

QUESTIONÁRIO DE ESTILOS PARENTAIS PARA PAIS (PAQ-P) ESTUDOS DE VALIDAÇÃO

Mónica Taveira Pires

João Hipólito

Universidade Autónoma de Lisboa

Saul Neves de Jesus

Universidade do Algarve

Resumo

Após a adaptação e dos procedimentos de tradução do *Parental Authority Questionnaire* (Buri, 1991), para a língua portuguesa e para a resposta a pais, e dos estudos iniciais de adaptação e pré-validação (Pires, Hipólito & Jesus, 2010), procedeu-se à validação final do Questionário de Estilos Parentais para Pais (PAQ-P), permitindo avaliar as suas qualidades psicométricas e respectiva comparação com estudos exploratórios anteriores (Pires, 2008; Pires, Hipólito & Jesus, 2010) e com o instrumento original (Buri, 1991). Trata-se de um instrumento que avalia a tipologia dos estilos de autoridade parental (EP), padrões consistentes de socialização adoptados pelos pais da relação com os filhos, e determinado o clima afectivo familiar. A validação do PAQ-P (Pires, 2010), resulta da sua aplicação a uma amostra de 318 sujeitos, 167 mães (52.5%) e 151 pais (47.5%) entre 22 e os 55 anos de idade de crianças com idades de três aos 10 anos de idade 174 raparigas (55.4 %) e 140 rapazes (44.6 %) residentes na região da grande Lisboa. Após a limpeza e verificação da adequação dos dados para o procedimento da análise factorial, procedeu-se à análise dos valores de kurtose e achatamento dos itens que revelaram boa sensibilidade, tanto na amostra geral, como separadamente para pais e mães. A Análise de Componentes Principais com rotação *varimax* dos 30 itens, resultou na extracção de 3 factores (com 10 itens cada) que explicam 38.7% da variância (factor 1 – EP autoritativo, 16.08% da variância; factor 2 – EP autoritário, 11.54% da variância e factor 3 – EP permissivo, 11.076% da variância), com uma distribuição idêntica à do instrumento original destinado a jovens. A validade discriminante evidenciou a oposição entre os EP autoritativo e permissivo. Em termos de fidelidade, foram encontrados valores de consistência interna satisfatórios (fact.1, $\alpha=.83$; fact.2, $\alpha=.77$; fact. 3, $\alpha=.75$), com os valores encontrados através do método *split-half* a reforçarem a precisão do instrumento. Foram determinadas normas percentilicas separadamente para pais e mães em cada sub-escala.

Palavras-chave: Parentalidade, Estilos Parentais, Validação, Pais, Mães

INTRODUÇÃO

O questionário de estilos parentais para pais (PAQ-P) é uma adaptação do PAQ (*Parental Authority Questionnaire*) desenvolvido por Buri (1991), com o objectivo de aceder à percepção dos filhos adolescentes dos estilos parentais (EP) dos pais numa escala de *likert* de 5 pontos. O instrumento foi construído segundo o modelo de estilos parentais (autoritativo, autoritário e permissivo) proposto por Baumrind (1971). Os estilos parentais são definidos como padrões consistentes adoptados pelos pais no relacionamento com os seus filhos, contribuindo, conseqüentemente para o clima emocional onde decorrem as práticas e os comportamentos parentais (Darling & Steinberg, 1993), constituindo por isso uma variável importante no estudo das relações familiares e do desenvolvimento dos seus elementos. Os três estilos resultam da combinação e de duas dimensões: afecto/sensibilidade e controlo/exigência, diferindo assim na prevalência de uma ou outra dimensão os estilos permissivo e autoritário, sendo o estilo autoritativo o mais equilibrado, em que os pais atendem às necessidades e especificidades dos filhos, monitorizam o seu comportamento e estabelecem regras de forma clara recorrendo a uma comunicação bilateral (Baumrind, 1971; Maccoby & Martin, 1983).

