

# A estrutura das atitudes socio-políticas em Portugal

L. SOCZKA\*

Concepts cannot be right or wrong, but merely scientifically more or less useful. Concepts have no real existence, as do objects, hence we cannot ask whether one set of concepts is more «real» than another.

H. J. EYSENCK e G. D. WILSON  
*The Psychological Basis of Ideology*, 1978.

## 1 — INTRODUÇÃO

No estudo da reacção da população ao ruído provocado pelos sobrevoos, em Faro e Lisboa, Soczka (1980, 1981, 1982-b) assinalou diversos factores sociais e psicológicos que contribuem para a compreensão da incomodidade e para a explicação de variação das respostas individuais, nomeadamente características de personalidade, atitudes perante o meio urbano e o local de residência, atitudes ambientais gerais medidas pelas escalas ERI (a tolerância ao ruído é maior em indivíduos com atitude positiva com relação aos artefactos mecânicos) e, *last but not least*, as atitudes socio-políticas.

Em Faro recorreu-se, para avaliar essas atitudes, aos questionário alargado de Eysenck (reproduzido in Soczka, 1983).

A descrição sumária do questionário é feita no estudo citado; aí se descreviam as sete escalas internas do questionário, correspondentes a outros tantos factores de primeira ordem, visando medir a tolerância (*permissiveness*), o racismo (*racism*), o religionismo (*relegionism*), o socialismo (*socialism*), o liberalismo (*liberalism*), a resistência à mudança (*reactionism*) e o pacifismo (*pacifism*). No total, o questionário comportava 176 items, avaliados pelos respondentes segundo uma escala de Likert de cinco pontos, em função do seu grau de concordância ou discordância.

Cedo se tornaram evidentes as dificuldades inerentes à aplicação deste questionário devido não só à morosidade no seu preenchimento, que o torna pouco recomendável para estudos de campo, como também devido à incerteza da validade da estrutura factorial isolada por Eysenck, no tocante à população portuguesa, apesar de alguns autores terem defendido a sua validade trans-cultural (cf. Eysenck, 1953; Dator, 1969; Mehryar, 1970; Leiden, 1976; Eysenck e Wilson, 1978).

Os resultados obtidos em Faro defendiam, contudo, a pertinência da abordagem da componente ideológica dos sujeitos em estudos desta natureza, como uma das variáveis extra-ruído susceptíveis de contribuir para a com-

\* Professor Auxiliar no ICBAS, Universidade do Porto e Psicólogo Social no Centro de Informática do LNEC.

preensão da incomodidade. Optou-se então pela exploração sistemática do questionário de Eysenck, submetendo os 176 itens que o compunham a uma amostra alargada que permitisse a decomposição factorial da matriz de intercorrelações. O questionário foi respondido por 332 sujeitos, de ambos os sexos, e submetido a uma análise das componentes principais seguida de rotação Varimax dos eixos. Constatou-se que, embora muitos dos componentes da estrutura global isolada por Eysenck fossem confirmados pela nossa análise, vários dos itens do questionário original revelavam-se redundantes ou mesmo sem significado para a população portuguesa, como por exemplo os diversos respeitantes à atitude perante os judeus. Por outro lado, não eram contempladas no questionário vertentes ideológicas actuais, como por exemplo as atitudes perante as questões do ambiente e o ecologismo, que surge como movimento social na Europa e nos Estados Unidos, sobretudo a partir dos meados da década de 60, a ponto de nalguns países europeus, como a França e a Alemanha, surgirem como força social e política organizada com incidência eleitoral vencedora.

Optou-se, assim, pela construção de uma escala de atitudes sociais e políticas especificamente adaptada à população portuguesa, com uma estrutura factorial tanto quanto possível simples, com um número de itens que possibilitasse a sua aplicação extensiva, e que fosse psicometricamente válida.

É da apresentação e discussão dessa escala, designada pelo nome de código SOPOL, que se tratará aqui. Convirá, primeiro, uma breve revisão do modelo de Eysenck (1954), como base para a compreensão das hipóteses contidas no questionário SOPOL.

## 2 — O MODELO DE EYSENCK PARA A ESTRUTURA DAS ATITUDES SOCIAIS E POLÍTICAS

Eysenck (1954) propôs um modelo de estrutura hierárquica para a organização das atitudes, correspondente a ordens factoriais, desde o nível da opinião (de que cada item de um questionário é expressão) até ao nível da ideologia.

