

ESCALA DE ACEITAÇÃO DO TESTE PRÉ-SINTOMÁTICO: ESTUDO DE VALIDAÇÃO COM UMA AMOSTRA DE PESSOAS EM RISCO PARA A DOENÇA DE MACHADO-JOSEPH

Luísa Rolim* & José A. Zagalo-Cardoso

Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra, Portugal

RESUMO: Este artigo apresenta um estudo de validação da Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático, realizado com uma amostra de pessoas em risco para a doença de Machado-Joseph.

Este estudo visou testar a estabilidade e a reprodutibilidade da estrutura factorial original da escala e apurar as suas características psicométricas. Avaliámos, ainda, a convergência da escala com um outro instrumento de avaliação psicológica.

Os resultados revelaram uma estrutura composta por 18 itens e diferenciada em três factores, que contribuem com 51,6% para a variância total explicada, e cujos coeficientes alfa de Cronbach (Factor 1=0,85; Factor 2=0,76; Factor 3=0,60) atestam a adequada consistência interna do instrumento. A escala não foi influenciada pelas variáveis sexo, idade e grau de instrução e as respostas não foram, aparentemente, determinadas pelo desejo de agradar a terceiros, aspecto que constitui um indicador acrescido da validade de construto da escala. Detectámos, ainda, uma associação estatisticamente significativa entre a adesão ao teste pré-sintomático e as atitudes em relação aos médicos e à medicina.

Em suma, a escala apresenta qualidades psicométricas bastante satisfatórias, o que favorece a sua aplicabilidade a amostras de pessoas em risco para doenças neurogenéticas de início tardio e que disponham de teste pré-sintomático.

Palavras chave: Adesão, Atitudes, Doença de Machado-Joseph, Teste pré-sintomático, Validação.

PRE-SYMPTOMATIC TESTING ACCEPTANCE SCALE: VALIDATION STUDY WITH A SAMPLE OF AT-RISK SUBJECTS FOR MACHADO-JOSEPH DISEASE

ABSTRACT: This paper presents a study on the validation of the Pre-Symptomatic Testing Acceptance Scale, undertaken with a sample of at-risk subjects for Machado-Joseph disease.

The present study has aimed to test the stability and reproducibility of the original factorial structure of the scale and to check its psychometric characteristics. We have still evaluated the convergence of the scale with another instrument of psychological evaluation.

The results have shown a structure composed of 18 items and differentiated in three factors that have contributed with 51.6% to the total explained variance and its Cronbach alpha coefficient (Factor 1=.85; Factor 2=.76; Factor 3=.60) prove the adequate internal consistency of the instrument. The scale has not been influenced by the variables gender, age, schooling level, and the answers have not apparently been determined by the desire

* Contactar para E-mail: lrolim@ufp.pt

Este estudo foi financiado pela Fundação para a Ciência e Tecnologia – Programa PRAXIS XXI – PRAXIS XXI/BM/12789/97.

to please other people, which constitutes a further indicator of the scale construct validity. We have also observed a meaningful statistic association between adherence to the pre-symptomatic testing and attitudes in relation to doctors and medicine.

In conclusion, the scale presents fairly satisfactory psychometric qualities, which enables its applicability to samples of at-risk people for other late onset neurogenetic diseases with pre-symptomatic testing.

Key words: Adherence, Attitudes, Machado-Joseph disease, Pre-symptomatic testing, Validation.

A doença de Machado-Joseph (DMJ) é uma afecção neurogenética, de aparecimento tardio e progressivo, em média por volta dos 40,2 anos, com um padrão hereditário de transmissão do tipo autosómico dominante, tendo origem na população açoriana e difusão, sobretudo, em Portugal Continental e Estados Unidos da América do Norte.

A DMJ é uma ataxia cerebelosa, isto é, uma doença que se caracteriza pela descoordenação de todos os movimentos relacionados com a marcha, o equilíbrio, a fala e os movimentos finos das mãos.

O quadro clínico da DMJ inclui, ainda, outras manifestações, como alterações oculares e distonia, ou seja, a tendência para movimentos de torção das extremidades e da face. Não há, no entanto, deterioração mental, nem perda do controlo das fezes e da urina.

Desconhece-se, até ao momento, qualquer processo clínico que impeça o aparecimento dos sintomas da doença. Porém, graças à clonagem do gene da doença e à identificação da respectiva mutação (Kawaguchi et al., 1994; Sequeiros, 1996b), é possível, desde 1995, proceder ao diagnóstico pré-sintomático da doença, de uma forma segura e fiável (Sequeiros, 1996a). Esta técnica permite ter conhecimento sobre se o indivíduo é ou não portador da DMJ, antes da manifestação de quaisquer sintomas.

Em Portugal, o teste pré-sintomático da DMJ encontra-se inserido num programa (*Programa Nacional de Teste Pré-Sintomático e de Aconselhamento Genético*) orientado para todos os adultos em risco, que, embora assintomáticos, desejem informar-se sobre a sua situação genética. Este programa contempla um protocolo de consultas multidisciplinares incluindo consultas médicas, de aconselhamento genético, de psicologia clínica e de serviço social, a par de uma vertente de investigação que, entre outros objectivos, visa construir instrumentos de avaliação psicossocial destinados a identificar pessoas em risco para perturbações psico-emocionais e que necessitem, por isto, de acompanhamento psicológico ao longo do processo de teste pré-sintomático (Paúl, Martín, & Sequeiros, 2000).

A Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático foi concebida e elaborada por Paúl (1996, 1997) com o objectivo de avaliar as atitudes face ao teste pré-sintomático dos candidatos ao Programa Nacional, considerando que as mesmas seriam bons preditores da adesão ao teste e, também, da capacidade para lidar, de forma positiva, com o seu resultado (Paúl et al., 2000).

No contexto da doença de Huntington (DH), uma outra afecção neurogenética, com o mesmo padrão hereditário de transmissão, vários trabalhos foram desenvolvidos, a fim de avaliar as atitudes dos indivíduos em risco face à doença e ao seu teste de diagnóstico, alguns dos quais com o recurso a métodos de avaliação psicológica quantitativa, específicos para a doença genética. Entre esses estudos, nomeamos o de Teltscher e Polgar (1981), autores que desenvolveram uma escala de tipo Likert para avaliar as atitudes face ao possível exame de diagnóstico precoce da afecção. Markel, Young, e Penney (1987) construíram, igualmente, um questionário para avaliar o mesmo objecto atitudinal. Estes trabalhos não incluíram a pesquisa da fiabilidade e validade dos instrumentos. Outros, como o de Barette e Marsden (1979), utilizaram escalas de um único item, elaboradas *ad hoc*, procedimento que invalida as qualidades métricas do instrumento e coloca reservas à sua aplicação noutras investigações.

Em face disto, Paúl (1996) começou por empreender uma revisão teórica, na qual analisou alguns aspectos psicossociais da implementação do teste pré-sintomático da DH, constatando que:

- 1 A maioria dos autores sublinha a importância de proceder à avaliação e de prestar acompanhamento psicológico a todos os indivíduos que solicitem a realização de um teste pré-sintomático.
- 2 A maioria dos indivíduos em risco estudados reconhece a importância de realizar o teste pré-sintomático, sobretudo como forma de reduzir a incerteza própria da vivência de um estado de risco.
- 3 Há reacções negativas, como depressões e rupturas familiares, tanto em indivíduos que recebem o resultado de portador, como naqueles que são informados do estado de não portador.
- 4 Até à data, não existiam instrumentos específicos para a avaliação da motivação individual para a realização do teste pré-sintomático da DMJ, que pudessem integrar o protocolo de avaliação psicossocial do programa.

Visando promover a investigação psicológica sobre a DMJ, favorecer a avaliação de indivíduos em potencial risco psicológico e social e contribuir para a melhoria da sua assistência psicológica, Paúl (1996) começou por elaborar uma primeira versão de um instrumento de avaliação de atitudes face ao teste pré-sintomático, a que deu o nome de Questionário de Aceitação do Teste Pré-Sintomático. Esta versão ficou constituída por 25 itens, apresentando um formato de respostas de tipo dicotómico (verdadeiro/falso), de modo a que fossem cotadas com 1 quando iam no sentido da aceitação do teste e com 0, na situação inversa.

Na formulação dos itens, a autora teve em conta os principais motivos para a realização do teste pré-sintomático e as atitudes dos sujeitos face ao teste.

Entretanto, com a continuação da investigação das atitudes dos participantes no programa e o apuramento, tratamento e análise de novos dados quantitativos,

foi desenvolvida uma segunda versão do instrumento (Paúl, 1997) – a Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático (EATP), apresentada em Anexo 1.