O PAQ, utilizado em investigação na área da parentalidade a nível mundial, com bons níveis de validade interna, fidelidade e validade discriminante entre as escalas confirmando o modelo teórico. A versão brasileira do instrumento (Boeckel & Sarriera, 2005) apresenta valores de validade e de fidelidade satisfatórios, semelhantes aos do instrumento original. Considerando a pertinência do instrumento e na área de investigação da família e parentalidade, a sua larga utilização mundial, e a necessidade de conhecer os estilos parentais no panorama português, procedeu-se à adaptação do PAQ para a população portuguesa na percepção dos próprios pais, possibilitando a comparação de percepções familiares pais-filhos (Pires, 2010).

Como objectivos estabeleceram-se a adaptação do PAQ para a população portuguesa e avaliação das suas características psicométricas a fim de estudar os estilos parentais no âmbito nacional, sua comparação com os resultados internacionais, possibilitando a sua utilização em estudos futuros. A pertinência do estudo do conceito de estilos parentais surge da multiplicação de estudos internacionais com resultados por vezes controversos acerca dos estilos parentais (EP) e suas conseqüências no desenvolvimento dos filhos. Se em algumas culturas, como as anglo-saxónicas, o EP autoritativo é associado a *outcomes* positivos como o desempenho escolar e a auto-

estima mais elevados, noutras, como as asiáticas e em amostras afro-americanas é o autoritário que surge como elemento protector no desenvolvimento dos filhos. (Ang & Goh, 2006; Baumrind & Black, 1967; Buri, Kircher & Walsh, 1992; Dornbush, Ritter, Leiderman, Roberts & Fraleigh, 1997; Dwairy, Achoui, Farah & Khan, 2006; Lamborn, Mounts, Steinberg & Dornbush, 1991; Spera, 2005; Steinberg, et al., 1991, 1992; Pachter & Dumont-Mathieu, 2004). Em Espanha por outro lado o permissivo indulgente surge equiparado ao autoritativo relativamente aos *outcomes* positivos nos filhos (García & Sánchez, 2005; Musito & García, 2005). O estudo do conceito a nível nacional torna-se assim uma necessidade, nomeadamente no aprofundar da sua relação com outras variáveis culturais e contextuais, carecendo de instrumentos com robustez psicométrica para o efeito.

METODOLOGIA

Após os procedimentos recomendados de tradução-retradução e adaptação dos itens à resposta pelos pais, respeitando não apenas a tradução do idioma mas também o seu contexto cultural, o PAQ-P foi sujeito a um estudo piloto com resposta falada (10 mães) e efectuadas as devidas alterações necessárias à compreensão e adequação dos itens e à sua validade aparente (Pires, 2008). Posteriormente, efectuou-se uma validação preliminar (240 sujeitos) revelando a adequação do instrumento em termos dos seus critérios de valor métrico, ainda que, tenha resultado na eliminação de um item (item 20) (Pires, Hipólito & Jesus, 2010). A validação do PAQ-P (Pires, 2010), realizou-se com 318 sujeitos (maioritariamente casais), 167 mães (52.5%) e 151 pais (47.5%) entre 22 e os 55 anos de idade de crianças com idades de três aos 10 anos de idade, 174 raparigas (55.4 %) e 140 rapazes (44.6 %) residentes na região da grande Lisboa. Os dados foram inseridos numa base de dados e trabalhados com recurso ao *software* SPSS-17.

RESULTADOS

Decorridos os procedimentos de análise de dados em falta, e respectiva imputação pela média estimada item a item, o PAQ-P revelou uma boa sensibilidade dos itens (valores de assimetria e achatamento) na amostra geral e na resposta de pais e mães separadamente (tabelas 1 e 2). Os valores indicam uma maioria de respostas mesocúrticas e simétricas (inferiores a 3 e 7 respectivamente) possibilitando a discriminação entre sujeitos e a sua utilização em análises posteriores.

