

EXPECTATIVAS DE CONTROLE NO CONTEXTO DA PERSONALIDADE

Ainda a propósito da estrutura factorial do IPC de Levenson

RAMIRO VERISSIMO

Departamento de Psicologia Médica. Faculdade de Medicina do Porto. Porto

RESUMO

Este trabalho propõe-se rever alguns aspectos psicométricos das escalas *IPC* de Levenson, bem assim como confirmar ou infirmar a estrutura do locus de controle no âmbito do modelo originalmente proposto. Com esse propósito faz-se a revisão comparada de estudos idênticos no sentido de alcançar a razão subjacente às discrepâncias encontradas anteriormente. A amostra, formada por um grupo homogéneo de estudantes universitários, permitiu fazer algumas comparações com outros estudos. A inovação proposta prende-se com a abordagem analítica adoptada, no sentido de conseguir evidenciar a separação dos grupos presumivelmente distintos de locus de controle externo, quando estudados conjuntamente com a internalidade em relação a cujo eixo se apresentam obliquamente. À semelhança dos anteriores, o estudo também reforça a convicção de que as questões 3, 4, e 10 devem ser excluídas do questionário, considerando as possíveis implicações dessa medida e os meios de as obviar.

SUMMARY

Expectancy of Control in the Context of Personality Still about the factorial structure of Levenson's IPC

The goal of this study was to review some of the psychometric properties concerning the IPC scale as well as to confirm the locus of control structure as proposed by Levenson. Having that in mind we reviewed some previous studies on this subject, and tried to work out what went wrong when reports couldn't make a clear cut between social and chance factors within the external dimension of the proposed construct. The sample was formed by a homogeneous group drawn from a population of university students. This allowed for comparisons with similar studies. The innovation here resides in the analytical approach proposed, which should account for the oblique factors determined by the two alleged existent clusters for the external locus of control. It did, thus corroborating the original invariants proposed. The study also reinforces the conviction previously noted that questions 3, 4, and 10 should be ignored or even suppressed, eventually leading ulterior studies to report results through standard transformation of the raw scores.

INTRODUÇÃO

O controle e particularmente a atribuição¹ que dele se faz o indivíduo, *locus* de controle, é um dos mediadores cuja influência tem vindo a ser proposta na relação entre agentes de tensão e claudicação do bem-estar mental e físico²⁻⁶. Dada a existência de inúmeros trabalhos de revisão excelentes sobre o conceito, e designadamente em língua portuguesa^{7,8}, não haverá razão de monta para deam-

bular em grandes considerações teóricas sobre o mesmo. Inicialmente desenvolvido por Rotter no âmbito da sua teoria de aprendizagem social^{9,10}, é considerado como um componente de uma disposição rígida de personalidade, encarada esta como amortecedor dos efeitos patogénicos dos agentes de tensão¹¹⁻¹³. A sugestão feita é a de que a externalidade caracteriza indivíduos em que a correlação entre os acontecimentos situacionais e os quadros sintomáticos é tanto mais acentuada. Assim, por exemplo, essa

atribuição de um cariz contingente ao reforço leva-os a tolerar mal as situações de ambiguidade¹⁴. Já a internalidade, traduzindo um autoconceito de eficácia, levará a vivenciar menos tensão e conduzirá a melhores resultados¹⁵⁻¹⁸.

O mecanismo proposto¹² para esta mediação é o da influência da personalidade no tipo de recurso a determinados meios de superação. Com efeito, os indivíduos de controle interno reagem à frustração de um modo mais construtivo e com menos respostas pouco adequadas de tipo agressivo e auto-culpabilizante^{19,20}. Deste modo, os níveis mais baixos de tensão e a consecussão de melhores resultados apresentados quando é demonstrável a internalidade, estarão relacionados com um maior recurso a meios de superação mais orientados para o problema, e menor aos de orientação emocional¹⁵. Aqui se enquadra a observação de que a internalidade se associa a uma melhor adaptação às situações de incapacidade crónica das vítimas de acidentes graves^{15,21,22}, ou em outras situações de doença grave²³, ou tão somente de que influencia o tipo de recurso a determinados meios de superação usados em problemas e tensões do dia-a-dia²⁴.

E é pois neste contexto de invariantes da personalidade que o estudo e depuração do modelo do locus de controle se reveste dum interesse capital, e muito particularmente do ponto de vista da compreensão e possibilidade de psicointervenção modeladora dos mecanismos adaptativos no doente crónico.

OBJECTIVOS

É frequente fazer-se a invocação etimológica do *traduttore / traditore* para a razão de que sempre que há uma tradução há uma traição. E com efeito, no mundo da avaliação psicométrica será até talvez mais correcto usar o termo adaptação do que tradução, uma vez que nesta estão sempre implícitas transformações mais ou menos importantes de ordem cultural. Mas mais além, questões há que podem perder por completo as suas características de validade quando desinseridas do contexto cultural em que são efectuadas. A título meramente exemplificativo da diversidade de práticas culturais, pense-se no contexto cultural português e recorde-se a questão D-12 do original americano do extensamente usado *Minnesota Multiphasic Personality Inventory* (MMPI): *I read in the Bible several times a week*. Com efeito, esta será uma questão intimamente relacionada com o grau de fundamentalismo religioso, e este está profundamente enraizado na tradição sócio-cultural relativa às crenças e atitudes. É uma problemática por demais descrita e mesmo um dos argumentos mais vezes referenciados quando se trata da aferição de questionários e inventários de personalidade. Aqui reside a necessidade de repetir de algum modo os procedimentos do autor em relação à escala original, qualquer que ela seja, desde que esta se destine a ser utilizada, traduzida ou não, num contexto cultural diferente. Nessa reprodutibilidade assenta o fazer ciência.

