

Parenting Scales: Contributions to the factorial validity of the Portuguese version

Questionário de Estilos Educativos Parentais (QEEP): Contributos para a Validação Factorial da Versão Portuguesa das Parenting Scales

ORLANDA CRUZ¹, JOSÉ VASCONCELOS RAPOSO², MARIA ADELINA BARBOSA
DUCHARNE³, LEANDRO DA SILVA ALMEIDA⁴, CARLA M. TEIXEIRA⁵ Y HELDER M.
FERNANDES⁶.

ABSTRACT

The purpose of this study is to confirm the structural validity of the Questionário de Estilos Educativos Parentais (QEEP) in a sample of Portuguese adolescents. This instrument is an adaptation of the Parenting Scales to the Portuguese population and intends to evaluate adolescents' perceptions of the rearing style of their parents. It is composed of 19 items related with two dimensions: Acceptance (Responsiveness) and Monitoring (Supervision). The sample has comprised 210 boys and 213 girls aged from 12 to 15 years. A two-dimensional model has emerged from confirmatory factorial analysis – Acceptance, similar to the original subscale,

1 Professora Associada da Universidade do Porto, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação; Rua Dr. Manuel Pereira da Silva, 4200-392 Porto, Portugal; 00351 226079753; orlanda@fpce.up.pt

2 Professor Catedrático da Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Departamento de Educação e Psicologia.

3 Professora Auxiliar da Universidade do Porto, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação.

4 Professor Catedrático da Universidade do Minho, Instituto de Educação.

5 Professora Auxiliar da Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Departamento de Educação e Psicologia.

6 Investigador da Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, Centro de Investigação em Desporto, Saúde e Desenvolvimento Humano.

and Knowledge, composed by some items from the Monitoring dimension. Internal consistency coefficients are acceptable for research purposes.

Key-words: Parental acceptance, Parental monitoring, Parental knowledge, Parenting Scales

RESUMO

Este estudo tem como objectivo confirmar a estrutura factorial do Questionário de Estilos Educativos Parentais (QEEP) numa amostra de adolescentes portugueses. Este instrumento constitui a versão adaptada à população portuguesa das Parenting Scales e pretende avaliar a percepção que os adolescentes têm dos estilos educativos dos pais. É composto por 19 itens que remetem para duas dimensões: Aceitação (subescala Responsividade) e Monitorização (subescala Supervisão). Participaram no estudo 210 rapazes e 213 raparigas com idades compreendidas entre os 12 e os 15 anos. Da análise factorial confirmatória emergiu um modelo com duas dimensões – Aceitação, semelhante à subescala original, e Conhecimento, composta por parte dos itens da dimensão Monitorização. Os valores de consistência interna são considerados aceitáveis para fins de investigação.

Palavras-chave: Aceitação parental, Monitorização parental, Conhecimento parental, QEEP

O estudo do desenvolvimento humano inclui a abordagem dos processos interactivos que ocorrem nos contextos sociais proximais. A família, enquanto sistema no seio do qual se vivem processos de interacção significativos, relacional, semiótica e afectivamente mediados, assume um papel determinante no desenvolvimento psicossocial dos seus elementos. Em particular na adolescência, apesar da aparente vontade de autonomia do adolescente ou de distanciamento face à família,

as interacções entre pais e filhos assumem uma importância significativa e aparecem associadas à qualidade da adaptação social dos adolescentes, em particular nas situações problemáticas de abuso de drogas e comportamento delincente (Farrell & White, 1998; Guimarães, Hochgraf, Brasiliano, & Ingberman, 2009; Kumpfer & Alvarado, 2003).

A investigação nesta área tem demonstrado a relevância de duas dimensões do comportamento parental – uma

relacionada com os aspectos afectivos e outra relacionada com a afirmação de normas e a verificação do seu cumprimento – para a compreensão das dinâmicas interactivas e dos processos educativos parentais (e.g., Hart, Newell, & Olsen, 2003; Ortiz, Gándara, & Tello, 2007). Estas dimensões foram estudadas, num primeiro momento, no âmbito da abordagem tipológica, sendo a base da identificação dos tradicionais estilos educativos parentais (autorizado, autoritário, permissivo e negligente), a partir dos trabalhos pioneiros de Diana Baumrind (1971, 1973, 1989, 1991). Esta linha de investigação revelou-se, não só muito profícua mas também extremamente influente, quer em termos conceptuais, quer a nível da construção de instrumentos de avaliação dos estilos educativos e das dimensões do comportamento parental (Okagati, 2001, Ortiz et al., 2007). Mais recentemente, os investigadores, numa tentativa de melhor compreender os processos que determinam o comportamento e o desenvolvimento das crianças e jovens, têm procurado clarificar as dimensões educativas parentais, estudando-as como dimensões independentes e não obrigatoriamente agregadas em estilos.

Sendo o objectivo deste trabalho validar o Questionário de Estilos Educativos Parentais (QEEP), já traduzido e adaptado à população portuguesa por alguns dos autores do presente

artigo (Duchârne, Cruz, Marinho, & Grande, 2006) a partir das Parenting Scales (Lamborn, Mounts, Steinberg, & Dornbusch, 1991), importa definir as dimensões subjacentes às duas subescalas que integram este questionário. Uma questão prévia prende-se com as opções terminológicas. Lamborn e colaboradores (1991) nomearam a dimensão relativa ao afecto parental como warmth/involvement, e em publicações posteriores como acceptance/involvement (e.g., Gray & Steinberg, 1999; Steinberg, Lamborn, Dornbusch, & Darling, 1992). Apesar de em trabalho anterior relativo à versão portuguesa se ter optado por referir esta dimensão como responsividade (Duchârne et al., 2006), o termo aceitação parece ser mais consistente, quer com a proposta inicial de Lamborn et al. (1991), quer com a dimensão conceptual a que se refere, como adiante se expõe. Relativamente à dimensão relacionada com a afirmação das normas e sua verificação, Lamborn e colaboradores (Gray & Steinberg, 1999; Lamborn et al., 1991; Steinberg et al., 1992) utilizam os termos strictness/supervision. Porém, como mais à frente se verá, estes termos vão ser substituídos na literatura mais recente por monitoring e knowledge (e.g., Eaton, Krueger, Johnson, McGue, & Iacono, 2009; Fletcher, Steinberg, & Williams-Wheeler, 2004; Stattin & Kerr, 2000). Por esta razão, e apesar de se ter uti-

lizado o termo supervisão na versão portuguesa (Ducharme et al., 2006), os termos monitorização e conhecimento parecem traduzir melhor a dimensão avaliada através das Parenting Scales e da sua versão portuguesa (QEEP).