Trata-se de uma escala de auto-avaliação, unidimensional¹ (indicadora da aceitação do teste pré-sintomático), de tipo Likert, composta por 24 itens e um esquema classificativo decrescente, de 4 a 1, consoante a alternativa assinalada: concordo completamente, concordo, discordo e discordo completamente. A pontuação global é obtida através do somatório dos pontos de cada item e segue o princípio da unidireccionalidade (Gouveia, Ramalheira, Robalo, Borges, & Almeida, 1993), de acordo com o qual é respeitada a direcção da formulação dos itens, invertendo, quando necessário, o sentido da cotação, de forma a que, quanto mais elevada for a pontuação global, maior será a aceitação do teste pré-sintomático e, contrariamente, quanto mais baixa a pontuação, menor será a aceitação.

Devido a alguns problemas metodológicos (e.g., número restrito de indivíduos até aí envolvidos no, então, recém-desenvolvido programa) e à premência em encontrar respostas clínicas para as necessidades específicas dos indivíduos em risco genético para a DMJ, o trabalho de validação da EATP (Paúl, 1997) compreendeu uma metodologia inspirada em estudos precedentes sobre atitudes face ao teste pré-sintomático da DH (e.g., Decruyenaere, Evers-Kiebooms, & van den Berghe, 1993). Sucintamente, tratou-se de administrar o instrumento a um grupo de pessoas sem risco genético para a DH, pertencentes à população em geral, a quem foi pedido que se colocassem na situação hipotética de poderem vir a desenvolver a doença genética.

Desta feita, a EATP foi administrada a 105 indivíduos, divididos em dois grupos: um grupo de 10 indivíduos em risco genético para a DMJ e um segundo grupo de pessoas sem risco, composto por 75 alunos de Medicina do Instituto de Ciências Biomédicas de Abel Salazar (ICBAS, Porto) e 20 enfermeiros da Madeira.

Partindo dos dados obtidos, junto a estes indivíduos, foi realizada uma análise factorial, em componentes principais, seguida de rotação de tipo *Varimax*. Esta análise revelou 3 factores: Factor 1 (F₁) – Receios face ao Teste Pré-Sintomático; Factor 2 (F₂) – Planear o Futuro; Factor 3 (F₃) – Reduzir a Incerteza.

Todos os itens apresentaram saturações aceitáveis, sendo superiores, em valor absoluto, a 0,30², pelo que permaneceram na escala, de acordo com a seguinte distribuição factorial: Factor 1 – itens 3, 6, 9, 11, 13, 20 e 24; Factor 2 – itens 5, 8, 12, 15, 17, 19 e 23; Factor 3 – itens 1, 2, 4, 7, 10, 16, 18, 21 e 22.

¹ A unidimensionalidade pressupõe que “o teste mede um único traço ou aptidão, que é contínuo e explica o desempenho do sujeito no conjunto dos itens que constituem o teste” (Simões, 1994, p. 304). Nas escalas unidimensionais, os itens partilham o mesmo atributo e acrescentam informação aos outros itens; isto é, conferem homogeneidade ao conteúdo da escala. O modelo da unidimensionalidade prevê que a soma dos resultados dos itens dê a pontuação global da escala.

² Este é o valor das saturações, cargas ou pesos factoriais (termos usualmente empregues para traduzir o original – *loadings*) apontado por Paúl (1997) e encontrado noutras referências (e.g., Bryman & Cramer, 1993; Tinsley & Tinsley, 1987) como limite inferior para a retenção dos itens extraídos por análise factorial, após rotação; abaixo daquele valor, os itens passam a ser responsáveis por menos de 9% da variância dos resultados. Ao longo deste estudo, adoptá-lo-emos, também, como critério para retenção das variáveis.

No seu conjunto, as três dimensões definidas explicam 37% da variância total, cabendo 15.7% de variância específica ao Factor 1, 12% ao Factor 2 e ao 9.3% ao Factor 3.

A consistência interna das três sub-escalas, determinada pelos coeficientes alfa de Cronbach, foi de 0,38 para a terceira sub-escala, valor que marca contraste com a homogeneidade dos itens pertencentes às duas primeiras sub-escalas: $\alpha_1=0,60$ e $\alpha_2=0,53$.

Apesar do valor insatisfatório do coeficiente alfa de Cronbach de F_3 , a autora decidiu conservar os itens desta sub-escala, por reconhecer que a inclusão, na amostra, de pessoas sem risco genético e para quem a situação hipotética é altamente improvável, poderia ter representado uma forte condicionante dos resultados.

Por outro lado, perante a perspectiva do aumento da amostra de indivíduos em risco para a DMJ, Paúl (1996) sugere que, em estudos posteriores, se verifique a pertinência e poder discriminativo dos itens, que compõem o terceiro factor, e se prossiga com o trabalho de validação da escala.

Tendo em mente dar continuidade ao processo de validação da EATP, iniciado por Paúl (1997), e contribuir para a melhoria das qualidades psicométricas da escala, foram realizados dois estudos, que diferem em termos das orientações teóricas e metodológicas que os regeram.

O primeiro estudo (Estudo de Revisão), na medida em que foi realizado, apenas, com indivíduos em risco genético para a DMJ, teve como fim proceder à revisão da versão original da escala e determinar as características psicométricas da versão final da mesma.

O segundo estudo integra, na realidade, um conjunto de estudos parcelares, agrupados sob o título de Estudos Complementares, que visam determinar a sensibilidade da escala a diferenças em algumas variáveis sócio-demográficas e avaliar outras características da validade da escala.

MÉTODO

Participantes

A população clínica, que foi objecto das sucessivas fases desta investigação, compreendeu indivíduos com um risco genético *a priori* de 50%³ para a DMJ, assintomáticos, com idade igual ou superior a 18 anos⁴ e que não tinham realizado o teste pré-sintomático da doença.

³ Neste estudo, tivemos como critério considerar indivíduos com um risco de 50% para a DMJ todos aqueles que descendiam de um progenitor (ou que tinham, pelo menos, um irmão) com diagnóstico molecular de portador do gene responsável pela doença.

⁴ A definição dos 18 anos como limite mínimo de idade para participação neste estudo coincide com o critério da maioridade apontado para o ingresso no Programa Nacional de Teste Pré-Sintomático e remete para os problemas éticos e legais colocados ao pedido de realização do teste pré-sintomático em crianças e jovens com menos de 18 anos. Como forma de garantir a uniformidade de procedimentos e a aplicação das regras ético-morais, respeitámos aquele limite etário, na inclusão de sujeitos na nossa amostra.

A amostra clínica ficou constituída por 44 indivíduos em risco genético e, no Estudo de Revisão da EATP, incorporou mais 10 indivíduos, perfazendo um total de 54; a primeira é, pois, uma sub-amostra desta e passará a ser designada como amostra clínica 2. A razão para a diferente constituição da amostra clínica foi puramente prática e está relacionada com os objectivos concretos deste estudo, nomeadamente, reproduzir a análise factorial original (Paúl, 1997), pelo que pedimos à autora da escala que nos facultasse os dados dos sujeitos em risco genético que haviam constado do seu estudo. Estes dados foram utilizados, exclusivamente, no estudo de revisão, porque não nos foi possível avaliar esses indivíduos em relação às outras variáveis, consideradas relevantes para a presente investigação.

Os 54 sujeitos da amostra clínica total pertenciam a 28 famílias diferentes, eram de nacionalidade portuguesa e residiam, na sua maioria ($n=36$), no Continente, nos distritos do Porto, Guarda, Viseu, Coimbra, Santarém e Lisboa. Os restantes ($n=18$) eram oriundos da Ilha Terceira (Açores).

No Quadro 1, estão sistematizadas as principais características das amostras clínicas 1 ($n=54$) e 2 ($n=44$).

Quadro 1

Caracterização específica das amostras clínicas ($n=54$ e $n=44$)

Variáveis	Amostra clínica 1 ($n=54$)	Amostra clínica 2 ($n=44$)
SEXO		
Feminino	32 (59,3)	23 (52,3)
Masculino	22 (40,7)	21 (47,7)
IDADE (GRUPOS ETÁRIOS)		
18-23	9 (16,7)	9 (20,5)
24-29	11 (20,4)	8 (18,2)
30-39	16 (29,6)	12 (27,3)
≥ 40	18 (33,3)	15 (34,1)
Média	34,50	34,57
Desvio-Padrão	10,79	11,19
Campo Variação	18-61	18-61
ESTADO CIVIL		
Solteiro/Separado		
Divorciado/Viúvo	15 (27,8)	13 (29,5)
Casado	39 (72,2)	31 (70,5)
Nº DE FILHOS		
Sem Filhos	23 (42,6)	20 (45,5)
Um ou mais Filhos	31 (57,4)	24 (54,5)
GRAU DE INSTRUÇÃO (ANOS DE ESCOLARIDADE)		
≤ 5 anos (Básico)	14 (25,9)	11 (25,0)
6 a 9 anos (Básico)	33 (61,1)	26 (59,1)
10 a 12 anos (Secundário)	4 (7,4)	4 (9,1)
>12 anos (Médio e Superior)	3 (5,6)	3 (6,8)
Média	7,13	7,57
Desvio-Padrão	3,29	3,44
CARACTERIZAÇÃO SÓCIO-ECONÓMICA		
Média Alta (II)	5 (9,3)	6 (13,6)
Média (III)	15 (27,8)	14 (31,8)
Média Baixa (IV)	34 (63,0)	24 (54,6)

Nota. As percentagens são apresentadas entre parênteses.

