29

Youngsters' compliance situations	Youngsters' noncompliance situations
1. Se obedego o que eles mandam fazer	2. Se não estudo ou não quero fazer os deveres
3. Se vem alguém visitar a minha casa e comporto-me educadamente	4. Se quebro ou estrago alguma coisa
5. Se trago boas notas	6. Se ando sujo(a) e desarrumado(a)
7. Se me comporto bem em casa	8. Se fica sabendo que quebrei ou estraguei alguma coisa
10. Se, volto para casa no horário combinado	9. Se trago para casa o boletim com alguma recuperação
14. Se cuido das minhas coisas e ando limpo(a)	11. Se saio de casa para ir a algum lugar sem pedir permissão
16. Se respeito os horários estabelecidos em minha casa	12. Se fico acordado(a) até muito tarde
18. Se arrumo e cuido das coisas em minha casa	13. Se algum dos meus professores informa-me que me comporto mal
22. Se qualquer pessoa dizem-lhe que sou um(a) bom(a) companheiro(a)	15. Se digo uma mentira e sou descoberto(a)
23. Se recebe alguma informação do colégio dizendo que me comporto bem	17. Se fico por aí com meus amigos ou amigas e chego tarde
24. Se estudo e faço os deveres e trabalhos	19. Se brigo com algum amigo
27. Se como tudo o que colocam na mesa	20. Se fico furioso(a) e perco o controle por algo
28. Se não falto à aula nunca e chego pontualmente	21. Quando não como as coisas que colocam na mesa
	25. Se atrapalho dentro de casa e não deixo que meus pais
	26. Se sou desobediente
	29. Se alguém vem visitar minha casa, e eu faço barulho

## **Las prácticas de socialización familiar: confirmación factorial de la versión portuguesa de una escala para su medida**

### **Family Socialization Practices: Factor Confirmation of the Portuguese Version of a Scale for their Measurement**

Isabel Martínez\*, Fernando García\*\*, Gonzalo Musitu\*\*\*,  
y Santiago Yubero\*

\*Universidad de Castilla-La Mancha, \*\*Universidad de Valencia,

\*\*\*Universidad Pablo Olavide de Sevilla

#### Resumen

La escala de socialización parental ESPA29 permite medir los cuatro estilos de socialización parental (autoritativo, autoritario, indulgente y negligente), a partir del empleo que los padres hacen de distintas prácticas de socialización contempladas en este instrumento, que se agrupan en dos factores o dimensiones independientes de la conducta paterna (aceptación/implicación y severidad/imposición). El objetivo de este estudio fue analizar la estructura factorial de la versión brasileña de la escala de socialización parental ESPA29 y la congruencia factorial con los datos de la normalización española utilizando una muestra de 1184 adolescentes brasileños. Además, se examinó la congruencia factorial entre chicos y chicas y entre adolescentes jóvenes y mayores. A través del análisis factorial exploratorio se replicó la estructura factorial y mediante el análisis de la estructura ortogonal de Procrustes fue comprobada la congruencia factorial de la escala en Brasil y por edad y sexo.

*Palabras clave:* Prácticas parentales, socialización, congruencia factorial, rotación Procrustes, escala de socialización parental ESPA29.

#### Abstract

The ESPA29 parental socialization scale allows for the measuring of the four parental styles (authoritative, authoritarian, indulgent, and negligent), considering the parents' use of different socialization practices considered in this instrument, which are grouped into two factors or two independent dimensions of paternal conduct (acceptance/involvement and strictness/imposition). The objective of this study was to analyze the factorial structure of the Brazilian version of the Scale and the factorial congruence with the Spanish normalization using a sample of 1184 Brazilian adolescents. Furthermore, the factorial congruence between boys and girls and between younger and older adolescents was examined. Using exploratory factorial analysis the factorial structure was replicated and by means of the analysis of the orthogonal structure of Procrustes the factorial congruence of the scale in Brazil was proved, as well and by sex and age.

*Keywords:* Parental practices, socialization, factorial structure, Procrustes rotation, parental socialization scale ESPA29.

Correspondencia: Isabel Martínez, Departamento de Psicología, Universidad de Castilla-La Mancha, Avda. de los Alfares, 44, 16071, Cuenca (Spain). E-mail: MIsabel.Martinez@uclm.es.

## Introducción

Los estilos de socialización parental, las prácticas parentales que definen cada uno y su relación con el ajuste psicosocial de los hijos han constituido tradicionalmente una de las perspectivas más relevantes en el estudio de las relaciones paternofiliares (Gámez-Guadix, Straus, Carrables, Muñoz-Rivas, & Almen-dros, 2010; Gray y Steinberg, 1999; Maccoby y Martin, 1983; Scarr, 1993), puesto que el ajuste psicosocial de los niños y adolescentes es uno de los tópicos que más interés ha despertado en la investigación psicológica (e.g., Cava, Buelga, Musitu, y Murgui, 2010; Gavazzi, 2011; Madariaga y Goñi, 2009). Los estilos de socialización se definen como patrones persistentes de comportamiento de los padres, ante distintas formas de actuación de los hijos en diferentes situaciones de la vida cotidiana (Camino, Camino, y Moraes, 2003; Musitu y García, 2001), de modo que permiten clasificar una parte importante de la relación que se establece entre padres e hijos (Darling y Steinberg, 1993).

En las investigaciones pioneras sobre la socialización parental (Baumrind, 1967, 1971) se distinguía únicamente tres estilos de socialización: autoritativo, autoritario y permisivo. Sin embargo, a partir del trabajo de Maccoby y Martin (1983), en el que propusieron medir los estilos de socialización a partir de las dos dimensiones teóricamente independientes (Darling y Steinberg,

1993; Smetana, 1995) exigencia y responsividad, los estilos parentales se han medido a través de un modelo con cuatro tipologías de socialización, originadas a partir de esas dos dimensiones o de otras con significados equivalentes. Las dimensiones de aceptación (Symonds, 1939), implicación, (Baldwin, 1955), afecto (Becker, 1964; Sears, Maccoby, y Levin, 1957) o amor (Schaefer, 1959) tienen significados similares a la denominada responsividad. Mientras que con un significado equivalente a la dimensión exigencia se han descrito dimensiones como las de dominación (Symonds, 1939), hostilidad (Baldwin, 1955), rigor (Sears et al., 1957), control (Schaefer, 1959) y restricción (Becker, 1964). La dimensión de exigencia se refiere a la extensión en que los padres utilizan el control, la supervisión, mantienen una posición asertiva de autoridad con sus hijos y les exigen madurez, ayudando así a establecer límites en la conducta del hijo. Mientras que la dimensión de responsividad representa el grado en que los padres muestran afecto y aceptación a sus hijos, les dan apoyo y se comunican razonando con ellos (Martínez y García, 2007; Martínez, García, y Yubero, 2007).