A aceitação parental reflecte um conjunto de comportamentos de afecto positivo, suporte emocional e envolvimento nas interações com os filhos (Maccoby & Martin, 1983). Neste sentido, confunde-se com afecto e responsividade, conceitos mais frequentemente utilizados na investigação com crianças mais novas e apontados como bons preditores da regulação comportamental (Kochanska, 1997), da competência social (Steelman, Assel, Swank, Smith, & Landry, 2002) e do desenvolvimento cognitivo (Landry, Smith, Swank, Assel, & Vellet, 2001), entre outros indicadores desenvolvimentais. Por sua vez, na adolescência a aceitação parental aparece positivamente associada à realização escolar (Lamborn et al., 1991; Pelegrina, Garcia-Linares, & Casanova, 2003; Steinberg, et al., 1992) e à adaptação escolar, sendo que os adolescentes que descrevem os seus pais como afectuosos, aceitantes e envolvidos nas suas vidas valorizam mais a frequência da escola, relacionam-se melhor com os professores e estão mais orientados para o estudo (Pallock & Lamborn, 2006), percebendo-se a eles próprios como mais competentes e mais moti-

vados intrinsecamente (Pelegrina et al., 2003). Alguns estudos apontam ainda para uma associação negativa entre aceitação parental e comportamentos desviantes nos jovens, tais como consumo de substâncias psicoactivas e delinquência (Soenens, Vansteenkiste, Luyckx, & Goossens, 2006).

Relativamente à dimensão monitorização, esta inclui um conjunto de comportamentos parentais que envolvem a procura de informação por parte dos pais relativamente aos comportamentos dos filhos e contextos por eles frequentados na sua ausência, nomeadamente onde e com quem passam os seus tempos livres (Dishion & McMahon, 1998). Ao longo dos últimos 10 a 15 anos, os estudos têm demonstrado uma relação inversa entre monitorização parental e indicadores de desenvolvimento e adaptação, com especial ênfase para a adolescência. De uma forma geral, a baixos níveis de monitorização estão associados níveis elevados de problemas de comportamento, incluindo-se aqui o comportamento delinquente, o abuso de drogas e o fraco desempenho escolar (Crouter & Head, 2002; Laird, Pettit, Bates, & Dodge, 2003). Porém, tem sido cada vez mais evidente na literatura o desfazamento entre o conceito – na definição de Dishion e McMahon (1998) que é genericamente aceite – e a forma como ele é, habitualmente, operacionalizado ou mensurado (e.g., “Até que ponto os

teus pais realmente sabem ...”). Stattin e Kerr (2000) e Kerr e Stattin (2000) alertam para o facto de várias medidas de monitorização incluírem itens que, na realidade, avaliam o conhecimento que os pais têm dos comportamentos e contextos frequentados pelos seus filhos no seu quotidiano, e não as acções realizadas pelos pais para obterem essa informação. Torna-se, portanto, indispensável clarificar estes conceitos a fim de aumentar a validade de constructo dos instrumentos usados. Assim, o conceito de monitorização refere-se aos comportamentos parentais que têm como meta a obtenção de informação acerca das experiências quotidianas dos seus filhos – onde estão, com quem estão e o que fazem. Apesar de existirem estudos sobre os comportamentos de monitorização na idade pré-escolar, eles ganham maior relevo na idade escolar e, sobretudo, na adolescência, dada a maior quantidade de tempo que os adolescentes passam longe do alcance imediato dos seus pais.

A monitorização, como já referido, deve ser distinguida do conhecimento que os pais realmente possuem das experiências quotidianas dos seus filhos, sendo que este conhecimento pode ter diversas origens. Stattin e Kerr (2000) e Kerr e Stattin (2000) distinguem três processos através dos quais os pais podem obter informação: em primeiro lugar, questionando os filhos, os amigos destes e os pais dos amigos ou outras

peçoas sobre o que os filhos fizeram, quando, onde e com quem passaram o tempo; em segundo lugar, podem adoptar uma postura controladora, estabelecer limites e exigir que, para cada nova actividade quotidiana, sejam consultados no sentido de a autorizar; finalmente, os filhos podem ceder a informação de forma espontânea sem que os pais tenham que a solicitar ou exercer controlo. Os dois primeiros processos envolvem uma iniciativa parental e incluem-se dentro da definição consensualmente aceite para monitorização (Dishion & McMahon, 1998); porém, o terceiro processo envolve uma iniciativa dos próprios filhos, assumindo que estes são agentes activos na determinação da capacidade de os pais exercerem as suas funções de monitorização.

Quando monitorização e conhecimento são avaliados através de medidas separadas, o conhecimento parental aparece mais fortemente associado com a cedência espontânea da informação por parte do adolescente do que com os comportamentos de monitorização (e.g., questionar e controlar) utilizados pelos pais (Eaton et al., 2009; Stattin & Kerr, 2000), o que reforça a ideia de que conhecimento e monitorização devem ser assumidos como conceitos distintos. Aliás, os estudos realizados por Stattin e Kerr (2000) e Kerr e Stattin (2000) mostraram que a cedência espontânea de informação

acerca das suas experiências quotidianas por parte do adolescente está mais associada à própria adaptação do adolescente do que aos outros processos de obtenção da informação (e.g., questionar e controlar). Estes resultados são consistentes, independentemente de a fonte da informação ser os filhos ou os próprios pais.

Por outro lado, a cedência espontânea que o adolescente faz da informação relativa às suas experiências quotidianas será influenciada, possivelmente, por vários factores, sobre os quais a literatura dá algumas indicações. Um primeiro factor, sugerido por Stattin e Kerr (2000) é o temperamento do adolescente – um temperamento fácil predispõe para uma relação afectuosa e aberta com os pais (Thomas & Chess, 1977), facilitadora de uma comunicação espontânea por parte do adolescente. Um segundo factor é a segurança da vinculação emocional do adolescente aos pais que aparece associada à monitorização materna em jovens dos 14 aos 16 anos, funcionando esta como variável mediadora da relação entre a segurança e as mudanças observadas no abuso de substâncias no intervalo de dois anos (Branstetter, Furman, & Cottrell, 2009). Finalmente, um terceiro factor reporta-se aos comportamentos parentais de aceitação e afecto; os filhos cederão mais facilmente informação no contexto de relações calorosas com os seus pais, em

que se sintam ouvidos e aceites e em que a comunicação se processe de uma forma eficaz, o que por sua vez aparece relacionado com menos problemas de comportamento (Fletcher et al., 2004; Soenens et al., 2006). Estes dois últimos factores, sobre os quais existe já alguma evidência empírica, realçam os efeitos que a dimensão de aceitação parental pode ter na disponibilidade do adolescente para fornecer informação aos pais acerca das suas experiências quotidianas, colocando à disposição destes um conjunto de conhecimentos que lhes permitem exercer a função de monitorização parental.

O QEEP é um instrumento de avaliação dos estilos educativos parentais constituído por duas subescalas que, em função da literatura mais actual que se acaba de rever, avaliam uma dimensão de aceitação e uma dimensão de monitorização. À luz do recente debate sobre o conceito de monitorização (Kerr & Stattin, 2000; Stattin & Kerr, 2000), é possível afirmar que esta segunda subescala inclui dois conjuntos distintos de itens: um primeiro conjunto pretende captar o esforço dos pais para tentar conhecer algumas das experiências quotidianas dos seus filhos e, neste sentido, pode ser considerado como focando a monitorização parental; um segundo conjunto de itens pretende recolher informação acerca do que os pais realmente sabem acerca dessas mesmas experiências, indepen-

dentemente da fonte de informação e, neste sentido, deve ser entendido como conhecimento parental.