⁴ A definição dos 18 anos como limite mínimo de idade para participação neste estudo coincide com o critério da maioridade apontado para o ingresso no Programa Nacional de Teste Pré-Sintomático e remete para os problemas éticos e legais colocados ao pedido de realização do teste pré-sintomático em crianças e jovens com menos de 18 anos. Como forma de garantir a uniformidade de procedimentos e a aplicação das regras ético-morais, respeitámos aquele limite etário, na inclusão de sujeitos na nossa amostra.

Como é possível observar, em ambos os grupos, a maioria das pessoas é do sexo feminino. A diferente representação dos sexos, nas nossas amostras clínicas, é similar à distribuição das amostras de alguns estudos de atitudes face ao teste pré-sintomático da DH (e.g., Bloch, Fahy, Fox, & Hayden, 1989; Meissen et al., 1988).

Relativamente à distribuição etária dos indivíduos da população clínica, é de referir que, dentro do vasto intervalo representado (18 aos 71 anos), encontram-se, sobretudo, indivíduos com idade igual ou superior a 40 anos, sendo a idade média, em ambas as amostras, aproximadamente, de 34,5 anos.

No que respeita ao estado civil e ao número de filhos, 72,2% (39 em 54) e 70,5% (31 em 44) dos indivíduos em risco para a DMJ são casados e 57,4% ($n=31$) e 54,5% ($n=24$) têm, pelo menos, um filho.

De notar que, em ambas as amostras, o nível educacional mais alto, alcançado pela maioria (61,1% e 59,1%, respectivamente), situa-se entre os 6 a 9 anos de escolaridade.

Quanto à caracterização sócio-económica das amostras, observa-se a prevalência de indivíduos de classe média baixa (63% e 54,6%).

Material

Variáveis sócio-demográficas. A idade foi calculada, com base na data de nascimento referida pelos indivíduos, e registada em anos; a partir destes, definimos 4 grupos etários: 1 [18-23 A]; 2 [24-29 A]; 3 [30-39 A]; 4 ≥ 40 anos⁵. A variável grau de instrução foi quantificada tendo em conta o número de anos de escolaridade concluídos, os quais foram organizados numa escala numérica de 4 pontos, atendendo aos níveis de ensino habitualmente considerados⁶: 1 – ≤ 5 anos e 2 – 6 a 9 anos (Ensino Básico); 3 – 10 a 12 anos (Ensino Secundário); 4 – mais de 12 anos (Cursos Médios, Bacharelato, Licenciatura, Mestrado, Doutoramento). O estado civil/marital obedeceu ao seguinte procedimento: atribuição de 1 ponto para pessoas casadas; atribuição de 2 pontos a pessoas solteiras, separadas, divorciadas ou viúvas. O número de filhos foi indicado por cada entrevistado, considerando-se dois grupos: o primeiro, ao qual foi atribuído o valor 0, relativo às pessoas sem filhos; o segundo (valor 1) englobando as pessoas com um ou mais filhos. A estratificação sócio-económica foi determinada com recurso ao Índice

⁵ A distribuição das idades, nestes quatro agrupamentos, deveu-se à consideração da idade mínima de participação nesta investigação (18 anos) e da idade média de aparecimento da doença (aproximadamente, 40 anos).

⁶ Os níveis de ensino usualmente diferenciados são: 1º) o **Ensino Básico** (até ao 9º ano de escolaridade); 2º) o **Ensino Secundário** (do 10º ao 12º anos, incluindo as situações em que há frequência universitária) e 3º) o **Ensino Médio e Superior** (abrangendo a escolaridade superior a 12 anos, correspondente a cursos médios, a bacharelatos, a licenciaturas, a mestrados e a doutoramentos). Dada a distribuição preferencial de indivíduos, das amostras clínicas, no primeiro nível de instrução, sub-dividimo-lo em: 1º) escolaridade igual ou inferior a 5 anos e 2º) escolaridade compreendida entre os 6 e os 9 anos completos.

de Graffar⁷: I – Classe Alta [5-9]; II – Classe Média Alta [10-13]; III – Classe Média [14-17]; IV – Classe Média Baixa [18-21]; V – Classe Baixa [22-25].

Variáveis psicológicas. Considerámos como variável específica à DMJ e ao seu teste pré-sintomático, as atitudes face ao teste pré-sintomático, a qual foi avaliada pela Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático (EATP, Paúl, 1996, 1997).

No presente estudo, entendemos como gerais as seguintes variáveis psicológicas: deseabilidade social e atitudes face aos médicos e à medicina. Os instrumentos psicológicos que as avaliam foram concebidos e/ou utilizados e testados em situações de aconselhamento genético e são, respectivamente: a Escala de Deseabilidade Social (ADS, Crowne & Marlowe, 1960) e a Escala de Atitudes face aos Médicos e à Medicina (EAMM, Marteau, 1990).

Procedimentos

Do total de indivíduos em risco genético para a DMJ ($n=54$), 44 foram avaliados pela autora deste estudo, por intermédio de uma entrevista individual semi-estruturada, para a obtenção de dados sócio-demográficos e a administração dos questionários de auto-resposta. Os restantes 10 indivíduos (os mesmos que constaram, apenas, do primeiro estudo da EATP), não foram observados, pessoalmente.

Até à data, nenhum destes indivíduos tinha realizado o teste pré-sintomático da DMJ, tendo sido entrevistados numa fase prévia à da sua eventual participação no Programa de Teste Pré-Sintomático.

RESULTADOS

Estudo 1: Estudo de Revisão

Neste estudo, partimos da versão integral da EATP, estudando-a numa amostra de 54 indivíduos em risco, a fim de rever e apurar as qualidades psicométricas da escala.

Dado que a fiabilidade é um pré-requisito essencial para a validade de um teste, começámos por avaliar a consistência interna da EATP, procedendo à avaliação do grau de homogeneidade das respostas dos indivíduos aos itens, como meio para a posterior identificação da estrutura interna da escala (validade factorial).

⁷ A categorização sócio-económica da amostra foi feita através do Índice de Graffar, o qual introduz o critério grau de instrução e o pondera na classificação final. Este facto pode, à primeira vista, levar a considerar que a classificação sócio-económica e o grau de instrução são critérios redundantes (isto é, que influenciam os resultados no mesmo sentido), embora o primeiro englobe outros aspectos igualmente relevantes (e.g., profissão). Neste caso, a classificação de ambos os critérios é convergente, dado que, em ambas as amostras, a maior percentagem de indivíduos tem escolaridade básica e pertence à classe sócio-económica média baixa.

No geral, os itens não apresentam intercorrelações demasiado elevadas ($r^{80,80}$), o que é positivo se atendermos a que, se tal acontecesse, haveria itens redundantes e a escala seria prejudicada na sua validade de conteúdo, além de que surgiria o problema da multicolinearidade estatística. De um modo geral, os itens da EATP parecem complementar-se entre si e ser sensíveis a diferentes aspectos do mesmo construto.

Em suma, os itens compõem, aparentemente, um conjunto globalmente coerente e homogéneo, sugerindo, alguns deles, dimensões diferenciadas.

O Quadro 3 auxiliou a aplicação dos critérios 2 e 3, relativos à homogeneidade dos itens da EATP.

Quadro 3

Características métricas dos itens da EATP (n=54)

Itens	<i>r</i> Item-Total	<i>p</i>	<i>r</i> Item-Total (s/item)	<i>p</i>	Índice α de Cronbach (s/item)
1	0,21	NS	0,07	NS	0,57
2	0,33*	0,01	0,18	NS	0,56
3	0,37**	0,005	0,22	NS	0,55
4	0,46***	0,0001	0,37**	0,005	0,54
5	0,41**	0,002	0,29*	0,02	0,55
6	0,32*	0,01	0,16	NS	0,56
7	-0,08	NS	-0,21	NS	0,61
8	0,46***	0,0001	0,34*	0,01	0,55
9	0,30*	0,02	0,17	NS	0,56
10	0,47***	0,0001	0,35**	0,009	0,54
11	0,26	NS	0,14	NS	0,57
12	0,42**	0,001	0,28*	0,03	0,56
13	0,15	NS	0,005	NS	0,59
14	0,51***	0,0001	0,39**	0,003	0,53
15	0,39**	0,003	0,26	NS	0,55
16	0,56***	0,0001	0,43**	0,001	0,51
17	-0,05	NS	-0,17	NS	0,60
18	0,22	NS	0,09	NS	0,57
19	-0,03	NS	-0,16	NS	0,60
20	0,41**	0,002	0,30*	0,02	0,55
21	0,30*	0,02	0,16	NS	0,57
22	0,08	NS	-0,03	NS	0,59
23	0,21	NS	0,09	NS	0,58
24	0,25	NS	0,12	NS	0,56

Coeficiente α da EATP=0,57

Nota. NS=correlação não significativa; * $p<0,05$; ** $p<0,01$; *** $p<0,001$ (bilateral).

