

Predição da eficácia dos líderes — Estudo de campo do modelo de contingência de Fiedler (*)

JORGE CORREIA JESUÍNO (**)

INTRODUÇÃO

Entre as teorias da contingência que continuam a ser o principal paradigma da psicologia da liderança, merece referência especial o modelo de Fiedler que, desde há cerca de 20 anos tem vindo, juntamente com os seus colaboradores, a reunir evidência comprovativa das suas hipóteses.

A ideia fundamental das teorias da contingência é, na boa esteira preconizada por Kurt Lewin, procurar explicar o comportamento dos líderes, nomeadamente no que se refere à sua eficácia relativa, em termos de uma função conjunta de variáveis de personalidade e de variáveis situacionais.

O modelo especificamente desenvolvido por Fiedler tem sido objecto de investigação intensiva, sobretudo nos Estados Unidos, e nem todos os estudos efectuados, embora em percentagem reduzida, o têm validado. Existe todavia considerável evidência empí-

rica verificando as hipóteses fundamentais do modelo.

Presentemente Fiedler e os seus colaboradores mostram aliás menos preocupação com o modelo de contingência em si mesmo centrando-se agora na validação da sua aplicação à formação dos líderes.

Trata-se de uma estratégia perfeitamente fundada pois que se uma das consequências que Fiedler deriva do seu modelo é fazer depender a eficácia da liderança mais da capacidade do líder para modificar os parâmetros situacionais do que para mudar o seu próprio estilo motivacional, segue-se daí que será igualmente mais eficaz treinar os líderes a actuar na situação, de preferência à estratégia tradicional de tentar mudar a personalidade dos líderes.

O presente estudo insere-se contudo na linha mais tradicional da verificação do modelo enquanto hipótese explicativa dos determinantes da eficácia da liderança, tanto mais que com excepção da Holanda, Bélgica onde Fiedler realizou estudos de aplicação e onde o seu modelo se acha largamente divulgado, são muito escassos os estudos feitos na Europa procurando aplicar e verificar o modelo de contingência (Ninano, Fiedler, 1970; Demuyère, 1974). Em Portugal o A. tem procurado evidência empírica comprovativa do modelo (Jesuíno, 1981a).

(*) Para o tratamento estatístico dos dados foram utilizadas as facilidades concedidas pelo Laboratório Nacional de Engenharia Civil. Um agradecimento muito especial ao Dr. Luís Soczka pela ajuda preciosa que me deu na preparação.

(**) Professor no I. S. C. T. E. e no I. S. P. A.

O MODELO

O modelo de contingência de Fiedler foi desenvolvido por via indutiva resultando de uma tentativa de síntese explicativa dos resultados de uma série de experiências conduzidas em situações naturais muito diversas tais como equipas de basquetebol, guarnições de carros blindados, conselhos de administração de pequenas empresas, associações religiosas, etc.

Em todas essas experiências Fiedler aplicou aos líderes uma escala de atitudes do tipo diferenciador semântico e cujas instruções consistem em pedir aos respondentes para pensarem em todas as pessoas com quem trabalharão até então seleccionando aquela com quem menos gostaram de trabalhar, isto é, o seu colaborador menos preferido (Least Preferred-Co-Worker — LPC). Os respondentes descrevem então o seu LPC numa série de 16-25 pares de adjectivos bipolares, com oito graus, do seguinte tipo:

Agradável: 8: 7: 6: 5: 4: 3: 2: 1: Desagradável
Ineficaz: 1: 2: 3: 4: 5: 6: 7: 8: Eficaz

O pólo favorável tem uma pontuação de 8 e o pólo desfavorável uma pontuação de 1. O resultado final é calculado somando os pontos de cada escala. Os respondentes que descrevem os seus LPC em termos relativamente positivos têm um *score* elevado e os que descrevem o seu LPC em termos negativos têm um *score* baixo. Nos primeiros trabalhos de Fiedler a classificação dos *scores* LPC em elevados ou baixos era feita, para cada população, testada, a partir do cálculo da mediana.

Actualmente já se dispõe de normas calculadas com base nos numerosos dados recolhidos nomeadamente nos Estados Unidos. Os estudos que o A. conduz entre nós neste domínio visa, entre outros objectivos, estabelecer normas para a população portuguesa. A escala LPC foi desenvolvida no contexto dos trabalhos do início da carreira de Fiedler centrada na altura no estudo da percepção

interpessoal. Segundo é referido por Rice (1978) foi um pouco acidentalmente que Fiedler viria a descobrir que a percepção que o líder tem dos seus seguidores está relacionada com a eficácia do seu grupo. Tal era o caso por ele constatado dos capitães de equipas de basquetebol que quanto melhores eram os resultados das suas equipas, maior a diferença que estabeleciam entre os colaboradores mais e menos preferidos. Foi a partir dessa constatação que Fiedler desenvolveu a sua teoria. Conduzindo um extenso programa de investigação, sobretudo de campo, e procedendo ao cálculo das correlações entre o LPC do líder e um critério objectivo de eficácia do grupo, verificou que essas correlações variavam entre +.81 e -.81. Esta variação não é de imediato fácil de compreender, não sendo de forma alguma óbvio porque razão uma equipa de mineiros deveria ser mais eficaz quando o seu chefe directo tivesse um LPC baixo, enquanto que os presidentes dos conselhos de administração deveriam obter melhores resultados quando os seus LPC fossem elevados.

Numa tentativa para compreender tais dificuldades Fiedler classificou os grupos utilizados nos seus estudos em 8 tipos, por ele designados como octantes, em função de três parâmetros dicotomizados e que são, por ordem decrescente da sua importância relativa as relações entre o líder e os membros, a estrutura da tarefa e o poder do líder.

Esta classificação permitiu sistematizar os dados e explicar muita da sua variância. Para cada octante as correlações entre o *score* LPC e o critério mostravam obedecer a uma certa regularidade situando-se a maior variância entre os diversos octantes. Assim, para o octante I, com boas relações entre o líder e os membros, a estrutura da tarefa e o poder do líder.

Esta classificação permitiu sistematizar os dados e explicar muita da sua variância. Para cada octante as correlações entre o *score* LPC e o critério mostravam obedecer

a uma certa regularidade situando-se a maior variância entre os diversos octantes. Assim, para o octante I, com boas relações entre o líder e os membros, estrutura elevada e poder formal do líder a correlação mediana foi de $-.52$ enquanto que para o octante IV a correlação foi de $+.47$.

Isso significa que no primeiro caso os líderes com *scores* LPS baixos obtinham melhores resultados enquanto que no segundo caso eram os líderes com *scores* LPC elevados que desempenhavam relativamente melhor. Na fig. 1 reproduz-se a curva obtida por Fiedler a partir dos seus estudos iniciais.