Em Portugal o QEEP foi adaptado por Ducharme et al. (2006), a partir de uma amostra de 641 jovens escolarizados provenientes do Norte e Centro do País e com idades compreendidas entre os 12 e os 21 anos. A análise factorial exploratória dos resultados revelou uma estrutura semelhante à da escala original americana (Lamborn et al., 1991), com dois factores que explicaram 43% da variância total e que as autoras denominaram, como já se referiu, de responsividade e supervisão. A identificação dos estilos educativos fez-se através do cruzamento das distribuições nestas duas dimensões, sendo que cerca de 44% dos jovens foram identificados como provenientes de famílias com estilos autorizado, autoritário, permissivo ou negligente (os restantes 56% incluem situações não classificáveis num dos estilos definidos, situação também similar à ocorrida na amostra americana do estudo original).

De acrescentar que, para além da versão em português europeu, o QEEP tem uma outra versão em português do Brasil, na qual as subescalas foram denominadas de responsividade e exigência. Neste país, o questionário foi estudado numa população adolescente (Costa, Teixeira, & Gomes, 2000) e pré-adolescente, entre os 9 e os 12 anos (Weber, Prado, Viezzer, & Branden-

burg, 2004), tendo a análise de componentes principais revelado a existência de um factor coincidente com a subescala de responsividade e de dois factores relativos à subescala de exigência. Este último dado é consistente com os estudos acima descritos que concluem pela necessidade de distinguir as dimensões de monitorização e de conhecimento parental (Kerr & Stattin, 2000; Stattin & Kerr, 2000).

Para além da análise factorial exploratória, Ducharme et al. (2006) recorreram também a uma análise factorial confirmatória; porém, os indicadores obtidos não se apresentaram aceitáveis, apesar da adequabilidade do tamanho da amostra. Assim, o objectivo do presente estudo consiste em confirmar a validade da estrutura factorial proposta do QEEP, baseada em duas subescalas, numa amostra de adolescentes portugueses mais homogénea do ponto de vista etário.

MÉTODOS

Participantes

Este estudo teve por base uma amostra constituída por 424 (210 rapazes e 213 raparigas) adolescentes portugueses com idades compreendidas entre os 12 e os 15 anos de idade ($M=12,6$; $DP=0,96$). Todos os participantes frequentavam o 7º ano de escolaridade em seis escolas públicas

pertencentes a comunidades urbanas e rurais do Norte de Portugal, mais especificamente do Grande Porto, Minho e Trás-os-Montes. A amostra foi do tipo de conveniência, pois não foi possível aplicar as técnicas probabilísticas em todas as escolas seleccionadas para integrarem o estudo.

Instrumento

O QEEP é constituído por 19 itens que avaliam a percepção que os adolescentes têm dos estilos educativos dos seus pais. Estes itens são avaliados numa escala de quatro pontos e agrupam-se em duas subescalas, designadas pelas autoras que procederam ao estudo de adaptação (Ducharne et al., 2006) por responsividade (9 itens) e supervisão (10 itens). Tal como atrás foi referido, de acordo com a literatura mais actual, os conceitos de aceitação e monitorização são mais consistentes conceptualmente, pelo que serão aqui utilizados para denominar as subescalas do QEEP. A subescala monitorização inclui porém cinco itens que conceptualmente são coerentes com o que atrás se definiu como monitorização (o que os pais tentam saber) e cinco itens conceptualmente coerentes com o que atrás se definiu como conhecimento (o que os pais realmente sabem). A estrutura de dois factores, que neste trabalho é submetida a confirmação, foi proposta para a

população portuguesa por Ducharme et al. (2006), tendo estas autoras obtido valores de consistência interna de .78 para a aceitação parental e de .85 para a monitorização parental.

Procedimento

Uma vez assegurada a autorização e colaboração por parte das direcções das Escolas contactadas, foram endereçados pedidos de autorização aos pais de todos os alunos que frequentavam o 7º ano de escolaridade. Foi utilizado um modelo de consentimento informado passivo, segundo o qual os pais dos adolescentes deveriam afirmar que não autorizavam a participação dos filhos no estudo; em caso de não resposta era assumida a autorização de participação. Este procedimento tem como finalidade a obtenção de uma amostra de participantes não enviesada, que contemple adolescentes com os mais variados antecedentes familiares (Fletcher et al., 2004; Steinberg et al., 1992). Pelo contrário, da parte dos adolescentes obteve-se um consentimento informado activo.

O QEEP foi aplicado colectivamente em cada turma durante um período lectivo. Em todas as circunstâncias foi assegurada a confidencialidade dos dados recolhidos, sendo que, de uma forma geral, os adolescentes reagiram de forma colaborativa à administração do questionário.

Análise de dados

A par das estatísticas descritivas e da análise factorial exploratória, procedeu-se à análise factorial confirmatória. De referir que no presente estudo foi ultrapassado o valor sugerido tanto por Kline (2005) como por Tabachnick e Fidell (1996), assegurando-se um rácio de 10 sujeitos para cada item. A análise factorial confirmatória (AFC) incidiu na validade teórica proposta que esteve na base da elaboração das duas subescalas em análise (Grimm & Yarnold, 1998). Para a avaliação da adequação do modelo, recorremos a um conjunto de índices de ajustamento recomendados por Marsh e Balla (1988) e Harrington (2009), nomeadamente o χ^2/df , GFI (Goodness of Fit Index), CFI (Comparative Fit Index), RSMEA (Root Mean Square Error of Approximation), através do programa AMOS 16.0. Justificando estes parâmetros, recorreu-se ao rácio χ^2/df , uma vez que através deste é ultrapassada a fragilidade dos valores de χ^2 relativamente ao tamanho da amostra. Não há consenso quanto ao valor de corte para este indicador. Por exemplo, Wheaton, Muthe, Alwin e Summers (1977) propõem que sejam aceites valores abaixo de 5. Por sua vez, Marsh e Hocevar (1985) sugerem o intervalo entre 2 a 5, devendo o valor ideal ser 2 ou inferior. Para o caso do GFI, que avalia a quantidade relativa da variância e

co-variância, é proposto por Joreskog e Sorbom (1989), assim como por Tanaka e Huba (1985), que valores superiores a .90 sejam interpretados como indicadores aceitáveis. O CFI mede a adequabilidade do modelo teórico proposto em comparação com o que emerge do tratamento dos dados. Para este indicador, vários autores (Bentler, 1990, 2007; Bentler & Bonnett, 1980; Bollen, 1989; McDonald & Marsh, 1990) sugerem que se utilizem valores iguais ou superiores a .90. Por sua vez, o RMSEA tem por objectivo analisar a discrepância entre as matrizes estimadas e as observadas, sendo recomendados na literatura da especialidade valores, preferencialmente, abaixo de .05, embora valores até .08 possam ser considerados aceitáveis (Byrne, 2010; Browne & Cudeck, 1993; Loehlin, 2004). Por último, recorreu-se ao programa EQS para calcular os diferentes parâmetros e estimativas do modelo estrutural final, tendo em consideração o método de correcção Satorra-Bentler para os elevados níveis de normalidade multivariada (coeficiente de Mardia) verificados.

RESULTADOS

A fim de garantir a adequação dos dados para os propósitos deste estudo, foi analisada num primeiro momento a normalidade dos dados. Tal

como se pode observar na Tabela 1, os coeficientes de assimetria e de curtose apresentam valores inferiores a 3, sendo assim considerados, de acordo com Kline (2005), como índices não problemáticos. Relativamente aos 19 itens, a assimetria teve o valor mais baixo (-.31) no item Família diverte-

se em conjunto (QEEP9) e o mais alto (-1.78) ocorreu no item Pais encorajam a melhorar a nota (QEEP6). No caso da curtose o valor mais baixo (-.17) foi no item Pais realmente sabem onde está de tarde (QEEP18) e o mais alto (2.88) no item Pode contar que os pais ajudam (QEEP1).