A diferencia del modelo tripartito, el modelo de cuatro tipologías (véase Lamborn, Mounts, Steinberg, y Dornbusch, 1991) enfatiza la necesidad de tener en cuenta los efectos de la combinación de las dos dimensiones del comportamiento parental en el análisis de su relación con el

ajuste de los hijos. Los cuatro estilos parentales posibles que se dan como resultado del grado en que estas dimensiones caractericen las actuaciones de los padres son los siguientes: estilo autorizativo —caracterizado por la utilización de alta exigencia y alta responsividad por los padres—; estilo negligente —caracterizado por baja exigencia y baja responsividad—; estilo indulgente —baja exigencia y alta responsividad—; y estilo autoritario —alta exigencia y baja responsividad—. Aunque los estilos autoritario y autorizativo pueden considerarse equivalentes a los postulados en el modelo tripartido de Baumrind (1967, 1971), el estilo permisivo del antiguo modelo queda diferenciado, en esta nueva clasificación, en los estilos indulgente y negligente, que tal y como muestran distintas investigaciones recientes (e.g., Dor y Cohen-Fridel, 2010; García y Gracia, 2010; Hindin, 2005; Kazemi, Ardabili, y Solokian, 2010; Martínez, 2008; Martínez y García, 2007, 2008; Martínez y Navarro, 2008; Musitu y García, 2004; Palut, 2009; Turkel y Tezer, 2008) se relacionan de manera muy diferente con el ajuste de los hijos. La *Escala de Socialización Parental ESPA29* (Musitu y García, 2001) fue específicamente desarrollada para medir los estilos de socialización utilizando una perspectiva contextual (Darling y Steinberg, 1993) y situacional (Smetana, 1995). A diferencia de otros instrumentos en los que se miden actitudes generales, en este instrumento se tiene en cuenta

la diferenciación señalada por Darling y Steinberg (1993) entre prácticas y estilos de socialización, de modo que los estilos se configuran a partir de la utilización que los padres hacen de distintas prácticas que definen las dos dimensiones de la socialización, denominadas en esta escala aceptación/implicación y severidad/imposición. Así, los hijos deben indicar la frecuencia en que el padre y la madre (considerados separadamente) utilizan diferentes prácticas de socialización en distintas situaciones representativas de la vida cotidiana familiar en las que se representan comportamientos de obediencia a las normas familiares o situaciones de indisciplina por parte del hijo. En concreto, se analiza el grado en que los padres utilizan las prácticas de Afecto, Indiferencia, Diálogo, Displigencia, Coerción verbal, Coerción física y Privación.

Estas prácticas parentales se relacionan con el contexto ajustado o desajustado de la conducta del hijo sobre la base de una estructura teórica aplicable para analizar variaciones en la población normal, sin considerar casos clínicos severos. De manera que en las situaciones en las que el hijo mantiene una conducta adecuada se miden las prácticas parentales de afecto e indiferencia, reconociendo el comportamiento correcto del hijo o bien ignorándolo. Estas dos prácticas se deben relacionar negativamente entre sí y junto con las prácticas de diálogo vs. displigencia, que también se relacionan negativamente entre ellas,

conforman la dimensión aceptación/ implicación. Las prácticas de diálogo y displicencia, por su parte, se miden en situaciones que representan contextos de desobediencia a la actuación parental. El diálogo permite limitar las conductas desajustadas de los hijos y se relaciona positivamente con el reconocimiento de las conductas ajustadas a través del afecto (véase la Figura 1), puesto que ambas prácticas (diálogo y afecto) necesitan, para tener lugar, de una relación paterno-filial duradera óptima. Por ello, si se da esta relación de manera efectiva quedará reflejada en puntuaciones altas en la dimensión aceptación/implicación, mientras que puntuaciones bajas en esta dimensión coincidirán con relaciones paterno-filiares deficientes (Grusec y Lytton, 1988; Musitu y García, 2001, 2004; Oliva, 2006).

Por otra parte, tal y como se observa en la Figura 1, la utilización de la coerción verbal, de la coerción física y de la privación se relacionan positivamente en una misma dimensión, denominada en la escala de socialización parental ESPA29 severidad/imposición. Las tres prácticas que caracterizan esta dimensión también se utilizarían en situaciones en que el comportamiento del hijo es inadecuado y discrepante con las normas de comportamiento familiar. El objetivo que los padres persiguen con estas prácticas es modificar ese comportamiento indisciplinado, imponiendo restricciones y límites a la conducta del hijo, de manera que, como el propio pro-

ceso de socialización implica, este pueda desarrollar la habilidad para suprimir comportamientos atractivos pero prohibidos, y adoptar otros socialmente deseables (Mischel y Mischel, 1976). Las prácticas del eje de severidad/imposición son sistemas expeditivos para inculcar las normas sociales que no dependen del grado de aceptación/implicación. Por ejemplo, es posible tanto que el padre razone con el hijo después de una primera reacción de gritarle, o retirarle algún privilegio, como que no lo haga.

Por lo tanto, las dos dimensiones de la escala de socialización parental ESPA29 son conceptualmente ortogonales e independientes de modo que la puntuación en una no condiciona la puntuación en la otra, y puesto que las dos pueden presentarse en la conducta paterna en distinto grado, es necesario contemplar ambas para identificar el estilo de socialización de los padres (Lamborn et al., 1991; Steinberg, Lamborn, Darling, Mounts, y Dornbusch, 1994). De modo que el estilo autorizativo viene definido por un alto empleo de prácticas de aceptación/implicación y de severidad/imposición, el estilo indulgente por alta aceptación/implicación y baja severidad/imposición, el estilo autoritario por baja aceptación/implicación y alta severidad/imposición y el estilo negligente por una baja utilización por parte de los padres tanto de prácticas de aceptación/implicación como de severidad/imposición (Figura 1).





Figura 1. Modelo bidimensional de socialización y tipologías de actuación.

