

VALIDADE FATORIAL DA ESCALA LEVENSON DE LOCUS DE CONTROLE

Álvaro Tamayo*
Universidade de Brasília

RESUMO - A versão brasileira da Escala Levenson de locus do controle foi administrada a uma amostra de 1.199 sujeitos, de ambos os sexos, com idade média de 27,07 anos (DP = 9,80). Os dados foram analisados fatorialmente através do método dos componentes principais e com *eigenvalue* = 1,5. Foram realizadas rotações oblíqua (Oblimin) e ortogonal (Varimax). Os resultados revelaram fatores empíricos isomorfos com os teoricamente postulados. Desta forma concluiu-se à validade fatorial da versão brasileira da escala. A rotação ortogonal apresentou fatores mais consistentes. Foram também calculados os coeficientes *alpha* de Cronbach para cada uma das subescalas e para a Internalidade Total. Os resultados são discutidos a partir da teoria psicométrica e de uma comparação com os resultados da versão original e da versão venezuelana.

FACTORIAL VALIDITY OF LEVENSON'S LOCUS OF CONTROL SCALE

ABSTRACT - The Brazilian version of the Levenson's trifactorial scale of *locus* of control was administered to 1199 male and female subjects with an age average of 27.07 years (SD = 9.80). Data were factor analysed, using the principal factor solution, with an *eigenvalue* = 1.5. Both orthogonal (Varimax) and oblique (Oblimin) rotations were used. Results revealed isomorphic empirical factors with theoretically postulated dimensions. Thus, the factorial validity of the Brazilian version was established. The orthogonal solution yielded more consistent factors. The Cronbach *alpha* coefficients were also calculated for each sub-scale as well as for the Total Internality. Results are discussed on the basis of the psychometric theory and with references to the original and Venezuelan version's results.

Durante as duas últimas décadas o estudo do *locus* de controle tem merecido atenção substancial e progressiva na psicologia social. Wong e Sproule (1984) consideram-no como um dos conceitos mais influentes na psicologia contemporânea. Basicamente, o *locus* de controle é um construto, elaborado para explicar e descrever

* Endereço: Departamento de Psicologia Social e do Trabalho - Instituto de Psicologia, UnB, Brasília, DF, 70910.

as crenças, mais ou menos estáveis, a partir das quais o sujeito estabelece a fonte de controle dos eventos e do seu próprio comportamento. Na literatura o *locus* de controle é definido às vezes em termos de *expectativa* em relação ao reforçamento (James, 1957; Rotter, 1966), ou de *percepção* da fonte de controle dos eventos (Levenson, 1981), ou ainda de *necessidade* intrínseca ou motivação (Romero-García, 1986). Trata-se de representar um fenômeno cognitivo, perceptivo ou motivacional? Ou talvez de um fenômeno multidimensional que compreende tanto a dimensão cognitiva, como a perceptiva e a motivacional? A diversas abordagens dos pesquisadores têm enriquecido progressivamente o conceito de *locus* de controle. Segundo Lefcourt (1981) alguns autores apresentam uma orientação abertamente motivacional, enquanto outros adotam uma perspectiva fenomenológica e existencial. O *locus* de controle, portanto, parece ir além do fenômeno cognitivo-perceptivo-motivacional e representar uma modalidade de existência através da qual o sujeito não somente explica, mas também define e estrutura o seu próprio destino. Este ponto está sendo objeto de estudo de uma linha de pesquisa do autor. Uma análise da volumosa literatura revela a existência de uma corrente redutora consistente na tendência bastante pronunciada a coisificar o *locus* de controle, a considerá-lo de uma maneira estática, como um traço permanente ou como uma tipologia. O *locus* de controle, porém, é um construto muito mais dinâmico. Além das dimensões cognitiva, perceptiva e motivacional, ele implica uma opção existencial e, talvez, uma decisão de assumir plenamente uma responsabilidade ou de não assumi-la (Wong & Sproule, 1984).

