

VARGHA ANDRÁS

ELTE, Általános Pszichológiai Tanszék, Budapest

A SZONDI-TESTT FAKTORAINAK RELIABILITÁSVIZSGÁLATA

1. A Szondi-teszt és reliabilitásvizsgálatának lehetősége

A Szondi-teszttel végzett korábbi vizsgálataink (VARGHA, 1979, 1986, 1988) egyértelműen mutatják, hogy a teszt 8 faktora a faktorhomogenitás, illetve a diagnosztikai informativitás mértéke tekintetében jelentősen különbözik egymástól. A két leggyengébb faktor ezen eredmények szerint az *e* és a *hy*, a leginkább egységes és informatív pedig a *h*.

Ez a bizonytalanság a teszt alappilléreit képező faktorokkal kapcsolatban joggal veti fel egy szigorú reliabilitásvizsgálat igényét. Egy ilyen vizsgálat a faktorok relatív, egymáshoz viszonyított reliabilitásának jelzésén kívül lehetővé tenné a reliabilitás más tesztek esetén is használt, közös mércéjének alkalmazását, s így annak megvizsgálását, hogy a Szondi-teszt mely faktorai felelnek meg a reliabilitás tekintetében az általánosan elfogadott pszichometriai követelményeknek.

Elméletileg a pszichometriai reliabilitás egy pszichológiai skála (mint egy sajátos mérőeszköz) azon tulajdonsága, hogy a mérési hibával terhelt mért értékekből milyen mértékben, milyen megbízhatósággal lehet visszakövetkeztetni a megismerendő, „igazi” értékekre, vagyis hogy a mért értékek alapján milyen megbízhatósággal reprodukálhatók az igaziak. Gyakorlati szempontból a reliabilitást részben a vizsgált skála idői stabilitásával, részben pedig a skála belső konzisztenciájával szokták jellemezni (vö. például MAGNUSSON, 1966, 5. fejezet vagy KLINE, 1979, 1. fejezet).

Az idői reliabilitás mérésének leggyakrabban alkalmazott módszere a teszt-reteszt korreláció, mely a vizsgált skála két különböző időpontban mért értékének egyszerű korreláltatását jelenti valamely vizsgálati mintára vonatkozóan. Egy skálát akkor szoktak ebből a szempontból megfelelően reliábilisnak tekinteni, ha a teszt-reteszt korreláció értéke legalább 0,7 (KLINE, 1979, 5. o.).

A belső konzisztencia vizsgálatát olyan skálák esetében szokták alkalmazni, amelyek bizonyos tételekre adott válaszok — esetleg súlyozott, illetve előjeles — összegezésével számíthatók ki. E tekintetben akkor nevezhetünk egy skálát megfelelően reliábilisnak, ha a skála megfelelően reprodukálható a skálába tartozó tételek (itemek) feléből is. Ennek mérésére az ún. felezéssel (split-half) módszereket szokás alkalmazni. Ezek közös vonása, hogy a skálába tartozó tételeket valamilyen szempont (például páros—páratlan sorszám, vagy első, illetve második 50%) alapján két csoportra osztják, s az ily módon kiszámítható két alskálát korreláltatják egymással. A belső konzisztencia ezen elven alapuló legáltalánosabban használt mutatója a Kuder—Richardson-féle együttható általánosításának tekinthető Cronbach-féle alfa együttható (vö. MAGNUS-

SON, 1966, 117. o.; KLINE, 1979, 3. o.). Egy skálát akkor szoktak ebből a szempontból megfelelően reliábilisnak tekinteni, ha a Cronbach-alfa értéke 0,7 körüli (KLINE, 1979, 3. o.).

A belső konzisztencia elemzéséhez hozzátartozik továbbá a skálába tartozó egyes tételek jóságának a vizsgálata is, vagyis annak a megállapítása, hogy az egyes tételek milyen mértékben járulnak hozzá a vizsgált skála reliabilitásához. Legegyszerűbb formájában ez az itemanalízisnek nevezett elemzés abból áll, hogy korreláltatjuk az egyes tételekre adott pontértékeket az összpontszámmal (item-totál korrelációk). Valamivel bonyolultabb számítást igényelnek, de elméletileg megbízhatóbb mérői az egyes tételek pszichometriai jóságának az ún. rész-egész (part-whole) korrelációk, amelyekhez úgy jutunk, hogy az egyes tételeket a többi tétel összegével korreláltatjuk (vagyis az összpontszámból elhagyjuk az éppen korreláltatandó tétel pontszámát).

A Szondi-teszt értelmezése mind a klinikumban elterjedt kétprofilos, mind a Szondi által megbízhatóbbnak tartott 10 profilos technikánál a faktorkonstellációkon, illetve az ezek alapján kiszámítható egyéb mutatókon (latenciasor, ösztönképlet, irányfeszültségi hányados, szociál- és szexuálindex stb.) alapul (vö. LUKÁCS, 1985; MÉREI, 1974; NOSZLOPI és VOLOSIN, 1972). Egy faktorkonstelláció azonban, mint a faktorhoz való viszonyulás sajátos típusa (mely a Szondi-teszt terminusaival kifejezve pozitív, negatív, kiürült, illetve ambivalens lehet) pszichometriailag csak akkor tekinthető egységesen értelmezhető, egyértelmű kategóriának, ha jelentése nem függ azoktól a konkrét Szondi-képektől, amelyek pozitív, illetve negatív minősítésével (kiválasztásával) a szóban forgó konstelláció létrejött. Ennek viszont az a feltétele, hogy a Szondi-faktorokhoz való viszonyulást jelző (mérő) tesztmutatók, mint pszichometriai skálák reliábilisak legyenek. Kérdés azonban, hogy miképpen tekinthetjük például a faktor-konstellációkat pszichometriai skáláknak. A válasz kézenfekvően adódik Szondi elméletéből.

Szondi szerint a teszt 8 faktora az ember 4 párba rendezhető 8 kétpólusú ösztön-szükségletének képviselője, s az ezekhez való viszonyulásból következtetni lehet a vizsgált személy ezen szükségleteinek intenzitására. A 8 szükséglet faktoronként (vö. SZONDI, 1960, illetve magyarul: BENEDEK, 1946; MARTONNÉ, 1969; MÉREI, 1969, 1974; NOSZLOPI és VOLOSIN, 1972; LUKÁCS, 1985):

Szexuális ösztönkör

h: + pólus: személyre irányuló, feminin típusú szeretet, gyengédség igénye;
 – pólus: hajlam az idealisztikus, kollektív emberszeretetre, az emberi kultúra szeretete;

s: + pólus: maszkulin szexualitás, aktivitás, dominancia, agresszió;
 – pólus: passzivitás, dependancia, önfeláldozás, civilizáltság igénye;

Paroxizmális ösztönkör

e: + pólus: jóindulat, altruizmus, segítőkészség;
 – pólus: rosszindulat, negatív, goromba indulatok (harag, gyűlölet, féltékenység; bosszúvágy, düh) felduzzasztása és rohamszerű leereagálása;
 hy: + pólus: gátlás nélküli önmegmutatás, önérvényesítés igénye;
 – pólus: szemérmesség, szégyenlősség, konvencionális morálhoz való igazodás, visszahúzódás, elrejtőzés igénye;

Én-ösztönök

k: + pólus: igény az énhatárok hangsúlyozására, az én és a nem én pontos elkülönítésére, a saját ösztönös törekvések tudatosítására és elfogadására, a szerzésre, a birtoklásra, az introjekcióra;

— pólus: hajlam a konformizmusra, lemondásra, gátlásra, elfojtásra;

p: + pólus: hajlam a saját ösztöntörekvések korlátozás nélküli tudatosítására, külső célok, értékek asszimilációjára, megszállottságra, éniideál képzésre, önfelnagyításra;

— pólus: hajlam a saját ösztöntörekvések külvilágra való vetítésére, projekcióra;

Kapcsolatképzés ösztönköre

d: + pólus: igény a változatosságra, új tárgyak, helyzetek, emberek keresésére, hűtlenségre;

— pólus: igény a változatlanságra, tapadásra, ragaszkodásra, hűségre, kitartásra;

m: + pólus: igény a megkapaszkodásra, megtartásra, szociális kapcsolatokra, hedonizmusra;

— pólus: hajlam a leválásra, az önállóságra, a magányra.

Szondi alapfeltevése, hogy egy faktor képeihez való akár pozitív, akár negatív viszonyulás e faktor által képviselt megfelelő pólusú ösztönszükséglet meglétének a jelzője (a faktorból kiválasztott képek számával arányos intenzitással), s ha ez a szükséglet kielégítést nyer, akkor a faktorhoz való viszonyulásra a kiürültség (0 reakció) lesz a jellemző. Szondi további feltételezése, hogy az egyes szükségletek két pólusának megfelelő szükségleti feszültség egyidejűleg is jelen lehet, melyet a teszt a faktorhoz való ambivalens (megosztott) viszonyulással jelez. Mindezek alapján Szondi a következő-képpen definiálta tesztjében a faktorkonstellációkat:

pozitív (+) viszonyulás: ha a vizsgált személy a faktorból legalább két képet választ ki rokonszenvesnek, s legfeljebb egyet ellenszenvesnek;

negatív (—) viszonyulás: ha a vizsgált személy a faktorból legalább két képet választ ki ellenszenvesnek, s legfeljebb egyet rokonszenvesnek;

kiürült (0) viszonyulás: ha a vizsgált személy a faktorból rokonszenvesként és ellenszenvesként egyaránt legfeljebb egy képet választ ki;

ambivalens (±) viszonyulás: ha a vizsgált személy a faktorból rokonszenvesként és ellenszenvesként egyaránt legalább két képet választ ki.