Por otra parte, tanto la escala de socialización parental ESPA29 como otras escalas que miden los estilos de socialización parental han mostrado que se observan variaciones en el grado de aplicación de las prácticas entre padres y madres (Gerlsma y Emmelkamp, 1994; McKinney y Renk, 2008) o en función de variables como el sexo y la edad del hijo o la cultura que se analice (Aunola, Stattin, y Nurmi, 2000; Barber, Chadwick, y Oerter, 1992; Kelley, Power, y Wimbush, 1992;

Kim y Rhoner, 2002; Steimberg, Lamborn, Dornbusch, y Darling, 1992). Sin embargo, la estructura de las dimensiones no se ha constatado que se vea afectada por esas diferencias (Hidin, 2005; Musitu y García, 2001).

La estructura dimensional de la escala de socialización parental ESPA29 fue originalmente validada en España con una muestra de más de 3000 adolescentes (Musitu y García, 2001) Posteriormente ha sido validada en la cultura italiana

(Marchetti, 1997) y en el idioma vasco (López-Jáuregui y Oliden, 2009), comprobando, también, que existen diferencias en el grado de aplicación de las prácticas entre el padre y la madre y en función de la edad y el sexo de los sujetos (López-Jáuregui y Oliden, 2009; Musitu y García, 2001). Los estilos de socialización, medidos a través de esta escala, han sido relacionados con numerosas medidas de ajuste de los hijos, como el autoconcepto (Martínez y García, 2008), los valores (Moraes, Camino, Costa, Camino y Cruz, 2007), la competencia personal, el ajuste psicológico y los problemas conductuales (García y Gracia, 2009, 2010), principalmente en la cultura española.

Teniendo en cuenta que los estilos parentales se consideran independientes del contexto de socialización específico (Darling y Steinberg, 1993), el presente trabajo tiene como objetivo comprobar la estructura factorial de la escala de socialización parental ESPA29 en la población brasileña, dónde a través de otros instrumentos de medida ya han sido identificadas las dos dimensiones de la socialización (Costa, Teixeira, y Gomes, 2000; Weber, Prado, Viezzer, y Brandenburg, 2004). Puesto que en Brasil se ha constatado la existencia de diferencias en la utilización de las prácticas de socialización entre el padre y la madre (Martínez, Musitu, García, y Camino, 2003) y en función del sexo y la edad de los hijos (Martínez, 2004), se pretende constatar

que la existencia de estas diferencias no afecta a la estructura factorial del instrumento ESPA29, analizando separadamente las escalas de las puntuaciones del padre y la madre y comprobando la congruencia factorial en función de la edad y el sexo de los hijos.

## Método

### Participantes y procedimiento

La muestra utilizada en el estudio la formaron 1840 adolescentes procedentes de un área metropolitana del nordeste de Brasil que asistían a distintos colegios públicos (50.5%) y privados (49.5%). El porcentaje de chicas representa algo más de la mitad de la muestra (54.3%) y la media de edad es de 15.0 años ( $DT = 2.5$ ) con un rango de 10 a 18 años, el mismo que en la muestra original española. Los datos se recogieron en 24 centros educativos seleccionados por muestreo aleatorio simple de un listado completo de los centros de la región. Según Kalton (1983) cuando los grupos (*i.e.*, centros educativos) son seleccionados al azar, los elementos que componen los grupos (*i.e.*, alumnos) serán similares a los que proporcionaría un sistema aleatorio. Se contactó con los directores de los centros (ninguno negó su participación) y se consiguieron los habituales permisos paternos (2% de desautorizaciones). El 96% de los alumnos completaron los instru-

mentos, que se recogieron en sobres cerrados y anónimos. Los protocolos se aplicaron en el aula donde los alumnos reciben sus clases de manera colectiva, asegurando que las respuestas serían anónimas. Todos los alumnos contaban con el correspondiente permiso paterno y de la dirección del centro educativo.

### Instrumentos

En la escala de socialización parental ESPA29 los hijos deben indicar, utilizando una escala de 4 puntos que varía de 1 (*nunca*) a 4 (*siempre*), con qué frecuencia el padre y la madre (considerados separadamente) utilizan cada una de las prácticas disciplinares posibles para cada contexto. Se presentan veintinueve ejemplos de situaciones, trece que representan comportamientos de obediencia a las normas familiares por parte del hijo (E.G., «Si viene alguien a visitarnos a casa y me porto con cortesía»), y 16 que representan situaciones de indisciplina (E.G., «Si rompo o estropeo alguna cosa de mi casa»; véase anexo 1). En las situaciones que evocan comportamientos de obediencia los adolescentes indican en qué medida sus padres utilizan las prácticas de Afecto («me muestra cariño») e Indiferencia («Se muestra indiferente»), mientras que en las situaciones que ejemplifican comportamientos de indisciplina, indican en qué medida los padres hacen uso del Dialogo («habla conmigo») y la Displuencia («le da igual»), la Privación («me

priva de algo»), la Coerción verbal («me riñe») y la Coerción física («me pega»). Esto supone un total de 212 respuestas del hijo, 106 para cada uno de los padres. La puntuación en la escala aceptación/implicación se obtiene promediando las respuestas en las subescalas de afecto, diálogo, indiferencia y displuencia para el padre y para la madre (en las dos últimas prácticas las escalas se invierten ya que están inversamente relacionadas con la dimensión). La puntuación en la escala severidad/imposición se obtiene promediando las respuestas en las subescalas de privación, coerción verbal y coerción física para padres y madres. De este modo a través de las dos dimensiones de la conducta paterna los padres pueden ser clasificados en las cuatro tipologías de socialización parental (autorizativo, indulgente, autoritario o negligente) por el sistema habitual de dicotomizar (Lamborn et al., 1991; Steinberg et al., 1994) las puntuaciones del padre y la madre en las dimensiones de aceptación/implicación y severidad/imposición bien a partir de los terciles (Martínez y García, 2007; Musitu y García, 2001) o bien a partir de la mediana (Chao, 2001; Kremers, Brug, Vries, y Engels, 2003; García y Gracia, 2010).

### Consistencia interna

En la versión de la escala en portugués, aplicada en Brasil, el alfa de Cronbach con las puntuaciones de la madre y del padre del total

de la escala fueron .92 y .91; en la dimensión aceptación/implicación, .90 y .88, y en la dimensión severidad/imposición, .93 y .92; mientras que en las subescalas que miden las prácticas de socialización fueron: Afecto, .95 y .95, Indiferencia, .92 y .90, Diálogo, .92 y .91, Displícencia, .92 y .89, Coerción verbal, .92 y .87, Coerción física, .92 y .90, y Privación, .92 y .92.