Tabela 1: Valores de substituição de dados em falta pela média esperada (*Expectation maximization* - EM), análise de Sensibilidade dos 30 Itens da Escala. Valores Medianos (Me) Modais (Mo), Assimetria (*Sk*) e Achatamento (*Ku*) e Respectivos Valores Críticos (Sk/SE_{sk} e Ku/SE_{ku}) (N=318)

Itens	EM	Me	Mo	Sk	Sk/SE_{sk}	Ku	Ku/SE_{ku}	Min	Máx.
1	2.36	2	2	0.58	0.14	-0.4	0.27	1	5
2	3.32	3.32	4	-0.39	0.14	-0.49	0.27	1	5
3	2.81	3	2	0.18	0.14	-0.67	0.27	1	5
4	4.23	4	5	-0.93	0.14	0.44	0.27	1	5
5	4.20	4	4	-0.79	0.14	0.39	0.27	1	5
6	2.84	3	3	0.2	0.14	-0.7	0.27	1	5
7	2.39	2	2	0.48	0.14	-0.31	0.27	1	5
8	4.06	4	4	-0.84	0.14	0.75	0.27	1	5
9	3.10	3	3	-0.27	0.14	-0.48	0.27	1	5
10	2.24	2	2	0.6	0.14	-0.3	0.27	1	5
11	4.24	4	5	-1.17	0.14	1.78	0.27	1	5
12	3.21	3	3	-0.11	0.14	-0.67	0.27	1	5
13	1.90	2	1	1.18	0.14	1.03	0.27	1	5
14	2.44	2	2	0.36	0.14	-0.49	0.27	1	5
15	4.09	4	4	-0.51	0.14	0.23	0.27	1	5
16	2.65	3	2	0.33	0.14	-0.25	0.27	1	5
17	2.65	3	3	0.14	0.14	-0.67	0.27	1	5
18	2.69	3	2	0.21	0.14	-0.61	0.27	1	5
19	2.21	2	2	0.68	0.14	-0.03	0.27	1	5
20	3.89	4	4	-0.99	0.14	1.19	0.27	1	5
21	1.57	1	1	1.63	0.14	2.37	0.27	1	5
22	3.95	4	4	-0.70	0.14	0.56	0.27	1	5
23	4.15	4	4	-1.19	0.14	2.69	0.27	1	5
24	3.02	3	3	0.12	0.14	-0.5	0.27	1	5
25	2.15	2	1	0.58	0.14	-0.36	0.27	1	5
26	3.26	3	4	-0.04	0.14	-0.69	0.27	1	5
27	3.77	4	4	-0.74	0.14	1.49	0.27	1	5
28	1.85	2	1	1.21	0.14	1.46	0.27	1	5
29	2.40	2	2	0.58	0.14	-0.8	0.27	1	5
30	4.17	4	4	-0.88	0.14	1.08	0.27	1	5

Tabela 2: Análise de Sensibilidade dos 30 Itens da Escala. Valores Medianos (Me) Modais (Mo), Assimetria (Sk) e Achatamento (Ku) e Respectivos Valores Críticos (Sk/SE_{sk} e Ku/SE) em pais (n= 151) e mães (n= 167)