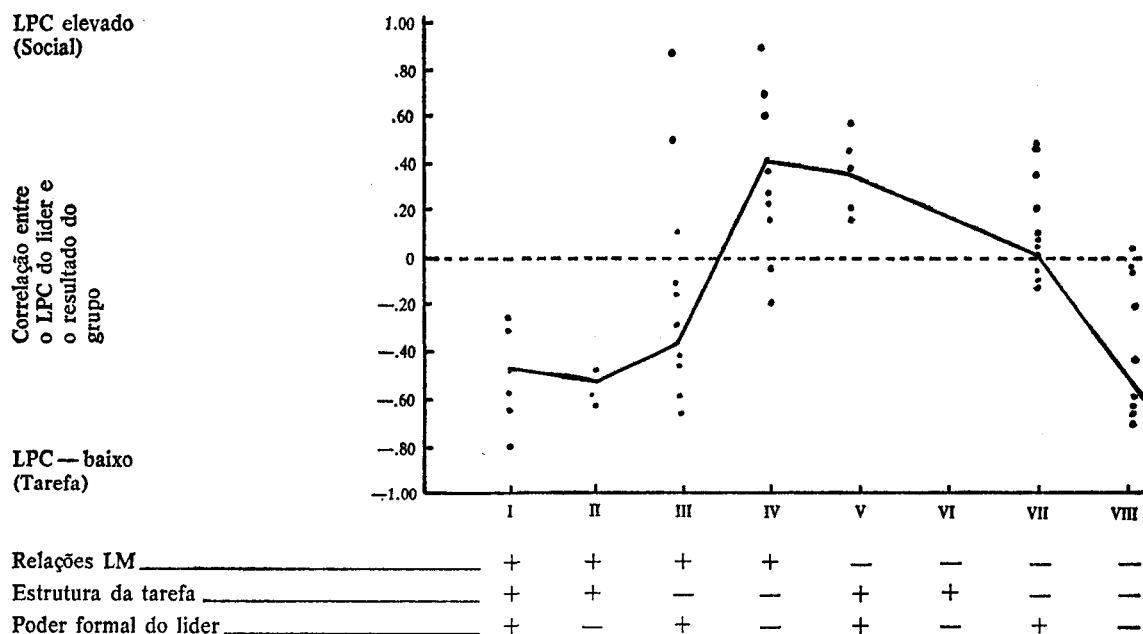


Fig. 1 — Correlações entre o score LPC do líder e a eficácia do grupo (Fiedler 1967)

Segundo Fiedler as três variáveis que permitem classificar os octantes têm um elemento comum e que é o grau de favorabilidade da situação para o líder. Em formulações mais recentes Fiedler (1976, 1978) prefere a expressão «controlo situacional» para designar esse elemento comum, a fim de evitar a associação indesejável entre favorabilidade e facilidade.

O que o modelo de contingência propõe é então que a relação entre o estilo de liderança, ou seja, o *score* na escala LPC e o desempenho do grupo é contingente da situação. Especificamente, em condições de elevado controlo situacional (octantes I, II e III) os grupos com líderes de LPC baixo

são mais eficazes do que os grupos com líder de LPC elevado. Em condições de baixo controlo situacional (octante VIII) os grupos com líderes de LPC baixo são também mais eficazes do que os grupos com líderes de LPC elevado. Em contrapartida os grupos com líderes de LPC elevado são mais eficazes do que os grupos com LPC baixo em situações de controlo moderado, (octantes IV, V e VI).

Para efeitos de classificação das situações em função das três variáveis referidas existem actualmente escalas e critérios normativos (Fiedler, 1976) extensivamente utilizados nos programas de formação dos líderes e que constitui, como já se disse, o principal

objecto de estudos de validação que Fiedler e seus colaboradores actualmente prosseguem. Existe já uma versão em português destas várias escalas e instrumentos de medida (Jesuino, 1981).

VALIDADE DO MODELO

Existe grande controvérsia entre defensores e críticos do modelo quanto à sua validade.

Fiedler (1971) fez a revisão de 25 estudos efectuados desde a apresentação do modelo em 1964 concluindo que os dados na sua grande maioria, o verificam.

Para outros autores as conclusões a tirar são menos optimistas (Ashour, 1973; Graen, Orris, Alvarez, 1971; McMahan, 1972; Vecchio, 1980).

Um ponto que as críticas normalmente apontam é que o modelo se satisfaz com a direcção das correlações mesmo quando elas estão abaixo da significância, Fiedler rejeita esta observação baseando-se na autoridade de Fisher que considera legítimo este procedimento.

Mais importante todavia é o facto de alguns estudos visando replicar o modelo e procurando seguir a mesma metodologia terem conduzido a resultados muito diferentes das predições. Um dos mais citados é o estudo de Graen, Orris e Alvarez (1971) efectuado com grupos de laboratório. Fiedler (1971) viria, porém, a contestar vivamente este trabalho apontando nele algumas insuficiências metodológicas e, possivelmente como consequência das críticas, foi efectuado um estudo de validação por Chemers e Skrzyneck (1972) na Academia Militar de West Point, com grande rigor metodológico, que veio a confirmar as predições.

Fiedler atribui importância decisiva a esse estudo passando a referi-lo com o mesmo peso que atribui ao conjunto dos estudos iniciais (Fiedler, 1978).

Por seu turno Rice (1978), que se tem dedicado ao estudo exaustivo do modelo, mediante técnicas sofisticadas de revisão da literatura, concluiu a partir de uma amostra seleccionada aleatoriamente dos estudos sobre o LPC, que 18 % das 455 relações entre o LPC e o desempenho dos grupos eram estatisticamente significativas resultado este que é quatro vezes superior ao que seria de esperar relativamente ao acaso. Tais conclusões vêm dar considerável apoio ao modelo de contingência de Fiedler e parecem confirmar que, não obstante algumas insuficiências, ele continua a constituir a abordagem mais promissora para o estudo da liderança.

É aliás encorajado por tais conclusões que o A. tem procurado fazer a sua aplicação às populações portuguesas relatando-se aqui alguns dos resultados que entretanto já foi possível recolher. Os estudos até agora efectuados são de natureza correlacional, isto é, limitam-se a determinar os padrões correlacionais dos *scores* LPC com os resultados dos líderes, em situações definidas a posteriores em função dos padrões sociométricos.

Os resultados obtidos embora não permitam excessivo optimismo são todavia suficientes para motivar o prosseguimento da investigação em situações de maior controlo experimental.

Para efeitos de maior simplicidade na exposição proceder-se-á em primeiro lugar a uma análise dos resultados da escala LPC para em seguida se proceder ao exame dos padrões correlacionais com o desempenho dos grupos.

A escala LPC

Diversas interpretações têm sido propostas, ao longo dos 20 anos que o modelo de contingência já tem, para o significado do *score* na escala LPC. Fiedler começou por interpretá-lo como uma medida de distância social, depois como uma medida de necessidades pessoais (Fiedler, 1964, 1967), em se-

guida como uma medida de complexidade cognitiva (Fox, Mitchel e Fiedler, 1971) e, mais recentemente, como uma hierarquia motivacional (Fiedler, 1972). Segundo esta interpretação mais recente um líder de tarefa, ou seja, com baixo *score* LPC, está primariamente motivado pela tarefa e secundariamente pelo relacionamento. Se a situação é de controlo elevado para o líder torna-se possível para ele dar satisfação às motivações secundárias e por isso mesmo se justificam os seus melhores resultados em tais situações (octantes I e II). Em contrapartida um líder de relacionamento está primariamente motivado por estabelecer boas relações com os membros e tem como motivação secundária a tarefa. Numa situação de controlo moderado é a motivação primária que emerge e justifica o êxito relativo deste tipo de líder. Quando, porém, a situação é de controlo elevado, podendo emergir as motivações secundárias, um comportamento dirigido para a tarefa seria menos adequado e, por isso mesmo, piores os resultados obtidos.