- 2) A fim de determinar, de entre o grupo de itens, aqueles cujo poder discriminante⁸ é maior (isto é, que mais contribuem para as diferenças individuais nas pontuações globais), foi utilizada a nota global da escala como referência. Este procedimento destina-se a providenciar um indicador da validade de construto, considerando o total da escala como critério para a selecção dos itens, de forma a que permaneçam, apenas, os que mais beneficiam a homogeneidade interna da escala (Anastasi, 1982).

⁸ De acordo com Anastasi (1982), os itens menos discriminativos das diferenças individuais, nos resultados globais da escala, não contribuem para a variabilidade inter-individual dos resultados, limitando-se a adicionar uma constante às notas de todos os indivíduos.

Para o efeito, foram calculados os coeficientes de correlação de Pearson entre cada item e o resultado total da escala e entre cada item e o total sem o item. Foram tomadas como norma, para a retenção dos itens destinados a figurar na versão final da escala, apenas as correlações positivas e estatisticamente significativas a um nível probabilístico inferior a 0,05 (cf. Quadro 3).

Os itens mais discriminativos e que mais colaboram para a consistência do teste são os que mais se correlacionam com a pontuação global. Segundo Nunnally (1978), os itens que apresentam correlações elevadas com a nota global da escala são os que maior percentagem de variância partilham com os outros itens e os que mais concorrem para a fiabilidade da escala. Se considerarmos como satisfatórias correlações superiores a .20 e estatisticamente significativas, inserem-se neste grupo os itens 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 12, 14, 15, 16, 20 e 21; ou seja, 58,4% (14 em 24) dos itens que compõem a EATP.

É possível detectar, ainda, no Quadro 3, que os itens 1, 7, 11, 13, 17, 18, 19, 22, 23 e 24 têm correlações não significativas com o total. Estes dados sugerem que os itens em causa são ambíguos ou têm relativamente pouco a ver com o construto subjacente à escala; nestes casos, "... a não ser que haja fortes razões para decidir de outro modo, esses itens, de um modo geral, não deverão ser tidos em conta..." (Nunnally, 1978, p. 263, trad. nossa).

As correlações entre cada item e a nota global, quando esta não inclui o item, variaram entre um mínimo de 0,005 (item 13) e um máximo de 0,43 (item 16), sendo que 45,8% (11 em 24) dos itens apresentam valores correlacionais superiores a 0,20. O princípio da aceitabilidade de correlações superiores a 0,20 é a regra seguida por vários autores (Nunnally, 1978; Paixão & Oliveira, 1996; Simões, 1994; Streiner & Norman, 1989) e, no estudo vertente, abrange os itens 3, 4, 5, 7, 8, 10, 12, 14, 15, 16 e 20. De entre estes itens, os que apresentam correlações significativas são: itens 4, 5, 8, 10, 12, 14, 16 e 20.

Como os coeficientes de correlação item-total corrigido são considerados indicadores mais precisos e relevantes da homogeneidade interna do teste, por não serem inflacionados com o peso do próprio item na nota global, eles serão tratados, preferencialmente, nos nossos estudos.

Como se comprova, são, precisamente, os itens 4, 5, 8, 10, 12, 14, 16 e 20 os únicos que obedecem a ambos os critérios correlacionais, isto é, que apresentam correlações significativas quer com o total, quer com o total corrigido.

- 3) O indicador de fiabilidade alfa de Cronbach, calculado para o conjunto dos itens ($\alpha=0,57$), serviu de referência para a análise dos itens pelo critério alfa de Cronbach para a escala, após lhe irem sendo retirados, um a um, os vários itens. Desta análise, resultou que o alfa pontuou acima desse valor, quando lhe foram extraídos os itens 7, 13, 17, 19, 22 e 23 (cf. Quadro 3). Tal indica que estes itens prejudicam, com a sua presença, a consistência da escala. Na ausência dos restantes itens, o alfa diminuiu, o que comprova a boa homogeneidade de 75% (18 em 24) dos itens da escala.

Estudo da validade factorial. Para analisar a estrutura factorial da EATP, realizámos algumas análises factoriais confirmatórias, usando o método de condensação em componentes principais, seguido de rotações ortogonais axiais de tipo *Varimax*.

Conduzimos, também, a título exploratório e como ponto de partida para as análises subsequentes, uma análise factorial em componentes principais, seguidas de rotação *Varimax*, mas sem que o número de factores a reter fosse, previamente, definido ou se estipulassem os limites das cargas factoriais. Desta análise resultou uma solução de sete factores (atendendo ao critério de normalização de Kaiser⁹), de análise complexa, pois muitos dos itens saturavam a mais de 0,30, em vários factores. Por esta razão, consideramos que a análise factorial confirmatória, a três factores, é a que melhor se adequa aos propósitos do presente estudo¹⁰.

Este estudo será apresentado numa sequência de etapas, por forma a facilitar a compreensão e a integração dos principais resultados obtidos:

- 1^a) Numa primeira etapa, conduzimos uma análise factorial confirmatória, dentro dos cânones mencionados, com a versão integral da escala (24 itens).

Nesta etapa do estudo da EATP, ainda de natureza prospectiva, não eliminámos os itens que, pelos critérios de avaliação apresentados, revelaram fraca consistência interna ou que, pela sua carga factorial ou conteúdo, se tenham revelado inconsistentes com o factor a que se agregam.

A distribuição factorial obtida foi a seguinte: Factor 1 – itens 3, 6, 9, 10, 11, 13 e 24; Factor 2 – itens 4, 5, 8, 12, 14, 15 e 16; Factor 3 – itens 2, 7, 18, 19, 20 e 21. Os itens 1, 17, 22 e 23 apresentaram correlações factoriais inferiores a 0,30.

A matriz de intercorrelações revelou um valor de adequação de 0,59, de acordo com Kaiser, Mayer e Olkin (KMO). Outro indicador de adequação foi fornecido pelo Teste de Esfericidade de Bartlett: o valor do teste do Qui-Quadrado foi de 537.02, para 276 graus de liberdade e $p < 0,001$.

A percentagem de variância total explicada pelas componentes principais extraídas, após a rotação, foi de 43,9%, o que representa um acréscimo a ter em conta, de cerca de 7 a 9%, relativamente aos valores anteriores (recordemos que, pela análise factorial original, a percentagem encontrada foi de 37% e, na versão do estudo comparativo, foi de 35%).

⁹ A regra de Guttman-Kaiser (1960, citado por Stevens, 1992) define que sejam retidos apenas os factores com raízes latentes superiores à unidade; adicionalmente, o factor deve apresentar, pelo menos, três saturações substanciais, para ter relevância teórica. Esta regra é uma das mais utilizadas na determinação do número de componentes a reter (Simões, 1994) e é recomendada sempre que o número de variáveis for inferior a 30, a média das comunalidades for superior a 0,70 ou o número de sujeitos da amostra ultrapassar os 250 (Bryman & Cramer, 1993). Outras formulações da regra de Guttman-Kaiser, consideradas mais rígidas, apresentam como limite inferior para a retenção dos factores extraídos valores das raízes latentes superiores a 1,5 (Andrade, Zagalo-Cardoso, & Fontaine, 1998; Simões, 1994). Na presente investigação, as análises factoriais foram conduzidas segundo o critério de Kaiser dos valores próprios superiores a 1.

¹⁰ Ainda assim, é importante ter em mente que, quanto menor for o número de factores retidos, mais informação se perde e menos variância se explica; em contrapartida, aumentando o número de factores, obtém-se uma estrutura factorial mais complexa (Simões, 1994).

O Factor 1 está associado a 17,8% da variância total explicada, o Factor 2 explica 13,8% da variância total e o terceiro factor explica 12% da variância total e apresenta as correlações mais elevadas com os itens 2, 7, 18, 19, 20 e 21. Nesta solução, o item 7 está associado a F_3 (ainda que de forma negativa), tal como na solução factorial original (Paúl, 1997).

O item 20 (*Gostava de realizar o teste pré-sintomático para obter apoio psicológico*) levanta algumas dúvidas, dada a baixa consonância com o conteúdo dos restantes itens contemplados em F_3 . Este factor apresenta um coeficiente alfa de consistência interna de 0,23, valor bastante inferior aos encontrados nas análises factoriais prévias (0,38 e 0,55, cf. Quadro 3), o que nos impeliu a conduzir novos estudos factoriais e a procurar soluções mais coerentes. Para esta decisão contribuiu, também, o decréscimo ocorrido nos valores do alfa de Cronbach para F_1 ($\alpha=0,67$) e F_2 ($\alpha=0,76$), por comparação com os valores de referência (0,78 e 0,75, respectivamente; cf. Quadro 3).