E é deste modo que se deve entender a proposta de análise estrutural do questionário proposto por Hanna Levenson^{25,26}, à semelhança de numerosos outros estudos efectuados em diversos países incluído o nosso²⁷.

POPULAÇÃO E MÉTODOS

O grupo dos 185 inquiridos que serviu o propósito do estudo era constituído por 110 indivíduos do sexo feminino e 75 do masculino – *Quadro 1* –, sem diferenças de idade significativas, e com particular incidência no grupo etário dos 19 aos 22 anos dado que este contingente foi recrutado entre estudantes universitários.

Quadro 1 – Descrição geral da amostra

		IDADE		SEXO	
		M	F	M	F
Nº de casos	185	75	110		
Média	21.85	22.32	21.55		
Desvio padrão	4.24	4.49	4.06		

À semelhança de outros^{28,29}, o *IPC* de Levenson, questionário adoptado para o presente estudo, compreende três dimensões, para cada uma das quais contribuem algumas questões que permitem classificar os inquiridos como tendo um *locus* interno, de outros poderosos – pessoas ou instituições –, ou de acaso, conforme as suas expectativas generalizadas de controle^{30,31}. Estas questões pretendem-se despidas ideologicamente na medida em que apenas dizem respeito à apercepção que o indivíduo tem sobre o controle do que lhe acontece e inerentes expectativas de reforço³². Isto é, na medida em que o seu conteúdo não versa o que se passa com as pessoas em geral. As respostas são registadas numa escala de tipo *Likert* de 6 pontos, de 1 – para discordo totalmente – até 6 – para concordo totalmente – sendo depois somadas para cada uma das três dimensões de modo a darem pontuações totais nas respectivas escalas de internalidade, outros poderosos e acaso.

Procedeu-se inicialmente a um estudo descritivo das escalas e estabeleceu-se uma comparação dos valores médios obtidos pelos sexos masculino e feminino da amostra, bem assim como em relação a outros estudos efectuados anteriormente²⁵⁻²⁷.

Fez-se depois a descrição das variáveis passando a uma análise exploratória. Numa primeira abordagem da análise de itens, e quanto ao índice conhecido como de facilidade³³ podemos obtê-lo através da razão entre o somatório dos resultados de todos os entrevistados e o valor máximo possível que tal somatório poderia alcançar se todos assinalassem a resposta com cotação máxima. Esta razão dá-nos uma proporção; podendo variar entre 0 e 1, este índice vai aproximar-se dos extremos se a pergunta for tão difícil que poucos lhe respondem ou tão fácil que quase todos a acertam – médias extremas –, ou se se preferir, der azo a uma tendência generalizada – variância próxima de zero – para uma resposta de não / nunca ou para a de sim / sempre: efeito de aquiescência. O que em qualquer dos casos a torna redundante, nada acrescentando ao total ou fazendo-o sistematicamente com o mesmo valor: o máximo. Assim, são de reter à partida as ques-

tões cujo índice mais se aproxima de 0.5, valor que corresponde a uma maior variância; esta, igual a $p \times (1 - p)$, dá um máximo de 0.25 para o índice de facilidade de 0.5.

Quanto ao poder discriminativo pode obter-se através do coeficiente de correlação produto-momento entre a pontuação da questão e o total da escala. Quanto mais próximo da unidade for o valor da correlação, maior será o poder discriminativo da questão. Para uma compreensão directa do seu significado podemos por exemplo elevá-lo ao quadrado, obtendo assim o coeficiente de determinação; em termos gerais este traduz, por seu turno, a proporção da variação de uma variável que é determinada pela variação da outra. Com efeito, um $r = 0.60$ não representa um grau de relacionamento duplo de $r = 0.30$, tal como a diferença entre um $r = 0.40$ e um $r = 0.50$ não é igual à diferença entre um $r = 0.50$ e um $r = 0.60$; assim, um coeficiente de 0.80, por exemplo, dá um $r^2 = 0.64$, o que nos permite dizer que 64% da variação de uma variável é previsível através da variação da outra.

Para avaliar a fiabilidade calculou-se o alfa de Cronbach e uma vez que a fórmula de Küder-Richarson se aplica a variáveis dicotómicas (correspondente ao alfa de Cronbach para a globalidade da escala), a fiabilidade em termos de coerência interna foi abordada pelo método de *split-half* de questões alternadas³⁴. A este propósito procedeu-se igualmente ao estudo das correlações médias inter-item e entre as escalas.

Fez-se de seguida uma análise de componentes principais hierárquica capaz de escapar às restrições impostas pela ortogonalidade e dar conta dos factores oblíquos, permitindo assim alcançar uma estrutura de interpretação mais simples. No entanto, dada a frequente dificuldade para interpretar os factores oblíquos, recorreu-se a uma estratégia que começa por identificar os *clusters* de itens e roda os eixos através desses *clusters*; calculam-se em seguida as correlações entre esses factores oblíquos e procede-se à análise factorial da matriz de correlações de tais factores oblíquos para obter um conjunto de factores ortogonais que divida a variabilidade dos itens entre a oriunda da variância partilhada ou comum (factores secundários), e a exclusivamente resultante dos *clusters* de variáveis idênticas (factores primários).

Finalmente, para analisar as implicações de excluir determinados itens do questionário, determinou-se o alfa de Cronbach, as correlações médias inter-item e item-total,

e a coerência interna das escalas resultantes dessas supressões.

Para efectuar o processamento dos dados recorreu-se ao *package* de análise estatística *Statistica for Windows 4.0 B* (Statsoft Inc, 1993).

RESULTADOS

O facto de o grupo estudado ser constituído por estudantes universitários permitiu desde logo comparar os resultados com os de outros autores²⁷. Aliás de referir a este propósito que em relação aos estudos de fiabilidade é este estudo da escola de Coimbra²⁷ o que aqui se usa como referência, uma vez que além de apresentar resultados próprios faz uma revisão e discussão transcultural.