Escala Materna									Escala Paterna									
Itens	Me	Mo	Sk	Sk/Se _s	Ku	Ku/S	F _{crit}	Mín.	Máx.	Me	Mo	Sk	Sk/SE	Ku	Ku/S	F _{crit}	Mín.	Máx.
1	2	2	0.68	0.19	-0.22	0.37	1	5		2	2	0.48	0.48	-0.5	0.39	1	5	
2	3.32	4	-0.32	0.19	-0.55	0.37	1	5		3.32	4	-0.47	0.48	-0.38	0.39	1	5	
3	3	2	0.19	0.19	-0.72	0.37	1	5		3	2	0.18	0.48	-0.61	0.39	1	5	
4	4.23	5	-1.17	0.19	1.12	0.37	2	5		4	4	-0.71	0.48	0.04	0.39	2	5	
5	4	5	-0.9	0.19	0.97	0.37	1	5		4	4	-0.66	0.48	-0.61	0.39	2	5	
6	3	2	0.21	0.19	-0.62	0.37	1	5		3	3	0.17	0.48	-0.8	0.39	1	5	
7	2	2	0.57	0.19	-0.1	0.37	1	5		2	2	0.4	0.48	-0.53	0.39	1	5	
8	4	4	-0.81	0.19	0.8	0.37	1	5		4	4	-0.82	0.48	0.57	0.39	1	5	
9	3	3	-0.26	0.19	-0.5	0.37	1	5		3	3	-0.28	0.48	-0.44	0.39	1	5	
10	2	2	0.61	0.19	-0.15	0.37	1	5		2	2	0.6	0.48	0.14	0.39	1	5	
11	4.24	5	-1.44	0.19	2.45	0.37	1	5		4	4	-0.91	0.48	1.37	0.39	1	5	
12	3	3	-0.03	0.19	-0.76	0.37	1	5		3	4	-0.23	0.48	-0.56	0.39	1	5	
13	2	1	1.45	0.19	1.81	0.37	1	5		2	2	0.89	0.48	0.31	0.39	1	5	
14	2	2	0.53	0.19	-0.22	0.37	1	5		3	2	0.2	0.48	-0.59	0.39	1	5	
15	4	4	-0.57	0.19	0.7	0.37	2	5		4	4	-0.42	0.48	-0.14	0.39	2	5	
16	2	2	0.36	0.19	-0.3	0.37	1	5		3	3	0.32	0.48	-0.14	0.39	1	5	
17	3	3	0.07	0.19	-0.67	0.37	1	5		3	2	0.21	0.48	-0.68	0.39	1	5	
18	2.69	2	0.22	0.19	-0.67	0.37	1	5		3	2	0.21	0.48	-0.54	0.39	1	5	
19	2	2	0.94	0.19	0.6	0.37	1	5		2	2	0.36	0.48	-0.82	0.39	1	4	
20	4	4	-1.01	0.19	0.92	0.37	1	5		4	4	-1.05	0.48	1.69	0.39	1	5	
21	1	1	1.95	0.19	3.77	0.37	1	5		1	1	1.37	0.48	1.48	0.39	1	5	
22	4	4	-0.92	0.19	0.99	0.37	1	5		4	4	-0.46	0.48	0.31	0.39	1	5	
23	4	4	-1.11	0.19	2.47	0.37	1	5		4	4	-1.22	0.48	2.7	0.39	1	5	
24	3	3	0.13	0.19	-0.45	0.37	1	5		3	3	0.1	0.48	-0.56	0.39	1	5	
25	2	1	0.63	0.19	-0.41	0.37	1	5		2	1	0.53	0.48	-0.24	0.39	1	5	
26	3	3	-0.0	0.19	-0.69	0.37	1	5		3	4	-0.1	0.48	-0.75	0.39	1	5	
27	4	4	-0.92	0.19	2.17	0.37	1	5		4	4	-0.54	0.48	0.9	0.39	1	5	
28	2	1	1.43	0.19	2.21	0.37	1	5		2	2	1.01	0.48	0.93	0.39	1	5	
29	2	2	0.58	0.19	-0.18	0.37	1	5		2	2	0.63	0.48	0.1	0.39	1	5	
30	4	4	-0.99	0.19	2.04	0.37	1	5		4	4	-0.73	0.48	0.41	0.39	1	5	