2^a) Numa segunda etapa deste estudo, conjugámos os critérios de avaliação da homogeneidade interna dos 24 itens da EATP com os resultados da análise factorial acabada de explicitar, optando por excluir os itens 1, 7, 13, 17, 22 e 23, pelas razões assim reunidas:

- 1) Na anterior análise da estrutura factorial da EATP, houve quatro itens (itens 1, 17, 22 e 23) que apresentaram cargas factoriais com baixo nível de significância.
- 2) Pela consulta do Quadro 3, verificamos que os itens 7, 13, 17, 22 e 23 apresentam correlações não significativas com a nota global da escala e com a nota global sem o item respectivo. Do mesmo modo, a análise do alfa de Cronbach, revela que este aumenta quando os itens referidos lhe são retirados, o que indicia que estes itens prejudicam, com a sua presença, a homogeneidade da escala.
- 3) O teor dos itens (item 7. *Receio que o resultado do teste pré-sintomático possa afectar a minha capacidade de arranjar emprego e fazer seguros de saúde*; item 13. *Realizar o teste pré-sintomático é importante para decidir sobre o casamento*) não tem sido evocado, pelos indivíduos em risco, como relevante para a realização do teste pré-sintomático, em estudos de avaliação das atitudes face ao teste pré-sintomático da DH (e.g., Tyler & Harper, 1983), bem como no presente estudo.
- 4) Os itens 22 (*Realizar o teste pré-sintomático é desagradável porque implica realizar um protocolo muito exigente*) e 23 (*Reduzir a incerteza é o principal motivo para realizar o teste pré-sintomático*) geraram, durante a administração da escala, alguns problemas de interpretação: no item 22 alguns indivíduos desconheciam o

significado da palavra *protocolo* e no item 23 muitos não conseguiram apreender o alcance da expressão *reduzir a incerteza*.

- 5) Quanto ao item 1, apesar de não se correlacionar, de forma estatisticamente significativa, com o total, nem com o total corrigido, não contribui para elevar o coeficiente alfa (cf. Quadro 3), quando excluído desse cálculo, o que revela que é um item com valor para a coerência interna da escala. Por esta razão, decidimos voltar a submetê-lo a nova análise factorial, sem os itens 7, 13, 17, 22 e 23, excluídos pelos motivos atrás apontados. Observámos, na solução factorial encontrada, que o item 1 era, efectivamente eliminado, dada a baixa significância da saturação factorial. O item 1 passou, assim, a não participar da EATP, tal como os itens 7, 13, 17, 22 e 23.

- 3^a) Numa terceira etapa, realizámos nova análise factorial, desta feita sem os itens 1, 7, 13, 17, 22 e 23, cuja solução factorial apresentamos no Quadro 4.

Quadro 4

Solução factorial obtida para a EATP, sem os itens 1, 7, 13, 17, 22 e 23 (n=54)

Factor 1			Factor 2			Factor 3		
Receios face ao teste pré-sintomático			Planear o futuro			Reduzir a incerteza		
Itens	Peso	h ₂	Itens	Peso	h ₂	Itens	Peso	h ₂
3	0,87	0,78	4	0,54	0,34	2	0,68	0,48
6	0,72	0,57	5	0,61	0,38	18	0,49	0,42
9	0,79	0,67	8	0,78	0,64	19	0,54	0,41
10	0,74	0,59	12	0,60	0,38	20	0,69	0,57
11	0,57	0,37	14	0,74	0,57	21	0,62	0,48
24	0,75	0,57	15	0,70	0,60			
			16	0,42	0,37			
<i>Raiz latente: 4,42</i>			<i>Variância explicada: 21,9%</i>			<i>Raiz latente: 3,03</i>		
<i>Variância explicada: 18%</i>			<i>Raiz latente: 1,84</i>			<i>Variância explicada: 11,6%</i>		
<i>Estatísticas relativas à análise factorial:</i>								
Variância total explicada pelos factores: 51,6%								
KMO=0,65								
Teste de Esfericidade de Bartlett=373.016 (gl=153; p<0,001)								

Da consulta do Quadro 4, relativo à estrutura factorial da escala sem os itens 1, 7, 13, 17, 22 e 23, destaca-se a percentagem de variância explicada pelos três factores (51,6%). Denota-se, igualmente, que F₁ e F₂ auferem de maior percentagem de variância explicada, comparativamente com os valores alcançados em qualquer uma das análises factoriais conduzidas previamente: F₁

explica a maior proporção de variância (21,9%) e F_2 é responsável por 18% do total de variância explicada. O contributo do Factor 3 para a variância explicada sofreu um ligeiro decréscimo, em relação ao valor encontrado para a versão integral da escala: F_3 justifica 11,6% da variância total explicada, em contraste com os 12% anteriores.

Apresentamos, em Anexo 2, a matriz de correlações item-factor, desta solução factorial.

Refiram-se, ainda, os coeficientes alfa de Cronbach da escala ($\alpha=0,66$) e sub-escalas: $\alpha_1=0,85$; $\alpha_2=0,76$ e $\alpha_3=0,60$.

4ª) Numa **quarta etapa**, determinámos a matriz de correlações entre os três factores extraídos, sendo de sublinhar a existência de correlações superiores a 0,25, o que revela que os factores se encontram moderadamente correlacionados entre si.

As correlações inter-factoriais de valor superior a 0,25 podem indiciar a existência de outras soluções factoriais, nomeadamente, as obtidas com rotações oblíquas (Bryman & Cramer, 1993; Nunnally, 1978; Paixão & Oliveira, 1996; Simões, 1994).

Assim, empreendemos nova análise factorial (com pedido de três factores), mas acompanhada de uma rotação oblíqua¹¹ de tipo *Promax*. Os três factores extraídos apresentavam composição idêntica aos que haviam sido obtidos pelo método de rotação ortogonal e explicavam, globalmente, a mesma proporção de variância dos resultados. Em virtude da grande semelhança das soluções identificadas, com os dois tipos de rotação, concluímos que os factores correlacionados não simplificam a solução, preferindo, portanto, manter a matriz estrutural obtida por rotação ortogonal, cuja interpretação se afigura, para nós, clara.

Em resumo, a EATP ficou constituída por 18 itens, pertencendo 6 deles ao Factor 1, 7 itens ao Factor 2 e 5 ao Factor 3, os quais passarão a ser identificados, na versão actual da escala (18 itens), da seguinte forma (cf. Quadro 5):

¹¹ A solução factorial obtida por rotação oblíqua produz factores correlacionados, cuja interpretação requer a análise da matriz de correlações inter-factoriais e das cargas factoriais das variáveis que saturam nos diversos factores (Pestana & Gageiro, 1998); neste método de rotação das variáveis, a quantidade de variância explicada pelos factores oblíquos é partilhada entre eles. Na opinião de Simões (1994), o método da rotação oblíqua é tão rigoroso quanto o da rotação ortogonal de tipo *Varimax*, embora possa ser preferível, pois apresenta soluções factoriais mais facilmente interpretáveis e com factores mais significativos; por seu lado, a solução derivada de rotação ortogonal dos eixos introduz uma exigência (a ortogonalidade) que se pode converter em constrangimento para a interpretação da estrutura factorial decorrente: ao produzir factores não correlacionados, complexifica a leitura da solução e pode, eventualmente, estar a omitir importantes relações entre os factores. Todavia, para Bryman e Cramer (1993), a vantagem da rotação ortogonal é, precisamente, a de fornecer informação não redundante, através de factores diferenciados. Em suma, é aconselhável que, em estudos exploratórios, se proceda a uma e outra rotação, comparando-se as estruturas factoriais resultantes e optando por aquela que proporcionar maior compreensibilidade.

Quadro 5

Itens da EATP, na versão original e na versão actual (N=54)

Versão original	Versão actual
Item 2. Realizar o teste pré-sintomático serve apenas para decidir sobre ter ou não filhos.	Item 1
Item 3. Tenho receio de realizar o teste pré-sintomático porque não sei como reagirei aos resultados.	Item 2
Item 4. Realizar o teste pré-sintomático é uma forma de ajudar à investigação sobre a doença.	Item 3
Item 5. Realizar o teste pré-sintomático é importante para poder informar os meus filhos sobre o risco de terem a doença.	Item 4
Item 6. Receio realizar o teste pré-sintomático porque penso que serei mais feliz se não souber se vou ter a doença.	Item 5
Item 8. Os resultados do teste poderão permitir planear a vida futura.	Item 6
Item 9. Receio que os resultados do teste me tirem alguma esperança no futuro.	Item 7
Item 10. Acho que a informação sobre se vou ter a doença me fará sentir culpado(a) sobre a transmissão do gene.	Item 8
Item 11. Preocupa-me a reacção da minha família ao resultado do teste.	Item 9
Item 12. Realizar o teste pré-sintomático é importante para decidir sobre questões financeiras de futuro.	Item 10
Item 14. Realizar o teste pré-sintomático é importante para fazer escolhas educacionais.	Item 11
Item 15. Realizar o teste pré-sintomático é importante para tomar decisões sobre a carreira profissional.	Item 12
Item 16. Gostava de realizar o teste pré-sintomático porque suspeito que vou ter a doença.	Item 13
Item 18. Receio que o resultado do teste não seja 100% seguro.	Item 14
Item 19. Gostava de realizar o teste pré-sintomático porque o meu marido/esposa quer saber.	Item 15
Item 20. Gostava de realizar o teste pré-sintomático para obter apoio psicológico.	Item 16
Item 21. Os resultados do teste vão evitar que eu ande constantemente à procura de sintomas.	Item 17
Item 24. Acho que a informação de que vou ter a doença, se o resultado for positivo, será uma sobrecarga emocional demasiado pesada.	Item 18

Nota. Na versão actual, o **item 1** (correspondente ao anterior item 2) passará a ser formulado desta forma: "Realizar o teste pré-sintomático serve para decidir sobre ter ou não filhos".

