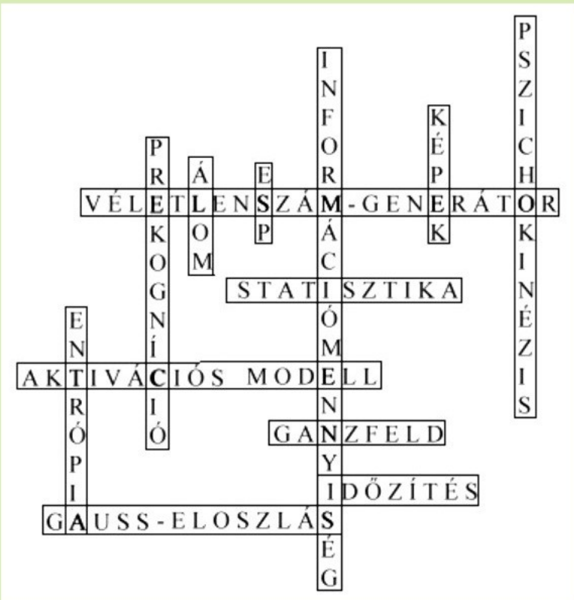
Materialista parapszichológia



Vassy Zoltán

1. Kiinduló feltevések és alapfogalmak

1.1. A materialista parapszichológia kiinduló feltevései

Két feltevésből indulunk ki.

1. Sok embernek vannak olyan élményei, amelyeket nem tudunk elhelyezni az eddig feltárt természeti törvények rendszerében. Ezek az élmények tipikusan információ szerzését jelentik ismert fizikai kapcsolatok nélkül. Amikor az információ forrása egy másik ember elméje, akkor *telepátiáról* beszélünk, amikor egy jövőbeli esemény, akkor jövőérzékelésről, vagy latin eredetű szóval *prekognícióról*.

Nagyon valószínű, hogy a telepatikus vagy prekogníciós élmény sokszor valójában nem több két esemény véletlen egybeesésénél, vagy tudattalan következtetés eredményeként lép fel. Mindnyájan hajlamosak vagyunk ott is összefüggést látni, ahol nincs, és az emberi pszichikum gazdaságos módon úgy működik, hogy működésének nagy része nem tudatosul.

Garantáltnak azonban nem tekinthetjük, hogy a telepátiaként és a prekognícióként átélt események az előbbi két módon *mindig* értelmezhetők. Néha gyanúsan ritka események esnek egybe, a tudattalan következtetéshez pedig hiányozhatnak a kellő ismeretek. Hogy e két „normál" magyarázat egy-egy konkrét esetben mekkora valószínűséggel helytálló, azt a mindennapi élet bonyolult körülményei között nem lehet kiszámítani. Így soha nincs logikai alapunk rá, hogy elvessük őket, azaz kijelentsük, hogy az eset biztosan telepátia vagy prekogníció volt; ám arra sincs, hogy száz százalékosan elfogadjuk, azaz kijelentsük, hogy az eset biztosan nem volt telepátia vagy prekogníció.

Ebből következik a materialista parapszichológia első kiinduló feltevése: **az emberek telepatikus és prekogníciós élményei, illetve az esetleg alapjukat képező jelenségek, jogosultak a tudományos vizsgálatra**. Ha van rá esély, hogy ezek a jelenségek léteznek, akkor megismerésük nyilván gazdagítja tudásunkat a világról, és mivel az emberi megismerés legmegbízhatóbb eszköze a tudomány, érdemes alkalmazni ebben az esetben is.

2. Telepátiával és prekognícióval ma sokan foglalkoznak a különféle ezoterikus iskolákon belül. Ők ezeket a jelenségeket általában egy természetfölötti valóságtartomány vagy egy anyagtalan emberi lélek megnyilvánulásának fogják fel. Ez a felfogás nyilván jogosult abból a szempontból, hogy az ezotéria-hívőknek segít otthonosabban érezni magukat a világban (Vassy 2002); nyilván nem követnék tömegesen, ha semmi pozitív funkciója nem volna. Ami azonban a világ megismerését illeti – ami egy másik, nyilvánvalóan éppúgy jogosult törekvés –, szerintünk termékenyebb az a racionális megközelítési mód, amely a jelenségeket igyekszik elhelyezni egy logikai ellentmondásoktól mentes és a megfigyelhető tényekhez szilárdan lehorgonyzott rendszerben, konkrétan abban, amit a tudomány eddig kifejlesztett. A materialista parapszichológia második kiinduló feltevése szerint **érdemes kísérletet tennünk arra, hogy a telepátiát és rokonjelenségeit, ha léteznek, a tudomány rendszerébe beépítsük**. Más szóval, meg akarjuk őket érteni abban az értelemben, ahogy a tudomány a világ jelenségeit megérti.

A fenti két feltevést természetesen nem hitként kezeljük, ahogy a vallási és az ezoterikus tételeket a hívők, hanem munkahipotézisként, ahogy a tudomány kiinduló feltevéseit szokás. Mindössze arra szolgálnak, hogy a kutatás területét és fő irányát kijelöljék. Szigorúan tartózkodunk attól, hogy belőlük a kutatás *eredményeiről* bármiféle előzetes elvárást tápláljunk. Nem vehetjük eleve biztosra, hogy termékenyek lesznek; az esetleges kudarc oka lehet akár az, hogy ezek a jelenségek az egzakt vizsgálat során nemlétezőknek bizonyulnak, akár az, hogy tényleg kívül esnek az anyagi világ törvényszerűségein, ahogy az ezotéria-hívők gondolják, akár az, hogy anyagi természetűek ugyan, de a mi emberi gondolkodásunknak túl komplikáltak. Ez a kockázat azonban minden tudományos programmal együtt jár, anélkül, hogy bármikor komoly pszichológiai gátat jelentett volna. A kutatók beállítottsága inkább olyan, hogy minél nehezebb egy feladat, a megoldására annál lelkesebben törekszenek. És mivel a tudomány eddig nem került szembe megoldhatatlannak bizonyult feladattal, úgy véljük, a mi optimizmusunk is kellően megalapozott.