Recorreu-se à análise factorial dos componentes principais (ACP), à correlação *Pearson* inter-escalas, ao Coeficiente *alpha* de Cronbach e ao método complementar *split-half* a fim de avaliar a validade interna e a fidelidade do instrumento. A validade factorial adequa-se enquanto validade interna, ao analisar a estrutura do PAQ-P, a homogeneidade do seu conteúdo e a sua adequabilidade ao constructo teórico dos estilos parentais. Verificando-se a normalidade da amostra e respeitando a proporção de 10 sujeitos por item na amostra geral e de 5 sujeitos por item nos grupos pais/mães com o *Bartlett's test of sphericity* <.5 e o *Kaiser-Meyer-Olkin* (.82 >.6), verificou-se a adequação da amostra e a validade dos *eigenvalues*. A Análise dos Componentes

Principais, utilizada por ser mais parcimoniosa comparativamente com as restantes possibilidades, evidenciou uma solução de três factores principais que explicam 38,7 % da variância. A retenção dos factores, resultou da análise do gráfico *Scree* de Cattell, assim como das communalidades (fig. 1 e tabela 3).

Figura 1: Gráfico de *Scree* evidenciando a extracção de três factores

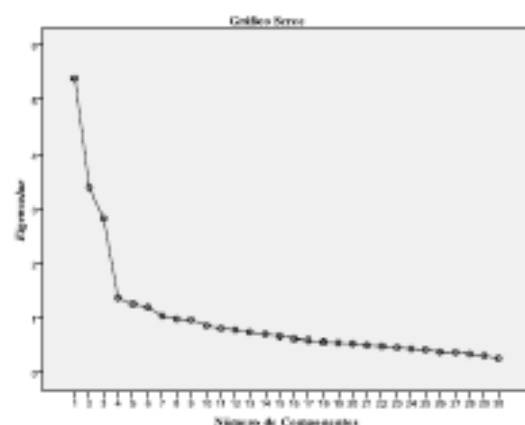


Tabela 3: Distribuição dos itens por factores, pesos factoriais, variância explicada por factor, communalidades (h^2) e α de Cronbach

Item	Pesos factoriais			h^2
	1	2	3	
5	.74			.61
15	.73			.61
4	.72			.59
30	.69			.57
11	.66			.56
23	.66			.63
22	.61			.52
27	.56			.54
8	.51			.48
20	.33			.14
18		.69		.55
25		.63		.54
29		.62		.52
9		.60		.53
16		.59		.49
3		.58		.63
26		.57		.55
12		.50		.39
7		.48		.62
2		.42		.62
19			.65	.60
17			.63	.51
6			.61	.56
1			.58	.64
24			.54	.56
13	-.30		.51	.56
14			.50	.39
10			.47	.67
21	-.38		.46	.44
28	-.39		.45	.42
Valor próprio	4.82	3.47	3.32	
Variância explicada (%)	16.08	11.55	11.08	
α de Cronbach	.83	.77	.75	

O método ortogonal de rotação de factor *varimax*, escolhido por maximizar a dispersão de cargas factoriais pelos factores¹, revelou uma distribuição item-factor igual ao instrumento original: factor 1 – EP autoritativo com 10 itens (16.08% da variância); factor 2 – EP autoritário com 10 itens (11.54% da variância) e factor 3 – EP permissivo com 10 itens (11,076% da variância). Valores de variância mais equilibrados nos três EP comparativamente à validação da versão brasileira e à pré-validação portuguesa, surgindo o EP autoritativo e o EP permissivo a explicar, respectivamente, uma maior e menor variância de resultados na escala total (tabela 3). O coeficiente de estabilidade (*alpha* de Cronbach) da escala total de .66 ($n=318$; Variância=74.34; $M=91.8$; $DP=8.6$) é justificado pela independência dos factores [EP autoritativo e permissivo ($r= -.271$, $p<.01$), pais ($r= -.270$, $p<.01$); mães ($r= -.249$, $p<.01$) (cf. tabela 4)], sendo porém, os valores de fidelidade de cada escala mais elevados, considerados razoáveis (factor 2 $\alpha=.77$; factor 3 $\alpha=.75$) e muito bom (factor 3 $\alpha=.83$). Os valores do método *split-half* com o critério de divisão de metades par/ímpar, reforçam a consistência e estabilidade dos resultados por sujeito com $\alpha=.46$ na primeira metade, $\alpha=.45$ na segunda e correlação de $r=.60$ entre metades (*Spearman Brown* =.74).