Assim, e em relação a cada um dos três factores do *IPC* por essa ordem – Quadro 2 –, as diferenças encontradas vão no sentido de que os valores obtidos nas três escalas são significativamente mais elevados que os dos estudantes americanos. No entanto, tal como estes, têm uma tendência significativamente maior para a internalidade, e no controlo externo favorecem o controlo atribuído a pessoas poderosas. E daqui resultam as diferenças verificadas em relação ao referido estudo de Coimbra, sendo que, quer para o sexo masculino quer para o feminino, os valores encontrados são significativamente superiores para as escalas de *I* e *P*, e inferiores para a de *C*.

Também na comparação resultante da estratificação por sexos – Quadro 2 –, e à semelhança dos estudos referidos por Relvas *et al*²⁷, não se encontrou qualquer diferença significativa entre o sexo masculino e o feminino.

Em relação à análise de itens resultou da bipartição um alfa de Cronbach de 0.613, 0.738 e 0.701, respectivamente para as escalas *I*, *P* e *C*. Quanto à correlação média inter-item, ela foi de 0.212 para a escala de *I*, 0.268 para a *P*, e 0.236 para a *C*. A coerência interna das escalas determinada através da fórmula de Spearman-Brown³⁴ deu para cada uma das dimensões e pela mesma ordem sequencial, valores de 0.581, 0.742 e 0.683, semelhantes aos encontrados por Relvas *et al*²⁷, e mesmo algo superiores em relação às escalas de externalidade. A este propósito passamos então a fazer a análise das questões do *IPC* através da sua facilidade ou, o que é dizer o mesmo, do seu grau de dificuldade, bem como de acordo com o seu poder discriminativo.

Quadro 2 – Comparação dos resultados (t de Student) da aplicação do *IPC* a estudantes universitários com os do estudo original (Levenson, 1972; 1974) e os de um outro estudo português (Relvas *et al*, 1984a)

ESTUDO	2. Relvas <i>et al</i> (N = 188)				t	3. (N = 185)				t	1. Levenson (N = 96)		3. (N = 185)		t		
	M (n = 95)		F (n = 93)			M (n = 75)		F (n = 110)			M	F	Média	DP		Média	DP
SEXO	Média	DP	Média	DP	t	Média	DP	Média	DP	M	F	Média	DP	Média	DP		
I	32.24	4.63	31.22	4.58	n.s.	37.44	4.41	36.54	4.52	n.s.	-7.322***	-8.264***	35.48	6.30	36.897	4.467	-2.172*
P	21.76	5.55	21.24	5.15	n.s.	24.37	5.55	23.13	5.87	n.s.	-3.000***	-2.405**	16.65	7.60	23.605	5.735	-8.564***
C	23.77	5.43	23.38	4.30	n.s.	22.26	4.98	22.13	5.26	n.s.	1.841*	1.823*	13.94	8.40	22.178	5.109	-10.156***

* $p < 0.05$ // ** $p < 0.01$ // *** $p < 0.001$

Quadro 3 – Descrição estatística sumária das variáveis

TOTAL DE OBSERVAÇÕES: 90

	P 1	P 2	P 3	P 4	P 5	P 6	P 7	P 8	P 9	P 10	P 11	P 12
Nº DE CASOS	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00
MÍNIMO	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	2.00	1.00	1.00	1.00
MÁXIMO	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00	5.00	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00
MÉDIA	4.00	2.85	2.61	3.48	4.45	3.09	1.90	3.20	4.97	3.71	2.28	2.65
D. PADRÃO	1.37	1.23	1.29	1.47	1.22	1.13	0.90	1.41	0.99	1.21	1.04	1.18
SOMATÓRIO	740.00	527.00	482.00	644.00	823.00	571.00	352.00	592.00	920.00	686.00	423.00	491.00
Facilidade (p)	0.70	0.50	0.40	0.60	0.70	0.50	0.30	0.50	0.80	0.60	0.40	0.40
Variância	1.88	1.51	1.66	2.16	1.49	1.28	0.81	1.99	0.98	1.46	1.08	1.39

	P 13	P 14	P 15	P 16	P 17	P 18	P 19	P 20	P 21	P 22	P 23	P 24
Nº DE CASOS	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00	185.00
MÍNIMO	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	2.00	2.00	1.00	2.00	2.00	3.00	1.00
MÁXIMO	6.00	5.00	5.00	6.00	5.00	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00	6.00	4.00
MÉDIA	2.91	2.20	2.84	3.80	2.26	4.94	4.81	4.13	5.11	3.37	5.14	1.98
D. PADRÃO	1.31	1.02	1.19	1.17	1.23	0.99	0.82	1.11	0.72	1.02	0.78	1.09
SOMATÓRIO	538.00	407.00	525.00	703.00	419.00	913.00	889.00	764.00	945.00	624.00	952.00	366.00
Facilidade (p)	0.50	0.40	0.50	0.60	0.40	0.80	0.80	0.70	0.90	0.60	0.90	0.30
Variância	1.72	1.04	1.42	1.37	1.51	0.98	0.67	1.23	0.52	1.04	0.61	1.19

Neste caso, o critério da facilidade / dificuldade – Quadro 3 – não nos permite à partida formular com segurança quaisquer conjecturas em relação ao efeito de aquiescência dado que a tendência amostral para o locus de internalidade se vai reflectir no valor mais elevado deste índice em relação às questões que para ele contribuem.