Egy saját példa esetleges telepátiára

Gyerekkoromban kertes házban laktunk, és a kert egyik virágát tortarózsának hívták. Rózsának bizonyára azért, mert nagy piros szirmai voltak, tortának pedig azért, mert ezek a szirmok egy lapos korong peremén nőttek körben, merőlegesen a lapra. Nem is bokor volt, hanem lágyszárú, szóval botanikailag nem állt rokonságban a rózsafélékkel. Én viszont úgy négyéves korom táján következetesen *tearózsának* szólítottam, nyilván a két név hasonló hangzása miatt. Ez alkalmat adott gyakori ironizálásra a többi családtag részéről, ami természetesen bosszantott, mivel eléggé öntudatos gyerkőc voltam, már akkor büszke arra – akár jogosan, akár nem –, hogy érezhetően több eszem van náluk. Mégis sokáig kitartottam a tévedés mellett már csak dacból is, és mindmáig emlékszem rá.

Ez a történet első felvonása. A második tizenöt évvel később játszódik, az egyik egyetemi angolórán. A tanárnő felolvasott valami irodalmi szöveget, benne egy virággal, amit látásból ismert, de nem tudta a magyar nevét. Mondta, hogy lágyszárú, nagy piros szirmai vannak egy lapos korong peremén, és mindezt kifejezően gesztikulálva mutatta is. Tudja esetleg valaki, hogy hogy hívják? Bennem egyből felidéződött a tortarózsa képe, de mivel valószínűtlennek tűnt, hogy ez lenne a hivatalos neve, nem szólaltam meg. Dezső barátom azonban, akivel mint rendszerint egymás mellett ültünk, hirtelen bemondta: tearózsa. Ő „halmozottan előnyös helyzetű” gyerek volt, családjában több nagymenő értelmiségivel több nemzedékre visszamenőleg, és annyi megalapozott önbizalommal, hogy amit gondolt, azt mindig kapásból kimondta mérlegelés nélkül.

A többiek zavartan pislogtak rá, hiszen a leírás alapján itt tearózsáról szó sem lehetett. Ezt ő maga is rögtön tudatosította, és mosolyogva elnézést kért. „Nem értem, hogy juthatott eszembe…” Később tőlem értesült egy lehetséges magyarázatról, még később pedig részt vett első telepátia-kísérleteimben. Hogy a telepátia ez esetben nemcsak lehetséges, hanem egyenesen valószínű, azt szerintem kellően indokolja, hogy Dezsőék annyira városi család voltak, amennyire ez egyáltalán elképzelhető; ha jól emlékszem, még szobanövényeket se tartottak Belgrád-rakparti lakásukban – minek is, ott zöldellt velük szemben az egész Gellérthegy –, de hogy tea- vagy tortarózsát nem, az biztos. Az pedig szintén nagyon valószínűtlen, hogy ezeket bárki más valaha is összekeverte volna rajtam kívül.

1.2. A kutatás tárgya és alapfogalmai

A telepátiáról és a prekognícióról eddig szerzett – később részletezendő – ismeretek alapján e két jelenséget egy szélesebb körbe helyezve definiáljuk, mint **érzékszerveken kívüli észlelést**, amelynek rövidítése az angol „extra-sensory perception” után **ESP**. Újabban használják a **rendellenes megismerés** („anomaluos cognition”, rövidítve AC) nevet is, ez azonban kevéssé terjedt el.

Az ESP definíciója: **élőlények olyan információszerzése, amely mai tudásunkkal nem magyarázható az ismert fizikai kölcsönhatások alapján**. Ha a szerzett információ egy másik élőlény valamilyen tudattartalma (pl. gondolat, érzés, képzet), akkor beszélünk **telepátiáról**, ha jövőbeli esemény, akkor **prekognícióról**. Vizsgálunk egy harmadik típust is, amely a környezet olyan tulajdonságára vonatkozik, amiről az információszerzés időpontjában senki nem tud; erre nincs használatban magyar kifejezés, ezért jobb híján átvesszük a francia eredetű angolt: **clairvoyance**. Egy tipikus clairvoyance-kísérletben például zárt borítékban lévő ábrák sorrendjét kell kitalálni, úgy, hogy a borítékokat már lezárva keverték össze.

Ezek a definíciók egyelőre tisztán operacionálisak, vagyis azon a helyzeten alapulnak, amelyben a definiált jelenséget megfigyeljük, és nem utalnak a természetükre. Az ESP típusait a gyakorlatban még így szűken értelmezve sem mindig könnyű egymástól elválasztani. Az imént példának hozott clairvoyance-kísérletet felfoghatjuk akár prekogníció-kísérletnek is, mert később valamikor a borítékokat kinyitják az ellenőrzéshez, és ha a prekogníció létezik, semmi nem garantálja, hogy az adás nem ebben a későbbi időpontban történik meg. Ha pedig kicsit belegondolunk bármilyen telepátia-kísérlet menetébe, hasonló bonyodalmak bukkannak fel.

1.3. A materialista parapszichológia viszonya a spiritualista parapszichológiához

Az emberi elme nem-anyagi természetéből kiinduló parapszichológiának van egy olyan típusa, amely módszertanilag követi a tudomány elfogadott normáit. Ma nagyrészt ezt a típust hívják tudományos parapszichológiának. Képviselői szinte kivétel nélkül rendelkeznek egyetemi végzettséggel, többnyire pszichológusok, fizikusok vagy filozófusok. Szervezetük, az amerikai székhelyű Parapsychological Association, 1969 óta tagja az amerikai tudományos társaságok szövetségének (AAAS, American Association for the Advancement of Science), és legnagyobb példányszámú szakfolyóiratuk, a Journal of Parapsychology cikkeit ismerteti a Psychological Abstracts. E folyóiratban csak olyan közlemény jelenhet meg, amelyet előzőleg elbírál a terület két tekintélyes kutatója, amennyiben pedig kísérleti eredményeket közöl, rajtuk kívül egy matematikus szerkesztő is, aki a statisztikai számításokat ellenőrzi.