Ezek a konstellációk, mint pszichológiai változók ebben a formában láthatóan csak nominális skálájúak, mely körülmény kissé megnehezíti a reliabilitással kapcsolatos számításokat. Figyelembe véve azonban, hogy az általuk mérni kívánt ösztönszükségletek intenzitása Szondi elmélete szerint széles skálán változó kvantitatív jellegű mennyiség és hogy ezt Szondi a felkiáltójeles — kvantumspannung — reakciókkal lényegében tesztjében is kifejezésre juttatja, így ha Szondi elméleti feltevései helyesek, akkor a reliabilitással kapcsolatos korrelációs számításoknak azonos eredményre kell vezetniük a konstellációk alábbi egyszerű kvantifikált formáival is:

+ viszonyulás (POZ): a faktorból rokonszenvesként kiválasztott képek száma;

— viszonyulás (NEG): a faktorból ellenszenvesként kiválasztott képek száma;

kiürültség (NUL): ennek értéke 3, ha a vizsgált személy a faktorból egyetlen képet sem választ (azaz minősít pozitívan vagy negatívan); 2, ha csak egyetlen képet választ; 1, ha 1—1 képet minősít pozitívan és negatívan, és 0 egyébként (amikor a faktorhoz való viszonyulás Szondi szerint nem kiürült);

megosztottság (AMB): ennek értéke 2, ha a vizsgált személy a faktorból 3–3 képet minősít pozitívan és negatívan; 1 az egyéb megosztott reakciók esetén, és 0 egyébként (amikor a faktorhoz való viszonyulás Szondi szerint nem megosztott).

Ezek a változók már alkalmasak az idői reliabilitás mérésére, a belső konzisztencia, illetve az itemanalízis vizsgálatához azonban nem. Ez utóbbiakhoz viszont alkalmasnak tűnik faktoronként az egyes képek rokonszenvi értékeinek összege (a faktorhoz való összesített előjeles viszonyulás), melynek magas értékei a faktor által képviselt ösztönszükséglet pozitív pólusának, alacsony értékei pedig a negatív pólusának a szükségleti feszültségét jelzik. Ha az egyes képekhez való viszonyulást egy olyan háromfokú skálán mérjük, melynél a kép pozitív minősítését +1-gyel, negatív minősítést –1-gyel, a ki nem választást pedig 0-val honoráljuk, akkor látható, hogy a faktorhoz való összesített előjeles viszonyulás nem más, mint a faktorból pozitívan, illetve negatívan minősített képek számának az egyszerű különbsége.

Ez utóbbi változó létjogosultsága abból is nyilvánvaló, hogy az egyes Szondi-faktorok által képviselt szükségletek két ellentétes pólusa általában ellentétes motívumokhoz, illetve a viselkedés szintjén ellentétes magatartásformákhoz kapcsolódik (ilyen ellentétes törekvések a h faktorban: személyre irányuló szeretet vs kultúraszereget; az s faktorban: dominancia vs dependencia; az e faktorban: altruizmus vs indulatos egoizmus; a hy faktorban: önmegmutatás igénye vs szemérmes visszahúzódság; a k faktorban: saját ösztöntörekvések tudatos elfogadása vs elfojtása; a p faktorban: külső célok és törekvések sajátként való elfogadása vs a saját vágyak, törekvések kívülálgra való vetítése; a d faktorban: új keresése vs tapadás a régihez; az m faktorban: kapaszkodás vs leválás igénye).

E kvantifikált változók használata egyébként nem új a Szondi-teszt pszichometriai vizsgálatában (vö. például HOLT, 1978, 12. fej.).

Kérdés ezek után, hogy Szondi fentebb vázolt elmélete alapján a definiált faktorváltozók reliabilitása tekintetében mire számíthatunk.

1. Minthogy az ösztönfeszültségek az egyén életében időtől függő változók, melyek hol felduzzadnak, hol levezetődnek, hosszabb idői távlatban a Szondi-teszt faktorváltozóitól nem várhatunk magas teszt-reteszt korrelációkat. Képrofilos felvételnél azonban, amikor is a két felvétel közötti időtartam csak mindössze 1/2–1 órára tehető, a paroxizmális (indulati) ösztönkör kivételével az ösztönfeszültségek intenzitása nem változhat meg olyan mértékben, hogy ne számíthassunk legalább a 0,7-et megközelítő teszt-reteszt korrelációkra az első és a második Szondi-felvétel faktorváltozói között.

2. Minthogy egy Szondi-tesztfelvételhez kb. 10 perc rendszerint elegendő, ez idő alatt az ösztönfeszültségek intenzitása nem változhat meg olyan mértékben, hogy ne számíthassunk legalább a 0,7-et megközelítő Cronbach-alfa értékekre a faktorokhoz való összesített előjeles viszonyulás változója tekintetében is.

Az alábbiakban ismertetendő vizsgálat célja e két feltételezés, mint a Szondi-teszt mögöttes elméletéből levezethető pszichometriai hipotézis ellenőrzése volt faktoronként. Lényeges azonban megjegyeznünk, hogy a vázolt pszichometriai elemzések nem alkalmasak sem Szondi ösztönteóriájának, sem az egyes ösztönszükségletek tartalmi jellemzőinek igazolására, de még annak vizsgálatára sem, hogy vajon a teszt faktorai valóban az elméletben megfogalmazott megfelelő ösztönszükségletek képviselői-e. A pszichometriai elemzések mindössze arra adnak választ, hogy a teszt faktorváltozói

formailag eleget tesznek-e azoknak az egységességi kritériumoknak, amelyekkel bármely pszichológiai teszt változóinak rendelkezniük kell. Ha az eredmény valamely faktorral szemben negatív, ez valószínűsíti ennek a tesztfaktornak a használhatatlanságát (de nem cáfolja az elmélet megfelelő ösztönszükségletének a létét). Ugyanakkor a faktorokkal kapcsolatos esetleges pozitív eredmények igazolják ugyan, hogy az illető faktorváltozók pszichometriailag egységesek és hogy megbízható következtetések alapjául szolgálhatnak, de azt már nem mutatják meg, hogy mi lehet ezeknek a jelentése. Így aztán az elemzések arra sem világítanak rá, hogy ezek a változók egyáltalán releváns pszichológiai információt közölnek-e, illetve hogy azt mérik-e, amit Szondi feltételezett. Ezekre a kérdésekre a validitásvizsgálatok adhatnak választ (néhány ilyen eredménnyel kapcsolatban lásd fentebb hivatkozott vizsgálatainkat).

2. A vizsgálat leírása

2.1 Vizsgálati eljárás

Egy-egy Szondi-tesztfelvétel Rorschach-vizsgálat előtt, illetve után.

2.2 Személyek

A vizsgálatban 103 mentálisan egészséges személy (a továbbiakban: E csoport), 98 neurotikus (a továbbiakban: N csoport), 76 személyiségzavarban szenvedő (a továbbiakban: P csoport) és 91 nem organikus pszichotikus (a továbbiakban: S csoport), összesen tehát 368 személy kétprofilos Szondi-tesztjét elemeztük. Ezek a személyek ugyanazok voltak, mint a VARGHA (1986, 1988) vizsgálatokban szereplők. Nem szerinti megoszlásukat, illetve életkori és iskolázottsági alapstatisztikáikat az 1. táblázat tartalmazza, részletesebb diagnosztikai jellemzésükkel kapcsolatban pedig lásd VARGHA (1988).

1. táblázat

Életkori és iskolázottsági alapstatisztikák, valamint alcsoportonkénti elemszámok

	E		N		P		S	
	ffi	nő	ffi	nő	ffi	nő	ffi	nő
Kor átl.:	26,1	25,9	33,3	34,2	36,1	34,3	34,0	30,8
szór.:	6,6	5,6	10,0	9,3	11,2	10,1	13,4	11,4
Isk. átl.:	13,1	14,2	11,8	10,4	9,6	10,2	9,6	10,4
szór.:	2,9	2,3	3,8	3,9	3,0	3,2	3,4	3,6
elemszám:	53	50	43	55	39	37	48	43

Mint az 1. táblázatból megállapítható, az E csoport az életkor és az iskolázottság tekintetében kissé eltér a beteg csoportoktól (az egészségesek általában a fiatalabbak és

iskolázottabbak, s mintájuk jóval homogénebbnek tűnik, mint a betegeké). Mivel azonban e vizsgálat célja nem a diagnosztikai csoportok közti különbségek keresése (ezzel kapcsolatban lásd fentebb hivatkozott cikkünket), hanem a Szondi-teszt olyan pszichometriai jellemzőinek a feltárása, melyek azonosak vagy legalábbis hasonló jellegűek a különböző csoportokban, a minták ilyen eltérése elemzéseink érvényességét nem teszik kérdésessé.

2.3 Változók és az adatfeldolgozás módja

A teszt-reteszt korrelációkat faktoronként 6 változóra számítottam ki. Ezek közül az első négy a szokásos négy konstellációtípus kvantifikált formája (ezek: POZ, NEG, NUL és AMB; vö. 1. pont), az ötödik a faktorhoz való összesített előjeles viszonyulás (jele DIF, mivel ez a pozitív és a negatív faktorbéli választások számának a különbsége; vö. 1. pont), a hatodik pedig az összes faktorbéli választás száma (jele SUM, mivel ez a pozitív és a negatív faktorbéli választások számának az összege). Ez utóbbi változó a faktor telítettségének a mérője.

Az egyes faktorok konzisztenciáját és az itemanalízist faktoronként a DIF mutató segítségével végeztem. Ezekben az elemzésekben az egyes képek rokonszeri minősítése egy olyan háromfokú skála segítségével történt, melynél a kép pozitív minősítése +1, negatív minősítése -1, a ki nem választás pedig 0 pontot ért (vö. 1. pont). Ez biztosította, hogy a DIF mutatót faktoronként az egyes képekhez rendelt rokonszeri pontszámok összegeként (is) értelmezhesük.

A teszt-reteszt korrelációkat az Egyetemi Számítóközpont R40-es számítógépén, a BMDP programcsomag 8D programja segítségével végeztem el. A faktorkonzisztenciával, illetve itemanalízissel kapcsolatos számításokat általam írt FORTRAN programok segítségével hajtottam végre, ugyanezen az R40-es számítógépen.

