

O Levenson's Self Report Psychopathy Scale (LSRP)

Luísa Coelho¹, Rui Paixão² & José Tomás da Silva³

Neste estudo analisa-se a versão portuguesa do *Levenson's Self Report Psychopathy Scale* (LSRP-VP). Os resultados são compatíveis com uma estrutura bifactorial: com um factor 1 (F1) de psicopatia primária, e um factor 2 (F2) de psicopatia secundária. Esta estrutura é capaz de explicar, respectivamente, 21.56% e 14.63% da variância. O modelo com dois factores, numa análise factorial confirmatória, revelou um bom ajustamento aos dados. A escala, reduzida a 19 itens, revela valores de consistência interna (alfa de Cronbach) de .81 para o total, .82 para F1 e .73 para F2. Verifica-se, ainda, que F1 é sensível ao género, com os homens a pontuarem mais alto nesta dimensão. Esta versão necessita, ainda, de ulterior validação factorial.

PALAVRAS-CHAVE: psicopatia, psicopatia não criminal, escalas de psicopatia; *Levenson's Self Report Psychopathy Scale*.

O LSRP consiste num inventário de auto-avaliação de 26 itens e destina-se a capturar uma “filosofia interpessoal protopsicopática” (Levenson, Kiehl, & Fitzpatrick, 1995) em adultos da população geral, especificamente não criminosa. Avalia a psicopatia primária e secundária, seguindo as facetas de personalidade e a estrutura bifactorial original do PCL-R (Hare, 1991), numa tentativa de detectar estilos interpessoais e filosofias que tipificam os psicopatas primários e secundários (Levenson et al., 1995). A primeira escala (escala de psicopatia primária) congrega 16 itens e contempla a “postura de egoísmo, descuido e manipulação para com os outros” e a segunda (escala de psicopatia secundária) engloba 10 itens e capta a “impulsividade e o estilo de vida auto-destrutivo”. O LSRP pretende, ainda, captar de forma fiel a noção de psicopatia de Cleckley (1941/1976), sendo os itens construídos no sentido de evitar a natureza “indesejável” e negativamente avaliada dos comportamentos anti-sociais, permitindo aos respondentes com

1 Psicóloga Clínica - luisacoelho84@msn.com

2 Professor Associado da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação - rpaixao@fpce.uc.pt

3 Professor Associado da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação - jtsilva@fpce.uc.pt

traços psicopáticos manter uma representação positiva de si (Salekin, Trobst, & Krioukova, 2001; Savard, Lussier, Sabourin, & Brassard, 2005).

Originalmente o inventário foi validado numa amostra de 487 estudantes universitários e uma Análise Factorial por Componentes Principais (AFCP) dos itens confirmou a estrutura bifactorial prevista (Levenson et al., 1995). Indicadores adicionais de validade consistiram nas associações positivas encontradas entre o Factor 1 (F1) e a susceptibilidade ao aborrecimento e desinibição, medida pela escala *Sensation Seeking* (Zuckerman, 1991), e negativas entre o F1 e uma medida de evitamento do perigo, medida pelo *Multidimensional Personality Questionnaire* (Tellegen, 1978/1982). Já as pontuações do F2 apresentaram correlações positivas com uma medida de ansiedade e correlações negativas com o nível de escolaridade. No estudo de Brinkley, Schmitt, Smith e Newman (2001) o LSRP apresentou correlações razoáveis com o PCL-R, numa amostra forense. Análises taxométricas revelaram que o LSRP apresenta uma estrutura latente do tipo dimensional (Walters, Brinkley, Magaletta, & Diamond, 2008).