### **Traducción al portugués de la escala de socialización parental ESPA29**

Para garantizar que los ítems de la adaptación brasileña fuesen comparables a los de la versión original de la escala se siguió el método de la traducción inversa propuesto por Brislin (1970). Tras obtener permiso de los autores, la medida original fue traducida del español al portugués por tres investigadores del área que discutieron sus discrepancias respecto al contenido, lenguaje y significado. Finalmente, la medida fue de nuevo traducida al castellano y comparada con la versión original a fin de asegurar que los conceptos eran los mismos en las dos versiones.

### **Análisis estadísticos**

A través del análisis de componentes principales con rotación varimax (véase Musitu y García, 2001), se obtuvieron las matrices de saturaciones de la escala total, de los adolescentes más jóvenes y los de ma-

yor edad y de los hijos e hijas, todas realizadas de manera separada para las puntuaciones del padre y de la madre en las 7 prácticas de socialización. Estas matrices, junto con la matriz española de referencia –tomada como teórica–, se introdujeron en el programa de sintaxis de SPSS para calcular las soluciones ortogonales Procrustes mediante la aplicación proporcionada por Robert McCrae (véase McCrae, Zonderman, Costa, Bond, y Paunonen, 1996).

El procedimiento de Procrustes permite comprobar la convergencia de las estructuras factoriales comparando los patrones de saturaciones obtenidos al aplicar un mismo instrumento con diferentes muestras. Se emplea el procedimiento Procrustes porque, al igual que ocurre con otros instrumentos (e.g., NEO PI, McCrae et al., 1996), el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) produce sistemáticamente ajustes muy pequeños con esta medida. Véanse, por ejemplo, los resultados anómalos obtenidos con el AFC en la adaptación al vasco de la escala de socialización parental ESPA29 realizada por López-Jáuregui y Oñen (2009). Entre las explicaciones de estos resultados anómalos que proporciona el análisis factorial confirmatorio, destaca la proporcionada por McGrae et al. (1996), que señala que aunque las dimensiones generales de una medida sean ortogonales, hay que tener en cuenta que las subescalas que forman estas dimensiones pueden estar re-

lacionadas entre sí positiva y negativamente. Por tanto, en el caso de la escala de socialización parental ESPA29 las subescalas miden al mismo tiempo una dimensión de segundo orden de manera ortogonal (los ejes aceptación/implicación y severidad/imposición), y las prácticas de socialización que son oblicuas entre sí. Por ejemplo, la práctica de razonamiento está relacionada positivamente con la práctica de afecto y negativamente con la práctica de displicencia, que se aplican ambas en las situaciones en las que el hijo se comporta de acuerdo con las normas familiares, pero a la vez la práctica de razonamiento satura positivamente en el eje de aceptación/implicación en las situaciones en que el hijo se comporta en desacuerdo con dichas normas. Por otra parte, hay que tener en cuenta que si bien se ha criticado que el procedimiento Procrustes no aplica pruebas de significación estadística (véase McCrae et al., 1996), hay que tener en cuenta que el AFC se basa en la comprobación del ajuste de los modelos a los datos mediante chi-cuadrado, pero debido a los serios problemas de sensibilidad de esta prueba al tamaño del efecto (e.g., Bentler y Bonett, 1980; Cheung y Rensvold, 2002; García, Musitu, y Veiga, 2006), en la práctica se emplean generalmente medidas de ajuste del modelo a los datos que consisten en criterios de corte preestablecidos, en algunos casos basados en simulaciones (e.g., Cheung y Rensvold,

2002; García, Musitu, Riquelme, y Riquelme, 2011; García, Pascual, Frías, Van Krunckelsven, y Murgui, 2008). Se han calculado tres de Índices de Congruencia (IC) entre las muestras en cada uno de los casos: 1) entre las saturaciones de las subescalas, 2) entre los factores y 3) entre los totales de la escala.

## Resultados

### Congruencia factorial de la muestra brasileña con la muestra original

La matriz factorial obtenida con la muestra de la adaptación brasileña (Tabla 1) indica que, al igual que ocurría en la normalización española (Musitu y García, 2001) y tanto en el caso de las puntuaciones sobre el comportamiento de la madre como sobre el del padre, el factor aceptación/implicación está formado por las subescalas de afecto y diálogo, que saturan positivamente en el factor, y por las de indiferencia y displicencia, que saturan negativamente. Las saturaciones de estas subescalas oscilan entre .59 y .71, tendiendo a ser algo más bajas que en los análisis con la normalización española, salvo en el caso de la subescala displicencia, cuyas saturaciones tanto para las puntuaciones del comportamiento del padre como para el de la madre, son más elevadas en los análisis de la adaptación brasileña. Este factor —aceptación/implicación— explicó, en Brasil,

Tabla 1

*Análisis de Componentes Principales con Rotación Varimax del ESPA29 con dos Factores para las Puntuaciones del Padre y la Madre*

	Musitu y García, 2001 <sup>a</sup>		Presente estudio		Rotación ortogonal Procrustes		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	IC
<i>Madre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.77	.16	.63	.08	.63	.07	1.00
Diálogo [Habla conmigo]	.68	.10	.65	.40	.66	.39	.93
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.78	.08	-.67	.21	-.67	.22	.98
Displicencia [Le da igual]	-.63	-.02	-.69	.10	-.69	.11	.98
Privación [Me priva de algo]	.13	.80	-.04	.75	-.02	.75	.98
Coerción verbal [Me riñe]	.14	.74	.30	.70	.31	.69	.97
Coerción física [Me pega]	-.13	.62	-.28	.68	-.27	.69	.99
	35.24% <sup>VE</sup>	24.06% <sup>VE</sup>	27.83% <sup>VE</sup>	24.26% <sup>VE</sup>	.97 <sup>IC</sup>	.96 <sup>IC</sup>	.97 <sup>IC</sup>
<i>Padre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.75	.16	.71	.20	.72	.18	1.00
Diálogo [Habla conmigo]	.64	.07	.69	.38	.70	.36	.93
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.70	.13	-.59	.26	-.58	.28	.97
Displicencia [Le da igual]	-.56	.03	-.71	.08	-.71	.10	1.00
Privación [Me priva de algo]	.11	.80	.05	.80	.07	.80	1.00
Coerción verbal [Me riñe]	.13	.71	.21	.68	.23	.67	.99
Coerción física [Me pega]	-.14	.61	-.18	.72	-.16	.72	1.00
	31.37% <sup>VE</sup>	23.91% <sup>VE</sup>	31.08% <sup>VE</sup>	23.04% <sup>VE</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.97 <sup>IC</sup>	.98 <sup>IC</sup>

*Nota:* <sup>a</sup> Datos de la normalización española. A/I, aceptación/implicación; S/I, severidad/imposición. IC, Índice de Congruencia. VE, proporción de Varianza Explicada.

el 27.83% del total de la varianza en el caso de las puntuaciones de la madre y el 31.08% en el caso de las puntuaciones del padre.

