Statisztikus összefüggések olvasásvizsgálatokban

SÁRDY Péter

I. KONTINGENCIA-TÁBLÁZATOK

1. Mindenfajta statisztikai jellegü vagy statisztikai adatokat használó vizsgálatnál alapvető fontosságu, hogy információkat szerezzünk különböző adatok, ismérvek összefüggésére vonatkozóan. Ilyen problémákkal az általános és matematikai statisztika egyik jelentős, sokat alkalmazott fejezete foglalkozik, amelynek célja változók közötti kapcsolatok vizsgálata általában, illetve ezen kapcsolatok erősségének mérése.

Vizsgálhatjuk például emberek magasságának és testsulyának összefüggését, könyvtárak olvasóinak száma és állományuk nagysága közti kapcsolatot, festmények szélességének és magasságának viszonyát stb. Az itt emlitett adatok közös jellemzője az, hogy valamennyien "mérhetők", olyan értelemben, hogy értékük megállapitására szabályos skála áll rendelkezésünkre. E skálának van zéruspontja és mértékegysége (cm, kg, kötet, fő stb.), egyenletes a léptéke. Az ilyen, mérhető adatok közötti összefüggések vizsgálatával a k o r r e l á c i ó s z á m i t á s foglalkozik.

2. Számos statisztikai vizsgálat szükségképpen olyan adatokkal operál, amelyek a fenti értelemben nem mérhetők. Az olvasásvizsgálatokban szereplő ismérvek szinte kivétel nélkül ilyenek. Egyáltalán nem mérhető például személyek neme, foglalkozása, müvek tárgyköre, nyelve stb. Az olvasás gyakorisága, könyvek szinvonala, személyek iskolai végzettsége stb. bizonyos értelemben mérhető, de nem egzakt, egyenletes skálán. Természetesen szeretnénk ilyen nem mérhető, hanem "megállapitható" adatok (pl. az iskolai végzettség és az olvasás gyakorisága) közötti összefüggést is mérni. Erre több lehetőségünk is van, melyek elvi alapja többé-kevésbé azonos.

Például: az olvasás gyakoriságának összefüggését vizsgáljuk az iskolai végzettséggel, munkások között. Az olvasási gyakoriságot illetően négy, az iskolai végzettség szempontjából három kategóriát (fokozatot) állitunk fel, és azt találjuk, hogy a vizsgált 2610 munkás, a két szempont egyidejü figyelembevételével, a következőképpen oszlik meg:

olvasás gyakorisága	iskolai végzettség			Összesen
	8 általános alatt	8 általános	érettségi és egyetem	
rendszeres	210	822	223	1255
alkalomszerü	80	313	44	437
egyszeri	82	169	15	266
nem olvas	346	278	28	652
Összesen	718	1582	310	2610

A hagyományos, százalékszámitáson alapuló statisztikai elemzéssel pl. a fenti két ismérv összefüggéséről annyit állapithatnánk meg, hogy a rendszeres olvasók aránya a különböző végzettségüek csoportjában:

8 általános alatt	29,2 %
8 általános	51,9 %
érettségi és egyetem	71,9 %

- a két ismérv között tehát van összefüggés: minél magasabb egy csoport iskolai végzettsége, annál több közöttük a rendszeres olvasó.

Ez az értékelés természetesen helyes, valóban következik a tapasztalt eredményekből. Az elemzésnek ez a módja azonban erősen korlátozott: segitségével az összefüggésnek csak a meglétéről értesülünk, erősségéről és megbizhatóságáról semmit sem tudunk meg. Az összefüggés erősségének mérése főként olyankor szükséges, ha összehasonlitásokat akarunk tenni, például: az olvasás gyakorisága az iskolai végzettséggel vagy a családi állapottal függ össze erősebben stb. A megbizhatóságra az 5. pontban még visszatérünk; lényegében a probléma az, hogy véletlen okok következtében felléphetnek látszólagos összefüggések, amelyeket a hagyományos módszerrel könnyen valódi összefüggésnek vélhetünk, és igy hamis következtetést vonhatunk le.