As correlações entre as escalas – Quadro 4 – vão de encontro às hipóteses permitidas no âmbito do constructo, e designadamente no sentido de se verificarem correlações negativas entre a escala de internalidade e as de externalidade. Mais além verifica-se um afastamento maior em relação à escala de casualidade. Por outro lado ambas as escalas de externalidade apresentam correlações francamente elevadas com a escala resultante da média aritmética de ambas; o que seria de esperar à partida, até pelo contributo que dão para o respectivo resultado. Já a correlação entre si, se moderadamente elevada, não o é tanto, o que sugere a validação da selecção empírica dos itens de cada uma baseada no constructo.

Quanto ao coeficiente de determinação para avaliar o poder discriminativo, ao efectuar a correlação de cada um dos 24 itens com cada uma das escalas – Quadro 5 – verificou-se que, para a escala de internalidade, os valores mais elevados vão de encontro à sugestão original. Isto é, vão para as questões 1, 4, 5, 9, 18, 19, 21, e 23. No entanto a correlação do item 4 é relativamente fraca ($r < 0.45$),

Quadro 4 – Matriz de correlações de Pearson entre as escalas (N = 185)

	I	P	C	E
I	1.00			
P	-0.08	1.00		
C	-0.14	0.54 *	1.00	
E	-0.12	0.89 *	0.86 *	1.00

* p < 0.05

Quadro 5 – Matriz de correlações de Pearson entre as variáveis

	(N = 185)		
	I	P	C
Pergunta 1	0.54 *	-0.12	0.00
Pergunta 2	-0.12	0.19 *	0.61 *
Pergunta 3	-0.12	0.48 *	0.27 *
Pergunta 4	0.34 *	0.11	-0.01
Pergunta 5	0.68 *	-0.07	-0.100.1
Pergunta 6	-0.07	0.42 *	0.66 *
Pergunta 7	-0.25 *	0.39 *	0.58 *
Pergunta 8	-0.05	0.71 *	0.3 *
Pergunta 9	0.45 *	0.03	0.02
Pergunta 10	0.13	0.14	0.38 *
Pergunta 11	-0.19 *	0.62 *	0.37 *
Pergunta 12	0.02	0.30 *	0.61 *
Pergunta 13	-0.00	0.58 *	0.32 *
Pergunta 14	-0.33 *	0.35 *	0.63 *
Pergunta 15	-0.17 *	0.75 *	0.43 *
Pergunta 16	-0.00	0.42 *	0.56 *
Pergunta 17	-0.06	0.58 *	0.35 *
Pergunta 18	0.62 *	-0.12	-0.19 *
Pergunta 19	0.6 *	-0.10	-0.17 *
Pergunta 20	0.24 *	0.45 *	0.28 *
Pergunta 21	0.53 *	0.05	-0.07
Pergunta 22	-0.01	0.59 *	0.26 *
Pergunta 23	0.61 *	-0.18 *	-0.16 *
Pergunta 24	-0.10	0.28 *	0.56 *

* p < 0.05

seguinte-se-lhe o 9 ($r = 0.45$). Por outro lado, conforme seria de esperar, estes itens apresentam em regra uma correlação negativa em relação às escalas de externalidade.

Quanto aos restantes itens, referindo-se à externalidade seria de esperar uma correlação igualmente negativa com a escala de internalidade, o que só não acontece com o 10 e com o 20, questões com correlações relativamente fracas com as respectivas escalas ($r < 0.45$ e $r = 0.45$ respectiva-

mente). A aceitar uma questão com uma correlação tão baixa quanto a 10, e mesmo assim superior à da 4, teríamos de incluir na respectiva escala - C - a 15, a qual sendo mais significativa, é contabilizada à partida na escala de P, em relação à qual se verifica uma correlação mais elevada. Aliás, em relação a esta questão da homogeneidade das escalas também a questão 20 da escala P tem uma impregnação significativa na escala I dada a sua correlação positiva e significativa ($p < 0.05$) com a mesma.

Quanto aos factores oblíquos da análise hierárquica de componentes principais, deles se pretende dar conta - Quadro 6 - através da matriz de correlações das variáveis em cluster (agrupadas nos factores oblíquos) com os factores primário e secundário.

Quadro 6 - Extended Factor Loading Matrix

Correlations of variable clusters (oblique factors) with secondary and primary factors

	Cluster 1	Cluster 2	Cluster 3
Secondary 1	-0.74	0.27	-0.77
Secondary 2	0.67	0.00	0.00
Primary 0	0.00	0.96	0.00
Primary 1	0.00	0.00	0.64

No quadro seguinte - Quadro 7 - estão assinaladas as questões que contribuem para cada um dos três factores desta solução.

Quadro 7 - Factor Loadings (Varimax normalized)

Clusters of loadings are shown; those clusters determine the oblique factors for hierarchical analysis

	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Pergunta 1		0.45 *	
Pergunta 2			0.58 *
Pergunta 3	0.35 *		
Pergunta 4	0.21 *		
Pergunta 5		0.70 *	
Pergunta 6			0.60 *
Pergunta 7			0.52 *
Pergunta 8	0.75 *		
Pergunta 9		0.37 *	
Pergunta 10			
Pergunta 11	0.54 *		
Pergunta 12			0.63 *
Pergunta 13	0.55 *		
Pergunta 14			0.60 *
Pergunta 15	0.74 *		
Pergunta 16			0.16 *
Pergunta 17	0.46 *		
Pergunta 18		0.72 *	
Pergunta 19		0.64 *	
Pergunta 20	0.41 *		
Pergunta 21		0.59 *	
Pergunta 22	0.59 *		
Pergunta 23		0.65 *	
Pergunta 24			0.58 *

Quanto à análise de item em função da fiabilidade das escalas para determinar as implicações de excluir do questionário as questões 3, 4, e 10 - Quadro 8 -, consta-

ta-se que resulta um alfa de Cronbach de 0.696, 0.743, e 0.728 respectivamente para cada uma das escalas I, P, e C. Quanto à coerência interna das escalas, pelo método de Spearman-Brown³⁴, e pegando em quatro questões de cada escala contra as três restantes, ela eleva-se agora a valores de 0.687, 0.801 e 0.759 respectivamente.