A tendência nefasta de considerar o *locus* de controle como um traço ou, ainda pior, como uma tipologia, pode ter as suas raízes no uso de escalas supostamente unifatoriais para a sua avaliação. A primeira medida de *locus* de controle foi a bem conhecida escala de Rotter (1966). Esta escala não foi constituída como uma medida de um traço ou de uma característica pessoal chamada *locus* de controle. Originariamente, ela não visava avaliar de uma maneira geral o *locus* de controle. O propósito era de observar as expectativas relativas ao controle em várias áreas, mais precisamente, em vários projetos de vida do sujeito que pressupõem uma intencionalidade, uma dimensão volitiva, tais como o amor, o reconhecimento social, a afeição e a realização. Inicialmente, contudo, a escala de Rotter foi considerada como unifatorial. O próprio autor fundamenta a unidimensionalidade da escala em resultados de uma análise fatorial que teria mostrado a existência de um único fator geral (Rotter, 1966). Mais tarde, Prociuk (1977) mostrou que a análise fatorial alegada por Rotter explicava menos de 9% da variância total. Por outra parte, vários estudos revelaram a sua dimensão multifatorial (Collins, 1974; Ducette, Wolk & Soucar, 1972; Mireis, 1970; Reid & Ware, 1974). Apesar disso, ela é frequentemente utilizada como medida unifatorial do *locus* de controle. Este tipo de uso da escala implica num conceito dicotômico do *locus* de controle - controle interno ou externo -, o qual, certamente, constitui uma simplificação do construto.

A utilização de instrumentos multifatoriais para a valiação do *locus* de controle tem contribuído para diminuir a tendência à sua coisificação e simplificação. É importante salientar, porém, que um instrumento de medida, mesmo sendo multifatorial, não pode ser considerado como a definição única e total de um construto teórico.

A análise teórica do *locus* de controle levou Levenson (1972; 1973; 1974) a postular três dimensões no mesmo: 1) a dimensão *pessoal*, quer dizer, a convicção do sujeito de controlar a sua vida; 2) a dimensão *social*, representada pelos outros como fonte de controle, particularmente os outros poderosos que possuem ascendência sobre o sujeito e 3) a dimensão *impessoal* operacionalizada na sorte, no acaso e no destino. Portanto, Levenson considerou essencial distinguir dois tipos de controle externo: as crenças nos outros poderosos e as forças do acaso e da sorte. Em consequência, elaborou três subescalas: Internalidade (**I**), Outros Poderosos (**OP**) e Azar (**A**). Parte dos itens para compor estas subescalas foram retirados da Escala de Rotter e parte construídos expressamente para atender os postulados teóricos. A escala final ficou com um total de 24 itens e cada subescala com oito.

As análises fatoriais (Levenson, 1973; 1974) realizadas através do método dos componentes principais, confirmaram os pressupostos teóricos. Os fatores empíricos foram perfeitamente isomorfos com os teóricos. O primeiro fator foi composto pelos itens da subescala **OP**, o segundo pelos itens da subescala **I** e o terceiro pelos itens da subescala **A**.

Pesquisas realizadas com a escala de Levenson em diversas áreas, tais como saúde, desenvolvimento, cognição, ajustamento psicológico, realização e comportamento interpessoal, têm mostrado a utilidade e riqueza desta abordagem tridimensional (Levenson, 1981).

A tradução e adaptação da escala Levenson ao meio brasileiro foi realizada por Dela Coleta (1987). Os parâmetros psicométricos da escala foram estabelecidos com uma amostra de 675 sujeitos. A validade foi de tipo discriminativa através de comparações entre as médias obtidas para cada um dos itens "entre o grupo de 25% de sujeitos com escores superiores e os 25% com escores inferiores" (p. 88). Os resultados foram significativos para todos os itens. A precisão para cada um dos fatores foi estabelecida pelo método de Spearman-Brown e do coeficiente *alpha* de Cronbach. Os resultados foram 0,54 e 0,50, respectivamente, para a subescala **I**, 0,66 e 0,62 para a subescala **OP**, 0,65 e 0,63 para a subescala **A**.

A natureza do construto multidimensional de *locus* de controle e o tipo de escala elaborada por Levenson para a sua medida exigem uma abordagem fatorial. Foi objetivo desta pesquisa estabelecer, para o meio brasileiro, a validade fatorial da escala de Levenson e, desta forma, determinar a estrutura estatística interna do conjunto de itens da versão brasileira. Como foi mencionado anteriormente, a validade fatorial da escala original foi estabelecida pela própria Levenson (1973; 1974) com amostras de sujeitos estadunidenses compostas por pacientes psiquiátricos e estudantes universitários. A análise fatorial da escala foi realizada também em outros países (Lao, 1978), inclusive da América Latina (Romero-Garcia & Pérez de Maldonado, 1985).