Pela assunção teórica de oposição dos EP's e replicando o procedimento efectuado na validação do instrumento original, efectuou-se o cálculo de correlação inter-escalas a fim de aferir a validade discriminante (tabela 4). Os resultados evidenciam uma correlação inversa entre o EP autoritativo e permissivo, contrariamente aos encontrados em estudos anteriores que indicam que o factor EP autoritário se correlaciona negativamente com os restantes (Boeckel & Samiera, 2005; Buri, 1991).

Tabela 4: Coeficientes de correlação, médias, e valores de dispersão dos EP

Escala	Amostra Total ($n=318$)			Pais ($n=151$)		Mães ($n=167$)		Pais ($n=151$)		Mães ($n=167$)	
	1	2	3	1	2	1	2	1	2	1	2
1. EP Autoritativo	-			-		-					
2. EP Autoritário	-.06	-		-.061	-.047	-	-				
3. EP Permissivo	-.271**	.031	-	-.270**	-.249**	.094	-.022	-	-		
M	40.8	27.94	23.05	2.79	2.71	4.28	4.33	2.15	2.22		
DP	5.12	5.78	5.63	0.61	0.69	0.43	0.41	0.49	0.54		

Nota: Correlações e níveis de significância (** $p<.01$) para a amostra total, pais e mães.

¹ Carga factorial estabelecida com valor mínimo de .3, adequada a amostras superiores a 300/350 participantes (Hair, Black, Babin, Anderson & Tatham, 2006; Stevens, 2002)

A padronização com recurso aos valores centrais e de dispersão, é essencial à compreensão dos resultados individuais dos sujeitos na comparação com um grupo de referência. O *score* apresentado resulta do somatório dos itens, correspondendo a escala com valor mais elevado ao EP predominante (tabelas 5 e 6). Ainda que o *n* de cada sub-grupo normativo com base no grupo etário ou escolaridade seja ligeiramente inferior aos sub-grupos de género, ainda assim, optou-se pela sua inclusão julgando a informação poder ser pertinente como forma de complementar a compreensão dos *scores* dos sujeitos. Na possibilidade da não verificação da diferença de um desvio padrão acima dos restantes, poderá atribuir-se um tipo misto/indiferenciado (ex.: autoritário-autoritativo) ou incoerente no caso de se tratarem de EP's opostos (ex.: autoritário-permissivo) (Pires, 2010; Smetana, 1995).

Tabela 5: Valores centrais, de dispersão e decílicos do PAQ-P por género

	Sub-escalas			Sub-escalas / Género					
	N=318			Homens n=151			Mulheres n=167		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Me	41	27.98	23	40	28	23	42	27	22
M	40.8	27.94	23.06	39.85	28.19	23.7	41.65	27.71	22.47
DP	5.12	5.78	5.63	5.27	5.61	5.14	4.84	5.94	5.98
Percentis									
10	33	20	16	33	22	17	35	19.8	15.97
20	37	23	18	36	23.4	19	38	23	17
30	39	25	20	38	25	21	40	25	19
40	40	26	21	39	26.8	22	41	26	21
50	41	27.98	23	40	28	23	42	27	22
60	42	29	24	41	30	25	43.76	29	23.08
70	44	31	26	43	32	27	45	30	25
80	45	33	28	44	33	29	46	33	26.4
90	47	35.1	30	46	35	30	48	36.2	30.2

Tabela 6: Valores centrais, de dispersão e decílicos do PAQ-Pais por Grupos de Idade e Nível de Escolaridade