Táblázatunkból megállapitható, hogy az összes munkások 48,1 %-a rendszeres olvasó. Ha a fenti két ismérv között nem volna összefüggés, nyilvánvalóan az általános iskolát sem végzett 718 munkás között is - nagyjából - ilyen volna a rendszeres olvasók aránya, azaz 345 olyan rendszeres olvasó volna, aki 8 általánosnál kevesebbet végzett. Valójában azonban csak 210 ilyen olvasót találtunk. A két ismérv egymástól való függetlensége esetében tehát a táblázat első értéke 345 volna, valójában pedig lényegesen kisebb.

Hasonló módon a táblázat belsejében található valamennyi értéket, un. cellagyakoriságot is összehasonlithatjuk azzal a (hipotetikus) értékkel, amelyet akkor kaptunk volna, ha a két vizsgált szempont egymástól nem függne.

A fentihez hasonló táblázatokat k o n t i g e n c i a - t á b l á z a - t o k n a k nevezzük. A példánkban szereplő táblázat 4x3-as tipusu, mert négy sora és három oszlopa van. Ilyen táblákból, a bennük szereplő két ismérv összefüggésének mérésére, különféle un. k o n t i n g e n c i a - e g y ü t t h a t ó k számithatók ki. Ezek közös alapja az a fent ismertetett eljárás, hogy meghatározzuk az egyes cellákban a két szempont függetlenségének feltételezéséből adódó gyakoriságot, majd összehasonlitjuk a ténylegesen tapasztalt (a táblázatban feltüntetett) cellagyakoriságokkal.

3. Mielőtt a konkrét számitási eljárás ismertetésére rátérnénk, ismertetünk egy lényegesen egyszerübb eljárást, amely 2x2-es kontingencia-táblázatok esetén könnyen és célravezetően alkalmazható. Olvasásvizsgálatok során is igen gyakran vehetjük hasznát.

Vegyünk két, alternativ ismérvet. Ilyen pl. az olvasási igények vizsgálatánál az, hogy a vizsgált személynek az olvasás iránt valamilyen konkrét (szórakozási, ismeretszerzési, aktivitási, presztizs- stb.) igénye van-e vagy nincs. Vegyük példaként a szórakozási és az ismeretszerzési igényt, és vizsgáljuk meg, hogy e két igénytipus megléte, ill. hiánya között van-e összefüggés. Tételezzük fel, hogy 2600 munkásból 1800-nak volt szórakozási, 1300-nak ismeretszerzési igénye, s közülük 1100-an mindkét igényt megjelölték (fiktiv adatok!).

Az összefüggés meglétének vizsgálata a fentebb elmondottak szerint igy végezhető el: 2600 munkásból 1800 (69,2 %) jelölt meg szórakozási igényt. A két igény függetlensége esetén várhatóan az ismeretszerzési igénnyel rendelkező 1300 olvasó között is ilyen arányban volnának az olvasással szórakozni vágyók, számuk tehát 840 volna, szemben a ténylegesen tapasztalt 1100-zal. Tapasztalatunk szerint tehát a két igény összefügg egymással: az ismeretszerzést igénylők között nagyobb arányban vannak a szórakozni vágyók, mint az azt nem igénylők között. Mi azonban az erősségét is mérni szeretnénk ennek az összefüggésnek. Ennek kiszámitásához a következő táblázatra van szükség (a táblázat a négy ismert adat birtokában kitölthető):

		ismeretszerzési igénye		Összsesen
		van	nincs	
szórakozási igénye	van	1100	700	1800
	nincs	200	600	800
Összesen		1300	1300	2600

A két igénytipus összefüggésének legegyszerübb mértéke az un. Yule-féle asszociációs együttható, melynek értéke esetünkben:

$$Q = \frac{1100.600 - 200.700}{1100.600 + 200.700} = \frac{520000}{800000} = \pm 0,65$$

(A $\underline{Q}$ pozitiv előjele arra utal, hogy a vizsgált két igény "vonzza" egymást.)

Megemlitjük, hogy az asszociációs együttható igen jól bevált annak a kifejezésére is, milyen összefüggés mutatkozik szépirodalmi müvek között az olvasók tudatában. Két-két mü esetében megvizsgáltuk, hogy közös olvasóik száma milyen mértékben és milyen irányban tér el a függetlenség esetén várható adattól, majd ennek alapján mértük a müvek vonzásának, ill. taszitásának erősségét. Ezt a módszert Gondos Ernővel, illetve Gereben Ferenccel már alkalmaztuk, az eredmények publikálására még nem került sor.