Esquematicamente

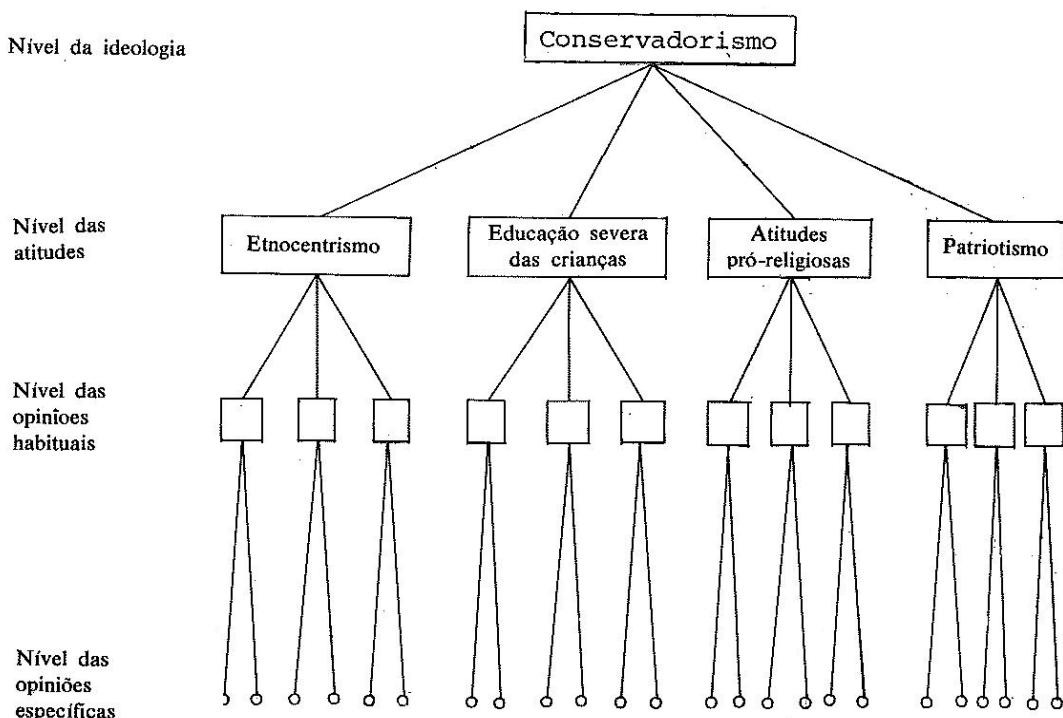


Fig. 1

A estrutura das atitudes no modelo hierárquico de Eysenck

Ou seja: as atitudes são expressão de organização das opiniões, as ideologias da organização das atitudes. Tal como se verifica no modelo hierárquico de constructos da teoria de Kelly (1955), é de crer que os níveis supraordenados sejam mais fixos do que os níveis infraordenados, e tenham assim um papel preponderante na estrutura hierárquica e na determinação dos níveis de ordem inferior. Mas não é objectivo deste trabalho entrar nesse debate.

Eysenck esforçou-se por isolar factorialmente uma estrutura primária das atitudes e atingir uma estrutura bifactorial simples de segunda ordem, factorizando de novo a partir da matriz de correlações entre os factores primários obtidos por rotação oblíqua dos eixos (Eysenck, 1978).

Os primeiros trabalhos de Eysenck sobre a estrutura das atitudes sociais datam dos anos 40, e culminam na publicação de *The psychology of politics* (Eysenck, 1954), que para além do mais se revelou um excelente manual prático para a organização de pesquisas de campo sobre as opiniões e atitudes, ainda hoje recomendável.

A hipótese de Eysenck, desde o início, foi a de que em última análise seria possível enquadrar as atitudes primárias em dois grandes factores ortogonais. O primeiro correspondendo à tradicional divisão ideológica entre «esquerda» e «direita», que vinha já desde os tempos da Revolução Francesa (em função da disposição dos lugares parlamentares, com os Jacobinos à esquerda da mesa e os moderados à direita), mas que provavelmente é tão velha como a própria história da organização socio-política de *Homo sapiens*, que desde as suas raízes primáticas se terá visto confrontado à dialéctica do poder social e da sua conservação/mudança — a este eixo chama Eysenck o factor «conservadorismo-radicalismo». O segundo eixo representa um factor designado «*toughmindness-tendermindedness*» e expressa, como o nome indica, a magnitude da «dureza» de posições dos sujeitos, em função de um maior dogmatismo e de uma maior intolerância ideológica, por contraoposição e uma maior plasticidade e abertura em relação à atitudes projectadas no primeiro eixo. Este ponto é importante para a compreensão do

modelo Eysenck: o factor T+/T- constitui, segundo o autor do modelo, uma projecção dos traços de personalidade no campo das atitudes sociais (Eysenck e Wilson, 1978) e não possui significado, em abstracto. Para testar o seu modelo, Eysenck construiu um questionário composto de 40 items. Em estudos datados do pós-guerra (Eysenck, 1947, 1951, 1954), o questionário foi aplicado a vastas amostras e foi encontrada, repetidamente a estrutura bi-factorial defendida na hipótese de partida. Na fig. 2, extraída de Eysenck (1951), é apresentada a projecção dos principais items desse primeiro questionário nos dois eixos R e T.

O questionário revelou-se externamente válido, dada a sua capacidade de discriminar sujeitos segundo a área de militância política e de voto (Eysenck 1951; 1954), confirmando-se assim as expectativas do autor.

Subsequentemente, Eysenck acrescentou novos items ao questionário, e pretendeu ter reencontrado a estrutura bi-factorial R/C; T+T-, embora se verificassem flutuações pontuais na organização das atitudes primárias. Por outro lado, variados estudos sobre a estrutura das atitudes sociais, realizadas nos mais diversos países (Linden, 1976; Keeh, 1955; Bruni e Eysenck, 1976; Eysenck, 1953; Dator 1969; Wilson, 1973) tendem a confirmar a incontroversa existência do factor C, embora T tenha sido objecto de maior controvérsia e de diferentes interpretações (cf. por ex. Stone e Russ, 1976).

### 3 — A ESTRUTURA FACTORIAL DE SEGUNDA ORDEM: BI-FACTORIAL OU TRI-FACTORIAL?

Tendo realizado uma análise factorial de correspondências a partir dos dados do estudo de Soczka (1980), Lucília Esteves, João Duarte Cunha *et al* (1980) reencontraram a estrutura bi-factorial defendida por Eysenck, um primeiro factor, agrupando os factores de primeira ordem SOC (Socialismo), PAC (Pacifismo), LIB (libertarianismo) e PER (tolerância), opostos a REA (conservadorismo), REL (religionismo) e RAC (racismo) e sendo responsável por 66% da variância; e o

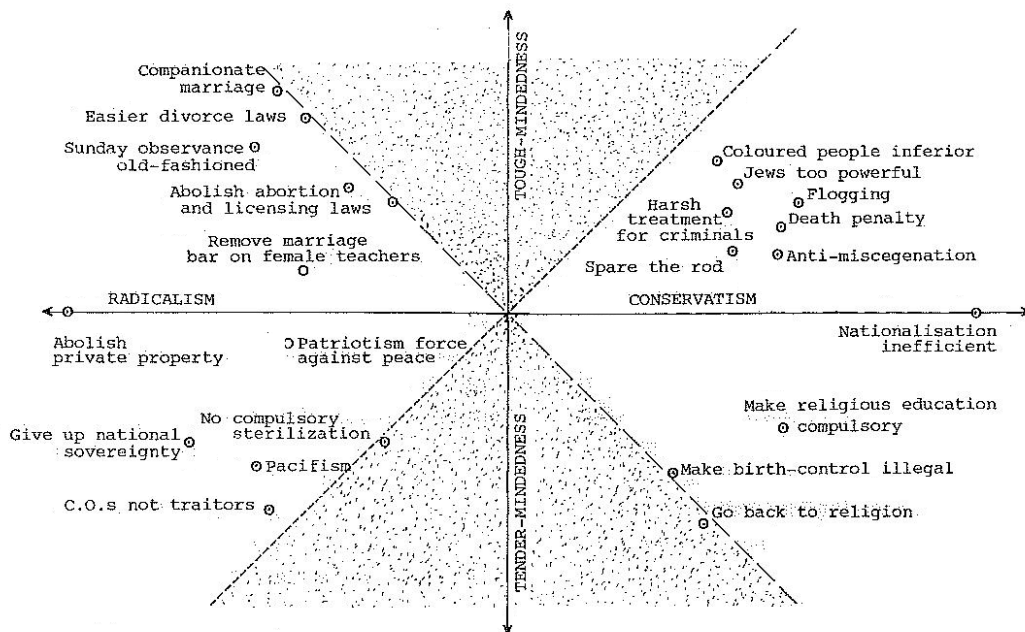


Fig. 2  
Estrutura factorial do questionário de Eysenck (1951)

segundo factor, ortogonal ao primeiro e respondendo por 16% na variância, opondo os factores RAC e REA aos factores REL e PAC.