Os estudos que analisam as características psicométricas do LSRP destacam níveis de consistência interna de aceitáveis a muito bons: na escala de psicopatia primária os Alfas de *Cronbach* oscilam entre .78 e .84 e na escala de psicopatia secundária entre .54 e .68 (Chabrol & Leichsenring, 2006; Levenson et al., 1995; Lynam, Whiteside, & Jones, 1999). A estrutura factorial desta escala tem sido replicada com sucesso, embora alguns estudos assinalem que os itens do LSRP diferem entre si quanto à sua qualidade (Savard et al., 2005). O nível de expressão de respostas no estudo original de Levenson et al. (1995) é baixo, concordante com as características não clínicas da população avaliada (estudantes universitários) e as pontuações nas dimensões do LSRP consonantes com a baixa prevalência de psicopatia na população geral. Foram ainda encontradas diferenças de género na distribuição das pontuações que se reportam, apenas, à escala de psicopatia primária (Levenson et al., 1995).

As fragilidades psicométricas do LSRP têm sido colocadas em termos de validade convergente com o PCL-R (Lynam et al., 1999), principalmente pelo peso excessivo da componente anti-social na escala de psicopatia primária (Lilienfeld & Fowler, 2006; Lynam et al., 1999) e correlações inesperadas entre esta dimensão e outras perturbações como a afectividade negativa (Miller, Gaughan, & Pryor, 2008). É de assinalar, ainda, a existência de associações positivas entre a escala de psicopatia secundária do LSRP e o *Borderline Personality Inventory* (Chabrol & Leichsenring, 2006), associações gerais desta escala com a afectividade negativa, incluindo depressão, raiva e ansiedade (Ross, Lutz, & Bailley 2004) e, no geral, dispersão do construto em função de vários domínios psicopatológicos (Miller et al., 2008), sugerindo que a dimensão anti-social carece, conceptualmente, de

poder discriminativo. É de assinalar, no entanto, que os próprios factores do PCL-R se correlacionam, frequentemente, com a Perturbação Anti-Social (Patrick, Hicks, Krueger, & Lang, 2005).

Um aspecto final, potencialmente o mais problemático no que toca ao LSRP, merece ser frisado, e respeita ao conteúdo dos itens que o compõem. Efectivamente, como refere Schweltnus (2004), as diferenças nas pontuações do LSRP podem dever-se, parcialmente, a diferenças em termos da «aceitabilidade» cultural de certos comportamentos para os quais os itens remetem, e não tanto à psicopatia entendida como fenómeno taxonómico.

Procedimentos e caracterização da amostra

A tradução da LSRP para o português obedeceu ao procedimento tradução - retroversão, utilizando para o efeito dois especialistas portugueses da língua inglesa que realizaram, respectivamente, a tradução para português e a retroversão dessa versão para o Inglês. A comparação da versão Inglesa, assim obtida, com o original evidenciou a existência de algumas divergências, que depois de analisadas levaram a algumas alterações na versão portuguesa. Esta versão foi aplicada num pré-teste com 10 sujeitos, que deviam ler, pensar e decidir a resposta em “voz alta”. A observação destes processos permitiu a introdução de algumas clarificações semânticas (reforçando certas expressões) e a alteração da apresentação gráfica da escala (espaçando os intervalos entre itens).

A amostra do estudo é constituída por 271 sujeitos estudantes da Universidade de Coimbra (F.P.C.E. e F.C.T.). Destes 271 sujeitos, 106 são do sexo masculino (39.1%) e 165 do sexo feminino (60.9%), com uma idade média de 21.16 anos (DP=2.94). De salientar, ainda, que 15 destes sujeitos referem problemas com a Polícia - Justiça. No entanto, os problemas mais graves restringem-se a questões de contra-ordenação por condução perigosa sem dolo (5 sujeitos).

Resultados

Os resultados obtidos com esta versão da LSRP (LSRP-VP) foram submetidos a uma primeira AFCP, com rotação varimax seguindo o critério de Kaiser. A solução obtida apontava para a retenção de três componentes numa matriz que, contudo, se evidenciava pouco clara em termos de construto. Neste caso, o terceiro factor incluía itens de formulação inversa que, quase na sua totalidade, estavam originalmente integrados em F1 (exemplo: “*Enganar os outros não se justifica porque é injusto para com eles*”). Nesta primeira solução, ainda, o valor das comunalidades e das saturações factoriais evidenciou a existência de 6 itens (itens 5, 11, 14, 21,

22, 25) com saturações factoriais inferiores a .45 e/ou comunalidades inferiores a .20, o que levou à sua exclusão (Tabachnick & Fidell, 2006). Do mesmo modo, na sequência do já anteriormente descrito por Lynam et al. (1999), o item 26 evidenciou-se inadequado, apresentando aqui correlações muito baixas (inferiores a .30). Por esta razão, optou-se por excluir também este item das análises posteriores.