MÉTODO

Amostra

A amostra foi constituída por 1.199 sujeitos, sendo 618 do sexo masculino e 581 do sexo feminino. Do ponto de vista da idade, o grupo compreendia 367 sujeitos

de 17 a 20 anos, 364 de 21 a 25 anos, 284 de 26 a 39 e 184 de 40 a 56. A idade média foi de 27,07 anos (DP = 9,80). Quatro níveis de escolaridade foram representados: secundário incompleto (109 Ss), secundário completo (178 Ss), superior incompleto (59 Ss) e superior completo (353 Ss).

Procedimento e Tratamento

A Escala de Levenson foi administrada coletivamente em pequenos grupos, em lugares diferentes, mas sempre adequados para este tipo de atividade.

Os itens foram analisados fatorialmente através do método dos componentes principais, utilizando-se para este fim o SPSS. O *eigenvalue* foi igual a 1,5. Como será comentado a seguir, os resultados obtidos com este *eigenvalue* foram fácil e adequadamente interpretáveis no contexto dos objetivos da presente pesquisa. Em consequência, não foram atribuídos outros valores ao *eigenvalue*. Foram utilizadas rotações oblíquas e ortogonal. No primeiro caso utilizou-se o método Oblimin e *delta* foi igual a zero. No segundo caso, foi usado o método Varimax (Harman, 1960). Esta dupla rotação visou uma melhor representação da estrutura fatorial da escala. Os pressupostos teóricos da escala implicam tanto correlação como ausência de correlação entre os fatores, já que **OP** e **A** devem correlacionar-se positivamente, visto que representam duas dimensões da externalidade, mas não se espera correlação positiva entre cada um deles e o fator I. Uma carga fatorial igual ou superior a 0,30 foi considerada significativa (Harman, 1960). Este foi o critério utilizado para a identificação dos itens próprios a cada fator.

Para estabelecer a precisão da escala utilizou-se o coeficiente *alpha*. A precisão foi calculada para cada um dos fatores, bem como para o escore total de internalidade (**IT**). O escore **IT** foi sugerido por Romero-García e Pérez de Maldonado (1985) e constitui uma variável derivada que avalia a internalidade. Operacionalmente, **IT** se calcula da seguinte maneira

$$IT = I - \frac{OP + A}{2}$$

isto é, o escore **I** menos a soma dos escores das outras duas escalas (**OP + A**) dividida por dois.

RESULTADOS

A Tabela 1 apresenta as cargas fatoriais obtidas após rotação oblíqua, bem como a porcentagem de variância total explicada por cada fator. Observe-se que foram obtidos somente três fatores (*eigenvalue* = 1,5). O primeiro fator explica 57,4% da variância e é composto pelos oito itens da subescala **A**. O item 8, que faz parte da subescala **OP** (fator III), apresenta uma carga fatorial significativa também no fator I ($\geq 0,30$), mas inferior à do fator III. O item mais saturado neste fator foi o n° 14: "Nem sempre é desejável para mim fazer planos com muita antecedência, porque muitas coisas acontecem por uma questão de má ou boa sorte".

Tabela 1 - Cargas fatoriais após rotação oblíqua.