Medidas Descritivas e de Normalidade dos Itens do QEEP

	ITENS	M ± DP	Assimetria	Curtose
QEEP 1	Pode contar que os pais ajudam	3.69 ± 0.52	-1.59	2.88
QEEP 2	Pais incitam a dar o melhor	3.69 ± 0.51	-1.55	2.14
QEEP 3	Pais incitam a usar a cabeça	3.59 ± 0.53	-0.82	-0.48
QEEP 4	Pais ajudam nos TPCs	3.31 ± 0.72	-0.95	0.87
QEEP 5	Pais explicam razões	3.42 ± 0.64	-0.94	1.07
QEEP 6	Pais encorajam a melhorar a nota	3.60 ± 0.69	-1.78	2.67
QEEP 7	Pais elogiam boa nota	3.37 ± 0.81	-1.11	0.39
QEEP 8	Pais passam tempo a conversar com o filho	3.07 ± 0.98	-0.86	-0.28
QEEP 9	Família diverte-se em conjunto	2.71 ± 0.99	-0.31	-0.94
QEEP 10	Pais tentam conhecer amigos	3.06 ± 0.87	-0.48	-0.72
QEEP 11	Pais tentam saber onde vai à noite	3.12 ± 1.05	-0.92	-0.43
QEEP 12	Pais tentam conhecer tempos livres	2.99 ± 0.93	-0.55	-0.65
QEEP 13	Pais tentam saber onde está de tarde	3.09 ± 0.96	-0.82	-0.33
QEEP 14	Pais tentam saber como gasta dinheiro	3.00 ± 0.99	-0.55	-0.89
QEEP 15	Pais realmente conhecem amigos	3.16 ± 0.86	-0.64	-0.57
QEEP 16	Pais realmente sabem onde vai à noite	3.13 ± 0.99	-0.85	-0.44
QEEP 17	Pais realmente conhecem tempos livres	3.11 ± 0.89	-0.64	-0.54
QEEP 18	Pais realmente sabem onde está de tarde	3.18 ± 0.88	-0.83	-0.17
QEEP 19	Pais realmente sabem como gasta dinheiro	3.02 ± 0.97	-0.57	-0.81

De modo a verificar se o QEEP contempla dois factores, foi realizada uma análise factorial exploratória forçada a dois factores, através do método maximum likelihood (o va-

lor Kaiser-Meyer-Olkin foi de .90 e o teste de Bartlett apresentou um valor significativo [2680.88, p.<.001] confirmando a adequabilidade da amostra).

AFE dos Itens do QEEP, com Rotação Direct Oblimin

	ITENS	FACTOR 1	FACTOR 2
QEEP 1	Pode contar que os pais ajudam	.72	
QEEP 4	Pais ajudam nos TPCs	.71	
QEEP 2	Pais incitam a dar o melhor	.70	
QEEP 5	Pais explicam razões	.65	
QEEP 3	Pais incitam a usar a cabeça	.64	
QEEP 8	Pais passam tempo a conversar com o filho	.50	
QEEP 9	Família diverte-se em conjunto	.49	
QEEP 7	Pais elogiam boa nota	.47	
QEEP 6	Pais encorajam a melhorar a nota	.33	
QEEP 18	Pais realmente sabem onde está de tarde		.70
QEEP 14	Pais tentam saber como gasta dinheiro		.67
QEEP 19	Pais realmente sabem como gasta dinheiro		.66
QEEP 12	Pais tentam conhecer tempos livres		.66
QEEP 17	Pais realmente conhecem tempos livres		.65
QEEP 13	Pais tentam saber onde está de tarde		.65
QEEP 16	Pais realmente sabem onde vai à noite		.63
QEEP 11	Pais tentam saber onde vai à noite		.63
QEEP 10	Pais tentam conhecer amigos		.53
QEEP 15	Pais realmente conhecem amigos		.47

Os resultados apresentados na Tabela 2 demonstram que todos os itens se distribuíram pelos factores preconizados. Os valores nesta análise satisfizeram os critérios sugeridos por Tabachnick e Fidel (1996), uma vez que a matriz confirmou um primeiro factor (identificado como aceitação) constituído pelos itens 1 a 9, em que todos os itens apresentaram uma carga facto-

Os resultados apresentados na Tabela 2 demonstram que todos os itens se distribuíram pelos factores preconizados. Os valores nesta análise satisfizeram os critérios sugeridos por Tabachnick e Fidel (1996), uma vez que a matriz confirmou um primeiro factor (identificado como aceitação) constituído pelos itens 1 a 9, em que todos os itens apresentaram uma carga facto-

rial adequada, variando entre .33 (item 6) e .72 (item 1), e um segundo factor (identificado como monitorização), em que as cargas factoriais variaram entre .47 (item 15) e .70 (item 18). Os dois factores apresentaram-se estatisticamente correlacionados ($r = .50$ p. < .001). O cálculo dos coeficientes alpha de Cronbach evidenciou valores de consistência interna satisfatórios, sendo de .76 para a dimensão aceitação e de .84 para a dimensão monitorização.

No que se refere à análise factorial confirmatória, o modelo de medida inicialmente avaliado, de acordo com os critérios sugeridos por Brown (2006), apresentou-se claramente insatisfatório, $\chi^2 = 920.306$. $df = 151$, $\chi^2/df = 6.095$, $GFI = .827$, $CFI = .698$, $RSMEA = .110$. Perante estes valores, optou-se por proceder a ajustamentos ao modelo recorrendo aos índices de modificação para identificar áreas de tensão localizada. As cargas factoriais em todos os itens de ambas as escalas apresentaram-se com valores superiores a .64 para o factor aceitação e a .70 para o factor monitorização. De acordo com os critérios definidos por Tabachnick e Fidel (1996), estes apresentaram-se como bem ajustados. De qualquer modo, passando a uma fase exploratória e tendo por base a análise conjunta dos índices de modificação para as covariâncias e para as regressões, foi identificado um conjunto de itens que merecia uma análise mais cuidada.

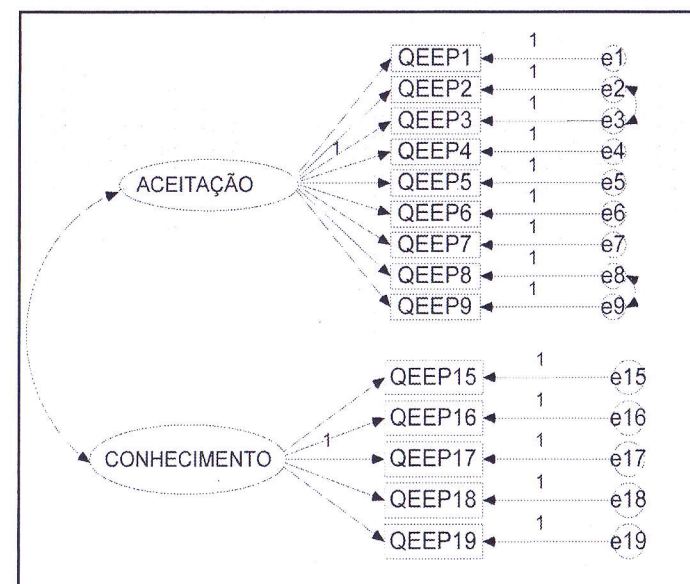
Numa primeira fase os itens 11, 12 e 14 foram sinalizados como problemáticos. Tendo em consideração a combinação dos valores elevados ao nível das covariâncias entre erros de medida e de valores baixos ao nível das regressões item-factor, optou-se por eliminar estes itens. Com este procedimento exploratório foi possível melhorar os índices de adequação, mas o modelo continuou a necessitar de correcções ao nível das covariâncias entre os erros de medida do item 10 e 15, assim como entre os dos itens 13 e 18. Com os resultados conseguidos ficou notório que os itens 10 a 14 se apresentavam uniformemente problemáticos. Face a esta dedução, procedeu-se a uma análise factorial exploratória recorrendo aos mesmos procedimentos anteriormente utilizados neste estudo, mas sem especificar a priori o número de factores. Neste âmbito, os resultados obtidos indicaram que os itens se poderiam agregar em três factores, sugerindo que a segunda dimensão – monitorização – poderia ser melhor explicada por dois subfactores, possivelmente agrupados num factor de ordem superior.