Com a escala reduzida a 19 itens, foi realizada uma nova AFCP, com rotação varimax, forçada a dois factores. Esta solução apresenta um *K.M.O.* = .823, valores *M.S.A.* superiores a .5 e um índice de Bartlett significativo [$\chi^2 (171) = 1185.122, p = .001$]. Os dois factores extraídos explicam 36.19% da variância total, sendo que 21.56% são relativos à explicação obtida por F1 (valor próprio = 4.10) e 14.63% à obtida por F2 (valor próprio = 2.78). Todas as componentes possuem itens com saturações factoriais superiores a .45, que variam entre .68 e .45 na primeira e .73 e .56 na segunda (*cf.* Quadro 1).

Quadro 1: Saturações factoriais dos itens (LSRP-VP) por dimensão extraída.

Itens	F1	F2	h ²
1. O sucesso consiste na sobrevivência do mais apto; eu não me preocupo com os perdedores.	.68	.06	.47
6. O meu objectivo mais importante é ganhar muito dinheiro.	.67	.11	.47
20. Nos tempos que correm, sinto que é legítimo fazer todos os possíveis para ser bem sucedido.	.66	.08	.44
10. Costumo apreciar uma vigarice inteligente.	.62	.19	.41
7. Para mim, o correcto é aquilo que me permite escapar ileso(a).	.59	.14	.37
12. As pessoas que são suficientemente estúpidas para serem enganadas, normalmente merecem-no.	.55	-.04	.30
24. Procuo certificar-me de que não magoo os outros quando tento atingir os meus objectivos.	-.52	-.18	.30
13. Digo aos outros aquilo que eles querem ouvir para que façam o que quero.	.52	.25	.33
19. Não mentiria, mesmo que estivesse firmemente decidido a tentar vender alguma coisa.	-.51	.00	.26
15. Cuidar de mim é a minha primeira preocupação.	.50	-.18	.28
9. Dá-me gozo manipular os sentimentos de outras pessoas.	.46	.28	.29
4. O meu principal objectivo na vida é obter o máximo de coisas boas.	.46	.10	.22
17. Enganar os outros não se justifica porque é injusto para com eles.	.45	.03	.20
2. Rapidamente perco o interesse nas tarefas que começo.	.07	.73	.54
8. Aborreço-me frequentemente.	.10	.71	.52
18. Deparo-me com o mesmo tipo de problemas ao longo do tempo.	-.03	.65	.43
16. A maior parte dos meus problemas deve-se, simplesmente, ao facto das outras pessoas não me compreenderem.	.11	.61	.39
23. Considero-me capaz de lutar por um objectivo durante muito tempo.	-.03	-.58	.33
3. Quando fico frustrado é frequente “perder a cabeça”.	.14	.56	.33

O estudo da consistência interna evidenciou um *Alpha de Cronbach* de .81 para o total da escala, de .82 para F1 (13 itens) e de .73 para F2 (6 itens). As análises psicométricas realizadas noutros estudos evidenciam valores aproximados, destacando-se sistematicamente a menor robustez de F2 com valores de .54 a .71 (Chabrol & Leichsening, 2006; Falkenbach, Poythress, Falki, & Manchak, 2007; Levenson et al., 1995).

Para investigar mais aprofundadamente a estrutura latente do LSRP, uma análise factorial confirmatória foi executada nas respostas fornecidas pelos participantes nos 19 itens do instrumento. No modelo, uma variável latente (F1) é identificada pelos primeiros 13 itens que constam na segunda coluna do Quadro 1, enquanto a outra variável latente (F2) é composta pelos seis itens remanescentes (terceira coluna do Quadro 1).