Nº	ITENS	I	II	III
14	Nem sempre é desejável para mim fazer planos com muita antecedência, porque muitas coisas acontecem por uma questão de má ou boa sorte.	0,62	-0,09	0,25
12	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel, isto é principalmente questão de sorte.	0,54	-0,02	0,20
16	Se eu vou ou não me tornar um líder, depende principalmente de eu ter sorte suficiente para estar no lugar certo, na hora certa.	0,54	-0,01	0,31
7	Quando eu consigo o que quero, frequentemente, é porque tenho sorte.	0,50	-0,03	0,21
24	O fato de eu ter poucos ou muitos amigos deve-se, principalmente, à influência do destino.	0,45	-0,01	0,19
6	Geralmente não tenho oportunidade de proteger meus interesses pessoais da influência do azar.	0,45	-0,11	0,28
10	Verifico, frequentemente, que o que está para acontecer fatalmente acontecerá.	0,33	0,21	0,12
2	Minha vida é, em grande parte, determinada por acontecimentos inesperados.	0,31	0,02	0,16
23	Minha vida é determinada por minhas próprias ações.	-0,07	0,47	0,24
19	Frequentemente eu sou capaz de proteger meus interesses pessoais.	-0,04	0,47	-0,17
18	Eu posso, quase sempre, determinar o que vai acontecer em minha vida.	-0,13	0,40	0,00
21	Quando eu consigo o que quero, frequentemente, é porque eu me esforcei muito.	-0,06	0,40	-0,17
1	Se eu não vou tornar-me um líder depende principalmente de minha capacidade.	-0,01	0,36	-0,11
9	A quantidade de amigos que tenho depende de quão agradável eu sou.	0,19	0,34	0,07
4	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel depende principalmente de eu ser ou não um bom motorista.	0,01	0,32	0,09
5	Quando faço planos, sempre tenho certeza de que vou realizá-los.	-0,02	0,30	-0,05
11	Minha vida é controlada principalmente por pessoas poderosas.	0,20	-0,11	0,58
3	Sinto que o que ocorre em minha vida é determinado principalmente por pessoas mais poderosas do que eu.	0,16	-0,10	0,54

Nº	ITENS	I	II	III
22	Para que meus planos se realizem, devo fazer com que eles se ajustem aos desejos das pessoas mais poderosas do que eu.	0,29	-0,02	0,53
15	Para conseguir o que desejo, necessito de ajuda de pessoas superiores a mim.	0,26	-0,04	0,52
8	Embora eu tenha muita capacidade, só conseguirei ter uma posição importante se pedir ajuda a pessoas de prestígio.	0,33	-0,01	0,53
13	As pessoas como eu têm pouca chance de proteger seus interesses pessoais quando estes entram em choque com os interesses de pessoas poderosas.	0,20	-0,02	0,41
17	Se as pessoas importantes decidirem que não gostam de mim, provavelmente eu não conseguirei ter muitos amigos.	0,26	0,10	0,38
20	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel depende muito do outro motorista.	0,19	0,16	0,16
% de variância comum		57,4	25,2	17,0

Fator I = Azar; Fator II = Internalidade; Fator III = Outros poderosos.

O fator II explica 25,5% da variância e é constituído exclusivamente pelos oito itens da subescala **I**. Cabe salientar que a maioria dos itens específicos da subescala **A** (fator I) e da subescala **OP** (fator III) apresentaram, no fator II, cargas fatoriais negativas ou nulas.

O fator III explica 17% da variância e é composto por sete itens da subescala **OP** e um item, o 16, da subescala **A**. Observe-se que a carga fatorial deste item é maior para o fator I (subescala **A**) do que para o fator III. O item 20, que na versão original faz parte da subescala **OP**, nos resultados desta pesquisa apresentou carga fatorial baixa, inferior a 0,30.

As cargas fatoriais resultantes da rotação ortogonal encontram-se na Tabela 2. Fundamentalmente, quatro pontos devem ser observados nesta tabela: 1) o número de fatores obtidos coincide com o da rotação oblíqua; 2) a ordem dos fatores mudou; **OP** passando a ocupar o segundo lugar e **I** o terceiro; 3) os itens que constituem cada um dos fatores apresentam carga fatorial igual ou superior a 0,30 unicamente no fator por eles constituído; nos dois outros fatores ela é sempre inferior a 0,30; e 4) o item 20, que faz parte do fator **OP**, novamente não apresentou carga fatorial significativa ($\geq 0,30$) em nenhum dos três fatores.

A Tabela 3 apresenta as correlações entre os três fatores, após rotação oblíqua. As correlações observadas concordam com as esperadas a partir dos pressupostos teóricos.

Tabela 2 - Cargas fatoriais após rotação ortogonal.