Para outros autores o *score* LPC significaria simplesmente uma atitude (Fishbein, Landy e Match, 1969) um estilo de resposta (Shiflett, 1974), ou um valor (Rice, 1978).

Esta controvérsia está longe de se achar encerrada e constitui de resto um dos aspectos tão intrigantes quanto apaixonantes do modelo de contingência de Fiedler. A dificuldade da interpretação reside em grande parte no facto de a medida LPC não correlacionar com outras medidas psicológicas tanto no domínio das características de personalidade como no das capacidades cognitivas.

Um ponto parece todavia bem adquirido: a distinção que a escala faz entre os indivíduos prioritariamente preocupados com a tarefa e os indivíduos prioritariamente preocupados com as relações interpessoais. Baseando-se numa exaustiva revisão da literatura, Rice (1978), examinou para cima de

cem estudos concluindo que as pessoas com LPC baixo parecem atribuir maior valor ao êxito da tarefa enquanto que as pessoas com LPC elevado atribuem mais importância ao sucesso interpessoal.

O *score* LPC é a peça fundamental do modelo de contingência. A hipótese básica é de que existe uma relação entre o *score* LPC e os resultados do grupo a qual é moderada pela situação, ou seja, pela combinação dos três parâmetros: relações entre o líder e os membros, estrutura da tarefa e poder formal.

O *score* LPC é assim uma medida preditora por excelência e o seu valor prático, tendo em conta a simplicidade de que se reveste a sua aplicação, nomeadamente para fins de selecção e colocação, incalculável.

Muitas das críticas dirigidas ao modelo põem todavia em causa não apenas a sua validade preditiva externa mas inclusivamente a própria hipótese subjacente ou seja, que exista a relação postulada entre o *score* LPC e o desempenho do grupo.

Dada a sua importância na economia do modelo tem sido a escala LPC objecto de extensivas análises internas, normalmente recorrendo a análise dos componentes principais. Não existe de resto uma versão única da escala e isso tanto no que se refere ao número como à própria natureza dos adjetivos que a compõem. Algumas das versões adoptadas resultam de sugestões a que esses estudos têm conduzido (Shiflett, 1974, Rice, 1981).

Outro aspecto igualmente muito debatido diz respeito à estabilidade da escala. Os estudos de Rice (1978), indicam que a mediana dos vários índices encontrada é de .67 sendo a média de .64 (DP=.36). Fiedler (1978) comenta estes resultados comparando-os com a estabilidade de outras medidas psicológicas como o MMPI igualmente da mesma ordem de grandeza. Resta que o *score* em LPC pode variar sobretudo quando o factor de socialização é susceptível de alte-

rar profundamente as atitudes e os comportamentos como é o caso verificado em estabelecimentos militares onde o modelo de contingência têm sido extensivamente utilizado.

A aplicação do modelo que aqui se descreve é em grande parte consagrada à escala LPC e é por ela que iremos começar.

Aplicação do Modelo de Contingência numa situação de campo

Sujeitos e Medida

Utilizou-se uma versão em português da escala LPC com 18 pares de adjectivos uns respeitantes à tarefa e outros ao relacionamento.

A escala foi administrada a 208 sujeitos do sexo masculino, com idades entre os 17 e os 20 anos, e com habilitações literárias

correspondentes ao curso complementar, num contexto de exames de selecção vocacional. O *score* médio obtido foi de 65,56 (DP=18,46). A média por item, 3,64 não se afasta muito da média 3,71 utilizada nos Estados Unidos e calculada por Posthuma com base em 2014 respostas a escalas LPC por sujeitos de diferentes populações.

Análise Factorial

Procedeu-se seguidamente a uma análise de componentes principais com rotação varimax. Foram rodados dois factores. As saturações obtidas figuram na tabela 2 reflectindo as dimensões previstas.

O factor I, que explica 34,7% da variância total, reflecte claramente as características sociais do LPC.

O factor II que explica 18,7% da variância agrupa os itens relativos à tarefa.

TABELA 2

Saturações da matriz após rotação varimax

Variável	Média	DP	Factor 1	Factor 2
1. Delicado — Brusco	3,95	1,34	.57	.07
2. Intolerante — Tolerante	3,62	1,62	.62	— .10
3. Prestável — Indiferente	3,47	1,64	.38	.56 +
4. Ausente — Entusiasta	3,84	1,52	.36	.51 +
5. Rígido — Descontraído	3,33	1,84	.70	— .12
6. Popular — Distante	3,35	1,83	.65	.27
7. Flexível — Inflexível	3,50	1,74	— .59	— .20
8. Dedicado — Desleixado	4,62	1,78	— .04	.73 +
9. Comunicativo — Inacessível	3,61	1,70	— .71	.38
10. Competente — Incompetente ..	4,14	2,08	— .08	.86 +
11. Maçador — Interessante	3,00	1,68	.51	.43
12. Confuso — Claro	3,56	1,96	.12	.80 +
13. Seguro — Inseguro	4,34	2,15	.02	.81 +
14. Eficaz — Ineficaz	3,81	1,99	.08	.87 +
15. Insociável — Sociável	3,69	1,80	.76	.18
16. Reservado — Aberto	3,48	1,72	.69	.16
17. Impaciente — Paciente	3,34	1,68	.64	.28
18. Afável — Ríspido	3,30	1,50	.78	.07

N = 208.

a — Os itens figuram na escala segundo a ordem indicada na tabela.

b — Percentagem acumulada dos valores próprios .34652 e .53445.

+ — Factor de Tarefa.

Como dos 208 sujeitos respondentes apenas 92 foram seguidamente submetidos a outras provas permitindo o estudo correlacional com o *score* LPC efectuou-se uma segunda análise a esta subamostra. A média dos *scores* LPC para esta subamostra foi de 65,03 (DP=19,21).

O coeficiente α calculado (.96) mostra que os resultados têm uma elevada consistência interna.

Procedeu-se a uma análise dos componentes principais que produziu resultados idênticos à análise feita com N=208.

O factor I — factor social explica 37,2% da variância total e o factor II — factor de tarefa explica 20,8% da variância total.

TABELA 3

Saturações da matriz após rotação varimax

Variável	Média	DP	Factor 1	Factor 2
1	4,09	1,36	.60	.04
2	3,62	1,57	.69	-.16
3	3,59	1,68	.37	.63
4	3,73	1,48	.50	.48
5	3,51	2,01	.71	-.07
6	3,40	1,96	.65	.31
7	3,59	1,76	.72	-.22
8	4,43	1,91	-.02	.77
9	3,76	1,71	.74	.44
10	4,05	2,07	-.07	.87
11	2,82	1,69	.49	.41
12	3,40	1,91	.07	.81
13	4,29	2,08	-.05	.86
14	3,46	1,88	.16	.86
15	3,75	1,86	.70	.19
16	3,37	1,68	.65	.30
17	3,46	1,66	.72	.10
18	3,29	1,46	.84	.04

N = 92.