Por otra parte, el factor Severidad/Imposición está compuesto, en la adaptación brasileña por las subescalas privación, coerción verbal y coerción física, tanto en el análisis con las puntuaciones del comportamiento del padre como con las

de la madre, que saturan positivamente en el factor, de igual manera que ocurría en la muestra original. Las saturaciones de las subescalas que miden las prácticas en este factor oscilan entre .68 y .80, siendo muy similares a las de la normalización española (tabla 1). En el caso de la muestra brasileña el factor severidad/imposición explica el 24.26% de la varianza total con las puntua-

ciones de la madre y el 23.04% con las puntuaciones del padre.

La rotación ortogonal de Procrustes, que analiza la congruencia factorial de la adaptación brasileña con la muestra original española, muestra índices de congruencia considerados óptimos (McCrae et al., 1996) tanto en el análisis de las puntuaciones del comportamiento de la madre como en el del padre, en todas las subescalas, salvo en la subescala diálogo, dónde los índices son ligeramente inferiores (.93) al punto de corte considerado óptimo (.95). No obstante, la congruencia factorial de los dos factores, que constituyen las dos dimensiones de la escalas, y del total de la escala resultan óptimos (son superiores a .96).

### **Congruencia factorial de las puntuaciones de hijos e hijas en la muestra brasileña**

El análisis factorial realizado con las respuestas de las hijas explicó el 54.50% de la varianza con las puntuaciones sobre el comportamiento de la madre y el 54.32% con las puntuaciones sobre el comportamiento del padre. Por su parte, la solución factorial con las respuestas de los hijos explicó el 51.98% en el análisis del comportamiento de la madre y el 54.12% en el del padre. Como puede observarse en la Tabla 2, estas soluciones factoriales con las puntuaciones de los adolescentes hijos e hijas, contempladas de manera separada, muestran que todas las subescalas saturan correc-

tamente en sus dimensiones teóricas, tanto en el caso de la medida del comportamiento de la madre, dónde los valores de las saturaciones en sus factores correspondientes son iguales o superiores .65 en el caso de las hijas y a .58 en el caso de los hijos, como en la medida del comportamiento del padre, dónde las saturaciones de las respuestas de las hijas son iguales o superiores a .56 y a .59 las de los hijos.

La rotación ortogonal de Procrustes (Tabla 2), muestra índices de congruencia óptimos entre las saturaciones de las subescalas que miden las prácticas de socialización (superiores a .97), de las respuestas de hijos e hijas, tanto en el análisis del comportamiento de la madre como en el del padre. Así mismo, la congruencia entre los factores es .99 con las puntuaciones de la madre, y de 1.00 con las del padre, en los dos factores de la escala. Finalmente, el índice de congruencia de las respuestas de hijas e hijos contemplando el total de la escala es .99 con las puntuaciones de la madre y 1.00 con las del padre.

### **Congruencia factorial de las puntuaciones de hijos mayores y jóvenes en la muestra brasileña**

Del mismo modo, las soluciones factoriales de los adolescentes de menor y mayor edad (10 a 14 y 15 a 18 años, respectivamente), muestran que todas las subescalas de la escala de socialización parental ESPA29 saturan correctamente

Tabla 2

*Análisis de Componentes Principales con Rotación Varimax del ESPA29 con Dos Factores para las Puntuaciones del Padre y la Madre por Sexo*

	Hija		Hijo		Rotación ortogonal Procrustes		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	IC
<i>Madre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.67	.08	.58	.08	.57	.14	.99
Diálogo [Habla conmigo]	.65	.39	.69	.35	.65	.41	1.00
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.65	.21	-.67	.23	-.69	.16	1.00
Displicencia [Le da igual]	-.66	.13	-.71	.12	-.72	.05	.99
Privación [Me priva de algo]	-.05	.77	.01	.75	-.06	.75	1.00
Coerción verbal [Me riñe]	.22	.73	.44	.60	.38	.64	.97
Coerción física [Me pega]	-.31	.66	-.21	.72	-.28	.70	1.00
	30.95% <sup>VE</sup>	24.55% <sup>VE</sup>	29.51% <sup>VE</sup>	22.47% <sup>VE</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.99 <sup>IC</sup>
<i>Padre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.74	.16	.67	.24	.67	.24	.99
Diálogo [Habla conmigo]	.70	.38	.69	.36	.69	.36	1.00
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.56	.25	-.63	.25	-.63	.25	1.00
Displicencia [Le da igual]	-.71	.09	-.71	.07	-.71	.07	1.00
Privación [Me priva de algo]	.04	.81	.06	.80	.06	.80	1.00
Coerción verbal [Me riñe]	.20	.68	.23	.66	.23	.66	1.00
Coerción física [Me pega]	-.21	.71	-.17	.73	-.17	.73	1.00
	30.07% <sup>VE</sup>	24.24% <sup>VE</sup>	31.08% <sup>VE</sup>	23.04% <sup>VE</sup>	1.00 <sup>IC</sup>	1.00 <sup>IC</sup>	1.00 <sup>IC</sup>

*Nota:* A/I, aceptación/implicación; S/I, severidad/imposición. IC, Índice de Congruencia. VE, proporción de Varianza Explicada.

en sus dimensiones teóricas (Tabla 3), tanto en el análisis de las respuestas sobre el comportamiento de la madre, donde el análisis con los adolescentes de menor edad explica el 51.12% de la varianza y con los de mayor edad el 52.92% de la varianza, como en las respuestas sobre el comportamiento del padre, análisis en los que se explica el 53.00% de la varianza con los adolescentes de menor edad y el 55.50% con

los de mayor edad. Los valores de las saturaciones factoriales en sus dimensiones correspondientes en el análisis con las respuestas de los adolescentes de menor edad son iguales o superiores a .64 en el caso del comportamiento de la madre e iguales o superiores a .47 en el caso del comportamiento del padre. En el caso del análisis con las respuestas de los adolescentes de mayor edad las saturaciones de las subescalas en