Nos estudos subsequentes, optámos por usar a versão *reduzida* da EATP, agora proposta, sendo apoiados, nesta decisão, pelas boas qualidades psicométricas (consistência interna e validade factorial) da escala.

Estudo 2: Estudos Complementares

À excepção do estudo da sensibilidade da escala, realizado com o grupo clínico ($n=54$), os restantes incluíram, apenas, 44 indivíduos em risco para a DMJ, para os quais foi possível obter informação relativa às variáveis sob análise.

Avaliação da sensibilidade da EATP a diferenças de género, idade e grau de instrução. Com o intuito de verificar se a EATP (versão actual de 18 itens) é vulnerável a diferenças de género, idade e grau de instrução, procedemos à determinação do teste *t* de Student e à condução de análises da variância unifactorial.

Tendo efectuado um teste *t* de Student, para amostras independentes, verificámos que a nota global da EATP não difere, de forma estatisticamente significativa, entre os sexos feminino ($M=46,53$; $DP=5,80$) e masculino ($M=48,23$; $DP=4,91$): $t(52)=1,12$, $p=0,26$.

Para estudar a influência da idade e do grau de instrução, na nota global da EATP, realizámos análises de variância unifactorial. Começando pela variável idade, obtivemos um valor de $F(3,50)=0,45$, $p=0,71$, o que mostra que os quatro grupos etários constituídos não exercem um efeito significativo sobre os valores da EATP. Quanto à comparação das notas globais da escala, em função

dos níveis de escolaridade distinguidos, não se registaram diferenças significativas: $F(3,50)=0,20$, $p=0,89$.

Estudo da validade de construto e controlo da desejabilidade social. Mediante a administração da Escala de Desejabilidade Social (EDS) de Crowne e Marlowe (1960), pretendeu-se avaliar a validade de construto e controlar a desejabilidade social, ao nível da EATP.

Para avaliar se os resultados da EATP foram influenciados pela desejabilidade social, determinámos correlações de Pearson entre o total e cada um dos factores da EATP e o total da EDS.

A correlação entre o total da EATP e o total da EDS não é significativa ($r=-0,20$, $p=0,19$). Do mesmo modo, as correlações de cada um dos factores da EATP com o total da EDS não são significativas, sendo de $-0,07$ ($p=0,62$) para o Factor 1, de $-0,25$ ($p=0,10$) para o Factor 2 e de $0,15$ ($p=0,31$) para o Factor 3.

Estudo da validade convergente. Para este estudo, empreendemos uma análise exploratória da presumível associação entre uma variável geral e as atitudes face ao teste pré-sintomático da DMJ avaliadas pela EATP, no sentido de estudar a validade convergente desta escala. Para tal, partimos da seguinte hipótese experimental: *Existirá uma associação significativa entre as atitudes face aos médicos e à medicina e as atitudes, dos indivíduos em risco, face ao teste pré-sintomático da DMJ?*

Para testar a hipótese formulada, seleccionámos a Escala de Atitudes face aos Médicos e à Medicina (EAMM) de Marteau (1990) e correlacionámos a sua nota global com a da EATP.

Este tipo de validade foi determinada com recurso ao coeficiente de correlação de Pearson. Calculado este coeficiente, merece menção dizer que se registou um valor positivo, moderado e com significância estatística na correlação entre o total da EATP e o total da EAMM ($r=0,33$, $p=0,02$).

DISCUSSÃO

A EATP foi desenvolvida, especificamente, para avaliar a adesão ao teste pré-sintomático e com o propósito de ser validada junto dos utilizadores do teste pré-sintomático da DMJ. Contudo, as dificuldades metodológicas apontadas impediram a concretização imediata daquele último desiderato e converteram a continuação do trabalho de validação da escala, junto da população clínica, numa prioridade, a que os estudos apresentados pretenderam dar resposta.

Simões (1994) recomenda que a selecção e a aplicação de um instrumento de avaliação psicológica, bem como a interpretação dos resultados sejam precedidas de análises das características psicométricas dos seus componentes estruturais (itens). A comprovação das qualidades dos itens determinará a fiabilidade e a validade da escala. Como comenta Anastasi (1982), “pode

atribuir-se, antecipadamente, elevada fidelidade e validade a um teste, através da análise dos seus itens” (p. 192, trad. nossa).

O estudo de revisão da escala, conduzido, exclusivamente, com população clínica, visou colmatar algumas das limitações metodológicas do estudo original de validação da escala, devidas ao reduzido número de indivíduos com risco genético para a DMJ ($n=10$) e à inclusão de indivíduos sem risco genético conhecido para a doença, na amostra total e, simultaneamente, contribuir para o apuramento e melhoria das suas qualidades psicométricas.

Na análise dos itens da EATP, pretendemos apurar aqueles que reflectiam maior homogeneidade entre si, isto é, que mais contribuía para avaliar “... aspectos diversos do mesmo atributo e não partes distintas de diferentes traços...” (Vaz Serra, 1994, p. 53) e que, como tal, constituam uma amostra adequada ou representativa da medida da variável em estudo (Anastasi, 1982).

Nunnally (1978) defende que, quando um teste é usado em contextos de pesquisa, um coeficiente de consistência interna de valor igual ou superior a 0,70 é considerado prova suficiente da fiabilidade do instrumento; porém, acrescenta que, quando se pretende aplicar o instrumento com objectivos avaliativos, é necessário um coeficiente alfa de Cronbach superior a 0,90.

Como dissemos atrás, o valor do coeficiente alfa de Cronbach, para a escala, foi de 0,57 (aproximadamente 0,60), o que representa um índice de consistência interna moderadamente satisfatório, embora inferior ao recomendado por Nunnally (1978), para estudos de investigação.

Tendo em conta que o que se vai validar não é o teste, mas as inferências que podem ser feitas a partir dos seus resultados, procedemos ao estudo da validade factorial para identificação da estrutura teórico-conceptual da escala.

Golden, Sawick, e Franzen (1984) defendem que a validade de construto de um instrumento pode ser estudada através da análise factorial da sua estrutura.

Pretendíamos melhorar as qualidades psicométricas da EATP, com uma amostra extraída da sua população-alvo (54 indivíduos em risco para a DMJ), e, em concreto, procurar obter a solução factorial mais satisfatória, isto é, composta pelas dimensões teoricamente mais coerentes.

Foi nosso objectivo, igualmente, contribuir para a generalização dos resultados para a população-alvo, conforme previsto por Tinsley e Tinsley (1987): “... a generalização dos resultados a outros sujeitos ou variáveis só é possível após a replicação da análise factorial com outras populações e variáveis ...” (p. 418, trad. nossa).

A análise factorial, realizada com a versão de 18 itens da escala, manteve a estrutura trifactorial de base, embora com algumas alterações na composição das sub-escalas, as quais, adiante-se, parecem ter contribuído para a melhoria das qualidades psicométricas da escala, tal como indicam os coeficientes alfa de Cronbach, do total ($\alpha=0,66$) e das três sub-escalas ($\alpha_1=0,85$; $\alpha_2=0,76$; $\alpha_3=0,60$), abonatórios da consistência interna da escala, e a percentagem de variância total explicada pelos três factores (51,6%). Este é um valor

satisfatório (Snyder et al., 1996) e superior ao derivado da análise factorial realizada com a versão completa da escala (43,9%), embora ainda distante do valor, por vezes, aconselhado (entre 70 a 75%). Esta discrepância entre o valor observado e o valor *ideal*, parece não constituir problema, visto que este raras vezes é alcançado (Simões, 1994) e, habitualmente, menos de 50% da variância total é explicada pela solução factorial (Tinsley & Tinsley, 1987).

A solução factorial encontrada aproxima-se do critério da parcimónia de Thurstone (Tinsley & Tinsley, 1987), relativo à estrutura factorial mais simples e que possibilite uma explicação clara e consistente com os dados observados. Para alcançar este objectivo, é necessário que, primeiro, cada variável apresente, pelo menos, uma carga factorial diferente de zero (isto ocorre com todas as variáveis do nosso estudo factorial); segundo, cada factor deve ser caracterizado por um conjunto diferenciado de variáveis (itens) que nele saturem, de forma significativa, e cujas cargas factoriais, nos outros factores, se aproximem de zero ou sejam muito baixas e, finalmente, cada variável deve saturar, de forma elevada, em apenas um factor, o que também se verifica.