O modelo foi estimado com o Amos 17.0 (Arbuckle, 2008) usando a matriz de covariância e a estimação de máxima verosimilhança (ML). Para a avaliação do ajuste do modelo, de acordo com Byrne (2001) recorremos, além do valor de p e do *qui-quadrado*, aos índices de *Goodness of Fit* (GFI) e *Comparative Fit* (CFI), e ainda à *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e ao teste de *Close Fit*, uma vez que a estatística de *qui-quadrado* é muito sensível ao tamanho da amostra, e porque quando usamos esta estatística se pressupõe a existência de um ajuste perfeito na população. Valores superiores a .90, quer para o GFI, como para o CFI constituem evidência de um bom ajustamento do modelo, enquanto que Browne e Cudeck (1993) sugeriram que uma RMSEA inferior a .05 indica um bom ajuste, e que mesmo valores próximos de .08 representariam ainda erros de aproximação razoáveis na população. Finalmente, Joreskög e Sorböm (1996) propuseram que o valor de p do teste de *close fit*, deveria ser superior a .50.

O valor de *qui-quadrado* para este primeiro modelo ($\chi^2(151) = 298.8, p < .001$) mostra que o modelo não ajusta bem aos dados. Os valores do GFI e do CFI próximos de .85, bem como valores baixos da RMSEA, todavia, sugerem que as discrepâncias entre o modelo estimado e os dados são pequenas. Depois de inspecionarmos os Índices de Modificação fornecidos pelo programa decidimos reestimar um segundo modelo incorporando algumas das alterações sinalizadas, designadamente estimando a correlação entre os itens (termos de erro) 9-10 e 17-19 do F1 e dos itens 16-18 do F2.

O valor do *qui-quadrado* para o segundo modelo é inferior ao relatado acima, embora continue a ser estatisticamente significativo ($\chi^2(147) = 229.3, p < .001$). Porém, este modelo, ao contrário do primeiro que foi testado, revela nos índices usados um ajustamento bastante razoável aos dados. No caso os valores de GFI = .92 e do CFI = .92 atestam a melhoria no ajuste do modelo proporcionadas

pelas (poucas) alterações introduzidas. No mesmo sentido concorre o valor da RMSEA de .046, o qual tem associado um p (*close fit*) de .73. Uma análise mais detalhada dos coeficientes estandardizados dos itens nas respectivas variáveis latentes revela que todos os *loadings* são estatisticamente significativos e com correlações moderadas a elevadas nos respectivos factores. A correlação entre as duas variáveis latentes é moderada (.32).

Partindo desta solução factorial, as pontuações do LSRP-VP para a presente amostra evidenciam que para F1 $M=31.38$ ($DP=7.07$) e para F2 $M=20.48$ ($DP=5.18$). Levenson et al. (1995) reportaram valores de $M=29.13$ ($DP=6.86$) para F1 e de $M=19.32$ ($DP=4.06$) para F2. Para os totais de F1 Homens os valores observados são de $M=35.25$ ($DP=6.62$) e de $M=28.90$ ($DP=6.19$) para os totais de F1 Mulheres; para os totais de F2 Homens os valores são de $M=21.11$ ($DP=5.07$) e de $M=20.08$ ($DP=5.22$) para os totais de F2 Mulheres. Estes valores evidenciam a existência de diferenças mais importantes em F1 no que respeita ao género.

Levenson et al. (1995) reportaram valores aproximados no estudo original: para F1 Homens $M=32.96$ e Mulheres $M=27.67$; no caso de F2 os valores reportados para os Homens são $M=20.04$ e $M=19.03$ para as Mulheres. Estas diferenças são aproximadas às obtidas por Lynam et al. (1999) e Ross et al. (2004). Ainda assim, o padrão das diferenças para as duas dimensões psicopáticas em função do género confirma evidências anteriores que salientam a superioridade das pontuações obtidas pelos Homens em medidas de Psicopatia análogas ao Factor 1 do PCL-R, tanto em contextos forenses (e.g. Vitale & Newman, 2001) como em sujeitos da população geral (e.g. Levenson et al., 1995; Ross et al., 2004).