Tabla 3

*Análisis de Componentes Principales con Rotación Varimax del ESPA29 con Dos Factores para las Puntuaciones del Padre y la Madre por Grupos de Edad*

	10-14 años		15-18 años		Rotación ortogonal Procrustes		
	A/I	S/I	A/I	S/I	A/I	S/I	IC
<i>Madre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.67	.08	.58	.08	.57	.14	.99
Diálogo [Habla conmigo]	.65	.39	.69	.35	.65	.41	1.00
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.65	.21	-.67	.23	-.69	.16	1.00
Displicencia [Le da igual]	-.66	.13	-.71	.12	-.72	.05	.99
Privación [Me priva de algo]	-.05	.77	.01	.75	-.06	.75	1.00
Coerción verbal [Me riñe]	.22	.73	.44	.60	.38	.64	.97
Coerción física [Me pega]	-.31	.66	-.21	.72	-.28	.70	1.00
	26.57% <sup>VE</sup>	24.58% <sup>VE</sup>	29.36% <sup>VE</sup>	23.56% <sup>VE</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.98 <sup>IC</sup>	.99 <sup>IC</sup>
<i>Padre</i>							
Afecto [Me muestra cariño]	.74	.16	.67	.24	.67	.24	.99
Diálogo [Habla conmigo]	.70	.38	.69	.36	.69	.36	1.00
Indiferencia [Se muestra indiferente]	-.56	.25	-.63	.25	-.63	.25	1.00
Displicencia [Le da igual]	-.71	.09	-.71	.07	-.71	.07	1.00
Privación [Me priva de algo]	.04	.81	.06	.80	.06	.80	1.00
Coerción verbal [Me riñe]	.20	.68	.23	.66	.23	.66	1.00
Coerción física [Me pega]	-.21	.71	-.17	.73	-.17	.73	1.00
	29.31% <sup>VE</sup>	23.69% <sup>VE</sup>	30.95% <sup>VE</sup>	24.55% <sup>VE</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.99 <sup>IC</sup>	.99 <sup>IC</sup>

*Nota:* A/I, aceptación/implicación; S/I, severidad/imposición. IC, Índice de Congruencia. VE, proporción de Varianza Explicada.

sus factores teóricos son iguales o superiores a .61 con las puntuaciones sobre la conducta de la madre e iguales o superiores a .66 en el análisis de la conducta del padre.

Finalmente, la rotación ortogonal de Procrustes muestra que tanto en el análisis de las puntuaciones de la madre como en las del padre, los índices de congruencia entre las soluciones factoriales de los dos grupos de edad se sitúan por encima del

considerado óptimo en las saturaciones de todas las subescalas, donde son iguales o superiores a .98, en los dos factores de la escala (también iguales o superiores a .98) y en los totales de la escala (iguales a .99).

### Discusión

Los resultados obtenidos confirman la estructura factorial de

la escala de socialización parental ESPA29 en la población brasileña y la congruencia factorial de esta muestra con la normalización española. El análisis factorial exploratorio realizado con la muestra de adolescentes brasileños mostró que las subescalas que representan las prácticas de afecto y diálogo se ubican en el polo positivo de la dimensión aceptación/implicación, mientras que las subescalas que representan las prácticas opuestas —indiferencia y displicencia— se ubican en el polo negativo de esta dimensión. Por su parte las subescalas que representan las prácticas de privación, coerción verbal y coerción física se ubicaron en la dimensión severidad/imposición del mismo modo que se comprobó en los datos de la normalización española. La rotación ortogonal de Procrustes muestra que la escala de socialización parental ESPA29 presenta un índice de congruencia óptimo con la versión española, tanto en el análisis de las respuestas de la madre como en las del padre. Igualmente, las dos dimensiones de la escala —aceptación/implicación y severidad/imposición— y las subescalas que miden las distintas prácticas parentales muestran, en general, índices de congruencia óptimos entre la versión brasileña y la española.

Se comprueba, así, que se cumple la estructura teórica de la escala de socialización parental ESPA29 en la población brasileña, apoyando la existencia de dos dimensiones independientes y universales de la con-

ducta paterna en el proceso de socialización. Estas dos dimensiones reflejan dos tipos de patrones persistentes en la actuación parental (Musitu y García, 2001), que al ser ortogonales (no están relacionados y la actuación en uno de ellos no permite conocer cuál será la del otro) necesitan ser analizados conjuntamente para determinar el estilo de la relación y las implicaciones que tiene cada tipo de relación entre padres e hijos (Darling y Steinberg, 1993; Smetana, 1995; Steinberg, 2005).

Por otra parte, se comprueba que la estructura de la escala es invariante al sexo y a la edad de los hijos, ya que se demuestra la congruencia factorial de la escala, de los factores que la componen y de las prácticas de socialización que forman las dimensiones, entre adolescentes chicos y chicas y de mayor y menor edad. Se pone así de manifiesto que la estructura factorial no se ve afectada por las diferencias en el grado de aplicación de las prácticas que mide la escala de socialización parental ESPA29 que se dan en función del sexo y la edad de los hijos (Martínez, 2004; Martínez et al., 2003; Musitu y García, 2001).

Finalmente, la operacionalización de las dimensiones aceptación/implicación y severidad/imposición en la escala de socialización parental ESPA29, confirmada en este trabajo en Brasil, es congruente con la utilizada en la mayor parte de las medidas que analizan la conducta paterna que operacionalizan una de

las dimensiones mediante medidas de severidad y firmeza parental y la otra mediante medidas de afecto y aceptación parental (Steinberg,

2005), y muestra ser adecuada para medir los estilos de socialización en la cultura brasileña a través de estas dos dimensiones.