Általánosságban: legyen a két ismérv A és B, és tegyük fel, hogy kontingencia-táblázatunk a következő:

	A	nem-A	Összesen
B	a	b	a+b
nem-B	c	d	c+d
Összesen	a+c	b+d	a+b+c+d=N

Ekkor Q értéke:

$$Q = \frac{ad - bc}{ad + bc} \cdot$$

Belátható, hogy Q értéke -1 és +1 közé esik; +1 akkor, ha vagy $\underline{b}$ vagy $\underline{c}$ értéke zérus, ekkor az összefüggés teljes és pozitiv (tehát vagy minden $\underline{A}$ egyuttal $\underline{B}$ is, vagy megforditva, más szóval: a valamelyik ismérvvel rendelkezők valamennyien rendelkeznek a másik ismérvvel is); -1 akkor, ha vagy $\underline{a}$, vagy $\underline{d}$ értéke zérus, ekkor az összefüggés teljes és negativ (vagy A és B, vagy nem-A és nem-B nem fordul elő együtt, ez bizonyos értelmü kizárást jelez); végül 0, ha ad=bc, de ekkor valóban olyan értelmü függetlenség áll fenn, amelyről korábban beszéltünk.

4. Az asszociációs együttható legnagyobb "hibája", hogy csak 2 x 2 -es kontingencia-táblázatra alkalmazható. Nyilván minden táblázat összevonható ilyen tipusuvá, az összevonás során azonban olyan mértékü információveszteség keletkezik, amely a mérési eredmény megbizhatóságát kérdésessé teszi.

Nagyobb méretü kontingencia-táblázatokra valamivel bonyolultabb eljárások alkalmazhatók. Korábban idézett 4x3-as tipusu táblázatunk esetében pl. a következőképpen járunk el: minden cellára meghatározzuk a függetlenség esetén elméletileg várható gyakoriságot (ez az első cellára 345 volt), ezt kivonjuk a tényleges gyakoriságból (esetünkben 210), a különbséget négyzetre emeljük és osztjuk a várható gyakorisággal. Példánkban: $\frac{(210-345)^2}{345} = 52{,}8$. Ezt az értéket minden cellára meghatározzuk és összegezzük. A kapott értéket χ^2-tel (khi-négyzet) jelöljük, amelynek az összefüggés szignifikanciavizsgálatánál van szerepe (lásd alább). Példánkban ez az érték 1148,4. χ^2 értéke közvetlenül nem alkalmas az összefüggés erősségének mérésére, mert nagy mértékben függ egyrészt a cellák számától, másrészt az elemek (példánkban a vizsgált személyek) számától; ez a két összetevő tehát kétféleképpen is torzitja a végeredményt. A torzitásokat két lépésben szürjük ki: először elosztjuk a kapott χ^2 értéket az elemek számával, igy nyerjük az un. átlagos négyzetes kontingenciát:

$$\varphi^2 = \frac{\chi^2}{N} = 0{,}44$$

majd ebből származtatjuk az un. Pearson-féle négyzetes kontingenciát:

$$C = \sqrt{\frac{\varphi^2}{1+\varphi^2}} = 0{,}55$$

Ez a két érték már jelzi az összefüggés erősségét, s összevethető más táblázatokból kiszámitott hasonló értékekkel. Egyik sem függ az elemek számától, C pedig a cellák számától is csak kis mértékben.

Eljárásunk általánosságban a következőképpen irható fel. Legyen egy $r \times s$ tipusu kontingencia-táblázatunk:

	1	2	...	j	...	s	Összesen
1	f_{11}	f_{12}	...	f_{1j}	...	f_{1s}	$f_{1.}$
2	f_{21}	f_{22}	...	f_{2j}	...	f_{2s}	$f_{2.}$
⋮	....	....	....	....	....	....	⋮
i	f_{i1}	f_{i2}	...	f_{ij}	...	f_{is}	$f_{i.}$
⋮	....	....	....	....	....	....	⋮
r	f_{r1}	f_{r2}	...	f_{rj}	...	f_{rs}	$f_{r.}$
Összesen	$f_{.1}$	$f_{.2}$	...	$f_{.j}$	...	$f_{.s}$	N

Bizonyitható, hogy az egyes cellákban (feltételezett függetlenség esetén) a gyakoriság pl. az ij cella esetén $\frac{(f_{i.})\cdot(f_{.j})}{N}$ volna. Igy χ^2 kiszámitására a következő képlet adható meg:

$$\chi^2 = \sum \frac{\left[f_{ij} - \frac{(f_{i.}).(f_{.j})}{N}\right]^2}{\frac{(f_{i.}).(f_{.j})}{N}}$$

ahol a $\sum$ jel arra utal, hogy a mögötte álló érték minden cellára kiszámitandó és összeadandó. Innen φ^2 és C a fent leirt módon határozható meg.