Os resultados da análise factorial confirmatória para três factores continuaram a evidenciar um modelo inadequado, $\chi^2 = 915.228$. $df = 149$, $\chi^2/df = 6.142$, $GFI = .825$, $CFI = .700$, $RSMEA = .110$ (.104 – .117). Analisados os índices de modificação sugere-

dos para os itens, confirmou-se que as variáveis problemáticas continuaram a ser as anteriormente identificadas. Face a esta constatação optou-se por retirar do modelo os itens que se apresentaram com a menor variância explicada e, inerentemente, responsáveis por índices de ajustamento inadequados. Desta opção resultou um terceiro modelo de dois factores, um constituído pelos itens 1 a 9 e o segundo pelos itens 15 a 19 (cf. Figura 1). Os resultados da AFC para este modelo mais reduzido foram os seguintes: $\chi^2 = 187.228$. $df = 76$, $\chi^2/df = 2.466$, $GFI = .937$, $CFI = .914$, $RSMEA = .059$

(.048 – .070). Apesar destes valores já se apresentarem bastante satisfatórios, após consulta dos indicadores de modificação ao nível das covariâncias entre erros de medida de certos itens (e2 – e3; e8 – e9), estas reespecificações foram incorporadas uma vez que estes itens pertenciam todos ao mesmo factor. Feitos estes ajustês, os resultados finais foram os seguintes: $\chi^2 = 121.214$. $df = 74$, $\chi^2/df = 1.638$, $GFI = .958$, $CFI = .963$, $RSMEA = .039$ (.026 – .051). Com estes valores tornou-se possível atingir os valores mais exigentes conhecidos na literatura da especialidade e recomendados por Brown (2006).

Figura 1. Modelo final do QEEP com base em dois factores e 14 itens.



Quando se recorreu ao EQS para a análise com base no método robusto Satorra-Bentler, o modelo bifactorial simplificado com base em 14 itens produziu os seguintes resultados: Satorra-Bentler (corrigido); $\chi^2 = 101.73$, $\chi^2/df = 1.37$, *CFI = .970, *RSMEA = .030 (.013 - .043). Tais resultados sustentam a validade factorial do QEEP expressa pelo modelo bifactorial oblíquo simplificado, embora esta proposta alternativa, de carácter exploratório, necessite de confirmação em estudos futuros. Estes valores podem ser considerados ideais para um processo de validação. Porém, diferem dos relatados por Ducharme e colaboradoras (2006) que obtiveram $\chi^2 = 1497.30$, $df = 162$, $\chi^2/df = 9.254$, CFI = .70, RSMEA = .11. De acordo com o estipulado na literatura este modelo (19 itens) é, claramente, insatisfatório e, por essa razão, a proposta anterior da escala deverá ser abandonada em favor da que agora se apresenta.

No que se refere à confiabilidade desta proposta de um modelo com dois factores (14 itens), verificou-se, através do alpha de Cronbach, que a consistência interna para a dimensão Aceitação manteve o mesmo valor .76, mas para a segunda dimensão, cujo conteúdo remete para o conceito de Conhecimento, o valor é de .74. Tendo em consideração que este instrumento está a ser desenvolvido para propósitos de investigação científica de carácter normati-

vo, estes indicadores são considerados muito bons (Abel, Springer, & Kamata, 2009). No entanto, para os propósitos de avaliação individual seria preferível que ambos os valores fossem superiores a .80.

DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo, tendo em consideração o nível da dispersão dos resultados nos itens, a sua organização factorial e a consistência interna das dimensões, permitem-nos afirmar a adequação e validade do QEEP junto dos adolescentes portugueses. À semelhança do que aconteceu nos estudos realizados no Brasil com uma versão adaptada das Parenting Scales (Costa et al., 2000; Weber et al., 2004), também neste estudo a subescala originalmente identificada como Monitorização não emerge com suficiente identidade e especificidade na versão final. Estes autores encontraram uma distinção clara entre os itens relativos à Monitorização parental (tentativas dos pais para controlar o comportamento dos filhos) e os itens relativos ao Conhecimento parental (o quanto os pais sabem sobre o comportamento dos filhos). Esta distinção conceptual entre Monitorização e Conhecimento é ainda reforçada pelos estudos atrás citados realizados noutros países da Europa (e.g., Stattin & Kerr, 2000) e nos Estados Unidos da América (e.g., Eaton et al., 2009), em

que as fontes de informação são tanto os pais como os filhos.

Os autores brasileiros mantiveram-se porém fiéis à proposta original de um instrumento com dois factores, remetendo para mais tarde o aprofundamento das implicações psicométricas da diferenciação da subescala relativa à Monitorização em dois factores (Costa et al., 2000; Weber et al., 2004).

Com base nos índices de ajustamento dos vários modelos factoriais testados no presente estudo, é proposta uma versão mais reduzida da escala bem como a sua organização dimensional em dois factores: Aceitação, que integra os itens 1 a 9, e Conhecimento reportada aos itens 15 a 19. Os índices de consistência interna para estes dois factores mantêm-se apropriados para efeitos de investigação. Por outro lado, os itens 10 a 14 não emergiram neste estudo enquanto factor com identidade factorial e consistência interna suficientes em termos psicométricos, justificando a importância de continuar a desenvolver estudos sobre esta escala.

Ainda a este propósito cumpre recordar que a investigação tem mostrado que o conhecimento parental, mais do que a monitorização parental, está relacionada com a cedência espontânea de informação por parte do adolescente, sendo certo que esta, por sua vez, aparece associada ao seu nível de adaptação psicossocial (Kerr & Stattin, 2000). Parece, por isso, ser de

tudo o interesse dispor de uma medida de Conhecimento Parental, consistente e devidamente validada, que permita abordar esta dimensão na investigação sobre interacções entre pais e adolescentes e sobre o impacto destas interacções na adaptação psicossocial e académica dos jovens.