Percentagem acumulada dos valores próprios: .37255 e .58039.

A comparação dos resultados obtidos com os estudos feitos por outros autores sugere que os valores encontrados são razoáveis senão mesmo mais encorajadores. A análise factorial efectuada por Rice (1981), por exemplo, para uma população de N=266, produziu dois factores explicando 51.4% da

variância total e correlacionadas entre si de .34 ($p < .001$) o que compromete a sua ortogonalidade.

Para verificar a independência das duas dimensões obtidas calculou-se a correlação entre as duas subescalas. A escala T foi obtida somando os itens 3, 8, 10, 12, 13, 14, e a escala S somando os itens 1, 2, 5, 6, 7, 9, 15, 16, 17, 18. Não foram atribuídos pesos aos itens (tabela 4).

TABELA 4

Correlações entre os *scores* normais (N); (T) e (S)

	T	S
N	.71 ^a	
S	.82 ^a	.22

a. $p < .01$
n = 92.

prova bilateral.

A correlação entre as duas subescalas de .22, abaixo da significância, confirma que os factores são ortogonais, ou seja, independentes um do outro.

Verifica-se por outro lado que a escala normal N está mais correlacionada com subescala S do que com a subescala T. A diferença entre as duas correlações é significativa (estatística de Hotelling $T_d = 3.40$ $p < .001$).

O mesmo se pode verificar a partir do teste da diferença de médias entre os *scores* S e os *scores* T. A fim de possibilitar tal comparação calcularam-se as médias por item num e noutro *score*. O *score* LPC (T) tem como média 3,807 (DP=1.529) e o *score* LPC (S) tem como média 3,17 (DP=1,125). O teste da diferença de médias (Guilford, 1978) leva a concluir que há uma diferença significativa entre os dois *scores* $t' = 3,28$, $p < .05$ e que os *scores* S são significativamente mais baixos do que os *scores* T. Por outras palavras os respondentes da amostra

considerada classificam os itens relativos ao factor social com um critério mais baixo do que o utilizado na classificação dos itens de tarefa. Com outros itens na escala LPC as conclusões podem contudo diferir. Yukl (1969) não encontrou diferenças entre os *scores* T e S confirmando, porém, não existir correlação significativa entre ambos.

O resultado obtido sugere que a classificação em líderes de tarefa e líderes sociais pode diferir consoante utilizarmos uma ou outra subescala. É o que pode aliás verificar-se determinando a percentagem de líderes que são classificados da mesma forma em ambas as subescalas T e S. Para o efeito foi criada uma tabela de contingência (tabela 5) dicotomizando os *scores* em cada uma das subescalas a partir das médias. Para a subescala T a média encontrada foi de 22,956 (DP=9,171) e para a subescala S a média foi de 31,695 (DP=11,297).

TABELA 5

Tabela de contingência dos *scores* nas subescalas T e S

T/S	> 32	< 31
> 23	21	19
< 22	22	30

Apenas 57 % dos respondentes foram classificados da mesma maneira em ambas as escalas. Os restantes 43 % foram classificados como baixos numa dimensão mas elevados na outra. O coeficiente phi para esta tabela de contingência é de .10-(NS).

Em face destes resultados, idênticos aos que foram determinados por Yukl (1970), Shiflett (1974) e Rice (1981), põe-se o problema de qual a melhor estratégia para proceder à classificação dos líderes. Uma solução é tornar a escala unidimensional suprimindo os itens saturados pelo factor relativo à tarefa. Esta solução é a recomendada e adoptada por Fiedler (1978) que, nas ver-

sões mais recentes da escala inclui apenas itens relativos ao factor social. Outros autores citam todavia evidência empírica mais favorável ao *score* T. Gruenfeld e Arbutnot (1968) concluíram por exemplo, que o *score* T correlaciona melhor com outras medidas psicológicas como o estilo cognitivo, a masculinidade-feminilidade, realização *versus* afiliação. Por seu turno Yukl (1970) também encontrou melhores correlações entre o *score* T e o questionário de licença LBDQ e Shiflett (1974) com MMDI, CPI e Inventário de Personalidade. Em medições que entretanto efectuámos numa população de características e num contexto idênticos ao que aqui examinamos verificamos igualmente que o *score* T correlaciona melhor como questionário 16 PF (tabela 6) nos factores C, H, M, O, Q₁ e Q₄.

TABELA 6

Correlações entre o IGPF e o LPC

	LPC (N)	LPC (S)	LPC (T)
A	-.12	-.09	-.09
B	-.01	.04	-.04
C	-.10	-.02	-.19*
E	-.06	-.01	-.09
F	-.01	.004	-.04
G	-.06	.005	-.04
H	-.11	-.01	-.18*
I	-.04	-.07	.03
L	-.06	-.03	-.01
M	-.05	.03	-.16*
N	-.08	-.08	-.004
O	.10	-.02	.20*
Q ₁	-.19	-.10	-.21*
Q ₂	-.07	-.05	-.02
Q ₃	.05	.09	.006
Q ₄	.12	.04	.14*

n = 174 significância a partir de r = .13.

Verificamos também, para esta mesma população, que os *scores* T são os únicos que produzem correlações significativas com o factor verbal (r = -.23) e com a acuidade perceptiva (r = -.21). Por outro lado, po-

rém, não se encontrou evidência que os *scores* S ou T correlacionassem melhor que os *scores* normais em factores motivacionais como a afiliação, realização e poder, todos eles com valores abaixo da significância.

Assim, e também por razões que adiante se tornarão mais claras, a estratégia mais segura parece ser ainda a recomendada por Rice (1978) ou seja, incluir ambos os tipos de items na escala LPC e proceder a análises separadas a fim de determinar os resultados mais claros e explicativos. Foi essa a orientação adoptada no presente estudo.

Por último, e antes de entrarmos nas aplicações da escala, uma referência à estabilidade da medida. Foi possível uma segunda aplicação a uma subamostra da população total cerca de 7 meses depois da primeira aplicação. A correlação entre as duas aplicações foi de .56 ($n=38$ $p < .01$) valor que se situa dentro dos limites aceitáveis pelo modelo (Fiedler, 1978; Rice, 1978). Valor semelhante foi encontrado numa outra aplicação a uma amostra de 40 sujeitos, alunos de um curso superior de gestão, com idades entre 30 e 35 anos, com um intervalo de um mês ($n=40$, $r=.59$ $p < .01$).

Situação

Consistiu em submeter os sujeitos a duas tarefas de natureza diferente a realizar em grupo, uma a seguir à outra. A primeira tarefa — teste Colin Maillard, consistia numa espécie de competição desportiva entre duas equipas de 5 elementos cada, uma atacante e outra defensora, ambas com líderes designados mas rodando por forma a que todos os participantes pudessem desempenhar a mesma função a observar.

Trata-se, na circunstância, de notar variáveis comportamentais consideradas definidoras da capacidade de liderança. A observação e a cotação foi feita por um júri qualificado para o efeito. No final do exercício todos os participantes preencheram uma escala socioeconómica indicando as suas pre-

ferências em futuras relações de cooperação e uma escala avaliativa indicando qual o companheiro que mais contribuíra e qual o que menos contribuíra para o êxito do resultado do seu grupo. A segunda tarefa consistia em desenvolver um tema abstracto igualmente em situação de grupo mas sem líder designado. O comportamento dos participantes foi igualmente classificado por um júri e em seguida foram também passadas escalas sociométricas aos participantes.