3. Eredmények

3.1 A teszt-reteszt korrelációk

A vizsgált változók faktoronkénti teszt-reteszt korrelációit a 4 diagnosztikai csoportra vonatkozóan a 2–5. táblázat tartalmazza (e táblázatokban a könnyebb áttekinthetőség érdekében a 0,65-öt elérő teszt-reteszt korrelációkat ++, a 0,55 és 0,64 közti korrelációkat pedig + jellel megjelöltük). Az általános, nemtől és diagnózistól független szabályszerűségek megállapítása céljából külön táblázatba foglaltuk a teljes — $n = 368$ összlétszámú — mintára vonatkozó teszt-reteszt korrelációkat (6. táblázat), valamint a 0,55-öt, illetve 0,65-öt elérő korrelációs értékek számát a 8 vizsgálati alcsoportból (7. és 8. táblázat).

Mindezen táblázatok alapján a következő főbb észrevételek tehetők.

1. A kiürültség (NUL), a megosztottság (AMB) és a telítettség (SUM) faktorváltozójának idői reliabilitása rendkívül alacsony. E változókra vonatkozó idői reliabilitás értékek minden faktor esetében a 8 közül csak legfeljebb egy alcsoportban érik el az elméletileg elfogadható 0,65-ös értéket (vö. 8. táblázat). A teljes mintára vonatkozó

A faktorváltozók teszt-reteszt korrelációi faktoronként és nemenként az E csoportban (az elemszámok: $n_{ffi} = 53$, $n_{nő} = 50$)

vált.	nem	Szondi-faktor							
		h	s	e	hy	k	p	d	m
POZ	f	0,73++	0,62+	0,47	0,60+	0,26	0,63+	0,36	0,63+
	n	0,72++	0,60+	0,49	0,67++	0,67++	0,70++	0,44	0,60+
NEG	f	0,60+	0,61+	0,11	0,54	0,50	0,71++	0,52	0,37
	n	0,39	0,72++	0,45	0,47	0,81++	0,68++	0,55+	0,69++
NUL	f	0,37	0,30	0,23	0,29	0,28	-0,05	0,43	0,26
	n	0,18	0,45	0,32	0,07	0,45	0,46	0,25	0,33
AMB	f	0,29	0,47	0,06	0,42	0,12	0,45	0,23	0,09
	n	0,04	0,51	0,22	0,37	0,51	0,30	0,29	0,61+
DIF	f	0,75++	0,74++	0,36	0,63+	0,49	0,70++	0,53	0,61+
	n	0,69++	0,72++	0,52	0,71++	0,80++	0,77++	0,49	0,72++
SUM	f	0,52	0,35	0,25	0,47	0,36	0,59+	0,30	0,38
	n	0,38	0,59+	0,42	0,34	0,68++	0,57+	0,52	0,47

3. táblázat

A faktorváltozók teszt-reteszt korrelációi faktoronként és nemenként az N csoportban ($n_{ffi} = 43$, $n_{nő} = 55$).

vált.	nem	Szondi-faktor							
		h	s	e	hy	k	p	d	m
POZ	f	0,66++	0,55+	0,67++	0,75++	0,68++	0,62+	0,61+	0,54
	n	0,80++	0,46	0,54	0,49	0,65++	0,67++	0,54	0,70++
NEG	f	0,68++	0,65++	0,55+	0,46	0,51	0,56+	0,50	0,52
	n	0,61+	0,57+	0,41	0,30	0,41	0,62+	0,67++	0,64
NUL	f	0,64+	0,38	0,11	0,38	0,26	0,50	0,35	0,56+
	n	0,66++	0,24	0,42	-0,11	0,19	0,38	0,48	0,37
AMB	f	0,10	0,15	0,55+	0,75++	0,57+	0,62+	0,20	0,42
	n	-0,07	0,52	0,47	0,28	0,36	0,31	0,31	0,30
DIF	f	0,73++	0,65++	0,66++	0,64+	0,66++	0,71++	0,62+	0,50
	n	0,83++	0,57+	0,42	0,53	0,61+	0,71++	0,59+	0,73++
SUM	f	0,53	0,53	0,50	0,59+	0,45	0,40	0,49	0,58+
	n	0,61+	0,48	0,54	0,10	0,35	0,49	0,62+	0,55+

**A faktorváltozók teszt-reteszt korrelációi faktoronként és nemenként
a P csoportban ($n_{ffi} = 39$, $n_{nő} = 37$).**

vált.	nem	Szondi-faktor							
		h	s	e	hy	k	p	d	m
POZ	f	0,56+	0,62+	0,67++	0,58+	0,23	0,59+	0,52	0,64+
	n	0,79++	0,67++	0,29	0,53	0,71++	0,70++	0,52	0,61+
NEG	f	0,52	0,82++	0,58+	0,37	0,63+	0,64+	0,47	0,11
	n	0,81++	0,61+	0,32	0,52	0,38	0,70++	0,35	0,54
NUL	f	0,17	0,77++	0,19	-0,13	0,26	0,11	0,50	0,63+
	n	0,25	0,60+	0,47	0,37	0,38	-0,14	0,16	0,39
AMB	f	0,18	0,41	0,54	0,37	-0,14	0,45	0,06	-0,01
	n	0,56+	0,37	0,01	0,62+	0,26	0,26	0,64+	0,04
DIF	f	0,61+	0,70++	0,73++	0,53	0,59+	0,70++	0,52	0,55+
	n	0,84++	0,68++	0,14	0,52	0,59+	0,77++	0,35	0,63+
SUM	f	0,39	0,71++	0,44	0,34	0,26	0,39	0,48	0,33
	n	0,68++	0,58+	0,46	0,55+	0,44	0,49	0,52	0,47

5. táblázat

**A faktorváltozók teszt-reteszt korrelációi faktoronként és nemenként
az S csoportban ($n_{ffi} = 48$, $n_{nő} = 43$).**

vált.	nem	Szondi-faktor							
		h	s	e	hy	k	p	d	m
POZ	f	0,78++	0,56+	0,40	0,56+	0,51	0,49	0,49	0,61+
	n	0,69++	0,58+	0,55+	0,73++	0,07	0,59+	0,41	0,68++
NEG	f	0,53	0,55+	0,39	0,47	0,34	0,52	0,33	0,42
	n	0,42	0,48	0,64+	0,52	0,44	0,39	0,37	0,58+
NUL	f	0,14	0,13	0,16	0,42	0,03	0,04	0,29	0,25
	n	0,43	0,31	0,57+	-0,14	0,18	0,08	0,35	0,34
AMB	f	0,43	-0,11	0,36	0,42	-0,10	0,09	-0,03	0,39
	n	0,19	-0,11	0,38	0,39	-0,05	0,10	0,26	0,43
DIF	f	0,76++	0,57+	0,45	0,54	0,59+	0,68++	0,39	0,62+
	n	0,65++	0,55+	0,61+	0,75++	0,37	0,58+	0,36	0,68++
SUM	f	0,50	0,54	0,28	0,46	0,06	0,03	0,48	0,35
	n	0,50	0,48	0,56+	0,28	0,18	0,36	0,46	0,49

6. táblázat

A teljes mintára (n = 368) vonatkozó teszt-reteszt korrelációk

vált.	h	s	e	Szondi-faktor					átlag
				hy	k	p	d	m	
POZ	0,74	0,58	0,52	0,60	0,49	0,63	0,50	0,65	0,588
NEG	0,57	0,62	0,42	0,45	0,51	0,61	0,51	0,49	0,523
NUL	0,38	0,37	0,32	0,17	0,26	0,24	0,36	0,39	0,311
AMB	0,22	0,29	0,32	0,43	0,22	0,30	0,26	0,25	0,286
DIF	0,74	0,65	0,50	0,60	0,59	0,71	0,52	0,65	0,620
SUM	0,53	0,52	0,43	0,38	0,36	0,43	0,49	0,47	0,451

7. táblázat

A 0,55-öt elérő teszt-reteszt korrelációk száma a 8 vizsgálati alcsoportból

vált.	h	s	e	Szondi-faktor					m
				hy	k	p	d	m	
POZ	8	7	3	4	4	7	1	7	
NEG	4	7	3	0	2	5	2	3	
NUL	2	2	1	0	0	0	0	2	
AMB	1	0	1	2	3	1	1	1	
DIF	8	8	3	4	6	8	2	7	
SUM	2	3	1	2	1	2	1	2	

8. táblázat

A 0,65-öt elérő teszt-reteszt korrelációk száma a 8 vizsgálati alcsoportból

vált.	h	s	e	Szondi-faktor					m
				hy	k	p	d	m	
POZ	7	2	2	2	4	3	0	2	
NEG	2	3	0	0	2	3	1	1	
NUL	1	1	0	0	0	0	0	0	
AMB	0	0	0	1	0	0	0	0	
DIF	7	5	2	2	2	7	0	3	
SUM	1	1	0	0	1	0	0	0	

teszt-reteszt korreláció egyetlen faktor esetében sem éri el a kiürültség (NUL) esetében a 0,40, a megosztottság (AMB) esetében a 0,45, a telítettség (SUM) esetében pedig a 0,55 értéket (vö. 6. táblázat).

2. A másik három faktorváltozó idői reliabilitása már erősen faktorfüggő. E tekintetben leggyengébb az e, a hy, a k és a d faktor, melyekben a teszt-reteszt korrelációk minden faktorváltozó esetében a 8 közül csak legfeljebb két alcsoportban érik el a 0,65-öt (vö. 8. táblázat).

3. A faktorváltozók közül a legjobb idői reliabilitású a DIF mutató. Az ehhez tartozó teljes mintára vonatkozó teszt-reteszt korreláció az igen gyenge reliabilitású e faktor kivételével minden faktorban nagyobb (vagy legalább akkora), mint a többi faktorváltozóé, továbbá a h, s, p és m faktor esetében határozottan 0,6 fölött is van (vö. 6. táblázat). Ugyanez a viszony olvasható ki a 7. és a 8. táblázatból is.