Quadro 8 - Fiabilidade (α de Cronbach) (N = 185)

	Item	Corr Item-Total	R _{mult} ²	α se excluída
I	P 1	0.263	0.116	0.603
	P 4	0.017	0.019	0.696
	P 5	0.482	0.395	0.522
	P 9	0.246	0.081	0.598
	P 18	0.455	0.384	0.542
	P 19	0.464	0.340	0.550
	P 21	0.398	0.231	0.570
	P 23	0.479	0.296	0.549
	P 3	0.273	0.238	0.743
	P 8	0.544	0.365	0.686
P	P 11	0.494	0.341	0.702
	P 13	0.393	0.245	0.720
	P 15	0.641	0.469	0.669
	P 17	0.415	0.200	0.714
	P 20	0.280	0.120	0.738
	P 22	0.454	0.264	0.709
	P 2	0.421	0.214	0.665
C	P 6	0.509	0.288	0.645
	P 7	0.443	0.234	0.665
	P 10	0.147	0.033	0.728
	P 12	0.424	0.202	0.664
	P 14	0.486	0.272	0.653
	P 16	0.366	0.148	0.678
	P 24	0.391	0.227	0.672

DISCUSSÃO

Se atendermos a que no questionário adoptado, o IPC de Levenson, o número de questões a contribuir para cada uma das escalas é o mesmo, e designadamente de 8 em 24, o facto da amostra ter sido constituída a partir de uma subpopulação estudantil universitária pode reflectir-se, e reflecte-se seguramente no facto de a tendência da média de internalidade se revelar acentuadamente mais elevada do que as outras - Quadro 2 -. Tal tendência vai de encontro à referida e observada noutros estudos, e designadamente no de referência²⁷. No entanto a não representatividade do grupo estudado em relação à população geral, característica desde logo exaustivamente descrita²⁷, não constitui verdadeiro obstáculo ao estudo proposto, uma vez que o que se pretende é, não a inferência de conclusões sobre os loci de controle da população, mas antes uma consideração descritiva da estrutura dos mesmos na amostra estudada capaz de permitir à partida discernir a relação que guardam com as propriedades psicométricas do questionário adoptado. Aliás permite mesmo, mais além, fazer um estudo extrapolado à semelhança do proposto por João Relvas²⁷ no artigo que tem vindo a ser mencionado.

Por outro lado, também a existência de vários estudos publicados anteriormente em que é referida a sua utilização em Portugal^{6,18,27,31,35,36}, reforçou a convicção que

levou a adoptar para o presente estudo, conforme já referido, o questionário *IPC* de Levenson.

A propósito dos valores encontrados serem significativamente mais elevados do que os do estudo original citado - *Quadro 2* -, sem pretender conjecturar na ausência de dados analíticos que o consubstanciem, não gostaria no entanto de deixar sem referenciar a existência de duas tipologias de indivíduos, para além dos tipicamente de locus interno, crentes no controle e puro acaso, e designadamente os *yea-sayers* e os *nay-sayers*^{37,38}, podendo estes contribuir de forma desigual para a formação das amostras. Assim, por exemplo, e em relação aos universitários americanos, os aquiescentes podem ter contribuído de modo mais significativo para a presente amostra, o que permitirá compreender de certo modo a razão de ser dos valores mais elevados obtidos nas três escalas.

Quanto à análise exploratória, mormente em relação ao poder discriminativo das questões através das correlações com os totais, esta sugere que, dos 8 itens que configuram cada uma das três escalas se rejeitem desde logo as questões 4 e 10. Por outro lado, só por excesso de zelo se rejeitariam também neste momento as questões 3, 9 e 20, o que em termos teóricos implicaria uma significativa redução da fiabilidade. Outra das questões a considerar é a da desvantagem de fazer com que as escalas passem a ser resultado de um número diferente de questões, uma vez que tal facto nos impediria de ter à partida, mesmo sem nenhuma transformação normalizante, uma avaliação empírica do peso relativo das pontuações em cada uma das escalas.

A análise factorial nasce com Spearman no início dos anos 20 como um método de investigar a estrutura subjacente de uma matriz de correlações. Pode ser particularmente útil na análise de itens em alternativa ao índice de discriminação, embora retenha sempre um forte componente subjectivo em relação à sua interpretação. O que podendo ser encarado como uma das suas fraquezas, não deixa de ser também uma clara vantagem quando convenientemente usado em alternativa aos métodos sistemáticos a cuja cegueira obvia. Em boa verdade se diga também, no sentido de colmatar qualquer reticência em relação a empreendê-la, que este tipo de análise do questionário *IPC* não constitui nada de verdadeiramente inovador³⁵, e designadamente no contexto da teoria dos testes ou teoria da psicometria^{33,34,39}, tanto mais que tal abordagem começa por nascer da necessidade imposta pela conceptualização psicométrica, e esta por seu turno desenvolve-se consideravelmente a partir dela.