Ambas as situações correspondem pois a modelos pré-experimentais já que limitações de carácter material não tornaram possível as aplicações de planos experimentais verdadeiros. Tal limitação parece-nos todavia compensada ao nível da variável dependente que, no caso vertente, consistia na apreciação dos líderes em duas situações diferentes por duas fontes bem diferenciadas e sem possível influência recíproca.

Em termos de parâmetros do modelo de contingências a primeira tarefa era estruturada e a segunda pouco estruturada e em ambas o poder formal do líder, designado ou emergente, muito baixo. Quanto às relações entre o líder e os membros procedeu-se à classificação a partir dos dados sociométricos obtidos, ou seja, *a posteriori*. Este procedimento é aliás característico das aplicações do modelo a situações de campo sempre que não é possível manipular as relações entre o líder e os membros como uma variável independente. Aqui reside todavia uma das maiores dificuldades do modelo de contingência, já que, quando se procede à medição *a posteriori* das relações entre o líder e os membros, este parâmetro pode ser considerado como variável dependente em interacção com a outra variável dependente que é o resultado obtido pelo grupo no desempenho da tarefa.

Formulação das hipóteses

Embora se não tratasse de um plano experimental verdadeiro (Campbell, 1966), na

medida em que, a partir dos dados obtidos, se procurou verificar a validade das predições da escala LPC, pode considerar-se que as hipóteses formuladas são as próprias hipóteses do modelo de contingência, ou seja, se os líderes com LPC elevado obtinham melhores resultados relativos em situações de controlo elevado ou de controlo baixo. Apenas que os moldes em que a experiência foi conduzida não permitiu definir *a priori* a diferentes situações nem tão-pouco distribuir os líderes de acordo com os *scores* em LPC.

Resultados e discussão

O primeiro passo a efectuar para o tratamento dos dados consistiu na sua codificação e ordenação.

No que se refere às relações sociométricas, atendendo a que os grupos tanto na situação A como na situação B eram compostos por 10 membros, adoptou-se como ponto de *cutt-off* o *score* neutro, ou seja, o *score* que correspondesse a um número de escolhas igual ao número de rejeições. Como para evitar números negativos, se adicionou a todos os resultados uma constante igual a 10, o *score* neutro surge com o número 10. Assim, *scores* superiores a 10 indicam relações boas entre o líder e os membros e *scores* inferiores a 10 relações más. Quanto mais elevado o *score* melhores as relações.

Quanto aos *scores* relativos à actuação dos líderes, tanto no que se refere à primeira como à segunda tarefa, procedem-se à soma, em separado, das cotações atribuídas pelos seguidores. Cada líder recebeu desse modo quatro cotações sobre o seu desempenho, além da cotação sociométrica.

Por razões de ordem material as cotações atribuídas pelos seguidores são tanto mais favoráveis quanto mais altas (numa escala de 0 a 20) e as cotações do júri são tanto mais favoráveis quanto mais baixas (numa escala de 105 a 15). A aparente diversidade e complexidade de critérios exige uma maior

atenção aos sinais dos coeficientes de correlação. Para maior simplicidade procedeu-se à correlação dos sinais por forma a evitar qualquer ambiguidade na interpretação.

A classificação das situações em função das cotações sociométricas permitiu distinguir quatro octantes do modelo de Fiedler.

A tarefa número um, estruturada, ou cai no octante II, se as relações entre o líder e os membros foram boas, ou no octante VI se as relações foram más. Quanto à tarefa número dois, pouco estruturada, ou cai no octante IV, se as relações foram boas ou no octante VIII se as relações foram más. A classificação efectuada segundo este critério levou a distinguir duas subamostras iguais, de 46 sujeitos cada.

Na tabela 7 reproduzem-se as correlações entre as variáveis.

Analisando em primeiro lugar as correlações entre o líder e os membros e os *scores* nas tarefas A e B pode concluir-se que os *scores* dos seguidores (SA e SB) se não se confundem com os *scores* sociométricos (LM), já que as correlações com LM embora significativas são baixas além de que não diferem significativamente das correlações com os *scores* atribuídos pelo júri (JA, JB). Isto sugere que as classificações dos líderes foram feitas com um mínimo de objectividade e que os seguidores não se regularam apenas no tipo de relação afectiva que estabeleceram com os líderes.

Examinando em seguida o acordo relativo entre seguidores e júri verifica-se que ele é muito elevado na situação B ($n = 92$, $= .87$) e reduzido na situação A ($n = 92$, $= .17$ $p < .10$ bilateral). Este resultado sugere que as conclusões relativas aos octantes IV e VIII oferecem em princípio maior garantia do que as relativas aos octantes II e VI. A comparação com os *scores* dos seguidores serve aqui sobretudo para confirmar a variável dependente.

Passando então à verificação das hipóteses do modelo de contingência mediante o exame das correlações entre os *scores* atri-

TABELA 7

Correlação entre os scores LPC, resultados do líder e relações sociométricas

	Grupos de relações boas (n = 46)								Grupos com relações más (n = 46)							
	1	2	3	4	5	6	7	8	1	2	3	4	5	6	7	8
1. LPC (N)	—								—							
2. LPC (T)	.64**	—							.75**	—						
3. LPC (S)	.80**	.80	—						.85**	.33**	—					
4. LM	.11	.12	.09	—					-.06	.06	-.18	—				
5. SA	.12	-.10	.23	.35**	—				-.08	.02	-.14	.46**	—			
6. SB	-.17	-.11	-.12	.50**	.27*	—			-.18	-.01	-.30	.47**	.09	—		
7. JA	-.18	-.12	-.11	.19	.19	.41**	—		.07	+.22	-.12	.38**	.27*	.55**	—	
8. JB	-.05	-.16	.16	.45**	.54**	.75**	.56**	—	.18	-.03	-.26*	.40**	.03	.86**	.61**	—
	M=63.3	21.9	31.1	13.1	12.0	13.4	55.7	51.9	M=66.8	24.0	33.3	6.8	8.2	6.3	67.6	72.6
	DP=17.4	8.6	11.0	2.0	3.0	4.3	11.3	14.9	DP=20.9	9.7	11.6	2.3	3.7	4.8	15.9	18.2

Nota — Todas as correlações são correlações PM. LPC (N) — score normal LPC (T) score na subescala T; LPC (S) score na subescala S; LM relações entre o líder e os membros; SA score na 1.ª tarefa atribuída pelos seguidores; SB score na 2.ª tarefa atribuída pelos seguidores; JA score na 1.ª tarefa atribuída pelo júri; JB score na 2.ª tarefa pelo júri.

* p .05 unilateral.

** p .01 unilateral.

Os scores JA e JB têm os sinais corrigidos em virtude da escala utilizada pelo júri ser inversa (quanto maior o score em JA e JB pior a actuação do líder).

buidos pelo júri nas diferentes tarefas e os *scores* LPC pode constatar-se que as hipóteses recebem uma confirmação parcial com os *scores* N e T e uma confirmação total com os *scores* S.