4. A POZ mutató idői reliabilitása egyöntetűen magasnak tűnik a h, és egyöntetűen jó-közepesnek az s, a p és az m faktorban, a NEG mutató viszont csak az s és a p faktorban rendelkezik az esetek többségében jó-közepes teszt-reteszt korrelációkkal (vö. 7. és 8. táblázat).

5. Magukat a Szondi-faktorokat összevetve azt láthatjuk, hogy a legmegbízhatóbb a h faktor (itt a POZ, valamint a DIF mutató teszt-reteszt korrelációi egy kivétellel minden alcsoportban elérik a 0,65-öt, s a teljes mintabeli értékük a 0,7-et is meghaladja; vö. 6. és 8. táblázat). A második legjobb idői reliabilitású a p faktor (itt a DIF mutató teszt-reteszt korrelációi majdnem ugyanakkorák, mint a h faktorbeliek, s így átlaguk is 0,7 fölé kerül). Közepes mértékben, de egyöntetűen reliábilisnak tűnik még az s (itt a DIF mutatóra vonatkozó teljes mintabeli korreláció eléri a 0,65-öt, s egyik alcsoportban sem kisebb, mint 0,55, továbbá ez utóbbi összefüggés a POZ és a NEG mutatóra is teljesül a 8 alcsoport közül 7 esetében; vö. 6. és 7. táblázat), valamint az m faktor (itt a DIF és a POZ mutatóra vonatkozó teljes mintabeli korreláció szintén eléri a 0,65-öt, s e változó esetében az egyes teszt-reteszt korrelációk a 8 alcsoport közül 7-ben nem kisebbek, mint 0,55; vö. 6. és 7. táblázat).

Megjegyzések

1. A matematikai statisztikában jártas olvasót zavarba ejtheti, hogy a fenti elemzésekben a vizsgálatunkban kapott empirikus teszt-reteszt korrelációs együtthatókat úgy tekintettük, mintha elméleti értékek lettek volna. E jogos kritikával szemben mentségeként a következőt hozhatjuk fel. Következtetéseink a 8 almintát együttesen figyelembe vevő 6., 7. és 8. táblázat adatain alapultak. Mivel pedig a teljes vizsgálati minta létszáma 368 fő volt, a tapasztalati korrelációs értékek csak kis mértékben térhetnek el az elméleti értékektől. Például az elméleti korrelációs együtthatóra vonatkozó intervallumbecslés ismert módszere (lásd például VARGHA, 1981, 29–30. o.) segítségével kimutatható, hogy ilyen nagy össz minta mellett — 95%-os megbízhatósággal — a 0,4-es tapasztalati korreláció eltérése az elméleti értéktől csak legfeljebb 0,09 lehet, a 0,5-esé legfeljebb 0,08, a 0,6-esé legfeljebb 0,07, a 0,7-esé legfeljebb 0,06, a 0,8-esé pedig csak legfeljebb 0,04.

2. A Szondi-tesztet ismerő pszichológus kollégák pedig azt kifogásolhatják, hogy a vizsgálatunkban alkalmazott POZ, NEG és NUL mutató nem egészen ugyanaz, mint

a szokásos +, – és 0 faktorkonstelláció. A POZ és a NEG esetében a fő különbség az, hogy ezek a mutatók nem veszik figyelembe az ellentétes minősítés mértékét, a + és a – konstelláció definíciójában viszont ez lényeges körülmény (vagyis például ha egy faktorban mondjuk 3 pozitív választás van, akkor ezt csak akkor tekinthetjük szokásosan + konstellációjúnak, ha a negatív választások száma nem éri el a 2-t; ha igen, akkor a minősítés már a megosztott konstelláció). A NUL mutató pedig annyiban tér el a tesztbeli kiürült konstellációtól, hogy a kiürültséget finomabban, több értékkel méri aszerint, hogy a faktorválasztások száma (mely ilyen esetben legfeljebb 1–1 pozitív, illetve negatív minősítés lehet) 2, 1, illetve 0.

Emiatt úgy is lehet érvelni, hogy a vizsgálatban kapott esetenkénti alacsony teszt-reteszt korrelációk a POZ, NEG, NUL mutatókkal kapcsolatban éppen annak köszönhetők, hogy nem az eredeti Szondi-konstellációk lettek figyelembe véve. Ezen ellenvetés tisztázása érdekében az idői stabilitás vizsgálatát elvégeztem az említett 3 konstelláció olyan formáival is (az egyszerűség miatt jelölje ezeket POZ', NEG', illetve NUL'), melyek teljes mértékben megegyeznek a Szondi-teszt szokásos jelölési gyakorlatával. POZ' és NEG' értékét 0-nak tekintettem, ha az ellenkező irányú választások száma meghaladta az 1-et; ha viszont ez a körülmény nem állt fenn, akkor értéke sima +, illetve – reakció esetén 1, felkiáltójeles reakciók esetén pedig annyszor több 1-nél, ahány felkiáltójel van (azaz például h+! esetén hPOZ = 2, h–!!! esetén pedig hNEG = 4). A NUL' mutatót egyszerűen a kiürültség konstelláció előfordulási változójaként értelmeztem (ennek értéke 1, ha a faktorhoz való viszonyulás kiürült és 0 egyébként).

Kiszámítva a teszt-reteszt konstellációkat alcsoportonként és Szondi-faktoronként ezekre a mutatókra is azt az eredményt kaptam, hogy a 4 diagnosztikai kategória és a 8 faktor által meghatározott összesen 32 lehetőségből a POZ, NEG, NUL mutatókhoz tartozó teszt-reteszt korrelációk a férfiaknál rendre 19, 18 és 14 esetben voltak nagyobbak és rendre 4, 5, illetve 7 esetben kisebbek, mint a POZ', NEG', NUL' mutatókhoz tartozó teszt-reteszt korrelációk, a nőknél pedig ugyanezek az értékek rendre 24, 17, 8, illetve 1, 6, 5 voltak. Ezen adatokból előjelpróbával megállapítható, hogy a vizsgálatunkban alkalmazott POZ mutató mindkét nemnél 1%-os, a NEG mutató pedig mindkét nemnél 5%-os szinten szignifikánsan nagyobb idői stabilitású (kétfilos technikánál), mint a + és – faktorkonstellációt szorosabb megegyezéssel mérő POZ', illetve NEG' kvantitatív mutató. Ugyanakkor a NUL és a NUL' mutató idői stabilitása között nincs szignifikáns különbség ($p > 0,10$ n. sz.).

Ezen eredmények alapján tehát egyértelműnek tűnik, hogy a vizsgálatban kapott esetenkénti alacsony teszt-reteszt korrelációk a POZ, NEG, NUL mutatókkal kapcsolatban kifejezetten e konstellációk pszichometriai gyengeségének köszönhetők.

3.2 A belső konzisztenciával és az itemanalízissel kapcsolatos eredmények

3.2.1 A Szondi-faktorok belső konzisztenciája

A DIF mutató, mint pszichometriai skálaváltozó konstrukciós megbízhatóságát mérő Cronbach-alfa értékeket faktoronként és diagnosztikai csoportonként a két felvételre vonatkozóan a 9. és a 10. táblázatban foglaltuk össze. E két táblázatból egyöntetűen kitűnik, hogy a 8 Szondi-faktor közül az e, a hy, a k és a d faktor tekinthető a belső

konzisztencia szempontjából a legkevésbé reliábilisnak (az e, a hy és a k mindkét felvétel esetében és minden diagnosztikai csoportban a négy leggyengébb faktor között van, s a nem pszichotikus csoportokban ugyanez a d faktorra is igaz). A leggyengébb közülük az e faktor, melynek csak negatív reliabilitás értékei vannak.

9. táblázat

Cronbach-alfa értékek faktoronként a 4 diagnosztikai csoportban az első Szondi-felvétel alapján

Diagn.	Szondi-faktor							
	h	s	e	hy	k	p	d	m
E	0,49	0,22	-0,04	0,09	-0,60	0,26	-0,06	0,32
N	0,30	0,22	-0,16	-0,06	-0,04	0,40	0,00	0,30
P	0,48	0,41	-0,25	-0,41	0,14	0,35	-0,25	0,37
S	0,43	0,19	-0,05	-0,02	0,03	0,20	0,35	0,31
átlag:	0,43	0,26	-0,13	-0,10	-0,12	0,30	0,01	0,33
korrr. átlag:	0,60	0,41	—	—	—	0,46	0,02	0,50

10. táblázat

Cronbach-alfa értékek faktoronként a 4 diagnosztikai csoportban a második Szondi-felvétel alapján

Diagn.	Szondi-faktor							
	h	s	e	hy	k	p	d	m
E	0,70	0,32	-0,37	-0,12	0,10	0,27	0,12	0,27
N	0,41	0,43	-0,10	-0,03	0,10	0,42	0,08	0,37
P	0,48	0,32	-0,12	0,06	0,10	0,37	-0,18	0,24
S	0,55	0,49	-0,42	0,11	0,01	0,13	0,27	0,19
átlag:	0,54	0,39	-0,25	0,01	0,08	0,30	0,07	0,27
korrr. átlag:	0,70	0,56	—	0,02	0,15	0,46	0,13	0,43

A Cronbach-alfa értékek a másik négy faktorban is csak közepes — általában 0,2 és 0,5 közötti — értékűek. Esetükben azonban figyelembe kell vennünk, hogy a DIF mutató csak 6 tétel (ez esetben kép) pontszámának összege, hiszen a reliabilitás értékek mérsékelt voltát ez is okozhatja. Ha például hasonló belső konzisztencia mellett a skálatételek számát megdupláznánk, akkor a Spearman—Brown korrekciós formula (vö. MAGNUSSON, 1966, 74. o.) felhasználásával a 9. és 10. táblázat utolsó sorában

jelzett reliabilitás átlagokhoz jutnánk (e formula negatív reliabilitás értékek esetén értelmetlen, így ilyen esetben a korrekcióra nem is került sor). Ezek alapján megállapítható, hogy a h faktor 0,6–0,7 körüli reliabilitás értékei elérik azt a szintet, amely az ismert kérdőíves skálákat (például a CPI teszt skáláit) jellemzi. Az s, a p és az m faktor esetében adódó 0,4–0,5 körüli korrekciós értékek pedig azt jelzik, hogy e faktorok esetében egyes kritikus képek elhagyásával a faktorskála belső konzisztenciája az elfogadható szintűre javítható.