Aparentemente confirmada, portanto a estrutura bi-factorial C/T do modelo inicial de Eysenck, encontrando-se explicada 82% da variância total.

Esta análise partiu todavia, dos scores totais dos sujeitos nas sete escalas que compunham o questionário alargado de Eysenck. A análise da distribuição das respostas item por item revelava a incapacidade discriminatória de muitos dos itens do questionário, as respostas concentrando-se ora num ora noutra dos polos da escala de Lickert utilizada.

Tornava-se aparente que muitos dos itens eventualmente válidos para outros países não eram adequados para a aplicação em Portugal, dada a sua quase nula capacidade de discriminação, verificada pela quase invariância das respostas. Todos os itens relacionados com a escala original de racismo de Eysenck se revelaram inadequados, por exemplo, dada a manifesta inexistência entre nós de problemas de anti-semitismo ou anti-africanismo, à escala social.

As controvérsias em torno da estrutura de segunda ordem defendida por Eysenck, nomeadamente no tocante a interpretação do factor T (cf. Rokeach *et al*, 1956; Eysenck e Wilson, 1978; Leidon, 1978; Stone e russ, 1976), levaram a que considerássemos a hipótese de uma estrutura tri-factorial de segunda ordem, composta por um factor de Conservadorismo-Progressismo (factor C de Eysenck) e por outros dois factores, um correspondendo ao factor T opondo atitudes «duras» a atitudes «brandas» (as «pombas e os falcões», da terminologia actual dos mass-media), e outro correspondendo à Anomia, que Stone e Russ identificam com a escala de Maquiavelismo de Christie e Geiss (1970), e que não nos pareceu teoricamente assimilável a nenhum dos factores de primeira ou segunda ordem isolados por Eysenck, juntamente porque enquanto os dois primeiros factores reflectem atitudes que se enquadram no conflito dos modelos sociais e das ideologias, o terceiro reflectiria a ausência de enquadramento nesse conflito — a atitude de retirada do domínio da normatividade social e aquilo a que se poderia chamar de «não integração cívica e social», individualista. Na fig. 3 representa-se graficamente o modelo proposto:

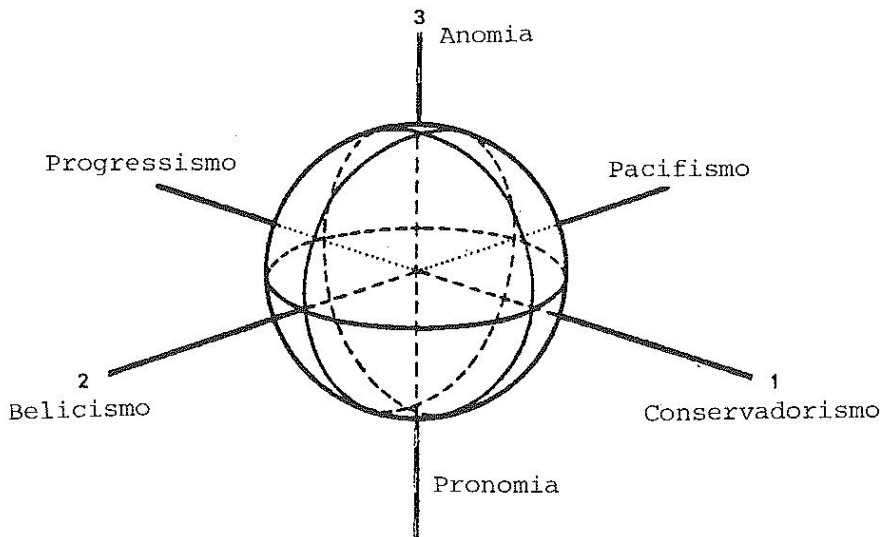


Fig. 3  
Modelo hipotético da estrutura factorial das atitudes  
sociais e políticas

Por outro lado, como se referiu acima, para os objectivos em ista revelava-se importante poder contar com uma escala interna que desse conta do grau da atitude «ambientalista» dos sujeitos, dado que nas duas últimas décadas se tinha assistido à erupção de movimentos sociais vulgarmente designados por «ecológicos» cujo peso se tem vindo a acentuar no panorama socio-político dos países industrializados, particularmente entre os jovens, e cujos componentes ideológicos surgem como pano de fundo em novas correntes das ciências sociais, nomeadamente em domínios como a Psicologia Ambiental.

#### 4 — AS HIPÓTESES DE PARTIDA

Após a análise prolongada da estrutura factorial dos 176 itens do questionário de eysenck, decidiu-se pela selecção de alguns dos itens com maior saturação factorial e pela composição de novos itens com vista à construção de um novo questionário, designado SOPOL. A hipótese de partida era a da sua estruturação em sete factores, correspondentes aos grupos atitudinais cuja composição hipotética se apresenta no quadro I.

#### QUADRO I

##### CONSTITUIÇÃO HIPOTÉTICA DOS FACTORES PRIMÁRIOS DE SOPOL

GRUPOS ATITUDINAIS		ITEMS
I	— Pacifismo (PAC)	1, 8, 15, 22, 29, 42
II	— Religionismo (REL)	2, 9, 16, 23, 30, 43
III	— Socialismo (SOC)	3, 10, 17, 24, 31, 44
IV	— Conservadorismo (CON)	4, 11, 18, 25, 32, 45
V	— Desconfiança em relação às instituições (DES)	5, 12, 19, 26, 33, 46
VI	— Ecologismo (ECO)	6, 13, 20, 27, 34, 41
VII	— Individualismo liberalista (IND)	7, 14, 21, 28, 47, 48
VIII	— Pragmatismo (PRA)	35, 36, 37, 38, 39, 40

Pusemos a hipótese de os três factores de segunda ordem virem a englobar respectivamente, as escalas II, III e IV (Conservadorismo-Progressismo); I e V (Pacifismo-Belicismo); e VI e VII (Anomia-Pronomia).