Ez a tudományos irányzat az 1930-as évek elején született, döntően Joseph Banks Rhine munkássága nyomán (lásd a külön életrajzi összefoglalót, 1.4 alfejezet), aki az USA Észak-Karolina államában lévő Durhamben sokáig vezette az első kutatólaboratóriumot. Rhine laboratóriuma egy ideig a Duke Egyetem pszichológiai tanszékéhez tartozott, majd 1962-től különválva a Foundation for the Research on the Nature of Man alapítvány önálló intézete lett Institute for Parapsychology néven. Rhine és munkatársai meg voltak győződve arról, hogy e jelenségek révén az elme anyagon túli természetét kutatják, de módszertanilag ettől függetlenül tudományos egzaktságra törekedtek, határozottan elutasítva az ezoterikus iskolák felületi analógiákon nyugvó és a fogalmakat parttalanul összemosó gondolkodásmódját. Sőt, a későbbi vezető parapszichológusok – mint pl. Rex Stanford, John Palmer és Charles Honorton – Rhine-t épp azért bírálták még beosztottjaiként, mert szerintük ő túl mereven ragaszkodott a behaviorizmus elveihez, amelyekkel szemben az akkori pszichológiában már egyre erősödött az ellenállás. A tudományos parapszichológia azóta is egyesíti magában a spiritualista szemléletet a módszertani igényességgel; ez Európában elég szokatlan párosítás – az európai parapszichológusokra nem is annyira jellemző, őket az „anyagtalan lélek” feltételezése kevésbé lelkesíti –, az USÁ-ban viszont megszokottabbá és elfogadottabbá teszi a legtöbb szakterületre jellemző, nagyfokú specializáció.

A mai tudományos parapszichológia főáramában a kutatás stratégiáját a kutatók elvi felfogása annyiban befolyásolja, hogy mindenekelőtt a kutatott jelenségek létezését akarják bebizonyítani, működésük törvényszerűségei kevésbé érdeklik őket. A Journal of Parapsychology rendelkezésemre álló számainak tízévnyi teljes sorozatában – 1988/3. és 1998/2. között –, az összesen 125 cikkből mindössze 24 szól a vizsgált jelenségek természetének feltárását célzó kísérletről, és ezek közül is nyolcat olyan szerző írt, aki materialistának vallja magát. (A többi cikk témakör szerinti megoszlása: 36 a jelenségek létezését igazoló kísérlet vagy az ehhez szükséges körülmények vizsgálata, 6 elméleti, 26 módszertani jellegű, 33 pedig a parapszichológia történetére, alkalmazására, a parahitekre, spontán ESP-élményekre vagy a parapszichológia tudományos fogadtatására vonatkozik.) Ahhoz azonban, hogy az ESP jelenségeit bizonyítási céllal megbízhatóan előállítsák, valamennyire ismerni kell a tulajdonságaikat; így ezek kutatásának feladatát még a spiritualista parapszichológusok sem kerülhették meg. Maga J. B. Rhine egyszer állítólag azt mondta erről: „Ha nyúlpecsenyét akarsz, előbb fogd meg a nyulat.” (Stanford 1993, 129. oldal: „If you want to have rabbit stew, first catch the rabbit.”) Ezért a tudományos parapszichológia eredményeit badarság volna figyelmen kívül hagynunk, attól függetlenül, hogy nem osztjuk filozófiai értelmezésüket. Ez már csak azért is így van, mert semmi más ismeretanyagra nem számíthatunk: az ESP mindeddig kiesett a tudomány látóköréből, amit pedig az ezotéria mond róla, az legjobb esetben is csak szubjektív vélekedésnek fogható fel.

1.4. Melléklet: Joseph Banks Rhine (1885 – 1980)

A Pennsylvania állambeli Waterlooban született, átlagos jövedelmű kereskedő és gazdálkodó családban, öt gyerek közül másodikként. Több tulajdonságával kitűnt iskolatársai közül: igen szorgalmasan tanult, szeretett olvasni, önfejű és rettegett verekedő volt. Szövődményes rózsahimlő következtében 19 éves korától meggyengült a hallása, szaglása és ízérzékelése. Az 1. világháborúban a tengerészgyalogságnál szolgált, majd 1919-ben első lett az USA katonai lövészbajnokságán. 1920-ban feleségül vette kamaszkori iskolatársát, Louisa Ella Weckessert. Ugyanekkor kezdte felsőfokú tanulmányait a Chicagói Egyetem biológus szakán. Itt a pszichológus szakon tanított a behaviorizmus megalapítója és nagy hatású propagátora, John Broadus Watson, akinek felfogását azonban Rhine hasonlóan egyoldalúnak érezte, mint a tételes vallásokat. Az egyetem pezsgő intellektuális légkörében az a meggyőződése alakult ki, hogy az ember természetéről csak tudományos kutatással lehet megbízható ismeretekhez jutni. Szellemi fejlődésére döntő hatást gyakoroltak a brit Society for Psychical Research azon kiadványai, amelyeket jól ismert tudósok írtak részben az akkor virágkorát élő spiritizmusról,

részben a telepátiáról és rokonjelenségeiről. Oliver Lodge, Frederick Myers, Henry Sidgwick, Edmund Gurney és mások hatalmas tapasztalati anyagot gyűjtöttek össze, amely ugyan nem tűnt minden részletében teljesen megbízhatónak, együtt mégis elég meggyőzően bizonyította számára, hogy az ember és környezete között létezik valamiféle szellemi kommunikáció a fizikában ismert anyagi módokon túl.

Amerikában ezt a felfogást a Harvard Egyetem pszichológiai tanszékének vezetője, William McDougall képviselte a leghatározottabban, aki előzőleg a Society for Psychical Research elnöke is volt. 1922-ben Rhine levelet írt neki, kifejezve érdeklődését a telepátia iránt, majd a bátorító válasz után kapcsolatba lépett a brit mintára alakult American Society of Psychical Research néhány munkatársával. 1925-ben megszerezte doktori fokozatát a növények biokémiájának témakörében írt dolgozatával. Már előtte munkába állt biológiatanárként egy New York állambeli főiskolán, utána pedig a Nyugat-Virginiai Egyetemen, ahol felesége is állást kapott mint latintanár. Itt félretett pénzükből 1926-ban beiratkoztak a Harvard Egyetem pszichológia szakára, mert ekkor már elhatározták, hogy hosszú távon mindketten a telepátia kutatásával akarnak foglalkozni. Ezt végül az a szerencsés körülmény tette lehetővé, hogy McDogallnak módja lett egy új pszichológiai tanszék alapítására az észak-karolinai Duke Egyetemen, részint kifejezetten azzal a céllal, hogy ott az ember „paranormál képességeit" – angolul „psychic abilities" – tanulmányozzák. Ezt a tudományágat ők maguk ekkor nevezték el parapszichológiának. (Maga a szó nem tudományos jelentéssel már ismert volt.) McDougall meghívására Rhine 1930-tól főállásban az új kutatócsoport tagja lett, Helge Lundholm és Karl Zener pszichológusok mellett.