11. táblázat

Cronbach-alfa értékek faktoronként a 4 diagnosztikai csoportban, a 6 kép két felvételre vonatkozó átlaga alapján, a Spearman–Brown-korrekció alkalmazásával

Diagn.	Szondi-faktor							
	h	s	e	hy	k	p	d	m
E	0,74	0,49	—	0,04	—	0,48	0,09	0,49
N	0,60	0,52	—	—	0,13	0,67	0,13	0,54
P	0,70	0,59	—	—	0,30	0,60	—	0,41
S	0,72	0,62	—	0,25	0,15	0,37	0,48	0,52
átlag:	0,69	0,56	—	—	—	0,53	—	0,49

Láthatjuk továbbá, hogy az idői stabilitás szempontjából legjobb négy faktor (h, s, p és m; vö. 3.1 pont) egyben a belső konzisztencia szempontjából is a legegységesebb. Ennek alapján hasonló nagyságrendű Cronbach-alfa értékekre számíthatunk akkor is, ha az egyes Szondi-képekhez való viszonyulást a két felvétel megfelelő pontszámának átlagával mérjük (és a DIF mutatót továbbra is ezen képenkénti pontszámok összegeként képezzük). E feltételezés jogos voltát igazolja a 11. táblázat, melyben az ily módon kiszámított és a Spearman–Brown-formula segítségével korrigált (vagyis kétszeres tételszámú skálára vonatkozó) Cronbach-alfa értékeket foglaltuk össze. Ezek láthatóan a két felvétel közül mindig a nagyobbik reliabilitás értékűt közelítik. A kapott eredmény azt mutatja, hogy a kétprofilos Szondi-teszt h, s, p és m faktorának belső konzisztenciája akkor is megfelelőnek tekinthető, ha a két felvételt egy közös teszt két részének tekintjük, s nem egy teszt két különböző időpontbeli eredményének. Ennek pszichometriai alátámasztására a Cronbach-alfa értékeket még egy újabb módon is kiszámítottam, éspedig úgy, hogy a kétprofilos Szondi-teszt egy faktorához tartozó DIF mutatót a megfelelő 6 kép két felvételre vonatkozó, összesen 12 minősítése összegeként képeztem (vö. 12. táblázat).

Mint a 12. táblázat mutatja, a tételek ily módon való megduplázása a négy legjobb faktor esetében megdöbbenően hasonló reliabilitás értékekhez vezet, mint a 9–11. táblázatok korrekciós értékei. Az s, p, m faktorok reliabilitásának enyhe megemelkedése, illetve az e, hy, k, d faktorokban jelentkező határozottan pozitív (0,2–0,4 körüli) értékek az egyes képekhez való viszony idői stabilitásának köszönhetők. Ennek

**Cronbach-alfa értékek faktoronként a 4 diagnosztikai csoportban,
a 6 kép két felvételre vonatkozó, összesen 12 minősítése alapján**

Diagn.	Szondi-faktor							
	h	s	e	hy	k	p	d	m
E	0,73	0,60	0,21	0,43	0,34	0,60	0,39	0,60
N	0,66	0,60	0,29	0,37	0,44	0,67	0,43	0,61
P	0,72	0,66	0,27	0,29	0,47	0,65	0,22	0,55
S	0,71	0,61	0,24	0,45	0,38	0,51	0,51	0,57
átlag:	0,71	0,62	0,25	0,39	0,41	0,61	0,39	0,58

következtében megállapítható, hogy a Spearman—Brown-formula segítségével kiszámított és a 11. táblázatban összefoglalt korrekciós Cronbach-alfa értékek hűen tükrözik a kétprofílos Szondi-teszt faktorainak belső konzisztenciájára vonatkozó, fentebb már részletezett megbízhatósági viszonyokat.

Megjegyzés

Ezen alpont elemzéseiben a vizsgálati mintáinkból kiszámított Cronbach-alfa értékeket gyakorlatilag úgy tekintettük, mintha a teljes populációt jellemző, elméleti értékek lettek volna. E pontatlanság itt most szintén mintáink nagy volta miatt engedhető meg, de azért jó tudni, hogy az egyes diagnosztikai csoportokat jellemző elméleti Cronbach-értékek a mért értékektől 1—2 tizeddel lefelé vagy fölfelé ekkora minták esetén is nyugodtan eltérhetnek (vö. a 3.1 alpont végén található 1. megjegyzéssel).

3.2.2 A Szondi-faktorok képek szerinti elemzése

A 3.2.1 alpont eredményeit sommásan megfogalmazva azt mondhatjuk, hogy kétprofílos technikánál a Szondi-teszt 8 faktora közül a belső konzisztencia szempontjából igen jónak tekinthető a h, közepesen jónak az s, a p és az m, végül elfogadhatatlanul gyengének az e, a hy, a k és a d faktor. Logikusan vetődik fel ezen a ponton az a kérdés, hogy vajon nem lehetne-e a közepesen jó faktorok megbízhatóságát egyes „kilógó” képek elhagyásával megnövelni. Ez még Szondi elméletét sem sértené annyiban, hogy a faktorok diagnosztikai homogenitása változatlan maradjon. E célból minden vizsgálati csoportban faktoronként a DIF mutatóra tételelemzést végeztem. Itt a DIF mutatót a 3.2.1 alpont megfontolásai alapján faktoronként úgy képeztem, hogy összegeztem a képenkénti minősítések két felvétel szerinti átlagait. (Megjegyzendő, hogy a szintén elvégzett felvételenkénti elemzés egészen hasonló eredményekre vezetett, mint a két felvétel képenkénti átlaga alapján kiszámított.) E tételelemzésből a leginformatívabb rész-egész korrelációkat a 13. táblázat tartalmazza a 8 Szondi-faktorra vonatkozóan.

Rész-egész korrelációk faktoronként és képenként a 4 diagnosztikai csoportban a két felvétel szerinti minősítés átlaga alapján (az E, N, P, S csoportokban az elemszámok rendre: 103, 98, 76 és 91)

Diagn.	sorsz.	Szondi-faktor							
		h	s	e	hy	k	p	d	m
E	1.	0,35**	0,36**	-0,06	-0,07	0,02	0,22*	0,03	0,34**
	2.	0,33**	0,20*	0,01	-0,02	-0,12	0,28**	0,08	0,30**
	3.	0,41**	0,13	-0,01	0,12	0,04	0,03	0,06	0,00
	4.	0,39**	0,00	-0,04	0,06	-0,02	0,23*	-0,17	-0,15
	5.	0,36**	0,05	-0,19	0,06	-0,11	0,20*	0,21*	0,29**
	6.	0,09	0,15	-0,11	-0,04	-0,08	-0,06	-0,05	0,19
N	1.	0,11	0,20*	-0,11	-0,06	0,11	0,26**	0,11	0,27**
	2.	0,26**	0,25*	-0,10	0,14	0,00	0,21*	0,11	0,47**
	3.	0,23**	0,25*	0,05	-0,08	0,23*	0,30**	-0,01	-0,07
	4.	0,48**	0,00	0,01	-0,04	0,06	0,36**	-0,14	-0,11
	5.	0,20*	0,00	-0,23	0,12	-0,10	0,20*	0,29**	0,41**
	6.	0,02	0,34**	-0,04	-0,16	-0,08	0,23*	-0,08	0,16
P	1.	0,00	0,27*	0,19	-0,24	0,18	0,31**	-0,03	0,06
	2.	0,40**	0,29**	0,00	0,01	0,21	0,17	-0,02	0,35**
	3.	0,44**	0,14	-0,13	0,00	0,05	0,11	-0,31	0,00
	4.	0,31**	0,07	-0,08	-0,15	0,08	0,17	-0,01	-0,22
	5.	0,31**	0,13	-0,31	0,00	0,11	0,27*	-0,04	0,31**
	6.	0,34**	0,34**	-0,07	0,05	-0,12	0,22*	0,03	0,16
S	1.	0,28**	0,29**	0,00	-0,09	0,26**	0,00	0,16	0,03
	2.	0,32**	0,20*	0,05	0,10	-0,09	0,28**	0,39**	0,25**
	3.	0,43**	0,16	-0,04	0,02	0,20*	0,05	0,06	0,18
	4.	0,40**	0,21*	-0,12	0,13	-0,11	0,11	-0,06	-0,04
	5.	0,30**	0,16	-0,06	0,13	0,18	0,15	0,27**	0,29**
	6.	0,15	0,32**	-0,14	0,08	-0,16	-0,01	0,10	0,24*

(Jelölés: *: $p < 0,05$, **: $p < 0,01$)

A 13. táblázatból egyértelműen kitűnik, hogy a h faktorban a 6. és esetenként az 1., az s faktorban a 3., a 4. és az 5., a p faktorban esetenként a 3., illetve a 6., az m faktorban pedig a 3. és a 4., illetve esetenként az 1. kép korrelál legkevésbé a faktor skálájával (pontosabban a faktorba tartozó többi kép együttesével). Ha megnézzük, hogy ezeket a kritikus képeket kihagyva hogyan javul a faktorok konzisztenciája, akkor a 14. táblázatbeli reliabilitás értékekhez jutunk. (Az s faktorból csak a leggyengébb s4 és s5 képet hagytam ki, hogy a faktorban legalább 4 kép megmaradjon.) A 11. és a 14. táblázat megfelelő értékeit összevetve az állapíthatjuk meg, hogy az idői stabilitás

szempontjából legjobb h és p faktor konzisztenciáját a kritikus, kilógó képek elhagyása számottevő mértékben nem javítja, viszont az s és különösen az m faktor esetében a faktorhomogenitás határozottan megnő.