Consideramos que esta solução factorial é a que melhor se adequa aos dados correlacionais (e ao construto teórico subjacente à escala) e a que oferece melhores garantias de fiabilidade e validade.

A similitude e relativa estabilidade estrutural entre a solução factorial original e a actual são, sobretudo, ao nível do número de factores extraídos e conteúdo dos dois primeiros factores. A análise comparativa entre as duas soluções evidencia, contudo, uma discrepância ao nível da composição do terceiro factor extraído que, no caso presente, parece ser mais congruente com a dimensão que contempla (*redução da incerteza*). Por outro lado, a melhoria da relevância teórica e estatística dos três factores actuais, comprovada pela percentagem de variância explicada e pelos coeficientes alfa de Cronbach, facilita a generalização dos resultados para a população de indivíduos em risco para a DMJ.

Este estudo foi, no entanto, conduzido com a consciência de algumas limitações:

- 1 O tamanho da amostra clínica ($n=54$) está aquém do número desejável para validar uma escala, o qual deve ser, segundo autores como Nunnally (1978) e Tinsley e Tinsley (1987), cerca de cinco a dez vezes mais o número de itens da escala, perfazendo, idealmente, um total de 300 sujeitos.
- 2 A dimensão, ainda relativamente reduzida, da amostra clínica leva a antecipar que, em estudos conduzidos, futuramente, com outras amostras, se detectem flutuações, nas correlações entre as variáveis (itens) e na composição dos factores. A dimensão da nossa amostra interfere no grau de precisão dos factores extraídos e leva a que seja pouco provável que, em estudos conduzidos com amostras de tamanho superior, haja estabilidade na composição factorial.

- 3 O facto de só serem aceites itens com cargas factoriais iguais ou superiores a 0,30, pode levar à eliminação de alguns itens que, de outra forma, permaneceriam ou, até, integrariam, de forma congruente, o factor onde saturam abaixo do limite mencionado. Portanto, a decisão de excluir, nestas circunstâncias, determinados itens, tem de ser acautelada com a ponderação de outros critérios métricos, dos resultados de investigações anteriores e da literatura teórica revista. Como aconselham Tinsley e Tinsley (1987): "... os investigadores devem ser cuidadosos, de modo a assegurar que importantes elementos do factor não sejam eliminados por esta abordagem pragmática..." (p. 422, trad. nossa).

Concluimos com a reafirmação de que a estrutura factorial proposta tem carácter preliminar e que esperamos que venha a ser alvo de outros estudos de validação da EATP e, concretamente, de investigações empíricas que ajudem a clarificar a natureza do construto teórico subjacente à escala.

Os resultados revelaram que a EATP (versão actual; 18 itens) não é influenciada pelas variáveis sexo, idade e grau de instrução, o que favorece a aplicabilidade da escala a outras amostras. É de salientar, a propósito, alguns dados (e.g., Evers-Kiebooms, Cassiman, & van den Berghe, 1987; Evers-Kiebooms, Swerts, Cassiman, & van den Berghe, 1989; Markel et al., 1987), que apontam no sentido da inexistência de correlações significativas entre as variáveis sócio-demográficas apontadas e a adesão ao teste pré-sintomático da DH.

Os nossos resultados sugerem, também, que as respostas à EATP não foram, aparentemente, influenciadas pela aprovação social das mesmas. Estes dados constituem, também, um indicador adicional da validade de construto da EATP, pois mostram que a EATP avalia um objecto atitudinal diferente do da EDS.

Alguns estudos revelaram que as opiniões dos indivíduos em relação aos médicos e à medicina, em geral, influenciam a sua adesão aos cuidados de saúde que lhes são especificamente dirigidos (Andrade, 1997; Marteau et al., 1992).

Esperávamos encontrar um indicador da validade convergente da EATP, devido às afinidades entre os objectos atitudinais avaliados pela EAMM e pela EATP: o da primeira escala é mais genérico e remete para uma perspectiva macroscópica dos cuidados de saúde e dos seus agentes; o da segunda refere-se, especificamente, a um recente Serviço de Saúde que permite a realização do diagnóstico precoce pré-sintomático da DMJ.

Detectámos uma associação estatisticamente significativa entre a adesão ao teste pré-sintomático da DMJ e as atitudes em relação aos médicos e à medicina. Este resultado sugere que as pessoas que mais aderem ao diagnóstico pré-sintomático da DMJ são as que depositam maior confiança nos médicos e na medicina, de um modo geral, bem como nas possibilidades das inovações biomédicas, no contexto da saúde.

Segundo propõem Marteau et al. (1992), as atitudes em relação a outros significativos, como os intervenientes na prestação de cuidados de saúde, poderão influenciar as intenções comportamentais, da seguinte forma: uma forte crença no poder da medicina e dos médicos estará associada à elevada probabilidade de aderir aos cuidados de saúde. No seu estudo sobre a participação de um grupo de 1000 mulheres no rastreio pré-natal (cariótipo fetal) da Síndrome de Down e de defeitos de encerramento do tubo neural (alfa-fetoproteína no soro materno), Marteau et al. (1992) verificaram que as mulheres que rejeitaram o exame apresentavam atitudes, face aos médicos e à medicina, significativamente menos positivas do que as mulheres que aderiram ao teste, tendo concluído que aquela variável atitudinal é um preditor psicológico relevante do comportamento de aceitação do exame de diagnóstico pré-natal.

No caso dos indivíduos em risco para a DMJ, há que considerar, primeiro, que o teste pré-sintomático da DMJ só é acessível aos participantes do Programa Nacional de Teste Pré-sintomático. No processo de teste pré-sintomático há, necessariamente, a mediação de profissionais de saúde, entre médicos, genetistas, psicólogos e outros.

Por outro lado, dadas as características das doenças autosómicas dominantes, o seu padrão de transmissão hereditário e o seu carácter crónico, é frequente haver, nestas famílias, um contacto directo e prolongado com a doença, bem como com os profissionais de saúde que prestam assistência aos familiares doentes.

Dessa experiência familiar, nascem crenças sobre a doença, os seus efeitos, a sua probabilidade de transmissão e perspectivas de prevenção/diagnóstico/tratamento (Boulté, 1990; Wexler, 1979), e são formadas opiniões sobre os profissionais de saúde intervenientes (Marteau et al., 1992). É plausível achar que quanto mais favoráveis forem estas atitudes, tanto mais positivas serão as reacções ao método de diagnóstico precoce da DMJ, que é disponibilizado pelo Serviço de Saúde prestado pelo Programa Nacional de Teste Pré-sintomático.

As crenças positivas face aos profissionais de saúde de formação médica e à medicina podem revelar uma elevada expectativa de sucesso quanto à eficácia do teste pré-sintomático na detecção do gene responsável pela DMJ.

Deste modo, foi possível obter, como esperávamos, um indicador, aparentemente seguro e convincente, da validade convergente da EATP, relativamente à EAMM.

Como comentário final, diga-se que os resultados dos estudos com a EATP permitiram concluir que a escala (na versão proposta) possui qualidades psicométricas bastante satisfatórias, o que favorece a sua aplicabilidade, ainda que com alcance limitado, a outras amostras da população clínica de indivíduos em risco para a DMJ. Será importante alargar o âmbito de aplicação da escala a outras populações (e.g., indivíduos em risco para outras doenças, com

semelhanças clínicas e genéticas, e teste de diagnóstico precoce pré-sintomático disponível), por forma a prosseguir com o trabalho de ulterior validação da EATP.

ANEXO 1

Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático

INSTRUÇÕES: Por favor, leia as afirmações que se seguem e responda rapidamente, de acordo com a sua primeira impressão, se concorda ou discorda do seu conteúdo. Note que não há respostas certas ou erradas, é apenas uma questão de opinião. Assinale com uma CRUZ a resposta que corresponde à sua opinião, como no exemplo que se segue:

Portugal é um país muito bonito: Concordo completamente / Concordo / Discordo / Discordo completamente .