Os vários estudos revistos anteriormente, realizados na Europa, Estados Unidos da América e Brasil, foram realizados com indivíduos de faixas etárias próximas, correspondentes às etapas inicial e média da adolescência. Estes estudos apoiam a diferenciação entre monitorização e conhecimento parental, como foi já referido várias vezes. No estudo aqui apresentado não foi possível confirmar a existência de uma dimensão consistente de monitorização, mas foi possível perceber que os itens correspondentes se comportam de forma distinta dos itens do conhecimento parental. Fica por saber se a organização dimensional aqui apresentada poderá ser reproduzida numa amostra de indivíduos numa etapa mais tardia da adolescência, quando a relação com os pais passa a ser de ainda maior distanciamento físico e psicológico. Pode mesmo colocar-se a hipótese de os adolescentes mais jovens, nas suas respostas ao questionário, terem mais presente a diferenciação entre o que os pais tentam saber e o que realmente sabem acerca do que se passa no seu quotidiano, enquanto que para os adolescentes mais velhos,

esta diferenciação será menos saliente, na medida em que as suas necessidades de afirmação pessoal face aos pais já não passarão por uma demarcação tão evidente dos seus contextos de vida não familiares. Assim, em estudos posteriores a estrutura factorial agora encontrada deverá ser objecto de confirmação em função do nível etário e do nível de escolaridade dos adolescentes, incluindo-se adolescentes a frequentar o ensino secundário.

Ao longo deste trabalho surgiu como um imperativo a clarificação e a tomada de posição face à multiplicidade de termos utilizados pelos diferentes autores para os mesmos conceitos, quer na língua inglesa quer na língua portuguesa. Tendo presente o recente debate sobre as dimensões, por um

lado, e a análise de conteúdo dos itens, por outro, parece-nos que Aceitação Parental e Conhecimento Parental são os termos mais adequados para as dimensões aqui identificadas. Em relação aos itens não integrados no modelo factorial testado, ou seja os itens relativos ao conceito de Monitorização Parental, dever-se-á considerar a possibilidade de um estudo futuro centrado nestes itens vir a aprofundar o seu significado psicológico e os seus indicadores.

Em termos de conclusão, é possível afirmar que, apesar de a estrutura factorial do QEEP não incluir uma dimensão de monitorização parental, este instrumento parece apresentar qualidades psicométricas adequadas à sua utilização na investigação com adolescentes portugueses.

REFERÊNCIAS

- Abel, N., Springer, D., & Kamata, A. (2009). *Developing and validating rapid assessment instruments*. Oxford: Oxford Press.
- Baumrind, D. (1971). Current patterns of parental authority. *Development Psychology Monographs*, 4, 1-103.
- Baumrind, D. (1973). The development of instrumental competence through socialization. In A. D. Pick (Ed.), *Minnesota Symposia on Child Psychology* (Vol. 7, pp 3-46). Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Baumrind, D. (1989). Rearing competent children. In W. Damon (Ed.), *Child development today and tomorrow* (pp. 349-378). San Francisco: Jossey-Bass.
- Baumrind, D. (1991). Parental styles and adolescent development. In R. Lerner, A. C. Petersen, & J. Brooks-Gunn (Eds.), *The encyclopedia of adolescence* (pp. 758-772). New York: Garland.
- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. (2007). On tests and indices for evaluating structural models. *Personality and Individual Differences*, 42, 825-29.
- Bentler, P., & Bonnett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Branstetter, S. A., Furman, W., & Cottrell, L. (2009). The influence of representations of attachment, maternal-adolescent relationship quality, and maternal monitoring on adolescent substance use: A 2-year longitudinal examination. *Child Development*, 80, 1448-1462.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guildford Press.
- Browne, M., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.) *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. (2nd ed.). New York: Routledge.
- Costa, F. T., Teixeira, M. A. P., & Gomes, W. B. (2000). Responsividade e exigência: Duas escalas para avaliar estilos parentais. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 13, 465-473.
- Crouter, A. C., & Head, M. R. (2002). Parental monitoring and knowledge of children. In M. Bornstein (Ed.), *Handbook on parenting* (2nd ed., pp. 461-483). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Dishion, T. J., & McMahon, R. J. (1998). Parental monitoring and the prevention of child and adolescent problem behavior: A conceptual and empirical formulation. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 1, 61-75.
- Ducharne, M. A. B., Cruz, O., Marinho, S., & Grande, C. (2006). Questionário de Estilos Educativos Parentais (QEEP). *Psicologia e Educação*, V, 63-75.
- Eaton, N. R., Krueger, R. F., Johnson, W., McGue, M., & Iacono, W. G. (2009). Parental monitoring, personality, and delinquency: Further support for a reconceptualization of monitoring. *Journal of Research in Personality*, 43, 49-59.
- Farrell, A. D., & White, R. S. (1998). Peer influences and drug use among adolescents: Family structure and parent-adolescent relationship as protective factors. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 66, 248-258.
- Fletcher, A., Steinberg, L., & Williams-Wheeler, M. (2004). Parental influences on adolescent problem behaviour: Revisiting Stattin and Kerr. **Child Development**, 75, 781-796.

Gray, M. R., & Steinberg, L. (1999). Unpacking authoritative parenting: Reassessing a multidimensional construct. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 574-587.

Grimm, L., & Yarnold, P. (1998). *Reading and understanding multivariate statistics*. Washington, DC: American Psychological Association.

Guimarães, A. B. P., Hochgraf, P. B., Brasiliano, S., & Ingberman, Y. K. (2009). Aspectos familiares de meninas adolescentes dependentes de álcool e drogas. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 36, 69-74.

Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. Oxford: University Press.

Hart, C. H., Newell, L. D., & Olson, S. F. (2003). Parenting skills and social-communicative competence in childhood. In J. O. Greene & B. R. Burlison (Eds.), *Handbook of communication and social interaction skills* (pp. 753-797). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Joreskog, K., & Sorbom, D. (1989). *LISREL 7: User's reference guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.

Kerr, M., & Stattin, H. (2000). What parents know, how they know it, and several forms of adolescent adjustment: Further support for a reinterpretation of monitoring. *Developmental Psychology*, 36, 366-380.

Kline, R. (2005). *Principles and practice of structural equation modelling*. New York: The Guilford Press.

Kochanska, G. (1997). Mutually responsive orientation between mothers and their young children: Implications for early socialization. *Child Development*, 67, 94-112.

Kumpfer, K. L., & Alvarado, R. (2003). Family-strengthening approaches for the prevention of youth problem behaviors. *American Psychologist*, 58, 457-465.

Landry, S. H., Smith, K. E., Swank, P. R., Assel, M. A., & Vellet, S. (2001). Does early responsive parenting have a special importance for children's development or is consistency across early childhood necessary? *Developmental Psychology*, 37, 387-403.

Laird, R. D., Pettit, G. S., Bates, J. E., & Dodge, K. A. (2003). Parents' monitoring-relevant knowledge and adolescents' delinquent behavior: Evidence of correlated developmental changes and reciprocal influences. *Child Development*, 74, 752-768.

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.

Loehlin, J. (2004). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and*

structural equation analysis. London: Lawrence Erlbaum.

Maccoby, E. E., & Martin, J. A. (1983). Socialization in the context of the family: Parent-child interaction. In P. H. Mussen (Series Ed.) & E. M. Hetherington (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 4. Socialization, personality, and social development* (4th ed., pp. 1-101). New York: Wiley.

Marsh, H., & Balla, J. (1988). Goodness-of fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-410.

Marsh, H., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept. First and second order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562-582.

McDonald, R., & Marsh, H. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107, 247-255.