Apesar de haver igualmente estudos no sentido de comprovar o contrário, eventualidade a que se submetem todos os paradigmas no contexto das revoluções científicas⁴⁰, parte-se aqui do conhecimento implícito no modelo que levou à construção do questionário em referência de que a a internalidade / externalidade não formam só por si uma dimensão única^{25,26,28,38,41,42}. Antes comporta como formas distintas de externalidade, segundo as expectativas de reforço, a atribuição do controle a grupos ou outras pessoas desse modo encarados como poderosos (*P*), e elementos aglutinados num factor de fado e casualidade (*C*). Assim, ao efectuar uma análise hierárquica de componentes principais pretendemos dar conta dos factores oblíquos que ante-

cipamos estarem em causa na relação dos dois componentes da externalidade com o de internalidade. Com efeito, consideramos que a análise factorial de correlações, cujos pressupostos estatísticos, como o comprovam os resultados descritos por outros autores²⁸, conduzem a uma solução bi-axial de tipo internalidade / externalidade, ou se numa solução forçada de três eixos ortogonais, não conseguem discriminar os *clusters* de externalidade, pouco mais permitindo dizer dos resultados do que profundamente discrepantes e incapazes de dar conta do modelo na sua proposta de separação entre *P* e *C*. É pois aqui que ressalta a inovação da proposta do presente trabalho, de cuja eficácia se pretende dar conta com a matriz de correlações das variáveis em *cluster* (agrupadas nos factores oblíquos) com os factores primário e secundário - *Quadro 6* -. No quadro seguinte - *Quadro 7* -, podem ver-se claramente alguns dos pressupostos antecipados na análise exploratória. Assim, o factor 2 corresponderá à internalidade, o factor 1 ao *powerful others*, e o 3 ao *chance*, ressaltando desde logo a ausência da questão 4 no factor 2, a qual vem a surgir como contribuinte algo significativo para o factor 1; aliás, a irrelevância de tal questão, tal como o contributo marginal da questão 9, já tinham sido indicados por outros autores^{26,35,42}. Por outro lado, sem corroborar os resultados do estudo de Coimbra³⁵ quanto à impregnação da questão 23 no eixo da externalidade da sua solução bi-axial (a única que pode servir aqui de termo comparativo), os resultados vão contudo inteiramente no mesmo sentido quanto à questão 10, e designadamente de que, tal como a questão 4, mais do que reformulada deve ser pura e simplesmente retirada do questionário. De facto, oriunda do factor 3, acaso, o seu contributo não passa de marginal. Também em relação à questão 20, a solução bi-axial do estudo de Coimbra³⁵, à semelhança dos outros autores citados^{26, 42} vem reforçar a verosimilhança dos resultados obtidos. No entanto somos forçados a considerar em primeiro a rejeição da questão 3 em relação ao factor 1 (*P*), uma vez que esta pouco se distancia do contributo alienígena da questão 4, ficando aquém da linha dos 0.4 que serve de critério para reter na escala de *P* a questão 20, ainda que de valia marginal. Para confirmar estas ilações procedeu-se a uma análise de item em função da fiabilidade das escalas.

Assim, se em contrapartida analisarmos as implicações de excluir do questionário as questões 3, 4, e 10, constata-se que resultam para o alfa de Cronbach valores que em nada surpreendem ao revelar-se algo superiores aos obtidos com as escalas originais. Essas eram aliás as únicas questões susceptíveis de aumentar esse valor uma vez excluídas - *Quadro 8* -, e isto apesar de as questões 9 e 20 também apresentarem correlações relativamente fracas com as respectivas escalas, e terem um baixo *r* múltiplo ao quadrado. Tal como também não são de surpreender as correlações médias inter-item ligeiramente mais elevadas, 0.275, 0.296, e 0.283 respectivamente, bem como mais elevados são os valores da coerência interna das escalas.

É exactamente a razão da exclusão dessas questões o que se pretende representar graficamente na *figura 1* através do seu posicionamento em relação às áreas demarcadas de exclusividade dos *clusters* em torno dos respectivos centros de gravidade.

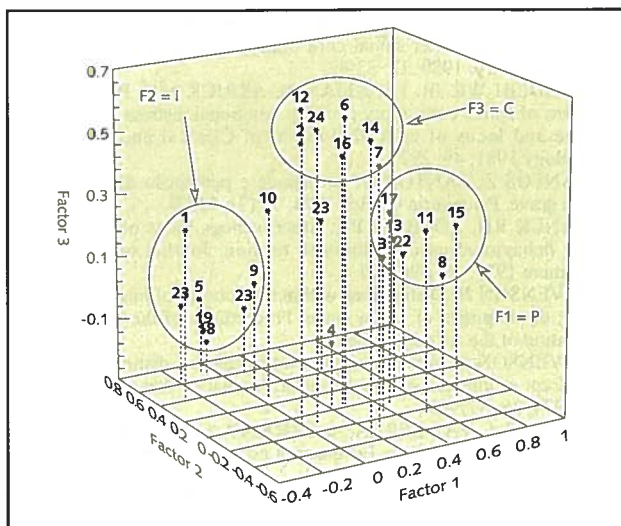


Fig. 1 – Análise de Componentes Principais. Factor Loadings: Factor 1 vs. Factor 2 vs. Factor 3. Rotation: Varimax normalized

Quanto à questão 4, o seu afastamento em relação às restantes questões do factor 2 está claramente patente nos gráficos bidimensionais das figuras 2 e 3. Nestas, representando os planos formados pelos respectivos eixos, estão traçadas a cheio as linhas de coordenada 0.4. Pretende-se assim confinar aproximadamente as projecções das nuvens de pontos com coeficiente de saturação mais elevado, dada a maior correlação implícita por parte das questões que representam.