14. táblázat

Cronbach-alfa értékek a javított h, s, p és m faktorra a 4 diagnosztikai csoportban, a képek két felvételre vonatkozó átlaga alapján (zárójelben a Spearman–Brown-korrektúrával a kétszeres tételszámú skálára számított értékek)

Diagn.	Javított Szondi-faktor				
	h—h6	s—(s4, s5)	p—p3	p—p6	m—(m3, m4)
E	0,63 (0,77)	0,42 (0,60)	0,36 (0,53)	0,42 (0,59)	0,57 (0,73)
N	0,49 (0,66)	0,52 (0,68)	0,43 (0,60)	0,47 (0,64)	0,64 (0,78)
P	0,47 (0,64)	0,45 (0,62)	0,43 (0,60)	0,37 (0,54)	0,47 (0,64)
S	0,59 (0,74)	0,45 (0,62)	0,23 (0,37)	0,27 (0,43)	0,33 (0,50)
átlag:	0,55 (0,70)	0,45 (0,63)	0,36 (0,53)	0,38 (0,55)	0,50 (0,66)
11. tábl. átlagai:	(0,69)	(0,56)	(0,53)	(0,53)	(0,49)

4. A reliabilitásvizsgálat eredményeinek megbeszélése

A Szondi-faktorok által képviselt, Szondi elmélete szerinti ösztöntörökvések olyan érzelemi-motivációs állapotokban nyilvánulnak meg, amelyek intenzitása (feszültségi szintje) az egyetlen P paroxizmális — indulati — tengely kivételével nem változhatnak meg számottevően egy Rorschach-felvétel időtartama alatt, mely a vizsgált személyeknél a két Szondi-felvétel közti időt kitöltötte. Ennek következtében, ha igaz Szondinak a cikkünk 1. pontjában összefoglalt ösztönelmélete, valamint az, hogy a teszt faktoraihoz való viszonyulás közvetlen kapcsolatban van a megfelelő ösztöntörökvés intenzitásával, akkor a faktorkonstellációk fentebbi kvantifikált formáihoz tartozó teszt-reteszt korrelációknak a P kivételével minden tengely faktoraiiban 0,7 körülieknek kell lenniük.

Hasonló elméleti megfontolások miatt elvárható, hogy az egy felvétel ideje alatti faktorkonzisztenciát mérő Cronbach-alfa értékek is 0,7 körüliek legyenek minden faktorbán (e-ben és hy-ban is, hiszen egy Szondi-felvétel ideje alatt a legtöbb esetben nem számíthatunk a vizsgált személy indulati-érzelmi állapotának radikális megváltozására).

Az eredmények erősen változó- és faktorfüggőek, következésképpen értékes információt szolgáltatnak mind a teszt faktorainak, mind a faktorok jellemzésére használt konstellációknak a jóságára, használhatóságára vonatkozóan.

A konstellációkat illetően egyértelműnek tűnik, hogy

(a) a kiürültség és a megosztottság (ambivalencia) mutatójának idői reliabilitása megengedhetetlenül alacsony (többnyire 0,2–0,4 körüli), a telítettség mutatójára pedig

csak erősen közepes szintű (többnyire 0,4–0,5 körüli), így használatuk pszichometriai szempontból kérdésesnek tűnik;

(b) a pozitív, illetve a negatív viszonyulás változójának idői reliabilitása csak ritkán éri el különbségüknek, a faktorhoz való előjeles összesített viszonyulásnak az idői reliabilitását, így ez utóbbi megbízhatóbb következtetések levonására alkalmasabb.

E két eredmény úgy is értelmezhető, hogy a Szondi-faktorokhoz való viszonyulás alapvetően nem kétdimenziós, melyben az ösztöntörekvések két pólusa egymástól függetlenül hatva (megjelenve) képezne 4 önálló viszonykonstellációt (+, −, 0, ±), hanem valójában csak egydimenziós, vagyis hasonló típusú, mint az önjellemző kérdőívek skálái. Óvatosságra ad azonban okot az a körülmény, hogy a faktorok jellemzésére használt mutatóink értéktartománya mutatónként erősen változó. Az AMB mutató esetében csak 3, a NUL esetében 4, a POZ, a NEG és a SUM esetében 7, a DIF esetében pedig már 13 különböző érték jellemezhet egy személyt. Az első két mutatóra vonatkozó igen alacsony teszt-reteszt korrelációk legalább részben ennek következményei is lehetnek. Ezt támasztja alá VARGHA (1988) vizsgálatának az az eredménye (lásd ott a függelék A részét), hogy a NUL mutató 5 faktor esetében ad 1–1 szignifikáns eredményt (a kiürültség gyakrabban jelentkezik a h faktorban a nőknél, az s és az m faktorban az alacsony iskolázottságúaknál, a k faktorban a férfiaknál és a p faktorban a neurotikusoknál), vagyis ez a mutató az alacsony teszt-reteszt korrelációk ellenére időnként releváns pszichológiai információt hordoz. Ezt erősíti a fenti vizsgálatnak az az eredménye is, hogy a SUM mutató (mely a faktorra való érzékenység mérőjeként tulajdonképpen negatív – alsó – pólusként tartalmazza a NUL mutató értékskáláját, s így jelentését is) a fenti 5 szignifikáns esetből 3 alkalommal szintén szignifikáns és a mutató értelmezésének megfelelően fordított irányban, mint a NUL mutató. Ugyanabban a vizsgálatban az AMB mutató mindössze egyetlen esetben volt szignifikáns, a SUM összesen 4 alkalommal, a POZ és a NEG 12–12 esetben, a DIF mutató pedig 18-szor.

Mindezek figyelembevételével a faktorok jellemzésére leginkább a DIF mutató javasolható, mely a korábbi vizsgálatok szerint az összes mutató közül a leginformatívabb, idői stabilitása legmagasabb és egyedül ez van oly módon megszerkesztve, hogy a belső konzisztenciája is ellenőrizhető. Emellett esetenként (bizonyos faktorok esetében) elfogadható idői stabilitással és számottevő információval rendelkezhet még a POZ és a NEG, ritkán pedig a SUM mutató is.

A NUL mutató idői stabilitása és informativitása valószínűleg hasonló szintű, mint a SUM mutatóé, csak a szűk értéktartománya következtében lesznek a teszt-reteszt korrelációi olyan alacsonyak. A megosztottság AMB mutatójának használata a pszichometriai elemzések fényében nem tűnik jogosnak. A vele kapcsolatos számos negatív eredmény oka valószínűleg az a hibás tesztkonstrukciós hipotézis, hogy valamely egységes objektummal (itt faktorra) szembeni ambivalens viszonyulás egyetlen időpontban (itt egy Szondi-felvétellel) és egyetlen választípus segítségével (itt a rokon-szenvi–ellenszenvi választással) mérhető, illetve megállapítható. A Szondi-teszt megosztott reakciói – a jobb, elfogadhatóan egységes faktorok esetében – egyszerűbben magyarázhatók úgy is, hogy a faktorba tartozó képek által egységesen hordozott közös felhívó jelleg a vizsgált személy szempontjából nem meghatározó dimenzió a rokon-szenvi–ellenszenvi választásoknál, így ez esetben a választást a képek olyan másodlagos

jellemzői determinálják, mely alapján a szóban forgó faktor már nem tekinthető egységesnek.

A faktorokat illetően mind az idői stabilitás, mind a belső konzisztencia vizsgálata azt mutatja, hogy pszichometriai szempontból egyedül a h faktor képei képeznek olyan egységes ingerhelyzetet, melyhez való viszonyulás megbízható következtetések alapjául szolgálhat. Pszichometriai szempontból közepesen jónak tekinthető továbbá az s, a p és az m, végül elfogadhatatlanul gyengének az e, a hy, a k és a d faktor. Fentebb már idézett vizsgálataink, illetve az ott összegyűjtött irodalmi adatok alapján nem meglepő, hogy a faktorok közül a legjobb a h, és az sem, hogy az e, a hy és a k a leggyengébbek között van. Különös viszont a d faktor pszichometriai gyengesége, hiszen e faktor egységességét és informativitását számos korábbi eredmény támasztja alá.

(i) VARGHA (1979), 2. és 3. táblázata alapján a d faktor képeinek átlagkorrelációja 4 független minta (ezek: 130 10–14 éves lány, 200 16–20 éves fiatalokorú elítélt fiú, 50 egyetemista lány és 50 egyetemista fiú) mindegyikében a 3 legmagasabb faktor-átlag között van.

(ii) Szintén VARGHA (1979) alapján a d faktor képei egyetemi hallgató fiúknál és lányoknál egyöntetűen és 0,001 szinten szignifikánsan jellemezhetők a következő tulajdonságokkal: zárkózott, bizalmatlan, borús, fásult, kiábrándult.

(iii) VARGHA (1988) alapján a d faktor DIF mutatója 0,01 szinten szignifikánsan különíti el a jelen vizsgálatban is szereplő 4 diagnosztikai csoportot úgy, hogy a POZ és a NEG mutató átlagai külön-külön is szignifikánsan különböznek és ellentétes irányban változnak (lásd ott a 4. táblázatot). Szintén ebben a vizsgálatban a d faktor NEG és DIF változója a diagnosztikai csoportokat leghatékonyabban elkülönítő változók között van (lásd ott az 5. és 6. táblázatot).