Okagaki, L. (2001). Parental beliefs, parenting styles and children's intellectual functioning. In E. L. Grigorenko & R. J. Sternberg (Eds.), *Family environment and intellectual functioning* (pp. 141-172). London: Lawrence Erlbaum Associates.

Ortiz, M. A. C., Gándara, M. V. B., & Tello, F. P. H. (2007). Análisis de la estructura del Cuestionario de Comportamiento Parental para Niños (CRPBI) en población española. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 24, 95-120.

Pallock, L., & Lamborn, S. (2006). Beyond parenting practices: Extended kinship support and the academic adjustment of African American and European American teens. *Journal of Adolescence*, 26, 813-828.

Pelegriña, S., García-Linares, M. C., & Casanova, P.F. (2003). Adolescents and their parents' perceptions about parenting characteristics. Who can better predict the adolescent's academic competence? *Journal of Adolescence*, 26, 651-665.

Soenens, B., Vansteenkiste, M., Luyckx, K., & Goossens, L. (2006). Parenting and adolescent problem behavior: An integrated model with adolescent self-disclosure and perceived parental knowledge as intervening variables. *Developmental Psychology*, 42, 305-318.

Stattin, H., & Kerr, M. (2000). Parental monitoring: A reinterpretation. *Child Development*, 71, 1072-1085.

Steelman, L. M., Assel, M. A., Swank, P. R., Smith, K. E., & Landry, S. H. (2002). Early maternal warm responsiveness as a predictor of child social skills: Direct and indirect paths of influence over time. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 23, 135-156.

Steinberg, L., Lamborn, S. D., Dornbusch, S. M., & Darling, N. (1992). Impact

of parenting practices on adolescent achievement, and encouragement to succeed. *Child Development*, 63, 1266-1281.

Tabachnick, B., & Fidell, L. (1996). *Using multivariate statistics*. New York: HarperCollins College.

Tanaka, J., & Huba, G. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 197-201.

Thomas, A., & Chess, S. (1977). *Temperament and development*. New York: Brunner/Mazel.

Weber, L., Prado, P., Viezzer, A., & Brandenburg, O. (2004). Identificação de estilos parentais: O ponto de vista dos pais e dos filhos. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 17, 323-331.

Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. Heise (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 84-136). San Francisco: Jersey-Bass.

Inventario de Estilos de Personalidad de Millon (MIPS) en mujeres chilenas

The Millon Index of Personality Styles (MIPS) in Chilean women

RAQUEL RIVAS-DIEZ¹.

RESUMEN

TEL objetivo de este estudio es comprobar si el Inventario de Estilos de Personalidad de Millon (MIPS) puede ser utilizado como medida de la personalidad normal en mujeres chilenas. Tras la traducción y adaptación del instrumento original inglés (Millon, 1994) al español (Millon, 2001), siguiendo las normas propuestas por la Comisión Internacional de Tests (ITC), se realizó el proceso de adaptación del instrumento. La investigación se ha llevado a cabo con 369 mujeres chilenas de la población general. Se eliminaron 8 participantes tras analizar los distintos índices de validez propuestos por el autor. Los resultados indican un coeficiente alfa promedio de 0,63 y de 0,70 en el método de las dos mitades. Los datos confirman que el MIPS puede ser utilizado como medida de la personalidad normal en mujeres chilenas y nos anima a dar continuidad al estudio incluyendo al grupo de hombres en el proceso de adaptación y estandarización del instrumento.

¹ Universidad Complutense de Madrid. Licenciada en Psicología. Investigación subvencionada por el Programa de financiación para la investigación de la Comunidad Autónoma de La Rioja. España.
Dirección: Calle Milicias 16, 1º A. C.P. 26003, Logroño, La Rioja. España.
Teléfono: 616171645. E- mail: rrvasdí@psi.ucm.es

REVISTA IBEROAMERICANA DE DIAGNÓSTICO Y EVALUACIÓN/ E AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA

© Copyright por la Asociación Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica (AIDEP).
En ningún caso AIDEP se responsabiliza de las opiniones expresadas por los autores en sus artículos.

I.S.S.N.: 1135-3848
Depósito Legal: S.953-1998
Impreso en Argentina

Nº 31

VOL. 1

2011

REVISTA OFICIAL DE LA ASOCIACIÓN IBEROAMERICANA
DE DIAGNÓSTICO Y EVALUACIÓN PSICOLÓGICA (AIDEP)

REVISTA OFICIAL DA ASSOCIAÇÃO IBEROAMERICANA
DE DIAGNÓSTICO E AVALIAÇÃO PSICOLÓGICA (AIDEP)

CONSEJO / CONSELHO DIRECTOR

DIRECTORA: Norma Contini

EDITOR ESPAÑOL: María del Pilar Sánchez López

EDITOR PORTUGUÉS: Bruno Gonçalves

EDITOR RESPONSABLE: Marcelo Antonio Pérez

- Alderete, Ana. *Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.*
 Ampudia, Amada. *Universidad Autónoma, México.*
 Ardoíno, Graciela. *Universidad Católica del Uruguay.*
 Barros, Luísa. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Calero, Dolores. *Universidad de Granada, España.*
 Castanheira Duarte, Eduarda. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Castro Solano, Alejandro. *CONICET, Universidad de Palermo, Argentina.*
 Cayssials, Alicia. *Universidad de Buenos Aires, Argentina.*
 Cuéllar, Isabel. *Hosp. Clínico de Getafe, España.*
 Daset, Lilian. *Universidad Católica del Uruguay.*
 Díaz Morales, Francisco. *Universidad Complutense de Madrid.*
 Donolo, Danilo. *Universidad Nacional Río Cuarto, Argentina.*
 Dresch Moehlecke, Virginia. *Universidad Complutense, Madrid.*
 Fagulha, Teresa. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Fernández Liporace, María Mercedes. *Universidad de Buenos Aires, Argentina.*
 Flores Galaz, Mirta. *Universidad Autónoma, Yucatán.*
 Garaigordobil, Maite. *Universidad del País Vasco.*
 Gómez Maqueo, Emilia Lucio. *Universidad Autónoma México.*
 González Barrón, Remedios. *Universidad de Valencia, España.*
 Jiménez Gómez, Fernando. *Universidad de Salamanca, España.*
 Leibovich, Nora. *CONICET, Buenos Aires, Argentina.*
 Maganto Mateo, Carmen. *Universidad del País, Vasco.*
 Martínez, Patricia. *Pontificia Universidad Católica, Perú.*
 Martorell, María del Carmen. *Universidad de Valencia, España.*
 Moreira, João. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Novo, Rosa. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Piacente, Telma. *Universidad de la Plata, Argentina.*
 Ráez, Matilde. *Pontificia Universidad Católica, Perú.*
 Rafael, Manuel. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Sá, Isabel. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Saiz, José Luis. *Universidad de la Frontera Temuco, Chile.*
 Santos, Salomé. *Universidad de Lisboa, Portugal.*
 Simões, Mario Rodríguez. *Universidad de Coimbra, Portugal.*
 Thorne, Cecilia. *Pontificia Universidad Católica, Perú.*
 Tornimbeni, Silvia. *Universidad de Córdoba, Argentina.*
 Vinet, Eugenia. *Universidad de la Frontera, Chile.*
 Vivas, Eleonora. *Universidad Simón Bolívar, Venezuela.*
 Wechsler, Solange. *Pontificia Universidad Católica, Campinas, Brasil.*

Versión en papel editada en conjunto con la Facultad de Psicología y Relaciones Humanas de la Universidad Abierta Interamericana.