O octante IV é o que oferece aqui maior dificuldade já que é nele que se encontram divergências maiores entre os vários *scores*. Mesmo com o *score* N', quando a correlação é feita com os *scores* dos seguidores (SA) o sinal é negativo.

Na tabela 8 apresentam-se os valores preditos pelo modelo nos vários octantes e os valores encontrados. Numa tentativa de maior clarificação da situação no octante IV reproduziu-se a subamostra nos casos de melhores relações entre os líderes e os membros ($LM \geq 13$). Verifica-se que a correlação mantém o sinal positivo e que aumenta de valor sem todavia atingir a significância. Tendo em conta que este octante do modelo de Fiedler é dos menos ambíguos e que resultados mais consistentes tem produzido, julga-se concluir que os resultados agora obtidos devem ser interpretados com prudência e de forma alguma como uma franca evidência empírica confirmativa.

TABELA 8

Comparação das correlações observadas nas tarefas com as preditas no modelo de contingência

Octante	Correlação		
	Predita (Est. do Campo)	Observada n = 46 LM \geq 10	Observada n = 22 LM \geq 13
2 4	-.21 +.47	-.11 +.16	-.11 +.21
Octante	-.12 -.26	n = 46 LM \geq 13	n = 29 LM \leq 7
6 8	-.24 -.33	-.12 -.26	+.01* -.08

* Sinal oposto ao predito.

Ainda com vista a melhor clarificar o grau de associação do *score* LPC com os resultados obtidos pelos líderes procedeu-se ao cálculo das razões de correlação (coeficiente ET) que tem a vantagem de medir o poder explicativo da variável independente, ou seja, no caso vertente, do *score* LPC, independentemente da relação ser ou não linear (Nunaliy, 11978).

Os resultados obtidos também não permitem aqui decidir no sentido de uma preferência pelos *scores* S relativamente aos *scores* normais do LPC.

O coeficiente ETA para os *scores* normais é igual a .41 e para os *scores* S de .30. Isto para o caso dos octantes IV e VIII ou seja, para a tarefa B que era a que mais directamente nos interessava.

O coeficiente ETA indica-nos, em ambos os casos, um aumento substancial da correlação e confirma que o *score* LPC «explica» os resultados deflectidos pela variável dependente. Mas neste caso seria inclusivamente o *score* normal que teria maior poder explicativo.

A análise dos coeficientes ETA permitiu ainda concluir não haver garantia que a relação não seja linear quer para o caso dos *scores* normais ($F = 1,61$ gl = 9,81) quer para o caso dos *scores* S ($F = 1,47$ gl = 9,81).

Os diversos resultados obtidos sugerem que se torna necessário obter mais dados correlacionados com outras medidas psicológicas, por um lado, e por outro a um melhor controlo das variáveis a fim de poder decidir-se sobre qual *score* LPC mais indicado.

Interpretação do «score» LPC

Numa abordagem complementar procedeu-se a uma análise de variância multivariada (Manova) com vista a determinar as diferenças de actuação dos líderes nas diferentes situações. (Cooley e Lohnes, 1975). Os resultados estão resumidos na Tabela 9.

TABELA 9

Manova

Variáveis	LM 10		LM 10	
	M	DP	M	DP
JA	56.67	11.28	67.57	15.89
JB	51.93	14.94	72.59	18.14
F (4,178) = 17.847			p < .01	

Verifica-se existir uma diferença altamente significativa entre os resultados obtidos pelos líderes nas situações em que têm boas relações com os seguidores relativamente às situações onde as relações são más. Os resultados nas situações em que as relações são boas são superiores e ainda mais quando as tarefas são mal estruturadas.

Todavia, no interior de cada grupo, ou seja, tanto no caso de $LM > 10$ como no caso de $LM < 10$ não há diferenças significativas entre os resultados dos dois tipos de líderes. (Tabela 10.)

TABELA 10

Médias e diferenças de médias dos líderes

	LM > 10				F (1,43)	
	LPC(S)					
	> 32		< 32			
	M	2 ^a	M	4 ^a		
JA	57,25	97,99	53,56	126,0	1,273	(NS)
JB	53,05	241,44	49,48	207,83	.607	(NS)
	LM < 10					
JA	67,78	275,99	67,75	212,27	.000	(NS)
JB	73,52	275,90	69,96	354,21	.452	(NS)

Embora não haja diferenças entre as médias, as maiores variâncias associadas à tarefa B, ou seja, à tarefa não estruturada,

poderão significar um comportamento menos selectivo por parte do líder, o que é aliás consoante com as exigências da situação.

O facto de não se encontrarem diferenças significativas entre líderes de tarefa e líderes sociais pode pôr todavia em causa o valor preditivo do *score* LPC enquanto causa ou pelo menos enquanto moderador da relação entre a variável LM e as variáveis relativas aos resultados obtidos.

A fim de tentar clarificar este último ponto procedeu-se à parcialização das variáveis com vista a tentar determinar o possível sentido da causalidade (Tabela 11.)

Verifica-se a partir dos resultados obtidos que a variável LM exerce um efeito moderador maior na situação A do que na situação B. Esta conclusão pode ser conjugada com a conclusão anterior de uma possível maior selectividade dos líderes na situação A e o conseqüente juízo desfavorável dos seguidores por ele ignorados ou marginalizados.

A dicotomização em seguida operada em função dos *scores* LPC revela que são sobretudo os líderes sociais que afectam e/ou são afectados pela variável das relações entre o líder e os membros. O padrão verifica-se igualmente com os *scores* T. A redução que se verifica na correlação do *score* na tarefa A com a variável LM é significativamente maior para os líderes com LPC elevado do que para os líderes com *scores* baixos. Essa maior dependência do líder social das relações com os seguidores poderá explicar a sua maior vulnerabilidade e o seu relativo insucesso nas tarefas onde tal preocupação é secundária mas também o seu maior sucesso quando tal factor é prioritário para a resolução dos problemas.

Estes resultados sugerem ainda uma interpretação do *score* LPC em termos de complexidade cognitiva de preferência à tese da hierarquia motivacional proposta por Fiedler (1972) e para a qual Rice reuniu evi-

TABELA 11

Correlações totais e parciais entre os resultados ou tarefas e os diversos scores de LPC (scores normais)

Total n = 92					LPC(N) baixo (< 65) n = 51				LPC(N) elevado (> 65) n = 41							
Variáveis		Correlaç. Parciais						Correlaç. Parciais				Correlaç. Parciais				
		1	2	3	1	2	3		1	2	3					
1. JA	—	.39	.33	r _{13.2} = .01	1	—	.29	.48	r _{13.2} = .40	1	—	.61	.50	r _{13.2} = .17		
2. JB	—	—	.64	r _{23.1} = .58	2	—	—	.63	r _{23.1} = .59	2	—	—	.65	r _{23.1} = .50		
3. LM	—	—	—	—	3	—	—	—	—	3	—	—	—	—		
LPC(S) < 32 n = 49					COM SCORS SOCIAIS LPC(S)								LPC(S) > 32 n = 43			
		1	2	3				Correlaç. Parciais				Correlaç. Parciais				
1. JA	—	.38	.53	r _{13.2} = .40	1	—	.51	.43	r _{13.2} = .19	1	—	.51	.43	r _{13.2} = .19		
2. JB	—	—	.68	r _{23.1} = .61	2	—	—	.58	r _{23.1} = .47	2	—	—	.58	r _{23.1} = .47		
3. LM	—	—	—	—	3	—	—	—	—	3	—	—	—	—		

dência experimental (Rice, 1975) baseada em *scores* do comportamento dos líderes tanto a partir dos seus seguidores como a partir de observadores externos. O estudo de Rice levou a concluir, e apoio da interpretação cognitiva, que os líderes sociais (*score* LPC elevado se comportavam diferentemente em tarefas estruturadas e tarefas não estruturadas, mudança essa que não se verifica com os líderes de tarefa (*score* LPC baixo).