Nº	ITENS	I	II	III
14	Nem sempre é desejável para mim fazer planos com muita antecedência, porque muitas coisas acontecem por uma questão de má ou boa sorte.	0,61	0,11	-0,09
12	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel, isto é principalmente questão de sorte.	0,53	0,08	-0,02
16	Se eu vou ou não me tornar um líder, depende principalmente de eu ter sorte suficiente para estar no lugar certo, na hora certa.	0,50	0,20	-0,01
7	Quando eu consigo o que quero, frequentemente, é porque tenho sorte.	0,49	0,10	-0,03
24	O fato de eu ter poucos ou muitos amigos deve-se, principalmente, à influência do destino.	0,44	0,10	-0,01
6	Geralmente não tenho oportunidade de proteger meus interesses pessoais da influência do azar.	0,42	0,19	-0,11
10	Verifico, freqüentemente, que o que está para acontecer fatalmente acontecerá.	0,33	0,07	0,21
2	Minha vida é, em grande parte, determinada por acontecimentos inesperados.	0,30	0,10	0,01
11	Minha vida é controlada principalmente por pessoas poderosas.	0,08	0,57	-0,08
3	Sinto que o que ocorre em minha vida é determinado principalmente por pessoas mais poderosas do que eu.	0,05	0,53	-0,08
15	Para conseguir o que desejo, necessito de ajuda de pessoas superiores a mim.	0,17	0,50	-0,03
22	Para que meus planos se realizem, devo fazer com que eles se ajustem aos desejos das pessoas mais poderosas do que eu.	0,20	0,49	-0,01
8	Embora eu tenha muita capacidade, só conseguirei ter uma posição importante se pedir ajuda a pessoas de prestígio.	0,04	0,48	-0,04
13	As pessoas como eu têm pouca chance de proteger seus interesses pessoais quando estes entram em choque com os interesses de pessoas poderosas.	0,12	0,39	-0,01
17	Se as pessoas importantes decidirem que não gostam de mim, provavelmente eu não conseguirei ter muitos amigos.	0,20	0,34	-0,09
20	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel depende muito do outro motorista.	0,17	0,13	0,16

N°	ITENS	I	II	III
23	Minha vida é determinada por minhas próprias ações.	-0,03	-0,01	0,47
19	Frequentemente eu sou capaz de proteger meus interesses pessoais.	-0,01	-0,14	0,46
18	Eu posso, quase sempre, determinar o que vai acontecer em minha vida.	-0,15	0,05	0,40
21	Quando eu consigo o que quero, frequentemente, é porque eu me esforcei muito.	-0,04	-0,14	0,39
1	Se eu vou ou não tornar-me um líder depende principalmente de minha capacidade.	0,01	-0,10	0,36
9	A quantidade de amigos que tenho depende de quão agradável eu sou.	0,19	0,05	0,34
4	Se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel depende principalmente de eu ser ou não um bom motorista.	-0,02	0,12	0,33
5	Quando faço planos, sempre tenho certeza de que vou realizá-los.	-0,01	-0,03	0,30
% de variância comum		57,4	25,5	17,0

Fator I = Azar; Fator II = Outros poderosos; Fator III = Intemalidade.

Tabela 3 - Correlações entre os fatores oblíquos.

	S	I	OP
S	1,00		
I	0,01	1,00	
OP	0,41	-0,10	1,00

Os coeficientes *alpha* foram os seguintes: 0,57 para o fator I, 0,68 para **OP**, 0,70 para **A** e 0,67 para **IT**. O coeficiente de precisão de OP acima relacionado foi obtido sem a inclusão do item 20; incluindo-o o coeficiente cai para 0,69.

DISCUSSÃO

A validade fatorial da escala Levenson foi solidamente estabelecida. Um instrumento é válido quando mede aqueles atributos ou dimensões que se pretendem medir (Magnusson, 1975; Nunnally, 1970). A ausência de *overlap* entre os itens dos fatores

ortogonais **I**, **OP** e **A** indica que existe uma forte correspondência entre a maneira como estas três dimensões foram elaboradas teoricamente e os fatores empíricos obtidos. A análise fatorial mostrou que a versão brasileira da escala de Levenson apresenta a mesma estrutura tridimensional da versão original. Tanto a rotação oblíqua como a ortogonal permitiu a identificação da internalidade, da externalidade-outros poderosos e da externalidade-acaso. Os fatores ortogonais, porém, apresentam uma estrutura mais nítida do que os oblíquos, no sentido de que não existe nenhum recobrimento entre eles. Cabe lembrar que a rotação utilizada na versão original (Levenson, 1974) e na venezuelana (Romero-García & Pérez de Maldonado, 1985) foi também ortogonal.