## 5 — AMOSTRA DO ESTUDO

SOPOL foi aplicado a uma amostra de 256 sujeitos residentes nos distritos de Lisboa, Porto e Évora com idades compreendidas entre os 17 e os 77 anos, sendo 142 do sexo masculino, 106 do sexo feminino, e oito não apresentando identificação de idade e sexo. Na sua quase totalidade, os respondentes possuíam habilitações literárias equivalentes ou superiores ao antigo 5.º ano do liceu. No Quadro II apresenta-se a distribuição da amostra por classes etárias. A média das idades era de 29,4 anos, com um desvio-padrão de 13,5 anos.

QUADRO II

### COMPOSIÇÃO SEXO-ETARIA DA AMOSTRA

Classes etárias	Sexo	
	H	M
≤ 24 anos	49	59
25 — 34 anos	52	24
35 — 44 anos	19	8
45 — 54 anos	9	12
55 — 64 anos	10	2
≥ 65 anos	3	1
Sem identificação: 8. N = 256		

## 6 — ANÁLISE FACTORIAL OS FACTORES PRIMÁRIOS

A matriz de dados foi submetida a uma análise de componentes principais, tendo sido extraídos nove factores com valores próprios superiores à unidade, dos quais seis eram claramente interpretáveis. Foram seleccionados todos os itens com saturações factoriais iguais ou superiores a .40 em módulo, e que não saturassem acima deste valor absoluto em mais do que um factor. Foram, assim, afastados 12 itens, considerados não significativos ou ambíguos, sendo a matriz de intercorrelações dos restantes 36 itens novamente submetida a uma análise das componentes principais com rotações Varimax e Oblimin directa dos eixos, com vista à confirmação da solução ortogonal obtida pela primeira destas técnicas de rotação. Encontraram-se, finalmente, seis factores, responsáveis por 52,7% da variância total, e com valores próprios superiores à unidade. No Quadro III são apresentadas as soluções factoriais de primeira ordem obtidas a partir da rotação ortogonal dos eixos. Para o tratamento dos dados foram utilizadas as facilidades do *package* SCSS, instalado no Centro de Informática do LNEC.

QUADRO III

### SOLUÇÃO FACTORIAL DE SOPOL:

	FAC 1	FAC 2	FAC 3	FAC 4	FAC 5	FAC 6
VAL. PROPR.	7.48	3.39	2.59	2.22	1.85	1.44
% VARIÂNCIA	20.79	9.42	7.20	6.17	5.12	4.02
% VAR. ACUM.	20.79	30.21	37.41	43.58	48.71	52.73

QUADRO III (cont.)

ROTAÇÃO: VARIMAX NORMALIZAÇÃO DE KAISER

	FAC 1	FAC 2	FAC 3	FAC 4	FAC 5	FAC 6
IT31 Paz num mundo socialista	.772	-.091	.231	.100	-.019	-.026
IT3 Abolição propriedade privada	.763	-.131	.242	.039	.008	.086
IT24 Capitalismo é imoral	.730	-.123	.206	.108	.177	-.013
IT17 Do lado dos trabalhadores	.719	-.129	.231	.014	.150	-.065
IT10 Capitalistas têm culpa	.689	.064	.184	.114	.230	-.098
IT44 Sociedade sem classes é impossível	-.682	.192	-.168	-.028	.063	.072
IT11 Imoralidade detroi familia	-.073	.727	-.284	.006	.001	-.034
IT25 Droga é degradação moral	.066	.672	-.099	-.020	.004	-.098
IT45 Jovens com barbas desagradam	-.270	.663	-.107	-.022	.072	-.016
IT18 Castigo severo dos criminosos	-.149	.659	-.011	-.201	-.111	-.012
IT4 Censura justifica-se	-.144	.619	-.098	-.045	-.127	-.038
IT40 Necessário governantes duros	-.272	.542	-.167	-.193	-.102	.193
IT2 Nao há vida depois da morte	.152	-.043	.800	.004	.002	.093
IT30 Cristo era Deus	-.220	.317	-.723	.012	-.033	.012
IT9 Religião é superstição	.349	-.053	.718	.117	-.029	.022
IT16 Deus criou Universo	-.234	.429	-.716	.045	-.060	.018
IT43 Sobrenatural não existe	.143	.115	.709	-.044	.012	-.008
IT23 Homem inventou Deus	.296	-.326	.696	-.014	-.069	.051
IT22 Ocupação preferível guerra	.000	-.240	-.019	.662	-.094	.194
IT1 Guerra nunca se justifica	.098	.103	.066	.644	.168	-.007
IT15 Tropa deve defender o País	.114	-.368	.091	-.621	.129	-.080
IT37 Violência justifica-se	.131	.438	.049	-.575	-.164	.206
IT8 Guerra trás sempre males	.023	.143	.108	.566	.157	-.142
IT42 Armas deviam ser proibidas	.286	-.046	-.104	.493	.100	.039
IT20 Comida poluída	.141	.003	.126	.014	.614	.003
IT27 Tecnologia ameaça o mundo	.083	.038	.037	.134	.596	.180
IT34 Sociedade urbana anti-natural	.023	.028	-.153	.233	.590	.255
IT41 Ecologistas são irrealistas	-.114	.364	.130	.126	-.571	.081
IT6 Crise ecológica é alarmismo	.098	.442	.097	.052	-.477	.110
IT13 Central nuclear é perigosa	.311	-.207	.109	.287	.463	.021
IT28 Gozar a vida	-.110	.023	.123	.109	-.044	.682
IT7 Não pagar bilhete	.083	-.434	.037	-.101	.110	.590
IT36 Fins justificam meios	.027	.282	.017	-.012	-.073	.576
IT35 Pequenas mentiras inofensivas	-.101	-.063	-.047	-.160	.183	.485
IT33 Só mudam as moscas	-.189	.012	.025	.226	.310	.470
IT14 Autonomia para minorias	.338	-.182	-.033	.029	.143	.440

MATRIZ DE CORRELAÇÕES INTER-FACTORES

	FAC 1	FAC 2	FAC 3	FAC 4	FAC 5	FAC 6
FACTOR1	1.000					
FACTOR2	-.184	1.000				
FACTOR3	.127	-.130	1.000			
FACTOR4	-.023	-.011	.091	1.000		
FACTOR5	.139	-.085	.138	.022	1.000	
FACTOR6	-.342	.115	.008	-.008	-.015	1.000

Procedeu-se seguidamente à transformação das respostas individuais em scores para cada uma das escalas isoladas a partir destes factores, num intervalo de 0 a 100. Foi construído, nesse sentido, o programa SOPOL.FOR (Soczka, 1983).