	Sub-escalas/Grupos de Idade									Sub-escalas/Educação								
	22-34 (n=113)			35-50 (n=108)			50-59 (n=103)			≤ 9º Ano (n=76)			12º Ano (n=93)			Ens. Superior (n=133)		
Me	41	38	23	41.5	37	22	48	38	24	39.88	38.5	23	41	39	21	40	37	23
M	40.18	37.92	23.1	41.41	37.34	22.2	40.74	38.33	27.79	39.43	39.21	23.16	40.83	38.72	22.89	41.71	38.71	22.82
DP	5.31	5.69	5.31	4.68	6.1	5.67	5.26	5.40	5.92	5.25	4.98	5.47	5.47	5.69	5.28	4.64	6.34	5.89
Percentis																		
10	31.33	28.25	16	36	19	16	34	22	17	32.81	22	17	33	22	14	34	19	17.88
20	33.4	29	18	38	22	17	36	24	18	34.52	25	18	37	24	18	38	22	17
30	38	31	20	39.81	24	19	38	26	20	38	28.1	19.24	39	25	20.45	48	24	19
40	48	28	21	41	23	21	39.6	27	22	38.28	27.88	21	40	28	21.33	41	23	21
50	41	28	23	41.5	37	22	48	38	24	39.88	38.5	23	41	39	21	40	37	23
60	41.83	39.8	23	42.6	38	23	42.8	38	23	40	39	23	43	39	23.2	44	38	23
70	44	31	26	44	30.7	24.7	44	32	27	42	32.9	25.98	44	31.13	21	41	39	26
80	43.4	32.33	28	45	33	27	41	33.2	29	44	33	28	45	33	27.81	48	32	28
90	46.1	35	30	47	35.9	30	48	35.6	32	46	36	31	47.4	36.4	33.4	47	35	30

DISCUSSÃO

A validação do PAQ-P para a população portuguesa, enquanto questionário de auto-relato de resposta tipo *likert* por parte dos pais, resultou numa estrutura igual ao PAQ (30 itens) apresentando boa robustez psicométrica ao nível da sua validade interna, adequação ao constructo e consistência/estabilidade de respostas dos sujeitos, possibilitando a sua utilização em estudos futuros no âmbito da parentalidade e dos estilos parentais. Os valores de fidelidade através do cálculo de *alpha* de Cronbach e método complementar *split-half* atestam a precisão do instrumento, reforçando a sua validade e utilização futura. A adaptação do instrumento à resposta dos pais e sua validação com uma amostra de pais portugueses demonstrou a sua utilidade em termos da mensuração do constructo subjacente, permitindo em simultâneo fornecer um contributo ao nível da psicometria no nosso contexto nacional (Pires, 2010).

Ainda que grande parte dos instrumentos em psicologia sigam um formato de auto-relato, pela simples razão de que só mesmo o próprio se poderá melhor do que ninguém e porque é essa riqueza e complexidade interior que constitui o objecto de estudo da psicologia, a desejabilidade social poderá constituir uma limitação na análise dos resultados, devendo por isso ser apurada. Os resultados encontrados indicam a percepção maioritária da autoritatividade pelos pais, sugerindo-se a continuação do estudo do PAQ-P ao nível da sua validade externa e da desejabilidade social.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ang, R. P. & Goh, D. H. (2006). Authoritarian parenting style in Asian societies: a cluster analytic investigation. *Contemporary Family Therapy*, 28 (1), 131-151.
- Baumrind, D. (1971). Current patterns of parental authority. *Development Psychology Monograph*, 4 (1), 1-103.
- Baumrind, D. & Black, A. E. (1967). Socialization practices associated with dimensions of competence in preschool boys and girls. *Child Development*, 38, 291-327.
- Buri, J. R. (1991). Parental authority questionnaire. *The Journal of Personality Assessment*, 57, (1), 110-119.
- Buri, J., Kirchner, P. A. & Walsh, J. M. (2001). Familial correlates of self-esteem in young American adults. *The Journal of Social Psychology*, 127 (6), 583-588.
- Boeckel, M. G. & Sarriera, J. C. (2005). Análise factorial do Questionário de Estilos Parentais (PAQ) em uma amostra de adultos jovens universitários. *Psico-USF*, 10 (1), 1-9. Retrieved from www.usf.br/edusf/revistas/psicousf.
- Darling, N. & Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. *Psychological Bulletin*, 113, 487-496.