A kutatás első évtizedeiben szinte kizárólag választásos kísérleteket végeztek, elsősorban a Zener által bevezetett öt egyszerű ábra – kör, csillag, hullámvonalak, kereszt, négyzet – alkalmazásával. A kísérletek módszerét fokozatosan finomították, felismerve többek között a tudattalan nem-verbális jelzés, és a célábrák nem teljesen véletlenszerű sorrendjére való ráhangolódás lehetőségét. Bevezették az azóta is használatos terminológiát, mint pl. ESP, PK, pszi-jelenség, választásos és szabad-válaszos módszer stb. Felfedezték a clairvoyance, vagyis adó nélküli telepátia és a prekogníció, vagyis jövőbeli eseményekre való ráhangolódás jelenségét. Eredményeiket Rhine 1934-ben az „Extra-Sensory Perception" című könyvben foglalta össze, 1937-ben pedig elindította a Journal of Parapsychology folyóiratot. Már ekkor maradandó érvényű következtetéseket vontak le az ESP néhány pszichológiai tulajdonságáról, mint például az elvárás szerepe, a találatszám jellegzetes időbeli változásai stb. A negyvenes években Louisa E. Rhine nagy számú spontán ESP-élmény leírását gyűjtötte össze és elemezte különféle szempontok szerint, miután négy gyermekük elég idős lett ahhoz, hogy ismét munkába állhasson.

Ahogy a laboratórium tevékenysége világszerte egyre ismertebbé vált, felerősödött körülötte a laikusok lelkes csodálata és a tudósok gyanakvó kritikája egyaránt. Az utóbbit jelentős mértékben motiválta Rhine megkérdőjelezhetetlen evidenciaként vallott nézete, miszerint az általuk kutatott jelenségek közvetlenül bizonyítják az emberi elme nem-anyagi természetét; mi több, kutatásuk pontosan ezért fontos. 1954-ben ezt írta (Rhine 1954):

„A parapszichológiai jelenségek fontosságának felismeréséhez nagyban hozzájárul, ha szemügyre vesszük valódi ellenfele, a filozófiai materializmus gyengeségét... A materializmus hipotézisének a parapszichológiai kísérleteken kívül eddig nem volt perdöntő próbája, és ezt a hipotézist most a parapszichológia egyértelműen megcáfolta. Következésképp a másik oldalnak nincsenek olyan bizonyítékai, amik további cáfolatot kívánnának. A parapszichológiai tapasztalat súlya alatt a materializmus egyszerűen összeomlik."

(„It adds greatly to one's appreciation of psi to know the weakness of its real antagonist, the philosophy of materialism... There has, of course, never been any crucial test of the hypothesis of materialism other than the experiments of parapsychology and they have conclusively disproved it. Consequently there is no evidence for the other side of the issue which the psi hypothesis would have to refute. The case for materialism simply collapses in the face of the evidence against it from parapsychology.")

A hozzá csatlakozó munkatársak természetszerűleg osztották ezt a nézetet, amely mindmáig uralkodó a tudományos parapszichológiában. Az utána jövő nemzedék csaknem minden jelentős képviselője – Joseph Gaither Pratt, Karlis Osis, Rhea White, Rex Stanford, John Palmer, James

Carpenter, Charles Honorton, Helmut Schmidt stb. – az ő személyes irányításával kezdett a területtel foglalkozni. Ők a kísérleti eljárások körét jelentősen kitágították, például Schmidt bevezette az elektronikus véletlenszám-generátorok alkalmazását, Honorton pedig a Ganzfeld-technikát, de mindvégig ragaszkodtak ahhoz a módszertani igényességhez, amit a tudományos parapszichológiában Rhine honosított meg.

(Ez az életrajzi összefoglaló Denis Brian (1982) „Az elvarázsolt utazó” című könyve nyomán készült.)

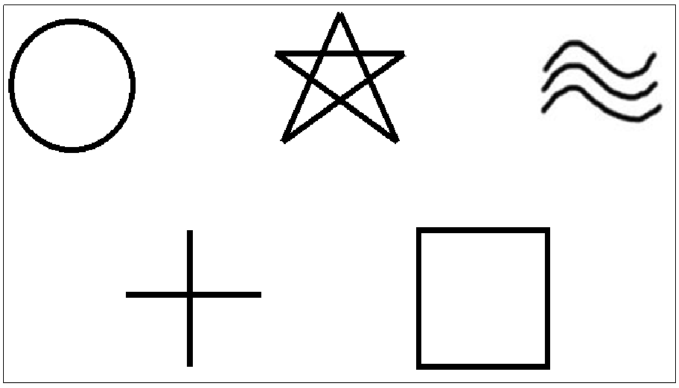
2. Választásos kísérletek egyszerű ábrákkal

2.1. Egy tipikus választásos telepátiakísérlet menete

Adott öt egyszerű ábra: kör, csillag, hullámvonalak, kereszt, négyzet. Ezeket hívjuk a kísérlet **céltárgyainak**. Képezünk belőlük egy 25-elemű sorozatot, amelyben véletlenszerűen követik egymást. Leültetjük a telepatikus adót (A) és vevőt (V) két külön helyiségben, mellettük egy-egy asszisztenssel (AA, ill. AV). Mindnyájan ismerik a lehetséges ábrákat, és tudják, hogy azok véletlenszerű sorrendben következnek. Az asszisztensek órája szinkronizálva van. AA percenként felmutatja a soron következő ábrát A előtt, aki megpróbálja azt V-nek telepatikusan átadni. V közli AV-vel az aktuális tippjét, vagyis azt, hogy szerinte A épp akkor melyik ábrát küldte. AV ezeket a tippeket felírja. Miután végeztek a 25 próbával, a részvevők találkoznak, AA megmutatja V-nek a küldött ábrasorrendet, és megszámolják, hogy a célábrák és a tippek sorrendjében hány egyezés van. A kapott találatszámot közlik a kísérletvezetővel, aki elvégzi a statisztikai kiértékelést.