O quadro IV apresenta a matriz de intercorrelações dos scores totais das seis escalas

de atitudes que compõem SOPOL, bem como estatísticas descritivas da distribuição dos scores em cada escala, para o conjunto da amostra. Como veremos adiante, estes valores são bastante influenciados por uma subpopulação particular da amostra, particularmente no que respeita à correlação de -.54 entre as escalas SOC e REL.

QUADRO IV  
CORRELAÇÕES DAS ESCALAS  
FACTORIAIS DE 1.ª ORDEM DE SOPOL

	ANO	SOC	REL	CON	PAC
SOC	.040				
REL	-.094	-.542			
CON	-.149	-.365	.413		
PAC	.068	.212	-.074	-.335	
ECO	.246	.259	-.097	-.306	.298

7 — VALIDADE INTERNA DE SOPOL

A correlação item-test confirmou a consistência interna das seis escalas factorialmente definidas. Utiliza-se, para o seu cálculo, o algoritmo

$$r_{i(y-1)} = \frac{r_{yi} \sigma_y - \sigma_y}{(\sigma_i^2 + \sigma_y^2 - 2\sigma_i \sigma_y r_{yi})^{1/2}}$$

proposto por Nunnally (1978), em que  $r_{i(y-1)}$  é o coeficiente de correlação do score total do item (*i*) com os scores totais da escala que o integra, com exclusão de si próprio para o computo desse score total. Este cálculo não é necessário quando o número de itens é elevado, mas dado que cada uma das escalas factoriais que compõem SOPOL apenas comporta 6 itens, evitou-se deste modo a distorção da correlação que traz a inclusão do contributo do próprio



item para o score total. No Quadro V são apresentadas as correlações item-teste para cada um dos 36 itens de SOPOL. Apresentam-se igualmente as correlações produto-momento de cada item com os scores totais nas restantes escalas.

QUADRO V  
CORRELAÇÕES ITEM-TESTE; \*,  $r_{i(y-l)}$

Factor I (SOC)	REL	CON	PAC	ANO	ECO	SOC*
item 3	-.49	-.28	.14	.07	.20	.80
item 10	-.37	-.17	.20	-.00	.26	.71
item 17	-.50	-.36	.16	.05	.18	.76
item 24	-.43	-.32	.23	.08	.25	.78
item 31	-.45	-.31	.20	-.00	.10	.81
item 44	.43	.33	-.15	.02	-.10	-.75
Factor II (CON)	REL	CON*	PAC	ANO	ECO	SOC
item 4	.20	.68	-.19	-.16	-.26	-.23
item 11	.38	.75	-.17	-.17	-.15	-.27
item 18	.18	.68	-.35	-.16	-.27	-.25
item 25	.19	.64	-.18	-.15	-.17	-.05
item 40	.32	.65	-.31	-.04	-.20	-.39
item 45	.29	.69	-.17	-.09	-.16	-.34
Factor III (REL)	REL*	CON	PAC	ANO	ECO	SOC
item 2	.82	-.24	.03	.12	.01	.37
item 9	.81	.21	.15	.06	.05	.52
item 16	-.81	.48	-.06	-.14	-.14	-.49
item 23	-.81	-.40	.06	.10	.03	.50
item 30	-.84	.37	-.05	-.05	-.13	-.45
item 43	-.69	-.09	-.04	.03	-.03	.33
Factor IV (PAC)	REL	CON	PAC*	ANO	ECO	SOC
item 1	-.09	-.09	.59	.09	.19	.21
item 8	-.06	-.04	.50	.00	.11	.12
item 15	.06	.35	.63	-.09	-.17	-.18
item 22	-.02	-.22	.52	.14	.15	.11
item 37	-.03	.36	-.71	.03	-.26	-.00
item 42	-.05	-.20	-.73	.06	.22	.23
Factor V (ECO)	REC	CON	PAC	ANO	ECO*	SOC
item 6	-.03	.34	-.12	-.05	.56	.00
item 13	-.23	-.31	.35	.15	.60	.37
item 20	-.13	-.09	.07	.09	.57	.21
item 27	-.03	-.00	.15	.26	.61	.10
item 34	.09	-.06	.27	.23	-.60	.02
item 41	.00	-.20	.21	.05	-.64	.23
Factor VI (ANO)	REL	CON	PAC	ANO*	ECO	SOC
item 7	-.16	-.35	.07	.61	.26	.12
item 14	-.16	-.25	.10	.49	.21	.25
item 28	-.06	-.01	.08	.57	.03	-.08
item 33	.02	-.10	.19	.51	.25	-.10
item 35	.02	-.07	-.04	.45	.11	-.11
item 36	.00	.16	-.08	.53	-.05	-.02

Foi igualmente computado o coeficiente Alfa de Cronbach (Nunnally, 1978; Carmines e Zeller, 1979), um dos mais importantes do ponto de vista psicométrico, dado traduzir a correlação estimada entre a escala em questão, composta por k itens, e uma escala paralela, alternativa e hipotética, com a mesma dimensão, visando assim medir a fiabilidade da escala em estudo.

O coeficiente Alfa foi obtido através da equação:

$$\alpha = K / (K - 1) \left( 1 - \frac{\sum \sigma_i^2}{\sigma_y^2} \right)$$

onde k é o número de itens da escala,  $\sigma_i^2$  a variância do item i e  $\sigma_y^2$  a variância da soma dos itens. No Quadro VI são apresentados os valores de Alfa para as seis escalas de SOPOL.

QUADRO VI  
COEFICIENTE ALFA DE CRONBACH

ESCALA	ALFA
SOC	.87
CON	.80
REL	.88
PAC	.70
ECO	.66
ANO	.59

## 8 — ESTRUTURA FACTORIAL DE SEGUNDA ORDEM DE SOPOL

Procurou-se testar, como se disse, a hipótese de que os factores de primeira ordem se organizariam numa estrutura tri-factorial de segunda ordem, correspondendo a um factor C (Conservadorismo-Progressismo), a um factor P (Pacifismo-Belicismo) e um factor A (Anomia-Pronomia). Neste sentido, foi factorizada e rodada ortogonalmente nos eixos a matriz dos scores individuais nas seis escalas derivadas dos factores primários.