## Referencias

- Aunola, K., Stattin, H., y Nurmi, J. E. (2000). Parenting styles and adolescents' achievement strategies. *Journal of Adolescence*, 23, 205-222.
- Baldwin, A. L. (1955). *Behavior and development in childhood*. New York: Dryden.
- Barber, B. K., Chadwick, B. A., y Oerter, R. (1992). Parental behaviors and adolescent self-esteem in the United States and Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 128-141.
- Baumrind, D. (1967). Child cares practices antecedent three patterns of preschool behavior. *Genetic Psychology Monographs*, 75, 43-88.
- Baumrind, D. (1971). Current theories of parental authority. *Developmental Psychology Monographs*, 4(1, part 2), 1-103.
- Becker, W. C. (1964). Consequences of different kinds of parental discipline. En M. L. Hoffman y L. W. Hoffman (Eds.), *Review of Child Development Research* (vol. 1, pp. 169-208). New York: Russell Sage Foundation.
- Bentler, P. M., y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1, 185-216.
- Cava, M. J., Buelga, S., Musitu, G., y Murgui, S. (2010). Violencia escolar entre adolescentes y sus implicaciones en el ajuste psicosocial: un estudio longitudinal [School Violence between Adolescents and their Implications in the Psychosocial Adjustment: A Longitudinal Study]. *Revista de Psicodidáctica*, 15(1), 21-34.
- Camino, C., Camino, L., y Moraes, R. (2003). Moralidade e socialização: Estudos empíricos sobre práticas maternas de controle social e o julgamento moral [Morality and socialization: Empirical studies on maternal practices of social control and the moral judgment]. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 16, 41-61.
- Chao, R. K. (2001). Extending research on the consequences of parenting style for Chinese Americans and European Americans. *Child Development*, 72, 1832-1843.
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- Costa, F. T., Teixeira, M. A. P., y Gomes, W. B. (2000). Responsividade e exigência: Duas escalas para avaliar estilos parentais [Responsiveness and demandingness: Two scales to measure parenting styles]. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 13, 465-473.

- Darling, N., y Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. *Psychological Bulletin*, 113, 487-496.
- Dor, A., y Cohen-Fridel, S. (2010). Preferred parenting styles: Do Jewish and Arab-Israeli emerging adults differ? *Journal of Adult Development*, 17, 146-155.
- Gámez-Guadix, M., Straus, M. A., Carrobles, J. A., Muñoz-Rivas, M. J., y Almendros, C. (2010). Corporal punishment and long-term behavior problems: The moderating role of positive parenting and psychological aggression. *Psicothema*, 22, 529-536.
- García, F., y Gracia, E. (2009). Is always authoritative the optimum parenting style? Evidence from Spanish families. *Adolescence*, 44(173), 101-131.
- García, F., y Gracia, E. (2010). ¿Qué estilo de socialización parental es el idóneo en España? Un estudio con niños y adolescentes de 10 a 14 años [What is the optimum parenting style in Spain? A study with children and adolescents aged 10-14]. *Infancia y Aprendizaje*, 33, 365-384.
- García, J. F., Musitu, G., Riquelme, E., y Riquelme, P. (2011). A confirmatory factor analysis of the «Autoconcepto Forma 5» questionnaire in young adults from Spain and Chile. *Spanish Journal of Psychology*, 14, 648-658.
- García, J. F., Musitu, G., y Veiga, F. H. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal [Self-concept in adults from Spain and Portugal]. *Psicothema*, 18, 551-556.
- García, J. F., Pascual, J., Frías, M. D., Van Krunckelsven, D., y Murgui, S. (2008). Diseño y análisis de la potencia: n y los intervalos de confianza de las medias [Design and power analysis: n and confidence intervals of means]. *Psicothema*, 20, 933-938.
- Gavazzi, S. M. (2011). *Families with adolescents: Bridging the gaps between theory, research, and practice*. Springer-Verlag: New York.
- Gerslma, C., y Emmelkamp, M. G. (1994). How large are gender differences in perceived parental rearing styles? A meta-analytic review. En C. Perris, W. A. Arrindell, y M. Eisman (Eds.), *Parenting and Psychopathology* (pp. 55-74). New York: Wiley y Sons.
- Gray, M. R., y Steinberg, L. (1999). Unpacking authoritative parenting: Reassessing a multidimensional construct. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 574-587.
- Grusec, J. E., y Lytton, H. (1988). *Social development: History, theory, and research*. New York: Springer-Verlag.
- Hidin, M. J. (2005). Family dynamics, gender differences and educational attainment in Filipino adolescents. *Journal of Adolescence* 28, 299-316.
- Kalton, G. (1983). *Introduction to survey sampling*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Kazemi, A, Ardabili, H. E., y Solokian, S. (2010). The association between social competence in adolescents and mothers' parenting style: A cross sectional study on Iranian girls. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 27, 395-403.
- Kim, K., y Rohner, R. P. (2002). Parental warmth, control, and involvement in schooling: Predicting academic achievement among Korean American adolescents. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33, 127-140.
- Kelley, M. L., Power, T. G., y Wimbush, D. D. (1992). Determinants of disciplinary practices in low-income Black mothers. *Child Development*, 63, 573-582.
- Kremers, S. P., Brug, J., de Vries, H., y Engels, R. C. M. E. (2003). Parent-

- ing style and adolescent fruit consumption. *Appetite*, 41, 43-50.
- Lamborn, S. D., Mounts, N. S., Steinberg, L., y Dornbusch, S. M. (1991). Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. *Child Development*, 62, 1049-1065.
- López-Jáuregui, A., y Oliden, P. E. (2009). Adaptation of the ESPA29 Parental Socialization Styles Scale to the Basque language: Evidence of validity. *Spanish Journal of Psychology*, 12, 737-745.
- Maccoby, E. E., y Martin, J. A. (1983). Socialization in the context of the family: Parent-child interaction. En P.H. Mussen (Ed.), *Handbook of child psychology* (vol. 4, pp. 1-101). New York: Wiley.
- Madariaga, J. M., y Goñi, A. (2009). El desarrollo psicosocial [Psychosocial Development]. *Revista de Psicodidáctica*, 14(1), 93-118.
- Marchetti, B. (1997). *Concetto di se' relazioni familiari e valori* [Relations between family and value concepts]. Unpublished master's thesis, University of Bologna, Italy.
- Martínez, I. (2004). *Estudio transcultural de los estilos de socialización parental* [A cross cultural analysis of parenting]. Unpublished doctoral dissertation, University of Valencia, Spain.
- Martínez, I. (2008). Repercusiones de la utilización del castigo físico sobre los hijos: Influencia del contexto familiar [The impact of corporal punishment on children: Influence of family environment]. *Psicología Educativa*, 14, 91-102.
- Martínez, I., y García, J. F. (2007). Impact of parenting styles on adolescents' self-esteem and internalization of values in Spain. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 338-348.
- Martínez, I., y García, J. F. (2008). Internalization of values and self-esteem among Brazilian teenagers from authoritative, indulgent, authoritarian, and neglectful homes. *Adolescence*, 43(169), 13-29.
- Martínez, I., García, J. F., y Yubero, S. (2007). Parenting styles and adolescents' self-esteem in Brazil. *Psychological Reports*, 100, 731-745.
- Martínez, I., y Navarro, R. (2008). The influence of parental child-rearing practices on Spanish adolescent values. *International Journal of Psychology. Special Congress Issue 3-4*, 56-56.
- Martínez, I., Musitu, G., García, J. F., y Camino, L. (2003). Un análisis intercultural de los efectos de la socialización familiar en el autoconcepto: España y Brasil [A cross-cultural analysis of the effects of family socialization on self-concept: Spain and Brazil]. *Psicología, Educação e Cultura*, 7, 239-259.
- McCrae, R. R., Zonderman, A. B., Bond, M.H., Costa, P.T., y Paunonen, S. V. (1996). Evaluating replicability of factors in the revised NEO personality inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 552-566.
- McKinney, C., y Renk, K. (2008). Differential between mothers and fathers: implications for late adolescents. *Journal of Family Issues*, 29, 806-827.
- Mischel, W., y Mischel, H. N. (1976). A cognitive social-learning approach to morality and self-regulation. En T. Lickona (Ed.), *Moral development and behavior: Theory, research, and social issues* (pp. 84-107). New York: Holt, Rinehart, y Winston.