C legkisebb értéke láthatóan 0, és ezt az értéket akkor veszi fel, ha $\varphi^2 = \chi^2 = 0$, azaz, ha minden cellagyakoriság megegyezik a várhatóval: a két ismérv között a legteljesebb mértékü függetlenség áll fenn. Legnagyobb értéke a tábla tipusától (a sorok és oszlopok számától) függ. Ez egyébként közös hibája valamennyi jelenleg ismert kontingencia-együtthatónak. Ezért két különböző táblából számitott C csak akkor vethető össze (az összefüggések erőssége csak akkor hasonlitható össze), ha a két táblázat azonos tipusu.

5. Befejezésül még néhány szót kell szólni az összefüggés szignifikáns voltáról. A fentebb kiszámitott χ^2 segitségével ellenőrizhetjük, megvizsgálhatjuk azt a hipotézist, hogy a két ismérv között nincs összefüggés (nullhipotézis). Ideális függetlenség esetén χ^2 értékére zérus adódna. Ilyen azonban gyakorlatilag nincs, különféle véletlen tényezők miatt χ^2 akkor is eltér zérustól, ha valójában nincs összefüggés, legfeljebb kevésbé tér el, mint tényleges összefüggés esetén. A kérdés a következő: milyen biztonsággal állithatjuk, hogy a tapasztalt összefüggés (amelyet χ^2 értékének a 0-tól való eltérése jelez) nem tulajdonitható véletlen hatásoknak, hanem lényegi tendenciára utal.

Erre vonatkozólag - bizonyos elméleti megfontolások alapján - táblázatokat dolgoztak ki; ezek megmutatják, mekkorának kell lennie adott esetben χ^2 értékének ahhoz, hogy - mondjuk - 95 %-os valószinüséggel állithassuk az összefüggés meglétét. Már emlitettem, hogy χ^2 értéke függ a cellák számától. Ezen a táblázatkészitők ugy segitettek, hogy más-más tipusu táblázatra más-más un. kritikus értékeket adtak meg. Ha például táblázatunk r sorból és s oszlopból áll, akkor a χ^2-táblázatban az (r-1) . (s-1) értékhez tartozó kritikus értékeket kell figyelembe venni. Példánkban ez az érték (4-1) (3-1)= 6, a 95 %-os szignifikanciaszinthez tartozó kritikus érték pedig 16,8. Az általunk kiszámitott érték ennél lényegesen nagyobb, igy szinte bizonyosra vehető, hogy az olvasási gyakoriság és az iskolai végzettség között tapasztalt összefüggés nem véletlen eredménye.

Ismételten felhivjuk a figyelmet arra, hogy χ^2 segitségével az összefüggésnek csupán a meglétére következtethetünk, erősségére nem, más szóval: nagyobb χ^2 érték nem feltétlenül jelent erősebb összefüggést.

II. RANGSOROK

1. Művelődésszociológiai felmérések egyik gyakran alkalmazott segédeszköze a rangsorolás: a vizsgált személyekkel bizonyos dolgokat bizonyos szempont alapján rangsorba állittatnak.

A munkások olvasására vonatkozó vizsgálatban (ismertetését lásd a Könyvtáros 1970. évi 1. számában) kétszer is alkalmaztuk ezt az eszközt. Egyik esetben a kérdezettnek saját értékitélete alapján a következő tiz regényt kellett rangsorolnia:

Rejtő: Piszkos Fred, a kapitány
Th. Mann: A Buddenbrook ház
Berkesi: Sellő a pecsétgyürün
Zola: Germinal
Hemingway: Akiért a harang szól
Sánta: Husz óra
Jókai: A kőszivü ember fiai
Dumas: Gróf Monte Cristo
Tolsztoj: Anna Karenina
Móricz: A boldog ember

A rangsorolás ugy történt, hogy a megkérdezett - természetesen az általa olvasott müvek közül - kiválasztotta a neki leginkább tetszőt és ehhez egy 1-est irt, a második legjobbhoz egy 2-est, és igy tovább.