E probléma tisztázására a korábbi vizsgálatok, illetve néhány újabb kétprofilos Szondi-vizsgálat személyeinél is kiszámítottam a faktoronkénti Cronbach-alfa értékeket a 11. táblázatban jelzettel azonos módon (lásd 15. táblázat). E vizsgálati minták a következők voltak:

SERDL: 130 10–14 éves lány;

IFJF: 200 16–20 éves elítélt fiú;

PSZL: 87 pszichológia szakra felvételiző, illetve pszichológus hallgató lány;

PSZF: 31 pszichológia szakra felvételiző, illetve pszichológus hallgató fiú;

CSGN: 65 csecsemőotthoni gondozónak jelentkező nő.*

A 15. táblázat adatai megerősítik a h, s, p faktorok megbízhatóságát (ezekben 1–1 kivételtől eltekintve mindig legalább 0,5 a korrigált Cronbach-alfa értéke) és az e, hy, k faktorok pszichometriai gyengeségét (ezekben a negatív, illetve 0 körüli Cronbach-alfa értékek dominálnak). Ugyanakkor a d és az m faktort illetően azt mondhatjuk, hogy e faktorok reliabilitása erősen populációfüggő. Emellett azt is meg kell állapítanunk, hogy egy faktor belső konzisztenciájának alacsony volta nem zárja ki annak lehetőségét, hogy az idetartozó képek a rájuk adott választási reakciók tekintetében bizonyos pszichológiai populációkban hasonlóak legyenek (vö. a fentebb említett (iii) eredménnyel).

*Ezúton szeretném kifejezni köszönetemet Szegal Borisznak, aki e minta vizsgálati adatait rendelkezésemre bocsátotta.

**Cronbach-alfa értékek faktoronként a 6 kép két felvételre vonatkozó
átlaga alapján, a Spearman–Brown-korrektúra alkalmazásával**

Minta	h	s	e	Szondi-faktor		p	d	m
				hy	k			
SERDL	0,46	0,61	—	—	0,05	0,49	0,58	0,48
IFJF	0,58	0,53	—	—	—	0,25	0,45	0,35
PSZL	0,54	0,54	0,10	—	0,34	0,66	0,18	0,06
PSZF	0,63	0,50	—	0,17	—	0,69	0,63	—
CSGN	0,70	0,37	—	—	0,12	0,51	—	0,25

Megjegyzés: a minták főbb adatait lásd a szövegben.

Miután sikerült eléggé egyértelműen feltérképeznünk a Szondi-faktorok reliabilitási viszonyait, megválaszolásra vár még az a kérdés, hogy minek tulajdonítsuk a kapott eredményeket. Az egyik lehetséges ok az, hogy a Szondi-teszt jó ugyan, de nem két-, hanem — mint Szondi élete második felében vallotta — csak tízprofilos formájában. Ezt a tízprofilos technika mellett kardoskodók azzal indokolják, hogy az első két felvétel gyakran elűt az utánuk következőktől, a vizsgált személyre jellegzetes profil csak a későbbiekben stabilizálódik. Ez a magyarázat azonban nem kielégítő. Először is a 10 profilt gyakran 10 egymás utáni napon szokták felvenni (esetenként még ennél is sűrűbben), így a vizsgált személy választási reakcióinak stabilizálódása egyszerűen annak következménye is lehet, hogy a vizsgált személy — mint minden szociális miliőben — itt is igyekszik következetesnek mutatkozni. Az pedig, hogy másképpen választ a 10 felvétel elején és végén, még nem teszi magától értetődővé, hogy éppen az elején választ „rosszul”. Másrészt ez az indoklás nem teszi világossá, hogy miért informatív és pszichometriailag megfelelőek mégis a kétprofilos technika egyes faktorai (vö. előző vizsgálataink, illetve a jelen cikk eredményeivel).

Egy másik lehetséges — de önmagában a reliabilitásvizsgálatokkal ellenőrizhetetlen — ok Szondi ösztönméletének helytelen volta, vagyis az, hogy az emberi viselkedés háttérében megbúvó főbb késztetések, ösztöntörékvések (modernebb kifejezéssel motivációs hatótényezők) nem azok, amelyeket Szondi feltételezett. Azonban akár igaz ez az elmélet, akár nem, az igazoltnak tekinthető, hogy a 8 Szondi-faktor közül legalább 3 (e, hy és k) nem képez pszichometriai szempontból egységes dimenziót, így az ezekhez való viszonyulásból nem lehet semmiféle egységes motivációs tényező irányára és intenzitására következtetni. A gyenge idői stabilitást még lehetne úgy értelmezni, hogy ezek háttérében a személyiség gyorsan változó tényezői bújnak meg, de a belső konzisztencia teljes hiánya (egy felvétel ideje alatt is) már egyértelművé teszi, hogy miért mutatkoznak e faktorok minden szempontból gyengének: azért, mert rosszul vannak összeállítva. Ebből az eredményből a teszt mögöttes elmélete is kritizálható annyiban, hogy a gyenge faktorok képeinél Szondi elméletével ellentétben a bete-

gek arca vagy nem reprezentál egy egységes, a betegségre jellemző élmény- és viselkedésmintát, vagy ha mégis, akkor ez csak olyan ingereggyüttes lehet, mely a rokonszenvi-ellenszenvi választásoknál nem meghatározó jelentőségű (mely ismét ellentmond Szondi-elméletének).

Ugyanakkor a h, s és p faktor jó-közepesen, illetve a d és az m faktor időnként elfogadhatóan reliábilis volta lehetővé teszi, hogy némi javítás után pszichometriailag egységes skáláknak tekinthessük őket. Az, hogy egyes „kilógó” képek elhagyásával a faktorok egységesebbé tehetők, a 14. táblázat adataival nyert bizonyítást, egy másik típusú javításra pedig cikkünk 5. pontjában mutatunk majd példát. Mielőtt azonban erre rátérnénk, foglaljuk össze a kapott eredményekből levonható gyakorlati és elméleti konzekvenciákat.

Gyakorlati konzekvenciák

(i) A kellően homogén, jó faktorok (azaz h, s és p) esetében elsősorban a DIF mutató használata javasolt (ez a szokásos lejelölés esetén a faktorbeli pozitív és negatív választások egyszerű különbsége: $DIF = POZ - NEG$). Ilyen esetekben általában a POZ és a NEG mutató is elfogadhatóan reliábilisnak tűnik, így ezek is értelmezhetők, de csak mint az egydimenziós DIF skála pozitív, illetve negatív pólusai.

(ii) A közepesen, illetve alkalmanként reliábilis d és m faktor esetében a DIF, a POZ és a NEG mutató részben az (i) pontban leírt módon használható. E faktorokat illetően azonban az is előfordulhat, hogy a POZ és (vagy) a NEG a DIF-étől független, önálló jelentésre tesz szert.

(iii) A fenti 5 faktorra vonatkozóan esetenként (bizonyos populációkban), ha megfelelő idői stabilitást mutat, pszichológiailag értelmezhető lehet a faktorra való érzékenység, reaktibilitás SUM mutatója, illetve az ennek alsó pólusát képviselő kiürültség konstelláció.

(iv) A legkevésbé reliábilis e, hy és k faktor használata pszichometriailag egyáltalán nem javasolt. Mindemellett elképzelhető, hogy a + és a – konstelláció bizonyos esetekben e faktorokra vonatkozóan is hordoz valamilyen releváns információt, de ez már nem értelmezhető egy egységes faktorkép alapján és erősen függ a kiválasztott (minősített) konkrét képektől.

(v) A megosztott konstelláció használata egyetlen faktor esetében sem javasolt.

Megjegyzendő, hogy a fenti megállapítások csak az illető mutatók formai megfelelőségére vonatkoznak. Nem garantálják, hogy jelentésük megfelel a Szondi-irodalomban leírtaknak, de még csak azt sem, hogy az általuk hordozott információ egyáltalán pszichológiailag releváns.

Elméleti konzekvenciák

(i) Mivel a reliabilitásvizsgálatok nem igazolják Szondinak azt a feltételezését, hogy a rokonszenvi–ellenszenvi választásokat meghatározó 8 alapvető dimenziót az általa kiválasztott 8 pszichiátriai korforma képviselné (hiszen ezek közül csak mindössze 3 tekinthető pszichometriailag jó-közepesnek), megfontolandó a faktorok olyan átszerkesztése, mellyel megbízhatóságuk eléri a pszichometriában szokásos szintet. Ennek

elméleti hátterét például MARTONNÉ (1969) szerint az biztosítja, hogy általános lélektani kísérletekkel igazolhatóan „az arckifejezések, a személyre leginkább jellemző poszturális és mimikai jellemzők képviselhetik az ilyen személytől várható magatartás elemi irányulásának értékelési bázisát. Az pedig, hogy egy-egy jellemző, megsejthető magatartási tendenciát a vizsgált személy pozitív vagy negatív személyes értékeléssel lát el, az nyilvánvalóan modellje lehet annak az értékelésnek, amelyet az életben tapasztalva nyilvánítana az ilyen tendenciák iránt.”

(ii) A faktorok reliabilitásnövelő átszerkesztése történhet egyes képek elhagyásával (vö. 14. táblázat), illetve újabb képek beválasztásával (vö. 5. pont).

(iii) Értelme lehet a 48 Szondi-képből új faktorok kialakításának is, például a faktoranalízis módszere segítségével.

(iv) Végezetül figyelembe kell venni azt is, hogy a Szondi-képek kiegészítése vagy cseréje teljesen új képekkel szintén eredményezhet új és megbízható faktorokat.

5. A Szondi-faktorok átszerkesztésének lehetősége

Bár Szondi elméletével nem összeegyeztethető, pszichometriai szempontból mégis releváns annak vizsgálata, hogy egyes Szondi-faktorok reliabilitása nem növelhető-e más faktorok képeinek beválasztásával. Ennek sikeres volta ugyanis újabb bizonyítéka lenne annak, hogy a Szondi által tekintetbe vett pszichiátriai kórformák képviselői (illetve azok fényképei) nem képeznek a rokonszenvi-ellenszenvi választásoknál meghatározó jelentőségű, egységes ingeregységűt. E feladathoz először is megnéztem, hogy melyek a h, s, p és m Szondi-faktorral 5%-os szinten szignifikánsan korreláló más faktorbeli képek (vö. 16. táblázat).