- Dombush, S. M., Ritter, P. L., Leiderman, P., Roberts, D. F. & Fraleigh, M. J. (1987). The relation of parenting style to adolescent school performance. *Child development*, 58, 1244-1257.
- Dwairy, M., Achoui, M., Farah, A., Fayad, M. & Khan, H. (2006). Parenting styles in arab societies – a first cross-regional research study. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 37 (3), 1-18. doi: 10.1177/0022022106286922.
- García, J. A. & Sánchez, J. M. R. (2005). Práticas educativas familiares y autoestima. *Psicothema*, 17 (1), 76-82. Retrieved from <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=3067#inicio>
- Hair Jr, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Andersen, R. E. & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6th Ed.). New Jersey, NJ: Pearson Prentice Hall. (obra original publicada em 1987).
- Lamborn, S. D., Mounts, N. S., Steinberg, L. & Dombush, S. M. (1991). Patterns of competence and adjustment among adolescents from authoritative, authoritarian, indulgent, and neglectful families. *Child Development*, 62, 1049-1065.
- Maccoby, E. E., & Martin, J. A. (1983). Socialization in the context of the family: Parent– child interaction. In P. H. Mussen & E. M. Hetherington (Ed.) (1983). *Handbook of child psychology (Vol. 4) - Socialization, personality, and social development* (4thEd.) (pp. 1-101). New York, NY: Wiley.
- Musito, G. & García, J. F. (2005). Consequences of family socialization in the Spanish culture. *Psychology In Spain*, 9 (1), 34-40. Retrieved from <http://www.psychologyinspain.com/content/full/2005/9004.pdf>
- Pacher, L. M. & Dumont- Mathieu T. (2004). Parenting in culturally divergent settings. In M. Hoghughi, & N. Long (Eds.) (2004). *Handbook of parenting: theory and research for practice*. London: SAGE.
- Pires, M. (2008). *Valores, estilos parentais e desenvolvimento da personalidade*. (Dissertação de pós-graduação em counselling e competências de ajuda). Lisboa: Universidade Autónoma de Lisboa.
- Pires, M. (2010). *Valores, estilos parentais. Stresse infantil e vivência emocional dos filhos* (Tese de doutoramento em psicologia, na especialidade de psicologia da saúde). Faro: Universidade do Algarve – Faculdade de Ciências Humanas e Sociais.
- Pires, M., Hipólito, J. & Jesus S. N. (2010). Questionário de Estilos Parentais para Pais: Validação Preliminar. *Actas do VII Simpósio Nacional de Investigação em Psicologia, Universidade do Minho, Portugal, 4 a 6 de Fevereiro de 2010*, 538-552.
- Smetana, J. G. (1995). Parenting styles and conceptions of parental authority during adolescence. *Child Development*, 66, 299-316.
- Spera, C. (2005). A review of the relationship among parenting practices, parenting styles, and adolescent school achievement. *Educational Psychology Review*, 17 (2), 125-146.
- Steinberg, L., Mounts, N. S., Lamborn, S. D. & Dombush, S. M. (1991). Authoritative parenting and adolescent adjustment across varied ecological niches. *Journal Research Adolescence*, 1, 19-36.

Steinberg, L., Lamborn, S., Dornbusch, S. & Darling, N. (1992). Impact of parenting practices on adolescent achievement: Authoritative parenting, school involvement and encouragement to succeed. *Child Development*, 63,1266-1281.

Stevens, J. P. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4th Ed.). New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum. and encouragement to succeed. *Child Development*, 63,1266-1281.