A exploração das diferenças de género nos resultados das medidas com o LSRP-VP (teste t de *Student*), evidencia que o sexo masculino apresenta nos dois factores valores médios mais altos, embora a diferença apenas seja significativa em F1 (Quadro 2).

Quadro 2: Médias e desvios padrão das medidas de psicopatia por género. Teste t de *Student* para verificação das diferenças.

LSRP-VP	Género	n	M	DP	t	p	r
F1	Masculino	106	2.20	.41	.8.024	.000	.44
	Feminino	165	1.81	.39			
F2	Masculino	106	2.11	.51	1.610	.109	.10
	Feminino	165	2.01	.52			

Conclusões

A versão portuguesa do *Levenson's Self Report Psychopathy Scale* (LSRP-VP), reduzida a 19 itens, evidencia uma estrutura factorial capaz de explicar 36.19% da variância total (21.56% relativos à explicação obtida por F1 e 14.63% à obtida por F2). Apresenta uma boa consistência interna com alfas de *Cronbach* de .81 para o total da escala, .82 para F1 e .73 para F2. F1 evidencia-se, ainda, como um factor sensível às diferenças de género.

Esta versão, contudo, apresenta alguma instabilidade do ponto de vista da estrutura factorial, com vários itens a saturarem em factores diferentes do observado originalmente por Levenson et al. (1995). A análise factorial confirmatória, por sua vez, revelou que uma estrutura com dois factores, ou variáveis latentes, apresenta um ajustamento razoável das respostas dos sujeitos no instrumento. Como esta estrutura foi alcançada no decurso de uma análise de *reespecificação* do modelo original, será prudente, em estudos futuros, testar a generalização das estimações em amostras independentes. No entanto, globalmente, os dados parecem evidenciar a capacidade do LSRP-VP medir *disposições* psicopáticas numa amostra de estudantes universitários, aproximando-se do já evidenciado por Savard et al. (2005).

Referências Bibliográficas

- Arbuckle, J. (2008). *Amos 17.0 user's guide*. Crawfordville, FL: Amos Development Corporation.
- Brinkley, C. A., Schmitt, W. A., Smith, S. S., & Newman, J. P. (2001). Construct validation of a self-report psychopathy scale: does Levenson's self-report psychopathy scale measure the same constructs as Hare's psychopathy checklist-revised? *Personality and Individual Differences*, 31(7), 1021-1038.
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 445-455). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Chabrol, H., & Leichsenring, F. (2006). Borderline personality organization and psychopathic traits in nonclinical adolescents: Relationships of identity diffusion, primitive defense mechanisms and reality testing with callousness and impulsivity traits. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 70(2), 160-170.
- Cleckley, H. (1941/1976). *The Mask of Sanity* (5th ed.). St. Louis, MO: Mosby.
- Falkenbach, D. M., Poythress, N., Falki, M., & Manchak, S. (2007). Reliability and validity of two self-report measures of psychopathy. *Assessment*, 14(4), 341-350.
- Hare, R. D. (1991). *The Hare Psychopathy Checklist — Revised*. Toronto, ON: Multi-Health Systems.
- Joreskog, K. G. & Sorbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Levenson, M. R., Kiehl, K. A., & Fitzpatrick, C. M. (1995). Assessing the psychopathic personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 151-158.