Például: az egyik kérdőiven ez a rovat igy festett:

5 - 1 3 - 7 6 2 4 -

ami a következőképpen értelmezhető: a kérdőiv kitöltője Mann, Hemingway és Móricz megadott müvét nem olvasta, az olvasott hét mü közül Berkesi tetszett neki a legjobban, ezt Dumas, Zola, Tolsztoj, Rejtő, Jókai és végül Sánta adott könyve követte.

Rangsorok segitségével két igen fontos müvelet végezhető el:

a) Rangsorok összehasonlitása: módunkban áll két rangsort összevetni, és mérni a közöttük fennálló hasonlóságot, ill. különbséget.

b) Rangsorok összegezése: több individuális rangsorból kialakitható ezeknek egyfajta átlaga, egy kollektiv rangsor, amely a vizsgált személyekre átlagosan jellemző.

A munkások közötti vizsgálat során mindkét müveletet elvégeztük. A vizsgálatot megelőzően az adott 10 müvet 17 szakértővel rangsoroltattuk, e 17 individuális rangsorból egy kollektiv (szakértői) rangsort képeztünk, és az egyes kérdőiveken szereplő rangsorokat ezzel a rangsorral hasonlitottuk össze (a kapott eredmények bizonyos mértékig alkalmasak a munkásolvasók olvasási kulturájának felmérésére). Másrészt a munkások által adott rangsorokból szintén kollektiv rangsort alkottunk, s ezt összevetettük a szakértők kollektiv rangsorával.

Az emlitett két müvelet elvi alapja végső soron közös: minden rangsor elemi itéletekre (preferenciákra) bontható fel. Idézett példánkban az olvasónak

Berkesi könyve jobban tetszett, mint Dumas-é,
Berkesi könyve jobban tetszett, mint Zoláé,
....
Jókai könyve jobban tetszett, mint Sántáé.

Könnyen belátható, hogy ennél a rangsornál 21 ilyen elemi preferencia nyerhető. Olyan olvasónál, aki mind a 10 müvet rangsorolta, az elemi itéletek száma 45.

2. Két rangsor összehasonlitása ezen elemi itéletek összehasonlitására vezethető vissza. Vegyük például ezt a két rangsort:

	Rejtő	Mann	Berkesi	Zola	Hemingway	Sánta	Jókai	Dumas	Tolsztoj	Móricz
I.	9	2	10	6	3	5	7	8	1	4
II.	4	5	1	6	7	8	2	3	9	10

(az I. rangsor az un. "szakértői" rangsor, a másikat egy munkás adta). Vizsgáljuk az elemi itéleteket, egyszerüsitve felirásukat a következőképpen:

pár	I.	II.	
Rejtő - Mann	2	1	- ami azt jelzi, hogy Rejtő és Mann felsorolt müvei közül a szakértők Mann könyvét tartják jobbnak, a kiemelt olvasó pedig Rejtőét.

pár	I.	II.
Rejtő-Berkesi	1	2
Rejtő - Zola	2	1
:		
Tolsztoj - Móricz	1	1

Mint emlitettük, 45 összehasonlitott pár van. Az egyes pároknál az elemi itéletek lehetnek megegyezők (pl. Tolsztoj - Móricz) és lehetnek ellenkezők. Némi számolással ellenőrizhető, hogy esetünkben a 45 elemi itéletből 10 megegyezik, 35 különbözik.

M.G. Kendall két rangsor közötti hasonlóság mérésére az un. rangkorrelációs együtthatót vezette be, mely fenti terminológiákkal leirva:

$$\tau = \frac{(\text{egyező itéletek száma}) - (\text{eltérő itéletek száma})}{(\text{összes itéletek száma})}$$

Példánkban eszerint

$$\tau = \frac{10-35}{45} = -\frac{25}{45} = -0{,}56$$

Könnyen belátható, hogy τ értéke mindig +1 és -1 közé esik, mégpedig +1, ha minden itélet egyező, vagyis a két rangsor azonos, és -1, ha minden itélet különböző, vagyis egyik rangsor a másiknak éppen megforditottja. τ értéke 0, ha az egyező és eltérő itéletek száma megegyezik; ekkor azt mondjuk, hogy a két rangsor egymástól független.