Egy ilyen sorozatot általában egy **menetnek** nevezünk (angolul „run”). Mint majd rövidesen kiderül, statisztikusan kimutatható eredményhez rendszerint több száz vagy több ezer próbát kell végezni, amelyek azonban egyhuzamban nagyon fárasztóak és/vagy unalmasak volnának; ezért alakult ki az a szokás, hogy aránylag kevés próbából álló menetekre bontják őket. A menet paraméterei változhatnak: a próbák száma nem kötelezően 25, az adás percenkéntinél gyorsabban vagy lassabban is végezhető a részvevők kívánsága szerint, a céltárgyak lehetnek ötnél többen vagy kevesebben, és az itt felsoroltaktól különbözők is. A **választásos kísérletet** lényegében az a körülmény definiálja, hogy benne véges számú és minden részvevő előtt ismert céltárgy szerepel.

Ez a kísérletfajtát először a tudományos kísérleti módszerek atyjának tekintett Francis Bacon már egy 1627-es könyvében javasolta (Thouless 1972, 5. oldal), majd 1880 táján megjelent a brit Society for Psychical Research gyakorlatában, céltárgyakként a francia kártya lapjaival (Thouless 1972, 31. oldal). További történeti érdekesség, hogy a kártyás kísérletek statisztikus kiértékelési módját részben az a Ronald A. Fisher dolgozta ki (Fisher 1924), akit a mai matematikusok a „klasszikus statisztikának” nevezett eljáráscsalád megalapítójaként tisztelnek. (A 2.3. alfejezetben ismertetendő adatelemzési mód is az ő gondolatain alapul.) Választásos kísérleteket azonban tömegesen és szisztematikusan csak Rhine és követői végeztek. Az ő tipikus célábráikat Rhine durhami pszichológus munkatársa, Karl Zener választotta ki abból a követelményből kiindulva, hogy egyszerűek és érzelmileg minél semlegesebbek legyenek, ugyanakkor geometriailag jellegzetesek és egymástól jól megkülönböztethetők. A kör – csillag – hullámvonalak – kereszt – négyzet együttest (2.1. ábra) egy ideig Zener-ábráknak is hívták, ma az ESP-ábrák elnevezés a megszokottabb.



2.1. ábra. ESP- (régebben Zener-) ábrák.

2.2 A választásos kísérletek tipikus hibái és módszertani követelményei

Hogy egy módszertanilag hibátlan választásos kísérletet könnyen el tudjunk képzelni, Gertrude Schmeidler New York-i pszichológus nyomán képzeljünk el először egy olyat, amelyben a legtöbb lehetséges hibát elkövetik (Schmeidler 1977, 132. oldal):

„A kísérletvezető, aki egyben a telepatikus adó, ül a vevővel szemben egy asztal másik oldalán, kezében egy 25 lapból álló kártyapaklival. Ezeken a lapokon vannak az ESP-ábrák, mindegyikből öt darab. Néhányszor megkeveri a kártyacsomagot, ránéz a legfelsőre, és kérdi a vevőt, mi lehet az. A választ felírja, mellé a leadott ábra nevét is, amit egyúttal visszajelzésként megmutat a vevőnek. Ezután ugyanezt a műveletsort ismétli, míg a 25 kártya el nem fogy. Tegyük fel, hogy ebben az első menetben öt találat volt. Ekkor végeznek egy másodikat, amelyben a találatok száma nyolc. A kísérletvezető úgy dönt, hogy az első menetet nem veszi figyelembe, mert az csak bemelegítésnek számít, a második nyolc találata viszont igazolja a telepátia létezését.”

Nézzük a hibákat sorjában!

2.21. Érzékszervi információszivárgás

Ha az adó és a vevő szemtől szemben ül a kísérlet alatt, akkor nincs kizárva érzékszervi információ átvitele. Különösen a fenti elrendezésben, ahol maguk a kártyák is a vevő szeme előtt vannak. Közönséges papíron az ábra bizonyos mértékig átlátszhat, kiváltképp ha a fény az adó oldaláról esik rá. Mikor az adó felemeli a felső lapot, néha előfordulhat, hogy a rajta lévő ábrát a vevő futólag megpillantja. Az ábrák tükröződhetnek az adó szemén, vagy pláne a szemüvegén, ha azt visel. Némelyik kártya hátlapján lehetnek azonosításra alkalmas piszokfoltok, sérülések vagy gyűrődések, amiket a vevő az első menetben megjegyezhet, hogy aztán felhasználja a többiben. Az adó maga is képes jelzéseket adni öntudatlanul, ha például kissé más és más arcot vág a látott ábrától függően, például lágyabbat a gömbölydedeknél és keményebbet a szögleteseknél. Hogy az öntudatlan testbeszéd milyen hatékony lehet, azt jól illusztrálja a kutyatartók általános tapasztalata: négylábú kedvenceink gyakran már akkor reagálnak a gazda szándékára, amikor benne az ötlet még épp csak felmerült (Lorentz 1976, 104 – 106 oldal; lásd a mellékelt szövegrészleteket, nemcsak kutyákról, Sárközy Elga kitűnő fordításában).

Részlet Konrad Lorenz „Salamon király gyűrűje” című könyvéből:

„Aki csak egy kicsit ismeri a kutyákat, tudja, micsoda hátborzongató bizonyossággal állapítja meg a hűséges kutya, hogy vajon a gazdája a kutya szemszögéből érdektelen céllal távozik-e a szobából, vagy pedig a hőn óhajtott séta kecsegtet. De sok kutya ennél jóval többre képes e téren. Például Tito nevű juhászkutyám ük-ük-ük-üknagymamája ’telepatikus’ úton teljes bizonyossággal tudta, hogy *melyik* ember megy az idegeimre, és *mikor*. És egyszerűen semmiféle eszközzel nem lehetett meggátolni abban, hogy az efféle embereknek gyengéden, de nagyon elszántan bele ne harapjon kicsit a hátsó felébe. A tekintélyes, korosabb urak különösen akkor forogtak veszedelemben, ha a viták során a közismert ’és-te-még-egyáltalán-túl-fiatal-vagy-ehhez’ attitűdöt vették fel velem szemben. Mihelyt ugyanis ilyesmit kezdett hangoztatni valamelyik idegen, hamarosan döbbenten kapott ahhoz a bizonyos részéhez, ahol a pontosan végrehajtott büntetés érte. Amire végképp nem találtam soha magyarázatot: a dolog akkor is megbízhatóan funkcionált, ha a szuka történetesen az asztal alatt hevert, vagyis nem láthatta az emberek arcát és gesztusait; de hát akkor meg honnan tudta, hogy ki kivel beszél, és melyikük aki ellentétes véleményen van velem?