Se se optar pela tradicional solução de só rodar os factores com valores próprios iguais

ou superiores à unidade, obtém-se uma estrutura de segunda ordem bi-factorial responsável por 56,8% da variância total. No Quadro VII apresenta-se a solução bi-factorial obtida a partir da rotação Varimax dos eixos.

QUADRO VII  
SOLUÇÃO BI-FACTORIAL. ROTAÇÃO VARIMAX

	FACTOR I	FACTOR II
REL	.864	.048
SOC	-.821	.117
CON	.616	.436
ECO	-.152	.764
PAC	-.190	.622
ANO	.066	.606
Valores próprios =	2.245	1.163
% Variância	37.42%	19.38%
% Variância acumulada	37.42%	56.8%

Esta estruturação é aparentemente coincidente com a estrutura de segunda ordem C/P; T+/T-, repetidamente isolada por Eysenck e outros. O primeiro factor pode efectivamente ser considerado como equivalente ao factor C de Eysenck, definindo um eixo Conservadorismo-Progressismo. O segundo factor, polarizado pela conjugação dos factores de primeira ordem ECO, PAC e ANO, em certa medida opondo-se a CON, pode ser interpretado, se não como um equivalente do factor I de Eysenck, pelo menos como um eixo de oposição entre atitudes brandas, individualistas e marginais em relação ao «establishment» e o vector de integração na ordem social que CON representa. Por outro lado, a presença de PAC leva a aceitar a distinção contida no factor I de Eysenck, embora *a priori* nada leve à adopção da interpretação personalística que Eysenck e colaboradores fazem deste factor, que, como se disse, constitua a « projecção » dos traços de personalidade no campo ideológico. É difícil compreender porque razão os traços de personalidade não estariam já contidos em C, como uma das possíveis componentes, entre muitas outras, das atitudes sociais por esse factor definidas. Não se viu, portanto, a necessidade de interpretar o factor II no sentido proposto por Eysenck.

Por outro lado, vimo-nos confrontados com a relativa fraqueza explicativa de uma solução bi-factorial se se atender à variância explicada

e ao número de variáveis em jogo. A solução bi-factorial nasce da selecção de componentes com valores próprios iguais ou superiores à unidade. É este um critério consensualmente utilizado em análise factorial, cuja lógica é discutida por Nunnally (1978), Kaiser (1976) e Kaiser e Rice (1974). Trata-se de um critério pragmático, cuja aceitação tem um fundamento «heurístico e empírico» (Kim e Mueller,

1979). Mas, como Nunnally (1978) o sublinha, é não mais do que um critério prático, entre outros.

Optámos assim, por explorar a solução tri-factorial da nossa hipótese, aceitando um valor próprio inferior à unidade para o terceiro factor. A solução encontrada enquadra-se totalmente no modelo da nossa hipótese, e é apresentada no quadro VIII.

QUADRO VIII  
SOLUÇÃO TRI-FACTORIAL. ROTAÇÃO VARIMAX

ESCALAS	FACTOR I	FACTOR II	FACTOR III
REL	.895	.075	-.068
SOC	-.805	.198	-.022
CON	.578	-.375	-.130
PAC	-.066	.870	-.105
ECO	-.118	.644	.423
ANO	-.038	.036	.948
VALORES PRÓPRIOS	2.245	1.163	.948
% VARIÂNCIA	37.42%	19.38%	15.81%
% VARIÂNCIA ACUMULADA	37.42%	58.80%	72.61%

#### 9 — VALIDADE DE CRITÉRIO DE SOPOL

A validade de critério de SOPOL foi testada pela potência discriminativa de sujeitos pertencentes a áreas ideológicas diferenciadas.

Em ordem a avaliar a validade externa do questionário dividimos os sujeitos em grupos ideologicamente distintos, correspondentes aos três grandes blocos de contexto socio-ideológico nacional em 1980, aqui designados por A (APU), B (FRS) e C (AD). Acrescentou-se a estes um grupo designado por V, composto por indivíduos abstencionistas que, se exprimissem a sua posição, o fariam numa área correspondente à chamada «ideologia ecologista» (ou «verde»).

Foi possível obter a declaração da área ideológica de 155 respondentes, dos quais 32 pertencentes ao grupo A, 46 pertencentes ao grupo B, 47 pertencentes ao grupo C, 14 pertencentes ao V e ainda 16 repartidos por três outras áreas ideológicas, as quais não foram consideradas na nossa análise dada a sua exiguidade na nossa amostra.

Recorreu-se ao programa BMD05 M do *package* BMD, instalado no DEC-10 do LNEC, para se proceder à análise discriminante dos quatro principais grupos. No Quadro IX são sumarizados os resultados dessa análise discriminante, em termos de alocação dos sujeitos pertencentes a cada um dos grupos, ao seu e aos restantes grupos.

QUADRO IX  
ANÁLISE DISCRIMINANTE. SUMÁRIO DOS RESULTADOS

GRUPO	A	B	C	V	TOTAL
A	24	7	0	1	32
B	5	27	3	11	46
C	1	3	42	1	47
V	1	1	0	12	14

A análise discriminante foi realizada a partir dos scores dos sujeitos nas seis escalas, tendo

sido obtidas as seguintes funções discriminantes:

$$\begin{aligned} \text{GRUPO A} &= 0.06(\text{ANO})+0.33(\text{SOC})+0.05(\text{REL})+0.11(\text{CON})+0.11(\text{PAC})+0.12(\text{ECO})-24.03 \\ \text{GRUPO B} &= 0.09(\text{ANO})+0.26(\text{SOC})+0.06(\text{REL})+0.09(\text{CON})+0.14(\text{PAC})+0.14(\text{ECO})-21.97 \\ \text{GRUPO C} &= 0.13(\text{ANO})+0.25(\text{SOC})+0.06(\text{REL})+0.08(\text{CON})+0.14(\text{PAC})+0.18(\text{ECO})-26.25 \\ \text{GRUPO V} &= 0.07(\text{ANO})+0.12(\text{SOC})+0.08(\text{REL})+0.16(\text{CON})+0.16(\text{PAC})+0.14(\text{ECO})-16.87 \end{aligned}$$

Foi obtido um  $D^2$  de Mahalanobis de 421.6, o qual pode ser usado como um  $\chi^2$ , com 18 graus de liberdade, para o teste da hipótese de

igualdade de médias destes quatro grupos para as seis escalas de SOPOL.