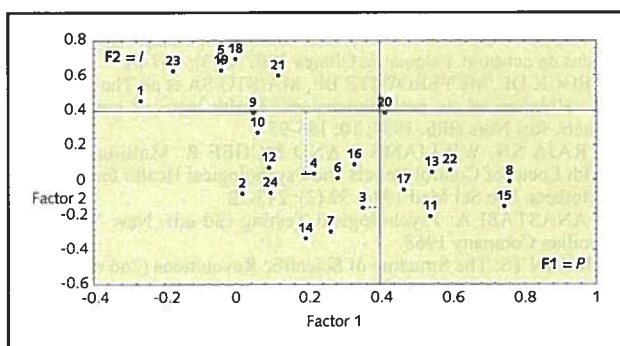


Fig. 2 – Análise de Componentes Principais. Factor Loadings: Factor 1 vs. Factor 2. Rotation: Varimax normalized

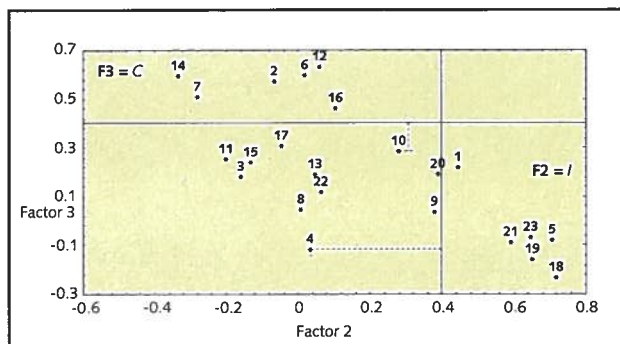


Fig. 3 – Análise de Componentes Principais. Factor Loadings: Factor 2 vs. Factor 3. Rotation: Varimax normalized

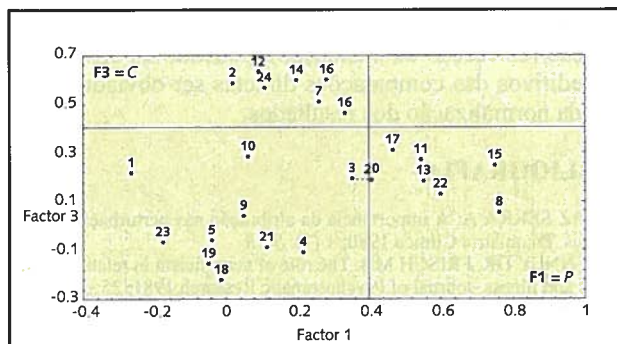


Fig. 4 – Análise de Componentes Principais. Factor Loadings: Factor 1 vs. Factor 3. Rotation: Varimax normalized

De igual modo quanto à questão 10 em relação ao factor 3 nos gráficos das figuras 3 e 4, bem como para a questão 3 nos das figuras 2 e 4 em relação ao factor 1.

CONCLUSÕES

Em resumo, a análise efectuada vai de encontro ao modelo originalmente avançado por Levenson no sentido de permitir isolar os *clusters* inicialmente propostos: I, P e C. Mais além, permite concluir pela não ortogonalidade do eixo da externalidade em relação ao de internalidade, o que indicia a origem das discrepâncias que ressaltam dos resultados descritos por outros autores com recurso a diferentes métodos analíticos e sugere a correcção da escolha adoptada em relação aos mesmos. Com efeito, constatada a obliquidade do eixo que passa pelo centro de gravidade dos dois *clusters* de externalidade, estes mesmos *clusters* só poderão ser evidenciados eventualmente através de soluções como as anteriormente propostas se abordados isoladamente em relação à internalidade.

Por outro lado, as claras diferenças amostrais em relação a estudos relatados anteriormente, não põem em causa os resultados do predomínio relativo do locus de internalidade no tipo de população estudada, antes os confirmando e reforçando mesmo a necessidade de efectuar estudos transculturais. Tais diferenças sugerem no entanto a necessidade de levar a cabo novos estudos, agora não mais no sentido de averiguar a estrutura do locus de controle, desde logo claramente estabelecida no contexto deste modelo, mas antes tendo em vista avaliar uma tipologia clara dos padrões individuais de resposta, a qual possa permitir recorrer a uma análise discriminante capaz de elucidar sobre características que se prendem com aspectos da casuística amostral.

Quanto à coerência interna dos factores, a sobreponibilidade dos resultados das sucessivas análises dos itens aponta claramente no sentido da exclusão das questões 3, 4 e 10, uma em cada escala, sem que isso tenha implicações de maior nas características psicométricas do mesmo; antes pelo contrário, até lhe acresce fiabilidade, o que não aconteceria se tivessem qualquer relevância que fosse, ainda que mínima se em posição marginal. Tal sugere pois vivamente a sua exclusão. Tanto mais que referindo-se cada uma delas a diferentes escalas, o número de perguntas a contribuir para cada escala permanece o mesmo; e se de facto inferior ao original, isso não inva-

lida os estudos de validação cruzada por métodos de correlação (correção da atenuação), podendo os obstáculos impeditivos das comparações directas ser obviados através da normalização dos resultados.