A 16. táblázatból megállapítható, hogy olyan más faktorbeli kép, mely a 4 diagnosztikai csoport közül legalább háromban szignifikánsan korrelál az adott faktorról, a h faktor esetében 2 (s2 és d5), az s faktor esetében 0, a p faktor esetében 4 (h2, h3, h4 és h6), az m faktor esetében pedig megint csak 2 (h2 és h4) található. Figyelembe véve azonban a 14. táblázat által illusztrált faktorjavítások hatását, ezeket a korrelációkat kiszámítottam a javított faktorokra is. Így módon kiderült, hogy a p faktorról a p6 kép elhagyása után szignifikánsan korrelál (és pedig negatívan) a h5 és az s1 kép is. E képeket, valamint a 14. táblázatbeli faktorjavításokat figyelembe véve számos újabb faktorösszeállítás belső konzisztenciáját vizsgáltam meg. Ezek alapján azt találtam, hogy a h és az s faktor konzisztenciája más faktorbeli képek beválasztásával nem javítható, a p és az m faktoré azonban igen. A p faktorba a p1, p2, p3, p4, p5 képek mellé célszerű beválasztani negatív előjellel (vagyis a -1, 0, +1 skálán mért rokonszenvi pontszám ellenkező előjelűre változtatásával) a h3, a h4, a h5 és az s1 képet, az m faktorba pedig az m1, m2, m5 és m6 kép mellé ugyancsak negatív előjellel a h2 és a h4 képet. E két faktor esetében a javítás hatását mutatja be a 17. táblázat, mely az eredeti és a javított faktor Cronbach-alfa értékét tartalmazza a 8 vizsgálati alcsoportra vonatkozóan.

**A h, s, p és m Szondi-faktorral 5%-os szinten szignifikánsan korreláló
más faktorbéli képek, diagnosztikai csoportonként
(az aláhúzottak 1%-os szinten is szignifikánsak)**

faktor Diagn.

h	E	e2, e4, <u>k3</u> , k4, <u>d3</u> , d5, m4—
	N	<u>s2</u> , <u>s3</u> , s6, e3—
	P	<u>s2</u> , <u>s6</u> , e2, k6, p4, d5
	S	s2, s5, d3, d5, m6—
s	E	h6, p3, <u>d6</u> —
	N	<u>h2</u> , k3—, m2
	P	h4, h5
	S	<u>h2</u> , hy6—, k5
p	E	<u>h2</u> —, h3—, <u>h4</u> —, <u>h5</u> —, <u>h6</u> —, s3, k3—, k4—, d2
	N	<u>h2</u> —, <u>h3</u> —, <u>h4</u> —, <u>h6</u> —, e3
	P	<u>h2</u> —, h3—, <u>h4</u> —, <u>h5</u> —, <u>h6</u> —, <u>e5</u> —, d5, m4—, m5—
	S	<u>h3</u> —, <u>h4</u> —, d3
m	E	h1—, <u>h2</u> —, h3—, <u>h4</u> —, s1, <u>s2</u> , <u>e2</u> —, <u>p1</u> , p5, d4—
	N	h2—, h4—, <u>h5</u> —, e6, p2—, p5—
	P	h2—, h3—, h4—, <u>h5</u> —, h6—, <u>s2</u> —, hy3—, <u>hy5</u> —, p6, d4—
	S	<u>h2</u> —, h4—, hy6—

Megjegyzés: A Szondi-kép jelzete után esetenként előforduló mínusz (—) jel a fordított irányú, azaz a negatív lineáris kapcsolatra utal.

**Az eredeti, illetve átszerkesztett p és m faktor Cronbach-alfa értékei
(az egyes képek két felvételre vonatkozó átlagos minősítése alapján)**

Diagn.	Nem	Eredeti p	Faktorok		javított m
			javított p	eredeti m	
E	ffi	0,35	0,67	0,21	0,73
	nő	0,33	0,55	0,35	0,40
N	ffi	0,48	0,63	0,12	0,71
	nő	0,50	0,66	0,48	0,72
P	ffi	0,38	0,52	0,20	0,58
	nő	0,47	0,73	0,32	0,64
S	ffi	0,28	0,46	0,20	0,31
	nő	0,19	0,63	0,46	0,67

A 17. táblázatból kiolvasható, hogy a p és az m faktor átszerkesztése igen sikeresnek bizonyult. Az átszerkesztett faktorok belső konzisztenciája minden vizsgálati alcsoportban határozottan nagyobb, mint az eredetié, s a Cronbach-alfa értékek kevés kivételtől eltekintve immár elérik a pszichometriai szempontból kívánatosnak tartott 0,6–0,7-es szintet (éspedig a Spearman–Brown-korrektúra alkalmazása nélkül).

Irodalom

- BENEDEK István, 1946, *Bevezetés a sorsanalízisbe*, Kolozsvár.
- HOLT, R. R., 1978, *Methods in clinical psychology, Vol. 1*, Projective Assessment, Plenum Press, New York, London.
- KLINE, P., 1979, *Psychometrics and psychology*, Academic Press, London, New York, San Francisco.
- LUKÁCS Dénes, 1985, *A Szondi-teszt*, ELTE-jegyzet, Tankönyvkiadó, Budapest.
- MAGNUSSON, D., 1966, *Test theory*, Addison-Wesley, London.
- MARTON Lajosné, 1969, *Gyakorlatok, A Szondi próba* (kézirat).
- MÉREI Ferenc, 1969, *A Szondi-próba*, In: SZAKÁCS Ferenc (szerk.): *Öt klinikai próba*, Pszichiátriai Rehabilitációs Intézet kiadványa, Intapusztá.
- MÉREI Ferenc, 1974, *A Szondi-próba*, In: MÉREI Ferenc és SZAKÁCS Ferenc: *Klinikai pszichodiagnosztikai módszerek*, Medicina Könyvkiadó, Budapest, 124–138.
- NOSZLOPI László és VOLOSIN Péter, 1972, *Szondi ösztöndiagnosztikai teszt* (10 profilos technika), Pszichiátriai Rehabilitációs Intézet kiadványa, Intapusztá.
- PRESSING Lajos, 1983, *Többváltozós kvalitatív eloszlások elemzése a log-lineáris modell segítségével*, Előadás az MPT VI. Országos Tudományos Konferencián, Budapest, 1983. III. 13–15. Kivonat: II. kötet, 298–301.
- RABIN, A. I., 1950, *Szondi's pictures: identification of diagnoses*, *J. abnorm. cos. Psychol.*, 45, 392–395.
- THORÉN, A., 1971, *The statistical analysis of the valence quality of the Szondi-pictures*, In: Szondiana VIII. (Contribution a l'analyse du destin. Eds.: C. Van Reeth et R. Bucher), Louvain et Paris: Nauwelaerts, 247–258.
- VARGHA András, 1979, *A Szondi-teszt faktorainak kísérleti vizsgálata*, *Magyar Pszichológiai Szemle*, 36, 6, 498–511.
- VARGHA András, 1981, *Pszichológiai statisztika gyakorlat II. ELTE bölcsészkarai jegyzet*, Tankönyvkiadó, Budapest.
- VARGHA András, 1986, *Néhány újabb eredmény a Szondi-teszt validitásával kapcsolatban*, Előadás az MPT VIII. Országos Tudományos Konferenciáján, Budapest, 1986. III. 23–25. Kivonat: II. kötet, 195–198.
- VARGHA András, 1988, *Néhány újabb eredmény a Szondi-teszt validitásával kapcsolatban*, *Pszichológia*, 8, 3–28.

ABOUT THE RELIABILITY OF THE SZONDI-FACTORS

Earlier studies showed that the eight factors of the Szondi test differ to a considerable extent with respect to their homogeneity and diagnostical informativity. However, the reliability of these factors as personality scales has not yet been analysed. Hence, the purpose of the present paper was to make quantitative scales from the usual Szondi factorial constellations, and to reveal the real temporal and structural reliability conditions of the Szondi-factors, which are of primary interest in all interpretation.

The newly defined quantitative factor-variables for each factor are as follows:

- POZ: number of likes in the factor;
- NEG: number of dislikes in the factor;
- NUL: in case of "empty" factorial constellation $NUL = 3$ minus the total choices in the factor;

otherwise $NUL = 0$;

- AMB: in case of 3—3 likes and dislikes $AMB = 2$;

in case of at least 2—2 likes and dislikes in the factor (but not 3—3)

$AMB = 1$;

otherwise $AMB = 0$;

- $DIF = POZ - NEG$;

- $SUM = POZ + NEG$;

The analyses performed were based on two Szondi-protocols for each of 368 Ss (103 normals, 98 neurotics, 76 psychopaths, and 91 non organic psychotics, in each group about half male and half female). Between the two Szondi-investigations the Rorschach test was performed.

Results

1. The test-retest correlations (between the two protocols) are generally extremely low (.20—.40) for factor-variables NUL and AMB, moderate (.40—.50) for SUM, acceptable (.50—.60) for POZ and NEG, and quite good (.60—.70) for variable DIF.

2. The test-retest correlations of variable DIF are the best for factors h and p (in the total sample they are .74 and .71) and the worst for factor e, d, k and hy (in the total sample they are .50, .52, .59, and .60, respectively).

3. Results concerning the consistency of the factors are very similar to those of test-retest results. The Cronbach-alpha of variable DIF (this is the only factor-variable that can be considered as the sum of individual picture evaluations, serving as test-items) are the largest for factor h (for the four diagnostic groups they vary between .40 and .70), moderate (.30—.40) for factors s, p and m, and extremely low (in most cases below .10) for factors e, hy, k and d.

4. Performing an analysis on the individual Szondi-pictures it came out that incorporating some pictures from other factors and/or omitting some from the factor the consistency of factors s, p and m can be highly increased (to a level of .40—.60) not only in the original sample but also in 5 new control groups (of size 130, 200, 87, 31, and 65).