#### QUADRO X

SCORES POR GRUPOS, MÊDIAS ( $\bar{x}$ ) E DESVIOS-PADRÃO ( $\sigma$ )

GRUPO	ANO	SOC	REL	CON	PAC	ECO
A $\bar{x}$	27.4	87.0	17.6	34.8	56.0	54.7
$\sigma$	14.0	14.4	18.2	21.1	12.9	18.2
B $\bar{x}$	43.4	65.8	34.5	20.9	68.8	67.6
$\sigma$	21.9	16.4	24.6	21.2	17.9	16.3
C $\bar{x}$	35.1	26.6	61.6	58.9	50.4	58.0
$\sigma$	21.8	17.6	30.0	23.6	22.5	22.7
V $\bar{x}$	60.1	64.7	32.1	11.9	74.0	85.9
$\sigma$	13.2	20.9	35.2	12.9	20.0	8.0

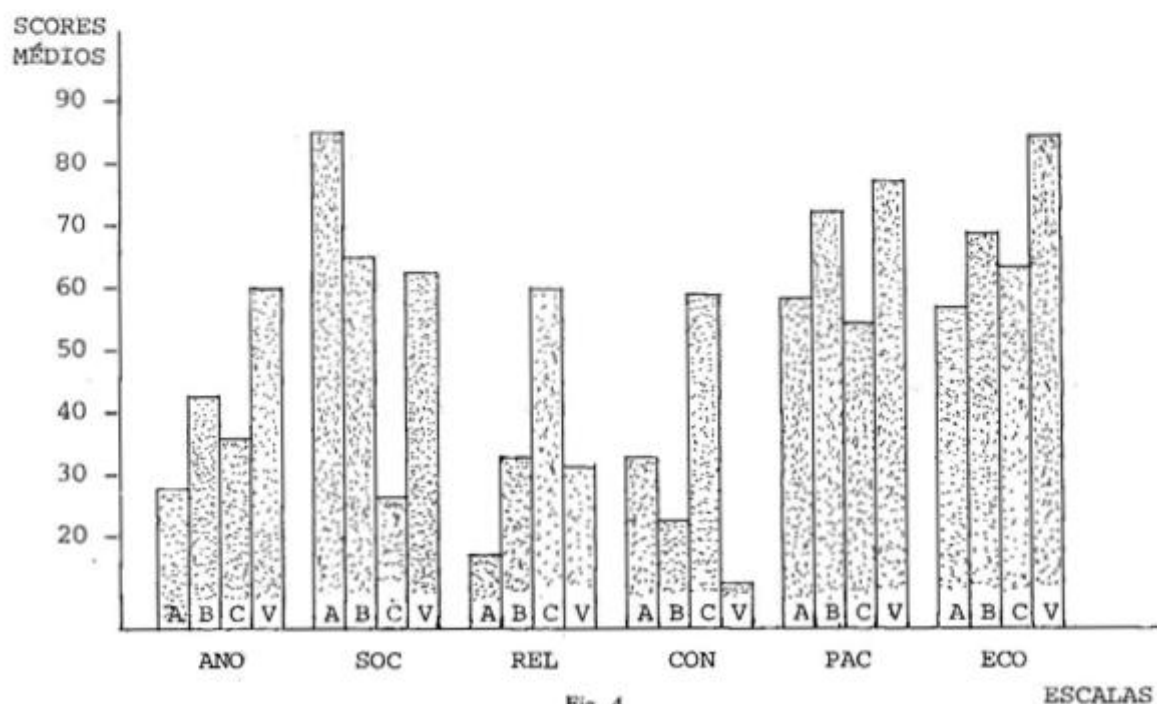


Fig. 4

A capacidade discriminante de SOPOL e a sua fiabilidade factorial parecem ser suficientemente aceitáveis. A correspondência da estrutura factorial de segunda ordem ao modelo bi-axial de Eysenck ou ao modelo tri-axial que aqui defendemos é uma questão secundária: como o afirma o próprio Eysenck, na frase que serve de abertura a este trabalho, os conceitos não têm verdade externa senão a da sua (sempre provisória) operacionalidade científica. A estrutura tri-factorial não é mais nem menos «real» do que a estrutura bi-factorial: só poderá ser mais ou menos útil, o que apenas será demonstrado à medida em que uma e outra vão sendo aplicadas e comparadas.

De forma geral, o modelo de Eysenck parece no entanto merecer confirmação para a população portuguesa, como tem acontecido noutras culturas europeias, americanas e asiáticas.

Questão muito diferente será já, todavia, a da aceitação da interpretação que Eysenck e colaboradores propõem para o factor T. Não nos parece devidamente fundamentada, nem no plano teórico, nem do plano empírico, a extensa ponte traçada entre o biológico e o atitudinal, presente em recentes trabalhos de Eysenck, e até melhor confirmação preferimos colocar entre parentesis a estrita interpretação do factor T em termos do modelo de personalidade de Eysenck. Não cremos, em todo o caso, que seja tal aplicável sem mais ao factor P ou mesmo ao factor A de segunda ordem que isolamos no presente estudo.

Das relações entre a personalidade e as atitudes sociais não se sabe ainda o suficiente para acreditar ingenuamente em relações lineares simples e unidireccionais entre ambas as estruturas. A célebre equação de Kurt Lewin  $C = f(P, S)$ , continua a ser suficientemente geral para não perder a validade. Mas é justamente essa generalidade que constitui simultaneamente a sua força e a sua fraqueza. Porque se já não é simples parametrizar uma equação com a que Cattell (1977) propõe para a dinâmica da personalidade, o problema aumenta enormemente de complexidade quando se trata de equacionar e resolver a interacção entre a personalidade e a situação

na estruturação de atitudes, valores e respostas sociais.

Com a construção de SOPOL não se pretendeu mais do que operacionalizar um instrumento de medida das componentes ideológicas, válido para a população portuguesa. A variedade geográfica, etária e social da amostra utilizada sustenta um razoável optimismo nesse sentido. Mas só com a aplicação continuada e sistemática de SOPOL poderão ser resolvidas interrogações ainda não respondidas por enquanto.