Como foi mencionado anteriormente, os itens específicos de cada subescala apresentaram carga fatorial igual ou superior a 0,30. Esta consistência é superior à observada pela própria Levenson (1974) na amostra estadunidense. Nos dados por ela reportados observa-se que, somente na subescala **I**, três itens apresentaram carga fatorial inferior a 0,30: ítem 1 (carga fatorial = -0,08), ítem 4 (carga fatorial = 0,14) e ítem 9 (carga fatorial = 0,13). A consistência dos fatores ortogonais da versão brasileira é também superior à da versão venezuelana, já que nesta alguns itens apresentaram "comportamento inesperado" (Romero-García & Pérez de Maldonado, p. 24). Por exemplo, os itens 17, 20 e 22 apresentaram carga fatorial mais elevada em **A** quando deveria ser em **OP**. Além disso, vários itens das subescalas **OP** e **A** apresentaram carga fatorial inferior a 0,30.

Convém alertar, porém, que o ítem 20 se revelou ambíguo. Ele não se integrou significativamente em nenhum dos três *clusters* de variáveis correlacionadas. Na escala original ele é um ítem da subescala **OP** e o seu conteúdo aparente revela esta dimensão: "*se eu vou ou não sofrer um acidente de automóvel depende muito do outro motorista*". Aqui no Brasil ele parece estar sendo interpretado no sentido de que o acidente depende do outro mas também de forças incontroláveis, já que a sua carga fatorial, tanto na rotação oblíqua como na ortogonal, é ligeiramente mais elevada no fator **A** do que no **OP**. Lembre-se que na versão venezuelana este ítem apresentou um problema semelhante ao observado na versão brasileira, no sentido de que a sua carga fatorial foi mais elevada no fator **A** do que no fator **OP**. Faz-se mister, portanto, encontrar uma reformulação mais precisa deste ítem que evite a conotação que parece estar recebendo.

Esta maneira de interpretar o ítem 20 pode ter raízes na grande importância que parece ter a dimensão sorte-azar para os sujeitos da amostra. Tanto na rotação oblíqua como na ortogonal, o fator **A** foi o primeiro e explica 57% da variância. O fator **A** foi também o primeiro na análise fatorial da escala realizada na Venezuela (Romero-García & Pérez de Maldonado, 1985), ao passo que na amostra com sujeitos estadunidenses, **OP** foi o primeiro fator e **A** o terceiro (Levenson, 1981). Na análise fatorial realizada por Lao (1978) com uma amostra de sujeitos chineses (Taiwan), a subescala **I** ocupou o primeiro lugar, explicando 46,2% da variância. Estas diferenças na estrutura dos fatores sugerem a importância dada pelos sujeitos a cada um deles.

Com relação à precisão dos fatores, cabe salientar que os coeficientes *alpha* encontrados nesta pesquisa são superiores aos obtidos por Dela Coleta (1987) e

Romero-García e Pérez de Maldonado (1985), e inferiores aos obtidos pela autora da escala (Levenson, 1981). Em geral, a precisão da escala é fraca, não somente da versão brasileira mas também da versão original. Isto se deve fundamentalmente ao número reduzido de itens por fator. A precisão da escala é satisfatória para o seu uso na pesquisa básica, mas ela deixa a desejar se a escala for utilizada na psicologia aplicada.

Para melhorar a sua precisão precisaria aumentar o número de itens. Para se ter uma idéia concreta do que isto implicaria na escala de Levenson, pode-se considerar o caso do fator I, que é aquele que sistematicamente apresenta os coeficientes *alpha* mais baixos (nesta pesquisa: 0,57; Dela Coleta: 0,50; Levenson: 0,62; Romero-García & Pérez de Maldonado: 0,51). Guilford (1954, p. 391) fornece a fórmula de Spearman-Brown para determinar o número de itens necessários para obter um determinado coeficiente de precisão:

$$n = \frac{r_{nn} (1 - r_{tt})}{r_{tt} (1 - r_{nn})}$$

Se se deseja, por exemplo, uma precisão de 0,80 para o fator I, seria necessário triplicar o número de itens do mesmo, ficando assim, este último fator, com um total de 24 itens. Desta forma, o comprimento da escala aumentaria significativamente.