Ha valamelyik rangsor hiányos (azaz: a kérdőiv kitöltője nem olvasta mind a 10 könyvet), akkor természetesen csak az általa megadott elemi itéleteket vetjük össze a másik rangsor elemi itéleteivel. Először idézett példánknál maradva:

	Rejtő	Mann	Berkesi	Zola	Hemingway	Sánta	Jókai	Dumas	Tolsztoj	Móricz
I.	9	2	10	6	3	5	7	8	1	4
III.	5	-	1	3	-	7	6	2	4	-

Itt pl. a Rejtő - Mann párra vonatkozólag csak egy elemi itéletünk van (a III. rangsor nem tartalmaz ilyet), ezért ez a pár kimarad. Összesen 21 összehasonlitható elemi preferenciánk van, kiszámolható, hogy közülük 6 egyező és 15 eltérő, ezért

$$\tau = \frac{6-15}{21} = -\frac{9}{21} = -0{,}43$$

(Természetesen a hiányos rangsorban is legalább két rangsorolt münek kell lennie, ellenkező esetben nincs egyetlen elemi itélet sem.)

Végül előfordul, hogy a rangsorban bizonyos müvek szerepelnek, de rájuk vonatkozólag itélet nincs: "holtversenyben" vannak. Pl. a következő rangsor:

IV. 3 - 7 - 1 4 5,5 5,5 2 -

azt jelenti, hogy a kitöltő Jókai és Dumas müveire vonatkozólag nem adott preferenciát, de pl. Berkesi és Jókai, vagy Dumas és Tolsztoj vonatkozásában igen. Az összes elemi itéletek száma itt is 21, közülük azonban 1 un. "kapcsolt" rang. A rangkorrelációs együttható kiszámitásakor ezt az egyet nem lehet összehasonlitani az I. rangsor itéletével, mert sem az egyező, sem az eltérő itéletek közé nem tartozik. Ezért itt 16 egyező és 4 eltérő itéletet találunk, 1 pedig "meghatározatlan". τ értékére:

$$\tau = \frac{16-4}{21} = \frac{12}{21} = +0,57$$

Annak eldöntése, hogy valamely rangkorrelációs együttható hogyan értékelendő, igen nehéz probléma. Ha elég sok rangsorolandó elem van, azaz a rangsorok hosszuak, az együttható értékei jó közelitéssel normális eloszlásuak. Rövid (pl. tiz elemü) rangsoroknál elegendő annyit tudni, hogy τ pozitiv értékei hasonlóságot, negativ értékei különbözőséget jeleznek, és minél nagyobb τ abszolut értéke, annál nagyobb mértékü ez a hasonlóság, ill. különbözőség. A fentebb kiszámitott három esetben a II. és a III. rangsor elég erősen különbözik a szakértői rangsortól, mig a IV. meglehetősen közel áll hozzá.

3. Kollektiv rangsor kialakitására a következő eljárást alkalmaztuk. Sorra vettük a 45 lehetséges párt, és minden párnál leszámoltuk a lehetséges elemi itéletek számát. Például a Rejtő - Mann pár esetén összesen 267 elemi itéletet kaptunk, ebből 170 itélet Mann müvét, 97 itélet Rejtő regényét tartotta jobbnak. Innen Mann preferenciaaránya $\frac{170}{267} = 0,64$, mig Rejtőé $\frac{97}{267} = 0,36$. (Másként megfogalmazva, a mindkét müvet olvasók 64 %-a Mann, 36 %-a Rejtő müvét itélte jobbnak.) Minden párra elvégezve ezeket a számitásokat, az egyes müvekre kapott preferenciaarányokat összegeztük, s a kapott összegek nagyságrendje adta ki a munkások kollektiv rangsorát.

Mivel bármely párra a preferenciaarány szélső esetben 1,00 (ill. 0,00) lehet, e preferenciaarányok összegének maximuma 9, ill. 0. Az, hogy a tényleges értékek ezen a 0-9 skálán hogyan (milyen sürün, ill. ritkán) helyezkednek el, jellemzi az individuális rangsorok közötti konszenzus fokát. Ez a fok többféleképpen mérhetőnek igérkezik, a mérési eljárás kidolgozásához azonban további kisérletekre, tapasztalatokra lesz szükség.