Ignoramos, por exemplo, qual a aplicabilidade de SOPOL em meios não-urbanos e em estratos sócio-culturais muito distintos daqueles que compõem a nossa amostra, como seja o caso dos meios rurais e dos estratos com menos habilitações do que as da amostra utilizada para este estudo.

## RESUMO

*A necessidade de estudar as variáveis ideológicas ligadas à reactividade a «stressors» ambientais conduziu ao projecto de um questionário de atitudes sociais e políticas válido para a população portuguesa. Esse questionário, designado SOPOL, foi experimentalmente aplicado a uma amostra de 256 sujeitos, e submetido a análise factorial até ser encontrada uma estrutura de seis factores primários aqui interpretados como: religio-nismo-areligio-nismo, socialismo-liberalismo económico, conservadorismo-progressismo, pacifismo-belicismo, ecologismo-antiecologismo, anomia-pronomia.*

*A consistência interna das seis escalas factorialmente isoladas é estudada através das correlações item-test e do coeficiente Alfa de Cronbach.*

*Os «scores» individuais nas seis escalas foram seguidamente submetidos a uma análise em componentes principais com rotação Varimax dos eixos, isolando-se assim três factores de segunda ordem, a cuja discussão se procede tendo como termo de comparação a estrutura bi-factorial defendida por Eysenck e colaboradores.*

*A validade externa da SOPOL foi avaliada através de uma análise discriminante de*

quatro grupos ideológicos correspondentes a outras tantas áreas de voto do cenário político português em 1980.

## ABSTRACT

*Sopol is a new inventory of socio-political attitudes adapted to the portuguese electors. A factorial study was performed near a sample of 256 subjects, and a six first-order structure was reached, accounting for 52% of the variance. Six factor scales were then obtained, namely: religionism, socialism, conservatism, pacifism, ecologism and anomism. Several psychometric tests (item-test correlations and Cronbach's Alpha) were used to confirm the internal consistence of the scales.*

*Individual scores were factorized and a 3-factor second-order structure was reached, accounting for 72% of the total variance of the model.*

*The external validity of Sopol was tested by means of discriminant analysis of the individual scores of identified voting groups.*

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BRJNI, P. e H. EYSENCK (1976) — *The structure of social attitudes — an Italian Sample*, Psychological Reports, 68: 956-958.
- CARMINES, E. e R. A. ZELLER (1979). — *Reliability and Validity Assessment*, Sage, Beverly Hills.
- CHRISTIE, R. e F. L. GEISS (1970) — *Studies in Machiavellianism*, Academic Press, N. York.
- CATTELL, R. B. (1977) — «*The Grammar of science and the evolution of personality Theory*» in Cattell e Dreger (Eds.), *Handbook of Modern Personality Research*, Wiley.
- DATOR, J. A., (1969) — *Measuring attitudes across Cultures: a Factor Analysis of the replies of Japanese judges to Eysenck's Inventory of Conservative — Progressive Ideology*, in G. Schubert e D. J. Danelski (Eds.), *Comparative Judicial Behavior*, Oxford University Press.
- ESTEVES, L., J. D. CUNHA e outros (1980) — *Software de processamento em análise estatística*

- de dados*, Comunicação apresentada ao I Congresso Português de Informática, Lisboa.
- EYSENCK, H. J. (1974) — *Primary social attitudes: I. The organization and measurement of social attitudes*, *Int. J. of Opinion and Attitude Research*, 1: 49-81.
- EYSENCK, H. J. (1951) — *Primary Social attitudes as related to social class and political party* *The British Journal of Sociology*, II (3): 198-209.
- EYSENCK, H. J. (1953) — *Primary social attitudes: a comparison as attitudes patterns in England, Germany and Sweden*, *Journal of Abnormal and Social Psychology* 48: 563-568.
- EYSENCK, H. J. (1954) — *The psychology of politics*, Routledge and Kegan Paul, London.
- EYSENCK, H. J. (1975) *hf The structure of social attitudes: The British Journal of Social and Clinical Psychology*, 14: 329-331.
- EYSENCK, H. J. e G. D. Wilson (1978) — *The psychological basis of Ideology*, MTP Press Ltd, Lancaster.
- KAISER, H. F. (1974) *hf An index of factorial simplicity*, *Psychometrika* 39: 31-36.
- KAISER, H. F. e J. RICE (1974) — *Little Jiffly Mark IV*, *Educational and Psychological Measurement*, 34: 111-117.
- KEEHN, J. D. (1955) — *An examination of the two-factor theory of social attitudes in a Near Eastern culture*, *J. of Social Psychology*, 42: 13-20.
- KELLY, G. (1955) — *The psychology of personal constructs*, Norton, N. York.
- KIM, J. O. e C. W. MUELLER (1978) — *Factor analysis: statical methods and pratical issues*. Sage, Berverly Hills.
- LINDEN, M. (1976) — *Political dimensions and models of party simpathy: empirical studies of Swedish Attitude data*, *European Journal of Political Research*, 4 377-389.
- MEHRYAR, A. H. (1970) — *A cross-cultural investigation of Eysenck's hypothesis regarding the relationship between personality and attitudes*, *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 9: 216-221.
- NUNNALLY, J. C. (1978) — *Psychometric theory*. McGraw-Hill, N. York.
- ROKEACH, M. e C. HANNEY (1956) — *msenck's tender-windedness dimension: a critique*, *Psychological Bulletin*, 53: 169-176.
- SOCZKA, L. (1980) — *Servidão acústica do aeroporto de Faro: estudo psicológico da incomodidade provocada pelo ruído de tráfego aéreo*, LNEC, Proc. 87/1/6009.

SOCZKA, L. (1981) — *Aspectos da percepção do ambiente em residentes na cidade de Faro*, LNEC, Proc. 87/1/6009.

SOCZKA, L. (1982a) — *Servidão acústica do aeroporto de Lisboa: análise da incomodidade*, LNEC, Proc. 87/1/6009.

SOCZKA, L. (1982b) — *Annoyability, Noise annoyance and Personality*, Mediterranean Meeting of the European Association of Experimental Social Psychology, Ravello.

SOCZKA, L. (1983) — *SOPOL: estudo factorial de um questionário de atitudes sociais válido para a população portuguesa*, ITI22, Centro de Informatica, LNEC.

STONE, W. e R. RUSS (1976) — Machiavellianism as though-mindedness, *J. of Social Psychology*, 98: 213-220.

WILSON, G. D. (1973) — *The psychology of conservatism*, Academic Press, London.