- Lilienfeld, S. O., & Fowler, K. A. (2006). The self-report assessment of psychopathy: Problems, pitfalls, and promises. In C. J. Patrick (Ed.), *Handbook of psychopathy* (pp. 107-132). New York: Guilford Press.
- Lynam, D. R., Whiteside, S., Jones, S. (1999). Self-reported psychopathy: A validation study. *Journal of Personality Assessment*, 73(1), 110-132.
- Miller, J. D., Gaughan, E. T., & Pryor, L. R. (2008). The Levenson Self-Report Psychopathy Scale: An examination of the personality traits and disorders associated with the LSRP factors. *Assessment*, 15(4), 450-463.
- Patrick, C. J., Hicks, B. M., Krueger, R. F., & Lang, A. R. (2005). Relations between psychopathy facets and externalizing in a criminal offender sample. *Journal of Personality Disorders*, 19(4), 339-356.
- Ross, S. R., Lutz, C. J., & Bailley, S. E. (2004). Psychopathy and the Five Factor Model in a noninstitutionalized sample: A domain and facet level analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(4), 213-223.
- Salekin, R. T., Trobst, K. K., Krioukova, M. (2001). Construct validity of psychopathy in a community sample: A nomological net approach. *Journal of Personality Disorders*, 15(5), 425-441.
- Savard, C., Lussier, Y., Sabourin, S., & Brassard, A. (2005). French-Canadian validation of the Levenson self-report psychopathy scale. *Canadian Psychological Association*, 10, 1-4.
- Schwellnus, I. M. (2004). *Psychopathic traits in a group of Basotho students*. Tese de Mestrado apresentada à Faculdade de Humanidades da Universidade do Estado Livre, Bloemfontein (África do Sul).
- Tabachnick, B. & Fidell, L. (2006). *Using multivariate statistics* (5th ed.). USA: Pearson Education.
- Tellegen, A. (1978/1982). *Manual for the Multidimensional Personality Questionnaire*. Unpublished manuscript, University of Minnesota.
- Vitale, J. E., & Newman, J. P. (2001b). Using the Psychopathy Checklist-Revised with female samples: Reliability, validity, and implications for clinical utility. *Clinical Psychology, Science, & Practice*, 8(1), 117-132.
- Walters, G. D., Brinkley, C. A., Magaletta, P. R., & Diamond, P. M. (2008). Taxometric analysis of the Levenson Self-Report Psychopathy Scale. *Journal of Personality Assessment*, 90(5), 491-498.
- Zuckerman, M. (1991). *Psychobiology of personality*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

Portuguese Version of *Levenson's Self Report Psychopathy Scale*

Factorial Analysis (PCA) of the Portuguese version of Levenson's Self Report Psychopathy Scale (LSRP-VP), with 19 items, reveals a two factors structure (F1 defined as primary psychopathy and F2 as secondary psychopathy), explaining respectively 21.56% and 14.63% of the variance. The model with two factors, tested via confirmatory factorial analysis, revealed a good fit with the observed data. Reliability (*Cronbach alpha*), data shows values of .81 for the total score, .82 for F1 and .73 for F2. This LSRP version shows also significant gender differences in primary psychopathy scale, with men scoring higher. This version requires further factorial validation studies.

KEY-WORDS: psychopathy; non-criminal psychopathy, psychopathy scale; Levenson's Self Report Psychopathy Scale.

Version Portugaise du *Levenson's Self Report Psychopathy Scale*

L'analyse factorielle (CP) de la version portugaise du "Levenson's Self Report Psychopathy Scale" (LSRP-VP), réduit à 19 question, révèle deux facteurs (F1 définie comme psychopathie primaire et F2 définie comme psychopathie secondaire) capables de expliquer 21.56% et 14.63% de la variance. Le modèle avec deux facteurs, testé via l'analyse factorielle confirmatoire, a présentés un ajustement acceptable avec les observations recueillis. Cette version révèle, aussi, une bonne cohérence interne mesurée par l'alpha de Cronbach (.81 pour le score total, .82 pour F1 et .73 pour F2) et différences significatives entre les sexes en F1, où les hommes ont des notations plus élevées. Cette version à besoin d'être validez en autres échantillons indépendants.

MOTS-CLÉS: psychopathie; psychopathie non-criminelle, questionnaires de psychopathie; Levenson's Self Report Psychopathy Scale.