Os dados reunidos no presente estudo apontam igualmente nesse sentido. Assim, se considerarmos a tabela 10, pode verificar-se que os *scores* dos líderes de relacionamento mudam mais na passagem da tarefa A para a tarefa B do que os *scores* mais estáveis, dos líderes de tarefa. Este padrão verifica-se igualmente e até de forma mais acentuada, com os *scores* T, embora aquém da significância (tabela 12).

TABELA 12

Médias e desvios-padrões dos resultados obtidos pelos líderes com LPC elevado e com LPC baixo

	LPC (N)				LPC (T)				LPC (S)			
	Baixo (= 52)		Elevado (n = 41)		Baixo (n = 42)		Elevado (n = 45)		Baixo (n = 49)		Elevado (n = 43)	
	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP	M	DP
JA	60.9	15.5	62.5	14.4	61.4	16.2	61.8	13.7	60.5	14.9	62.9	15.0
JB	61.6	19.8	63.1	19.3	59.4	19.8	65.2	19.0	59.7	19.8	65.2	19.0

Esta maior variabilidade do comportamento do líder com *score* elevado em LPC — líder social, é interpretada por Rice (1975) como um índice de complexidade cognitiva. Por outras palavras, o comportamento dos líderes com LPC elevado seria diferente consoante a natureza da tarefa por virtude da sua maior capacidade de diferenciação. Em contrapartida os líderes com LPC baixo não mudariam o seu comportamento de tarefa para tarefa por virtude de serem menos complexos e menos capazes de estabelecer diferenciações. A complexidade cognitiva associar-se-ia assim a uma maior flexibilidade de conduta e seria apenas característica dos líderes com *scores* LPC elevados.

Evans e Dormes (1974), que examinaram igualmente esta relação entre o *score* LPC e a complexidade cognitiva concluíram, porém, que a evidência reunida é mais clara para os *scores* LPC baixos do que para os *scores* LPC elevados. Utilizando como critérios de complexidade cognitiva índices como a resistência à ambiguidade e o dogmatismo, aqueles autores verificaram que, se é certo que os *scores* LPC baixos são em geral mais dogmáticos e intolerantes e também menos diferenciadores já o contrário não se pode dizer dos *scores* elevados em LPC, os quais são variáveis, podendo ou não ser dogmáticos bem como tolerantes ou intolerantes face à incerteza. Para estes autores esta ambiguidade dos *scores* LPC elevados poderia inclusivamente explicar os resultados que insistentemente se citam como contrários às predições do modelo de contingência como é o caso, nomeadamente, dos resultados por Graen, Ortis e Martella (1970).

O significado do *score* LPC é, com efeito, o elemento central da teoria de Fiedler e o seu esclarecimento decisivo para a sua validação. A interpretação cognitivista põe em causa a última interpretação proposta por Fiedler em termos de hierarquia motivacional, já que esta é incompatível com a estabilidade comportamental dos líderes com *scores* LPC baixo — os líderes de tarefa.

É possível, como sugere Mitchell (1971), que em certas situações relativamente simples ou em situações de emergência, a capacidade para fazer diferenciações possa ser contraproducente para o líder. Isso justificaria então o maior êxito dos líderes de tarefa nestes dois extremos do contínuo. E quanto às situações mais correntes não seria tanto o conteúdo comportamental do líder, ou seja, o facto de ele mostrar ou não consideração pelos subordinados ou de ser ele a tomar a iniciativa, os aspectos que mais importam mas antes a sua flexibilidade, ou seja, a sua capacidade para mudar de estratégia. Uma interpretação deste tipo abre assim uma nova via para o estudo da psicologia da liderança permitindo a sua ligação à psicologia cognitiva.

RESUMO

Aplicou-se uma escala LPC a uma amostra de 208 sujeitos num contexto de selecção profissional, 92 dos quais passaram a uma segunda fase que incluía provas especificamente concebidas para a avaliação das qualidades de liderança. Os scores da escala LPC foram submetidos a uma análise factorial a qual revelou existirem dois factores independentes, um factor social e um factor de tarefa.

A evidência reunida não permite contudo uma decisão sobre qual dos factores deverá ser utilizado para basear uma classificação dos líderes. Por um lado os scores sociais correlacionam melhor com as predições do modelo, obtendo os líderes de tarefa melhores resultados relativos em situações com elevado controlo e os líderes sociais melhores resultados relativos em situações de controlo moderado. Por outro lado, porém, os scores de factor tarefa correlacionam melhor com outras medidas psicológicas, tanto de personalidade como cognitivas.

Quanto ao significado do score LPC os dados obtidos parecem apontar para uma interpretação em termos de complexidade cognitiva de preferência à tese da hierarquia motivacional.

SUMMARY

A 18 item Portuguese version of LPC scale was passed to a sample of 208 male undergraduate subjects under selection evaluation, 92 out of them entered in a second stage including specifically designed situational tests for assessing their leadership skills.

The LPC scores were factor analysed producing two independent factors, a task and a social factor, as measured by the scale.

As for which of the factors would be the preferable measure the study did not produce enough evidence. At the one hand social scores relates better with model predictions, task leaders performing better in higher controlled situations and social leaders performing better in moderately controlled situations. At the other hand task scores are better related with other psychological measures, such as 16 PF and verbal aptitudes. Regarding the meaning of LPC score itself score, evidence was found giving preference to its interpretation as a measure of high LPC leaders being higher in cognitive complexity.

REFERÊNCIAS

- ASHOUR, A. S. — «The contingency model of leadership effectiveness: an evaluation». *Organizational Behavior and Human Performance*, 1973, 9, 339-355.
- CAMPBELL, D. T. — «Experimental and quasi-experimental designs for research». Chicago: Rand Mc Nally 1966.
- COOLEY, W. W. e LOHNES, P. R. — «Multivariate Data Analysis». Wiley & Sons, 1971.