	Concordo		Discordo	
	Completamente	Concordo	Discordo	Completamente
1 Realizar o teste preditivo serve para acabar com as preocupações sobre ter a doença.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2 Realizar o teste preditivo serve apenas para decidir sobre ter ou não filhos.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3 Tenho receio de realizar o teste preditivo porque não sei como reagirei aos resultados.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4 Realizar o teste preditivo é uma forma de ajudar à investigação sobre a doença.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5 Realizar o teste preditivo é importante para poder informar os meus filhos sobre o risco de terem a doença.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6 Receio realizar o teste preditivo porque penso que serei mais feliz se não souber se vou ter a doença.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7 Receio que o resultado do teste possa afectar a minha capacidade de arranjar emprego e fazer seguros de saúde.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8 Os resultados do teste poderão permitir planear a vida futura.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9 Receio que os resultados do teste me tirem alguma esperança no futuro.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10 Acho que a informação sobre se vou ter a doença me fará sentir culpado(a) sobre a transmissão do gene.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11 Preocupa-me a reacção da minha família ao resultado do teste.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12 Realizar o teste preditivo é importante para decidir sobre questões financeiras de futuro.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
13 Realizar o teste preditivo é importante para decidir sobre o casamento.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
14 Realizar o teste preditivo é importante para fazer escolhas educacionais.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
15 Realizar o teste preditivo é importante para tomar decisões sobre a carreira profissional.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
16 Gostava de realizar o teste preditivo porque suspeito que vou ter a doença.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
17 Penso que há decisões importantes na vida que não devem depender do resultado do teste.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
18 Receio que o resultado do teste não seja 100% seguro.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
19 Gostava de realizar o teste preditivo porque o meu marido/esposa quer saber.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
20 Gostava de realizar o teste preditivo para obter apoio psicológico.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
21 Os resultados do teste vão evitar que eu ande constantemente à procura de sintomas.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
22 Realizar o teste preditivo é desagradável porque implica realizar um protocolo muito exigente.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
23 Reduzir a incerteza é o principal motivo para realizar o teste preditivo.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
24 Acho que a informação de que vou ter a doença, se o resultado for positivo, será uma sobrecarga emocional demasiado pesada.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Nota. De "Genética psicossocial: O estudo das atitudes face à realização do teste preditivo da doença de Machado-Joseph", por M.C. Paúl, 1997, *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*, 2(2). Reproduzido com permissão da autora.

AGRADECIMENTOS

Desejamos agradecer a todos os participantes nesta investigação, a Constança Paúl (ICBAS, Universidade do Porto) pela possibilidade de usar a Escala de Aceitação do Teste Pré-Sintomático e de aceder a alguns dos seus dados, a Jorge Sequeiros (IBMC, CGPP, Universidade do Porto), a António Freire Gonçalves e a Cristina Januário (Hospitais da Universidade de Coimbra) pela ajuda no contacto a pessoas em risco para a doença de Machado-Joseph.

Expressamos a nossa gratidão a Alice Rolim pela sua ajuda na retroversão do resumo para inglês.

REFERÊNCIAS

- Anastasi, A. (1982). *Psychological Testing* (5ª ed.). New York: MacMillan Publishing Co., Inc.
- Andrade, M.C. (1997). *Abordagem Psicossocial dos Comportamentos Orientados para a Saúde*. Tese de Mestrado não publicada, Universidade do Porto.
- Andrade, M.C., Zagalo-Cardoso, J.A., & Fontaine, A.M. (1998). Custos e benefícios do diagnóstico pré-natal: Construção de uma escala de auto-avaliação. *Progresos en Diagnóstico Prenatal*, 10(9), 504-511.
- Barette, J., & Marsden, C.D. (1979). Attitudes of families to some aspects of Huntington's chorea. *Psychological Medicine*, 9, 327-336.
- Bloch, M., Fahy, M., Fox, S., & Hayden, M.R. (1989). Predictive testing for Huntington disease: II. Demographic characteristics, life-style patterns, attitudes, and psychosocial assessment of the first fifty-one test candidates. *American Journal of Medical Genetics*, 32, 217-224.
- Boutté, M. (1990). Waiting for the family legacy: The experience of being at risk for Machado-Joseph disease. *Social Science & Medicine*, 30(8), 839-847.
- Bryman, A., & Cramer, D. (1993). *Análise de dados em Ciências Sociais: Introdução às técnicas utilizando o SPSS* (2ª ed. Port.). Oeiras: Celta Editora Lda.
- Crowne, D.P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24(4), 349-354.
- Decruyenaere, M., Evers-Kiebooms, G., & van den Berghe, H. (1993). Perception of predictive testing for Huntington's disease by young women: Preferring uncertainty to certainty. *Journal of Medical Genetics*, 30, 557-561.
- Evers-Kiebooms, G., Cassiman, J.J., & van den Berghe, H. (1987). Attitudes towards predictive testing in Huntington's disease: A recent survey in Belgium. *Journal of Medical Genetics*, 24, 275-279.
- Evers-Kiebooms, G., Swerts, A., Cassiman, J.J., & van den Berghe, H. (1989). The motivation of at-risk individuals and their partners in deciding for or against predictive testing for Huntington disease. *Clinical Genetics*, 35, 29-40.
- Golden, C.J., Sawick, R.F., & Frazen, M.D. (1984). Test Construction. In G. Goldstein & M. Herson (Eds.), *Handbook of Psychological Assessment* (pp. 21-40). New York: Pergamon Press.
- Gouveia, J.P., Ramalheira, C., Robalo, M., Borges, J.C., & Almeida, J.R. (1993). Inventário de Expectativas e Crenças Pessoais acerca do Álcool (IECPA). *Psiquiatria Clínica*, 14(3), 147-163.

Kawaguchi, Y.T., Okamoto, M., Taniwacki, M., Aizawa, M., Inoue, S., Katayama, H., et al. (1994). CAG expansions in a novel gene for Machado-Joseph disease in chromosome 14q32.1. *Nature Genetics*, 8, 221-228.

Markel, D.S., Young, A.B., & Penney, J.B. (1987). At-risk persons' attitudes toward presymptomatic and prenatal testing of Huntington disease in Michigan. *American Journal of Medical Genetics*, 26, 295-305.

Marteau, T.M. (1990). Attitudes to doctors and medicine: The preliminary development of a new scale. *Psychology and Health*, 4, 351-356.

Marteau, T.M., Johnston, M., Kidd, J., Michie, S., & Cook, R. (1992). Psychological models in predicting uptake of prenatal screening. *Psychology and Health*, 6, 13-22.

Meissen, G.J., Myers, R.H., Mastromauro, C.A., Koroshetz, M.S.W., Klinger, K.W., et al. (1988). Predictive testing for Huntington's disease with use of a linked DNA marker. *The New England Journal of Medicine*, 318(9), 535-542.

Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric Theory* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill Book Company.

Paixão, R., & Oliveira, R.A. (1996). Escala instrumental e expressiva do suporte social. *Psicologica*, 16, 83-99.

Paúl, M.C. (1996). Reações esperadas aos resultados do teste pré-sintomático: A experiência dos programas da doença de Huntington. In J. Sequeiros (Ed.), *O teste preditivo da doença de Machado-Joseph* (pp. 79-94). Porto: UnIGENE, IBMC.

Paúl, M.C. (1997). Genética psicossocial: O estudo das atitudes face à realização do teste preditivo da doença de Machado-Joseph. *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática*, 2(2), 241-250.

Paúl, M.C., Martin, I., & Sequeiros, J. (2000). Construção de uma escala de atitudes face ao casamento e aos filhos para estudo da adesão ao teste preditivo de doenças genéticas. In J. Ribeiro, I. Leal, & M. Dias (Orgs.), *Actas do 3º Congresso Nacional de Psicologia da Saúde* (pp. 165-171). Lisboa: ISPA.

Rolim, L. (2000). *Psicologia clínica na doença de Machado-Joseph: Estudo de instrumentos de avaliação, no contexto do teste preditivo*. Tese de Mestrado não publicada, Universidade de Coimbra.

Sequeiros, J. (1996a). Aconselhamento genético e teste preditivo na doença de Machado-Joseph. In J. Sequeiros (Ed.), *O teste preditivo da doença de Machado-Joseph* (pp. 97-112). Porto: UnIGENE, IBMC.

Sequeiros, J. (1996b). Genética clássica e genética molecular na doença de Machado-Joseph. In J. Sequeiros (Ed.), *O teste preditivo da doença de Machado-Joseph* (pp. 33-48). Porto: UnIGENE, IBMC.

Simões, M. (1994). *Investigações no âmbito da aferição nacional do Teste das Matrizes Progressivas Coloridas de Raven (M.P.C.R.)*. Dissertação de Doutoramento não publicada, Universidade de Coimbra.

Snyder, C.R., Sympson, S.C., Ybasco, F.C., Borders, T.F., Babyak, M.A., & Higgins, R.L. (1996). Development and validation of the State Hope Scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(2), 321-335.

Streiner, D.L., & Norman, G.R. (1989). *Health Measurement Scales (a practical guide to their development and use)*. Oxford Medical Publications.

Teltscher, B., & Polgar, S. (1981). Objective knowledge about Huntington's disease and attitudes toward predictive tests of persons at risk. *Journal of Medical Genetics*, 18, 31-39.

Tinsley, H.E.A., & Tinsley, D.J. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 34(4), 414-424.

Vaz Serra, A. (1994). *Inventário de Avaliação Clínica da Depressão*. Coimbra: Edição Psiquiatria Clínica.

Zagalo-Cardoso, J.A. (1995). *Aconselhamento Genético: Para uma Valorização do Paradigma Psicológico*. Dissertação de Doutoramento não publicada, Universidade de Coimbra.

Wexler, N.S. (1979). Genetic "russian roulette": The experience of being "at risk" for Huntington's disease. In S. Kessler (Ed.), *Genetic counseling: Psychological dimensions* (pp. 199-220). New York: Academic Press.