BIBLIOGRAFIA

1. VAZ SERRA A: A importância da atribuição nas perturbações emocionais. *Psiquiatria Clínica* 1980; 1 (1): 5-13
2. DENNEY DR, FRISCH MB: The role of neuroticism in relation to life stress and illness. *Journal of Psychosomatic Research* 1981; 25: 303-307
3. HUSAINI BA, NEFF JA: Social class and depressive symptomatology: the role of life change events and locus of control. *Journal of Nervous and Mental Disease* 1981; 169: 638-647
4. JOHNSON JH, SARASON IG: Life stress, depression and anxiety: internal-external control as a moderator variable. *Journal of Psychosomatic Research* 1978; 22: 205-208
5. LEFCOURT HM, MILLER RS, WARE EE et al: Locus of control as a modifier of the relationship between stressors and moods. *Journal of Personality and Social Psychology* 1981; 41: 357-369
6. RELVAS J: Locus de controle e depressão. Expectativas de controle do reforço na etiopatogenia e manifestações da depressão. Dissertação de Doutoramento. Coimbra: Faculdade de Medicina 1985
7. RELVAS J: O locus de controle na teoria da aprendizagem social e a ansiedade. *Psiquiatria Clínica* 1983; 4 (3): 145-54
8. BARROS AM: Expectativas originais de controle interno-externo: revisão da literatura e análise dos instrumentos. *Psicologia* 1989; 7 (3): 261-74
9. ROTTER J: *Social learning and clinical psychology*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall Inc 1964
10. ROTTER J: Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs* 1966; 80 (609)
11. SPIELBERGER CD: *Anxiety: current trends in theory and research*. Vol 1. New York: Academic Press 1972
12. KOBASA SC, MADDI SR, KAHN S: Hardiness and health: a prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology* 1982; 42: 168-177
13. SARAFINO EP: *Health Psychology: Biopsychosocial Interactions*. New York: John Wiley & Sons Inc 1990
14. KEENAN A, MCBAIN GCM: Effects of Type A behaviour, intolerance of ambiguity, and locus of control on the relationship between role stress and work related outcomes. *Journal of Occupational Psychology*. 1979; 52: 277-285
15. ANDERSON CR: Locus of control, coping behaviors and performance in a stress setting: a longitudinal study. *Journal of Applied Psychology*. 1977; 62: 446-451
16. BULMAN RJ, WORTMAN CB: Attributions of blame and coping in the 'real world': severe accident victims react to their lot. *Journal of Personality and Social Psychology* 1977; 35: 351-363
17. POLL IB, KAPLAN DE-NOUR: Locus of control and adjustment to chronic haemodialysis. *Psychological Medicine*. 1980; 10: 153-157
18. POCINHO FE, COIAS JO: Percepção de controle e comportamento emocional e de ansiedade. *Psiquiatria Clínica* 1988; 9 (2): 101-6
19. BRISSETT M, NOWICKI S JR: Internal versus external control of reinforcement and reaction to frustration. *Journal of Personality and Social Psychology* 1973; 25: 35-44
20. BUTTERFIELD EC: Locus of control, test anxiety, reactions to frustration, and achievement attitudes. *Journal of Personality* 1964; 32: 355-370
21. BRACKEN MB, BERNSTEIN M: Adaptation to and coping with disability one year after spinal cord injury: an epidemiological study. *Social Psychiatry*. 1980; 15: 33-42
22. SHADISH WR JR, HICKMAN D, ARRICK MC: Psychological problems of spinal cord injury patients: emotional distress as a function of time and locus of control. *Journal of Clinical and Consulting Psychology* 1981; 49: 297
23. SANTOS Z, SANTOS G: Ansiedade e percepção de controle na doença grave. *Psiquiatria Clínica* 1994; 15 (3): 125-9
24. TANCK RH, ROBBINS PR: Assertiveness, locus of control, and coping behaviours used to diminish tension. *Journal of Personality Assessment* 1979; 43: 396-400
25. LEVENSON H: Distinctions within the concept of internal-external control: development of a new scale. *Proceedings of the 80th Annual Convention of the APA* 1972; 261-2
26. LEVENSON H: Activism and powerful others: distinctions within the concept of internal- external control. *Journal of Personality Assessment* 1974; 38: 377-83
27. RELVAS J, VAZ-SERRA A, SARAIVA C, et al: Resultados da aplicação da Escala IPC de Levenson a estudantes universitários. *Psiquiatria Clínica*. 1984; 5 (3): 119-124
28. WALLSTON KA, WALLSTON BS AND DEVELLIS R: Development of the multidimensional health locus of control (MHLC) scales. *Hlth Educ Mon*. 1978; 6: 160-70
29. PALENZUELA DL: Refining the theory and measurement of expectancy of internal vs external control of reinforcement. *Personality and Individual Differences* 1988; 9: 607-29
30. VAZ-SERRA A: O sentido clínico da expectativa. *Psiquiatria Clínica*. 1984; 5 (3): 107-17
31. VAZ-SERRA A, FIRMINO H, MATOS AP: Autoconceito e locus de controle. *Psiquiatria Clínica* 1987; 8 (3): 143-46
32. GATCHEL RJ, BAUM A, AND KRANTZ DS: *An Introduction to Health Psychology* (International edition). Singapore: McGraw-Hill Book Company, 1989
33. RUST J AND GOLOMBOK S: *Modern Psychometrics. The science of psychological assessment*. London and New York: Routledge, 1989
34. NUNNALLY JC: *Psychometric Theory* (2nd ed). New York: McGraw-Hill Book Company 1978
35. RELVAS J, VAZ-SERRA A, ROBALO M, et al: Análise factorial da escala IPC de Levenson. *Psiquiatria Clínica*. 1984b; 5 (4): 197-202
36. FIRMINO H, MATOS AP, VAZ-SERRA A: Relações pais / filhos e locus de controle. *Psiquiatria Clínica* 1987; 8 (3): 147-51
37. ROCK DL, MEYEROWITZ BE, MAISTO SA et al: The derivation and validation of six multidimensional health locus of control scale clusters. *Res Nurs Hlth*. 1987; 10: 185-95
38. RAJA SN, WILLIAMS S AND MCGEE R: Multidimensional Health Locus of Control Beliefs and Psychological Health for a Sample of Mothers. *Soc Sci Med* 1994; 39 (2): 213-20
39. ANASTASI A: *Psychological Testing* (3d ed). New York: The Mcmillan Company 1968
40. KÜHN TS: *The Structure of Scientific Revolutions* (2nd ed). Chicago: Uviv Chicago Press, 1970
41. LEVENSON H: Multidimensional locus of control in psychiatric patients. *Journal of Consulting Psychology*. 1973, 41 : 397-404.
42. WALKER FH: Internal control, Powerful others, and Chance: a confirmation of Levenson's factor structure. *Journal of Personality Assessment* 1979; 43 (5): 532-5