Az állatok természetsen nem ’telepatikus úton’ érzik meg ilyen pontosan gazdájuk mindenkori hangulatát. Csak éppen igen sok állatban megvan az a képesség, hogy olyan elképesztően parányi mozdulatokat is észleljenek, amelyek az ember szemét elkerülik. És a kutya, amely tökéletesen összpontosított figyelemmel iparkodik gazdája szolgálatára lenni, a szó szoros értelmében ’csügg az ajkán’, különösen sokra viszi ilyen tekintetben. De figyelemre méltó teljesítményekre képesek a lovak is. Így talán itt helyénvaló megemlékezni néhány bűvészmutatványról, amely egyes állatoknak még amolyan hírnévféleséget is teremtett. Bizonyára sokan emlékeznek ’Okos Jancsira’, de több ’gondolkodó lóról’ tudunk, amelyek még a gyökvonással is boldogultak, sőt Rolf, a csodakutya, egy airdale terrier odáig vitte, hogy tollba mondta úrnőjének a maga végrendeletét.

Minden efféle számoló, beszélő és gondolkodó állat dobogással vagy ugatással ’beszél’, a hangjelek értelmét pedig a morse-ábécé mintájára rögzítették. A mutatványok első látásra csakugyan elképesztőek.

...

Otto Koehlernek volt egy nagyon öreg szürke papagája, amely a tollcsupálás bűnös szenvedélyének hódolt, következésképp szinte tökéletesen csupasz volt, és a Keselyű nevet viselte. Keselyűre a világ minden kincséért sem lehetett volna ráfogni, hogy szép, beszédtehetsége azonban kárpótolt mindezért. Teljesen értelemszerűen köszönt ’jó reggelt’ és ’jó estét’, s ha valamelyik vendég felállt, hogy elbúcsúzzék, borízű hangján jóakaratúan megszólalt: ’Na, a viszontlátásra!’. Megjegyzendő: csak akkor, ha valaki azért állt fel, hogy elbúcsúzzék. A ’gondolkodó’ kutyákhoz hasonlóan Keselyű is beállítódott arra, hogy a legfinomabb, akaratlan jelzésből is észrevegye, ha ’komolyan gondolják a dolgot’, de hogy micsoda jelzésekből, azt soha nem sikerült kiderítenünk. *Színlelt* búcsúzással ugyanis soha, egyetlenegyszer sem sikerült kiprovokálnunk belőle ezt a köszönést.”

Néhány évtizede az emberekkel foglalkozó pszichológiában is elfogadott tétel, hogy egymással messze nemcsak szavak révén kommunikálunk. Buda Béla pl. ezt írta „A közvetlen emberi kommunikáció szabályszerűségei” című könyvében (Buda 1974):

„Az emberi kommunikáció jellemzője, hogy sok csatorna igénybevételével történik. Az emberi viselkedésnek több olyan eleme van, amely kizárólagosan vagy elsődlegesen a kommunikáció céljait szolgálja. Az emberi kommunikáció csatornáira csak az utóbbi másfél évtizedben derült fény, ekkor ismerték fel, hogy számos mozgási megnyilvánulás kommunikatív értékkel bír, amelyet korábban legfeljebb az emocionális expresszióval kapcsolatosan vagy a személyiségdiagnosztikában vettek figyelembe. Az egyes kommunikációs csatornák egymástól csak vizsgálati célból különíthetők el, a valóságos kommunikációkban mindig együttesen vesznek részt. A köznapi kommunikációkban, a közvetlen, kétszemélyes modellhelyzetben minden csatorna részt vesz, ritka helyzet az, amikor egyik vagy másik időlegesen kénytelen felfüggeszteni működését.” Ezután a kommunikáció nemverbális csatornái közül részletesen foglalkozik a mimikával, a tekintet irányításával és jellegével, a hanghordozással, a gesztusokkal, a testtartással, a térköz szabályozásával és az apró kifejező mozdulatokkal (kinezikai jelek).

Jelen tárgyunk szempontjából még hozzátehetjük, hogy ESP-kísérletek során nem elég, ha a látással szerzett információt kiküszöböljük – pl. az adó és a vevő egymásnak háttal ül –, mert jelezhet valamit a mocorgás is, amit hallani, vagy a párolgó verejték változó összetétele, aminek szaga van. (Még ha esetleg olyan enyhe is, hogy észrevétele nem tudatosul.) Így a legbiztosabb, ha az adó és a vevő két különböző helyiségben tartózkodik, méghozzá olyan messze vagy annyira elszeparáltan, hogy köztük ne lehessen hangkapcsolat. A mai technika lehetőségei között magától értetődik továbbá, hogy ki kell zárni az elektronikus jelátvitelt – mobiltelefon vagy speciális eszközök –, azaz szükség van a részvevők folyamatos felügyeletére, kivéve, ha az adó maga a kísérletvezető.

2.22 Nem kellően véletlenszerű sorrend

Schmeidler „állatorvosi ló” kísérletében a következő hiba a céltárgyak sorbarendezésének helytelen módszere. Ha egy pakli kártyát kézzel megkevernek, az elég lehet társasági szórakozáshoz, de nem elég ott, ahol a sorrendnek a legkisebb mértékben sem szabad örökölnie az előző menet ábrasorrendjét. Ha mondjuk van benne három csillag egymás után, és ez a jellegzetes mintázat a következő menetre történetesen nem bomlik fel, akkor a vevő, akinek minden próba után megmutatják a helyes céltárgyat, két csillagot követően a véletlennél nagyobb eséllyel eltalálja a harmadikat telepátia nélkül is. Hasonló műterméket okozhat bármilyen fennmaradó mintázat, és felhasználásához még az se kell, hogy a vevő tudatosan emlékezzen rá: pszichológiai közhely, hogy mintázatokra való öntudatlan ráhangolódásban mi emberek igen tehetségesek vagyunk. Ha tehát valaki feltétlenül ragaszkodik a kártyákhoz és a keveréshez, akkor minden menetet új és külön megkevert paklival célszerű végeznie. De a legbiztosabb, ha garantáltan véletlen sorrendű számokat használunk, direkt e célra készült táblázatból vagy számítógépi algoritmusból, és az egyes számokat egy-egy céltárgynak feleltetjük meg.