LOS ARTÍCULOS PUBLICADOS SON EVALUADOS POR DOS REVISORES DEL CONSEJO EDITORIAL
 LA REVISTA ESTÁ INDEXADA EN: *Psicodoc; PsycINFO, Latindex, Current Contents*

Compaginación: AIDEP. Distribución: AIDEP

ÍNDICE GENERAL

4 CONSEJO DIRECTOR

4 CONSEJO EDITORIAL

5 INDICE GENERAL

7 EDITORIAL

ARTÍCULOS

11 LIC. MAGALI MARTÍNEZ PÉREZ Y DRA. ROZZANA SÁNCHEZ ARAGÓN

EVALUACIÓN MULTIMÉTODO DE LA EXPRESIÓN EMOCIONAL

MULTIMETHOD EVALUATION OF EMOTIONAL EXPRESSION

37 ALEJANDRO CASTRO SOLANO

LAS RUTAS DE ACCESO AL BIENESTAR. RELACIONES ENTRE BIENESTAR HEDÓNICO Y EUDAMÓNICO. UN ESTUDIO EN POBLACIÓN ARGENTINA

THE THREE ROUTES OF ACCESS TO WELL-BEING. RELATIONS BETWEEN HEDONIC AND EUDEMONIC WELL BEING. A STUDY IN ARGENTINE POPULATION

59 APARICIO-GARCÍA, M. E., SANZ-BLASCO, R. & RAMOS-CEJUDO, J.

RELACIONES ENTRE MASCULINIDAD Y CONDUCTAS DE SALUD EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS ESPAÑOLES

RELATIONSHIP BETWEEN MASCULINITY AND HEALTH BEHAVIOR IN SPANISH UNIVERSITY STUDENTS

73 CARMEN MAGANTO Y MAITE GARAIGORDOBIL

INDICADORES EMOCIONALES COMPLEMENTARIOS PARA LA EVALUACIÓN EMOCIONAL DEL TEST DEL DIBUJO DE DOS FIGURAS HUMANAS (T2F)

COMPLEMENTARY EMOTIONAL INDICATORS FOR THE EMOTIONAL ASSESSMENT OF THE TWO HUMAN FIGURES TEST (T2F)

- 97 CARMEN MARTORELL, REMEDIOS GONZÁLEZ, ANA ORDÓÑEZ Y OLATZ GÓMEZ
 ESTUDIO CONFIRMATORIO DEL CUESTIONARIO DE CONDUCTA ANTISOCIAL (CCA) Y SU RELACIÓN CON VARIABLES DE PERSONALIDAD Y CONDUCTA ANTISOCIAL
CONFIRMATORY STUDY OF ANTISOCIAL BEHAVIOR QUESTIONNAIRE (CCA) AND ITS RELATIONSHIP WITH PERSONALITY AND ANTISOCIAL BEHAVIOR
- 115 MARÍA TERESA FRÍAS CÁRDENAS Y ROLANDO DÍAZ LOVING
 ADAPTACIÓN DEL CUESTIONARIO DE SENSIBILIDAD AL RECHAZO DE LA INTIMIDAD EMOCIONAL PARA ADULTOS JÓVENES MEXICANOS
ADAPTATION OF REJECTION SENSIBILITY QUESTIONNAIRE OF EMOTIONAL INTIMACY FOR USE WITH MEXICAN YOUNG ADULTS
- 133 ANA DELIA LÓPEZ SUÁREZ, ISABEL REYES LAGUNES Y JESÚS FELIPE URIBE PRADO
 CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN PSICOMÉTRICA DE UNA ESCALA DE INTENCIÓN DE META
GENERATION AND PSYCHOMETRIC VALIDATION OF A GOAL-INTENTION SCALE
- 157 ORLANDA CRUZ, JOSÉ VASCONCELOS RAPOSO, MARIA ADELINA BARBOSA DUCHARNE, LEANDRO DA SILVA ALMEIDA, CARLA M. TEIXEIRA Y HELDER M. FERNANDES
 PARENTING SCALES: CONTRIBUTIONS TO THE FACTORIAL VALIDITY OF THE PORTUGUESE VERSION
QUESTIONÁRIO DE ESTILOS EDUCATIVOS PARENTAIS (QEEP): CONTRIBUTOS PARA A VALIDAÇÃO FACTORIAL DA VERSÃO PORTUGUESA DAS PARENTING SCALES
- 177 RAQUEL RIVAS-DIEZ
 INVENTARIO DE ESTILOS DE PERSONALIDAD DE MILLON (MIPS) EN MUJERES CHILENAS
THE MILLON INDEX OF PERSONALITY STYLES (MIPS) IN CHILEAN WOMEN
- 195 CONVOCATORIA A EVENTOS CIENTIFICOS 2011
- 197 NORMAS PARA LOS AUTORES
- 205 FICHAS DE INSCRIPCIÓN

EDITORIAL

O presente volume da RIDEP é, uma vez mais, a afirmação de uma linha editorial que pretende valorizar a partilha de ideias e de saberes entre profissionais e investigadores do espaço iberoamericano empenhados no desenvolvimento e na renovação do domínio do diagnóstico e da avaliação psicológica.

Os nove trabalhos reunidos neste volume, da autoria de vinte e quatro autores de diferentes instituições vinculadas à formação e à investigação, são provenientes de estudos de amostras de diferentes países, do México à Argentina, Chile, Espanha e Portugal, e dão conta da presença de uma comunidade activa de académicos e profissionais envolvidos na construção e/ou na adaptação e validação de instrumentos de medida psicológica para populações distintas, associados a diferentes objectivos e contextos de aplicação.

De destacar que apenas um dos artigos é temático e, assim, não directamente centrado em instrumentos de medida. Dos restantes artigos, cinco referem-se a trabalhos relacionados com a construção de novas medidas ou sistemas de interpretação de instrumentos desenvolvidos pelos respectivos autores e três outros dizem respeito a estudos de adaptação, a contextos culturais específicos, de instrumentos internacionalmente reconhecidos.

O primeiro artigo, assinado por investigadores da Universidade Nacional Autónoma do México é relativo à apresentação de uma prova, a Bateria Gráfico-Escrita de la Expresión Emocional, construída para, de forma culturalmente apropriada, identificar e medir diferenciadamente diversas componentes da expressão emocional. Neste artigo são discutidos os resultados obtidos com uma amostra de jovens adultos com formação académica superior e delineados passos para novos desenvolvimentos da prova.

No âmbito do paradigma da psicologia positiva, segue-se um trabalho em que Alejandro Solano, da Universidade de Buenos Aires, apresenta um novo self-report para a avaliação do Bem-Estar que integra componentes relativos à hedonia e à eudaimonia. O autor discute a complexidade das relações entre estes alicerces do Bem-Estar psicológico e destaca, a partir de um estudo de uma amostra da população argentina, a eudaimonia como fortemente vinculada à Satisfação com a Vida, ao Sentido da Vida e às Forças de Carácter.

No artigo seguinte, da autoria de três investigadores da Universidade Complutense de Madrid, são analisados os comportamentos de saúde descritos por jovens estudantes universitários, do sexo masculino, à luz da conformidade com os papéis