- CHEMERS, M. M., & SHRZYPEK, G. J. — «An experimental test of the contingency model of leadership effectiveness». *Journal of Personality and Social Psychology*, 1972, 24, 172-7.
- DEMUYSÈRE, B. — «Recherches experimentales concernant la théorie du leadership de Fiedler». *Rev. Psychol. Sci. Edu.*, 1974, 317-327.
- EVANS, M. G., DERMER, J. — «What does the least preferred co-worker scale really measure? A cognitive interpretation». *Journal of Applied Psychology*, 1979, 59, 206-206.
- FIEDLER, F. E. — «A theory of leadership effectiveness». New York: Mc Graw-Hill, 1967.
- FIEDLER, F. E. — «Note on the methodology of the Graen, Orris, and Alvarez studies testing the Contingency Model». *Journal of Applied Psychology*, 1971, 55, 202-204.
- FIEDLER, F. E. — «Validation and extension of the Contingency Model of Leadership Effectiveness: a review of empirical findings». *Psychological Bulletin*, 1971, 76, 128-148.
- FIEDLER, F. E. — «Personality, motivational systems, and behavior of high and low LPC persons». *Human Relations*, 1972, 25, 391-412.
- FIEDLER, F. E. — «The contingency model and the dynamics of leadership process». In L. Berkowitz (Ed.). *Advances in Experimental Social Psychology*, vol. II, New York: Academic Press, 1978.
- FIEDLER, F. E. CHEMERS, M. M., & MAHON, L. — «Improving leadership effectiveness: The Leader Match Concept». New York: Wiley, 1976.
- FISHBEIN, M. LANDY, E. & HATCH, G. — «A consideration of two assumptions underlying Fiedler's Contingency Model for prediction of leadership effectiveness». *American Journal of Psychology*, 1969, 82, 457-473.
- FISHBEIN, M., LANDY, E & HATCH, G. — «Some determinants of an individual's esteem for the least preferred co-Worker: An attitudinal analysis». *Human Relations*, 1969, 22, 173-188.
- FOX, W. M., HILL, W. A., & GUERTIN, W. H. — «Dimensional analysis of the least preferred co-worker scales». *Journal of Applied Psychology*, 1973, 57, 192-194.
- GRAEN, G. B., & ALVAREZ, K. M. — «Contingency Model of Leadership Effectiveness: Some experimental results». *Journal of Applied Psychology*, 1971, 55, 196-201.
- GRAHAM, W. K. — «Descriptions of leader behavior and evaluation of leaders as a function of LPC». *Personnel Psychology*, 1968, 21, 457-464.

- GRAHAM, W. K. — «Leader Behavior, Esteem for the Least Preferred co-worker, and Group Performance». *The Journal of Social Psychology*, 1973, 90, 59-66.
- GRUENFELD, L. W. and ARTBUTHNOT, J. — «Field independence, achievement values, and the evaluation of a competency related dimension on the Least Preferred Co-Worker (LPC) measure». *Perceptual and Motor Skills*, 1968, 27, 991-1002.
- GUILFORD, J. P. — «Fundamental statistics in psychology and education». New York: Mc Graw Hill, 1978.
- JESUINO, J. C. — «O modelo de contingência e sua aplicação à formação dos líderes». *Anais do Clube Militar Naval*, Vol. cxi, Ab. Julho 1981, 309-332.
- JESUINO, J. C. — «Contingency Model of Leadership Effectiveness a First Tentative Evaluation Within a Portuguese Cultural Setting». 17th International Symposium of Applied Military Psychology, Lisbon, 1921a.
- McMAHON, F. T. — «The contingency theory: logic and method revisited». *Personnel Psychology*, 1972, 25, 697-710.
- MITCHELL, T. R. — «Cognitive complexity and group performance». *Journal of Social Psychology*, 1971, 86, 35-43.
- NUNALLY, J. P. — «Psychometric Theory». New York: McGraw Hill, 1978.
- NINANE, P. FIEDLER, F. E. — «Member Reactions to Success and Failure of Task Groups». *Human Relations*, 1970, 23, 1, 3-13.
- RICE, R. W. — «Psychometric properties of the esteem for least preferred co-worker (LPC) scale». *Academy of Management Review*, 1978, 3, No. 1, 106-118.
- RICE, R. W. — «Construct Validity of the Least Preferred co-worker (LPC) Scale». *Psychological Bulletin*, 1978, 85, 1199-1237.
- RICE, R. W. of CHEMERS, M. M. — «Predicting the emergence of leaders using Fiedler's Contingency Model of Leadership Effectiveness». *Journal of Applied Psychology*, 1975, 69, 20-27.
- RICE, R. W., & Chemers, M. M. — «Personality and situational determinants of leader behavior». *Journal of Applied Psychology*, 1975, 60, 20-27.
- RICE, R. W., & CHEMERS, M. M. — «Personality and situational determinants of leader behavior». *Journal of Applied Psychology*, 1975, 60, 20-27.
- RICE, R. W., SEAMAN, F. J., and GARVIN, D. J. — «An empirical examination of the Esteem for Least Preferred co-worker (LPC) construct». *Journal of Psychology*, 1978, 98, 195-205.
- RICE, R. W., SEAMAN, F. J. — «Internal Analysis of the Least Preferred co-worker (LPC) scale». *Educational and Psychological Measurement*, 1981, 41, 109-120.
- SHIFLETT, S. P. — «Stereotyping and esteem for one's least preferred co-worker». *Journal of Social Psychology*, 1974, 93, 55-65.
- STINSON, J. E. and TRACY, L. — «Some disturbing characteristics of the LPC score». *Personnel Psychology*, 1974, 27, 477-485.
- VECCHIO, R. — «Alternatives to the least Preferred Co-Worker Construct». *The Journal of Social Psychology*, 1980, 112, 261-269.
- YUKL, G. — «Leader LPC scores: Attitude dimensions and behavioral correlates». *Journal of Social Psychology*, 1970, 80, 207-212.



SEDE — Rua Rosa Damasceno, 11-A — 1900 LISBOA — Telef. 57 66 90 - 57 73 22
FILIAL — Rua da Boa Hora, 43, r/c. — 4000 PORTO — Telef. 38 27 86

OS MELHORES LIVROS DE PSICOLOGIA E SOCIOLOGIA

TÍTULOS EM PORTUGUÊS

PSICOLOGIA

<u>Código do livro</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
450151	FAW	PSICOLOGIA DO DESENVOLVIMENTO (SC)
450186	HURLOCK	DESENVOLVIMENTO DO ADOLESCENTE
450298	MONTEIRO	JOGOS DRAMÁTICOS
90065	MORGAN	INTRODUÇÃO A PSICOLOGIA
450343	PAPALIA	O MUNDO DA CRIANÇA
90262	PIKUNAS	DESENVOLVIMENTO HUMANO
90011	RODRIGUES	PSICOLOGIA EDUCACIONAL
		ASPECTOS PSICOLÓGICOS DOS DISTÚRBIOS DA
450360	ROSS	APRENDIZ E DIFICULDADES NA LEITURA
450361	ROSS	DISTÚRBIOS PSICOLÓGICOS NA INFÂNCIA
90091	SMITH	DESENVOLVIMENTO DA PERSONALIDADE
90066	STEFFLRE	TEORIAS DO ACONSELHAMENTO
450477	WITTIG	PSICOLOGIA GERAL (SC)

SOCIOLOGIA

450074	COHEN	SOCIOLOGIA GERAL (SC)
450187	HORTON	SOCIOLOGIA, 4/e

NÃO DEIXE DE CONTACTAR A SUA LIVRARIA PREFERIDA