Véletlen számok táblázata az internetről ingyen letölthető, a „random number table” címszóra például a Google többet is kiad. Egy rövidített változat:

TABLE OF RANDOM NUMBERS

39634	62349	74088	65564	16379	19713	39153	69459	17986	24537
14595	35050	40469	27478	44526	67331	93365	54526	22356	93208
30734	71571	83722	79712	25775	65178	07763	82928	31131	30196
64628	89126	91254	24090	25752	03091	39411	73146	06089	15630
42831	95113	43511	42082	15140	34733	68076	18292	69486	80468

80583	70361	41047	26792	78466	03395	17635	09697	82447	31405
00209	90404	99457	72570	42194	49043	24330	14939	09865	45906
05409	20830	01911	60767	55248	79253	12317	84120	77772	50103
95836	22530	91785	80210	34361	52228	33869	94332	83868	61672
65358	70469	87149	89509	72176	18103	55169	79954	72002	20582

72249	04037	36192	40221	14918	53437	60571	40995	55006	10694
41692	40581	93050	48734	34652	41577	04631	49184	39295	81776
61885	50796	96822	82002	07973	52925	75467	86013	98072	91942
48917	48129	48624	48248	91465	54898	61220	18721	67387	66575
88378	84299	12193	03785	49314	39761	99132	28775	45276	91816

77800	25734	09801	92087	02955	12872	89848	48579	06028	13827
24028	03405	01178	06316	81916	40170	53665	87202	88638	47121
86558	84750	43994	01760	96205	27937	45416	71964	52261	30781
78545	49201	05329	14182	10971	90472	44682	39304	19819	55799
14969	64623	82780	35686	30941	14622	04126	25498	95452	63937

58697	31973	06303	94202	62287	56164	79157	98375	24558	99241
38449	46438	91579	01907	72146	05764	22400	94490	49833	09258
62134	87244	73348	80114	78490	64735	31010	66975	28652	36166
72749	13347	65030	26128	49067	27904	49953	74674	94617	13317
81638	36566	42709	33717	59943	12027	46547	61303	46699	76243

46574	79670	10342	89543	75030	23428	29541	32501	89422	87474
11873	57196	32209	67663	07990	12288	59245	83638	23642	61715
13862	72778	09949	23096	01791	19472	14634	31690	36602	62943
08312	27886	82321	28666	72998	22514	51054	22940	31842	54245
11071	44430	94664	91294	35163	05494	32882	23904	41340	61185

82509	11842	86963	50307	07510	32545	90717	46856	86079	13769
07426	67341	80314	58910	93948	85738	69444	09370	58194	28207
57696	25592	91221	95386	15857	84645	89659	80535	93233	82798
08074	89810	48521	90740	02687	83117	74920	25954	99629	78978
20128	53721	01518	40699	20849	04710	38989	91322	56057	58573

00190	27157	83208	79446	92987	61357	38752	55424	94518	45205
23798	55425	32454	34611	39605	39981	74691	40836	30812	38563
85306	57995	68222	39055	43890	36956	84861	63624	04961	55439
99719	36036	74274	53901	34643	06157	89500	57514	93977	42403
95970	81452	48873	00784	58347	40269	11880	43395	28249	38743

Ezekben a táblázatokban rendszerint 0 és 9 közötti számok szerepelnek, amelyeket könnyű leképezni kettesével az öt ESP-ábrára; nyilván nem kell nagy találékonyság más céltárgyak esetében sem. A táblázat kezdőpontját kidobhatjuk kockával, vagy sorsot húzhatunk rá. Lényeg, hogy egy kísérlet folyamán a táblázat semelyik része ne ismétlődjön, mert az lehetővé teszi az említett a tudattalan ráhangolódást, és ezzel a véletlentől eltérő eredmény hibás értelmezését. Véletlen számok sorozatát előállíthatjuk továbbá az Excel táblázatkezelő programmal, amely minden Windows rendszerű gépen rendelkezésre áll. Aki pedig tud programozni, annak végképp nem kell részleteznem, hogy mit csináljon.

2.23 A visszajelzésből adódó következtetések

Ha a céltárgyak sorrendjét véletlen számokkal állítjuk elő, ahogy az előbb javasoltam, akkor a most sorra veendő hiba nem aktuális, de mivel Schmeidler képzeletbeli kísérletvezetője kártyapaklit használt, röviden ki kell rá térnem. Ott ugye 25 kártya volt, rajtuk öt-öt darabbal minden ESP-ábrából. Tegyük fel, hogy a vevő memóriája elég jó a már előfordult ábrák számontartásához, és el is tud számolni ötig. Nyilvánvaló, hogy a huszonötödik próba előtt pontosan kitalálja, mi következik, a huszonnegyedik előtt is kizárhat legalább három ábrát, a huszonharmadik előtt legalább kettőt, stb; egyáltalán, az eshetőségeket szinte kezdettől jobban behatárolhatja a teljesen véletlenszerű húsz százalék valószínűségnél. Megfelelő stratégiával ekkor a találatarány anélkül növelhető, hogy bármiféle ESP-t igénybe vennénk. Ami természetesen hiba, hiszen így a kísérlet nem a célzott jelenséget méri.

Megtehetjük persze, hogy a vevőnek nem adunk próbánkénti visszajelzést, és a választásos kísérletek végzői néha tényleg így jártak el. Ettől azonban a kísérlet kevésbé érdekes neki, ami rendszerint csökkenti az eredményt. Mindenesetre a 2.22.-ben javasolt véletlenszámos megoldás biztosítékot nyújt a következtetések ellen is.

2.24. Regisztrációs hibák

Ha a vevő tippjeit olyan személy jegyzi fel, aki ekkor már ismeri az aktuális céltárgyat, felléphet az úgynevezett „motivált hibázás” jelensége. Különösen akkor, ha nem közvetlenül az ábrákat, hanem gazdaságos módon mindjárt a számkódjaikat használják: a vevő például csillagot tippel (aminek kettő a kódja), miközben a céltárgy a négyes kódú kereszt volt, mire az asszisztens egy pillanatra azt hiszi, hogy a csillag kódja a négyes, és elégedetten azt írja be. Így aztán kapnak egy hamis találatot. Ez a fajta hiba jól ismert a parapszichológiától függetlenül is, és célzott vizsgálatok szerint nagyjából egy százalék gyakorisággal fordul elő.