- Moraes, R., Camino, C., da Costa, J. B., Camino, L., y Cruz, L. (2007). Socialização parental e valores: Um estudo com adolescentes [Parental socialization and values: A study with teenagers]. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 20, 167-177
- Musitu, G., y García, F. (2001). *ESPA29: Escala de estilos de socialización parental en la adolescencia* [ESPA29: Parental socialization scale in adolescence]. Madrid, Spain: Tea.
- Musitu, G., y García, J. F. (2004). Consecuencias de la socialización familiar en la cultura española [Consequences of the family socialization in the Spanish culture]. *Psicothema*, 16, 288-293.
- Oliva, A. (2006). Relaciones familiares y desarrollo adolescente [Family relationships and adolescent development]. *Anuario de Psicología*, 37, 209-223.
- Palut, B. (2009). A review on parenting in the Mediterranean countries. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, 242-247.
- Scarr, S. (1993). Biological and cultural diversity: The legacy of Darwin for development. *Child Development*, 64, 1333-1353.
- Schaefer, E. S. (1959). A circumplex model for maternal behavior. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 59, 226-235.
- Sears, R. R., Maccoby, E. E., y Levin, H. (1957). *Patterns of child rearing*. Evanston, IL: Row, Peterson.
- Smetana, J. G. (1995). Parenting styles and conceptions of parental authority during adolescence. *Child Development*, 66, 299-316.
- Steinberg, L. (2005). Psychological control: Style or substance? In J. G. Smetana (Ed.), *New directions for child and adolescent development: Changes in parental authority during adolescence* (pp. 71-78). San Francisco: Jossey-Bass.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Darling, N., Mounts, N. S., y Dornbusch, S. M. (1994). Over-Time changes in adjustment and competence among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. *Child Development*, 65, 754-770.
- Steinberg, L., Lamborn, S. D., Dornbusch, S. M., y Darling, N. (1992). Impact of parenting practices on adolescent achievement: Authoritative parenting, school involvement, and encouragement to succeed. *Child Development*, 63, 1266-1281.
- Symonds, P. M. (1939). *The psychology of parent-child relationships*. New York: Appleton-Century-Crofts.
- Turkel, Y. D., y Tezer, E. (2008). Parenting styles and learned resourcefulness of Turkish adolescents. *Adolescence*, 43(169), 143-152.
- Weber, L. N. D., Prado, P. M., Viezzer, A. P., y Brandenburg, O. J. (2004). Identificação de estilos parentais: O ponto de vista dos pais e dos filhos. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 17, 323-331.

Isabel Martínez es Profesora Contratada Doctora en la Universidad de Castilla-La Mancha. A partir de su tesis doctoral (2004) su línea de investigación principal está centrada en la socialización familiar y las diferencias culturales que se relacionan con el ajuste de los adolescentes.

Fernando García es Catedrático de Metodología de las Ciencias del Comportamiento en la Universidad de Valencia. Ha desarrollado técnicas para medir la autoestima (AFA y AF5) y la socialización familiar (ESPA29), instrumentos con los que ha llevado a cabo distintas investigaciones.

Gonzalo Musitu es Catedrático de Psicología Social en la Universidad Pablo de Olavide (Sevilla). Sus investigaciones se centran en el análisis de las variables familiares, escolares y sociales relacionadas con el ajuste psicosocial en adolescentes.

Santiago Yubero es Catedrático de Escuela Universitaria de Psicología Social de la Educación en la Universidad de Castilla-La Mancha. Su campo de investigación se centra en la conducta familiar y escolar de los adolescentes.

Fecha de recepción: 16-3-11

Fecha de revisión: 12-5-11

Fecha de aceptación: 2-7-11

### Anexo

#### Resumen de los contenidos de los ítems de la versión portuguesa de la escala de socialización parental ESPA29

Comportamientos conformes a las normas familiares	Comportamientos disconformes a las normas familiares
1. Se obedeço o que eles mandam fazer	2. Se não estudo ou não quero fazer os deveres
3. Se vem alguém visitar a minha casa e comporto-me educadamente	4. Se quebro ou estrago alguma coisa
5. Se trago boas notas	6. Se ando sujo(a) e desarrumado(a)
7. Se me comporto bem em casa	8. Se fica sabendo que quebrei ou estraguei alguma coisa
10. Se, volto para casa no horário combinado	9. Se trago para casa o boletim com alguma recuperação
14. Se cuido das minhas coisas e ando limpo(a)	11. Se saio de casa para ir a algum lugar sem pedir permissão
16. Se respeito os horários estabelecidos em minha casa	12. Se fico acordado(a) até muito tarde
18. Se arrumo e cuido das coisas em minha casa	13. Se algum dos meus professores informarme que me comporto mal
22. Se qualquer pessoa dizem-lhe que sou um(a) bom(a) companheiro(a)	15. Se digo uma mentira e sou descoberto(a)
23. Se recebe alguma informação do colégio dizendo que me comporto bem	17. Se fico por aí com meus amigos ou amigas e chego tarde
24. Se estudo e faço os deveres e trabalhos	19. Se brigo com algum amigo
27. Se como tudo o que colocam na mesa	20. Se fico furioso(a) e perco o controle por algo
28. Se não falto à aula nunca e chego pontualmente	21. Quando não como as coisas que colocam na mesa
	25. Se atrapalho dentro de casa e não deixo que meus pais
	26. Se sou desobediente
	29. Se alguém vem visitar minha casa, e eu faço barulho