É elementar em psicometria que a precisão de uma escala ou de um teste é afetada pelo número de itens. Convém lembrar aqui que a validade de um instrumento psicométrico é também influenciada pelo comprimento do mesmo (Magnusson, 1975). A escala de Levenson tem a grande qualidade, do ponto de vista prático, de ser curta e com 24 itens avaliar três fatores ou atributos complexos. Obviamente, isto repercute na sua validade e precisão. "Validity is a matter of degree rather than an all-or-none property", afirma Nunnally (1970, p. 133). As cargas fatoriais relativamente baixas constituem um resultado convergente observado na amostra brasileira, estadunidense (Levenson, 1974) e venezuelana (Romero-García & Pérez de Maldonado, 1985) e podem ser um indicativo de que os itens de cada fator não constituem uma amostra suficientemente representativa das dimensões do atributo a ser avaliado. A escala de Levenson tem sido utilizada fundamentalmente em pesquisa. Para esta finalidade, os seus parâmetros psicométricos são satisfatórios.

Em conclusão: foi estabelecida a validade fatorial da escala de Levenson para o meio brasileiro e recalculados os coeficientes *alpha*. O uso da escala é recomendado, particularmente, na pesquisa básica. Recomenda-se cautela quando a escala for usada na psicologia aplicada. Quando decisões importantes que afetam pessoas devem ser tomadas com base em testes ou escalas, deve-se exigir o máximo de validade e coeficientes de precisão elevados, se possível acima de 0,90 (Nunnally, 1970).

REFERÊNCIAS

Collins, B. (1974). Four components of the Rotter internal-external scale: belief in a difficult world, a just world, a predictable world, and a political responsive world. *Journal of Personality and Social Psychology*, 29, 381-391.

- Dela Coleta, M. F. (1987). Escala multidimensional de locus de controle de Levenson. *Arquivos Brasileiros de Psicologia*, 39, 79-97.
- Ducete, J., Wolks, S. & Soucar, E. (1972). Atypical patterns in locus of control and non adaptive behavior. *Journal of Personality*, 40, 287-297.
- Guilford, J. P. (1954). *Psychometric methods*. New York: McGraw-Hill.
- Harman, H. H. (1960). *Modern factor analysis*. Chicago: The University of Chicago Press.
- James, W. H. (1957). *Internal versus external control of reinforcement as a basic variable in learning theory*. Tese de doutorado. Ohio State University.
- Lao, R. C. (1978). Levenson's IPC (Internal-external control) Scale: a comparison of chinese and american students. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 9, 113-122.
- Lefcourt, H. M. (1981). *Research with the locus of control construct*. Vol. 1. Assessment Methods. New York: Academic Press.
- Levenson, H. (1972). Distinctions within the concept of internal-external control: development of a new scale. *Proceedings of the 80th Annual Convention of the American Psychological Association*, 261-262.
- Levenson, H. (1973). Multidimensional locus of control in psychiatric patients. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 41, 397-404.
- Levenson, H. (1974). Activism and powerful others: Distinctions within the concept of internal versus external control. *Journal of Personality Assessment*, 38, 377-383.
- Levenson, H. (1981). Differentiating among internality, powerful others, and chance. H. M. Lefcourt (Org.). *Research with the locus of control construct*. New York: Academic Press.
- Magnusson, D. (1975). *Teoria de los tests*. Mexico: Trillas.
- Mireis, H. (1970). Dimensions of internal versus external control. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 34, 226-228.
- Nunnally, J. C. J. (1970). *Introduction to psychological measurement*. New York: McGraw-Hill.
- Prociuk, T. I. (1977). Concerning the evidence for a general factor in the Internal-External Control Scale: a reanalysis of Franklin's data. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45, 1199.
- Reid, D. & Ware, E. E. (1974). Multidimensionality of internal versus external control: Addition of a third dimension and nondistinction of self versus others. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 6, 131-142.
- Romero-García, O. (1986). Investigación motivacional en el Laboratorio de Psicología de la Universidad de los Andes. Primeiro Simpósio Nacional sobre as Características Psico-sociais do Brasileiro. Rio de Janeiro.
- Romero-García & Pérez de Maldonado (1985). *Escala Levenson de locus de control: Análisis factorial em Venezuela*. Mérida: Laboratorio de Psicología.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80.

Wong, P. T. P. & Sproule, C. F. (1984). An attribution analysis of the locus of control construct and the trend attribution profile. In H. M. Lefcourt (Org.). *Research with the locus of control construct* (Vol. 3). New York: Academic Press, pp. 309-360.

Artigo recebido em 10/12/1988.