Egy százalék első pillantásra nem látszik jelentősnek, hiszen például egy ESP-ábrás kísérletben azt jelenti, hogy átlagosan minden századik próba eredményét jegyzik fel hibásan. Ám ha ezek a hibák következetesen a „jó irányban” lépnek fel, vagyis mind hamis találatot eredményeznek, akkor 100 próbából átlagosan máris nem 20, hanem 21 találat lesz, és mint majd látni fogjuk, átlagosan nagyjából ekkora többlet várható magából az ESP-ből is. Egyszóval akár az egész mért hatás lehet regisztrációs műtermék.

Az igazsághoz hozzátartozik, hogy motivált hibázás az ellenkező irányban is előfordul. Mikor az egyetemen elkezdem a féléves parapszichológia-kurzust, mindig beiktatok egy csoportos prekogníció-kísérletet a téma illusztrációjaként, ahol 25 próba végigtippelése után mindenki megkapja a neki szánt ábrasorozatot, és az eredményt önmaga kiértékeli. Utána a lapokat beszedem, és végigbogarászom magam is. A lap tetején szerepel egy arra vonatkozó kérdés, hogy az illető egyrészt mennyire fogadja el a prekogníció létezését, másrészt mennyire bízik abban, hogy neki ez a kísérlet sikerül majd. A pesszimistáknál csaknem mindig kijön az 1% körüli regisztrációs hiba:

néhány találat fölött elsiklanak anélkül, hogy észrevennék. Ebben a helyzetben az optimisták pozitív hibázása sokkal kevésbé valószínű, mert ha valaki valahol találatot vél látni, ott természetszerűleg megáll, hogy bejelölje, és akkor jobban megnézve észbe kap. Ahol viszont egy igazi találatot nem vesz észre, már nincs rá ok, hogy még egyszer odapillantson. Mindenesetre jellemző, hogy diákjaim közül az optimisták még soha egyet sem felejtettek ki saját találataik közül.

Az ilyen hibát azzal lehet elkerülni, hogy a tippsorrendet rögzítő személy előtt nem ismert a céltárgyak sorrendje, a céltárgyak és a tippek összevetését pedig elvégzik legalább ketten egymástól függetlenül. Ma persze ez utóbbi művelet már számítógéppel a legegyszerűbb, amit úgyis használunk a statisztikai számításhoz.

2.25. Utólagos adatszelekció

Schmeidler példájában az első menetet kihagyták, mint bemelegítést. Felmerül persze a gyanú: vajon akkor is kihagyták volna-e, ha több találatot hozott volna, mint a véletlen átlag. Vagy ha a második eredménye se lett volna jobb, vajon nem nyilvánították volna azt is bemelegítésnek, és aztán így tovább, míg egyszer véletlenül szerencséjük lesz? Vagy ha a kísérletet történetesen az ESP egy meggyőződéses tagadója végzi, és az első 25-próbás menetben mondjuk 10 találat jön ki, vajon ő azt dobná el bemelegítésként?

Remélem, további magyarázat nélkül is nyilvánvaló, hogy mért adatok utólagos szelekciójával *bármilyen* hipotézist igazolni lehet, teljesen függetlenül a valóságtól. Pontosabban ezt a trükköt a valóság annyiban korlátozza, hogy mivel az utólag kiválasztott adatok is csak a természetes ingadozás határain belül mozoghatnak, az igazolandó hipotézis nem lehet nagyon irreális. Ha például egy radiesztéta azt állítja, hogy száz tojás közül százról előre ki tudja ingázni, hogy a belőle kikelő csirke milyen nemű lesz, és ezt aztán egy kísérlettel ellenőrzik, akkor bármennyi „bemelegítő” menet után se kapnak az állítást bizonyító eredményt, mert százból száz találat véletlen esélye elenyészően kicsi. (Hacsak persze az inga tényleg nem tud valamit, de ezt én erősen kétlem, lásd Vassy 1996).

Tudományos kísérletekben az adatszelekció igen kellemetlen veszélyforrás, mert nehéz ellenőrizni. A szakcikkekben kötelezően benne van az alkalmazott módszer minden olyan eleme, amely az eredményt befolyásolhatja, például a részvevő személyek kiválasztási szempontjai, a tárgyi berendezés részletei, a konkrét műveletek, a statisztikai hipotézisek stb. De mi van, ha a szerző „elfelejt” megemlíteni néhány kihagyott bemelegítő menetet, vagy azt a döntését, hogy a menetek számát nem határozta el előre, hanem a kísérletet akkor hagyta abba, amikor az addigi adatok szerint úgy látta jónak? A cikk szövegéből ezt sem a folyóirat szerkesztőjének, sem a szaklektoroknak, sem az olvasóknak nincs módjuk kikövetkeztetni. Épp ezért persze a szövegben szerepelnie kell valami efféle mondatnak: „Minden bemelegítő vagy gyakorló jellegű mérést előre elhatározott módon végeztünk, és az elemzésből kihagytuk, függetlenül az eredményétől.” Ha tényleg így volt, akkor a dolog rendben van, legalábbis az adatszelekciót illetőleg. Csakhogy – még ha el is tekintünk a tudatos csalástól, ami a megjelent cikkből úgyse derülhet ki – egy slendriánságra hajlamos kutató sokkal könnyebben becsapja magát néhány rosszul sikerült menet utólagos kihagyásával („tulajdonképpen mindig is ki akartam hagyni...”), mint azzal, hogy például konkrét adatokat megváltoztat, vagy engedi, hogy kísérleti személyei megszegjék az előírt biztonsági rendszabályokat. Különösen Rhine intézetének kezdeti időszakában volt mindennapos, hogy az odalátogató érdeklődőkkel kapásból leültek kísérletezni, rendszerint maga Rhine mint telepatikus adó, a kísérlet jellegének pontos rögzítése nélkül; így aztán hónapokkal később, mikor az elmúlt időszak eredményeit összesítették egy közleményben, könnyen kimaradhatott közülük néhány, és van némi gyanakvó sejtésem arról, hogy az ilyen feledékenységnek a jobban vagy a kevésbé sikerültek estek áldozatául.

2.26. A kísérlet önkényes befejezése

Az utólagos adatszelekcióhoz hasonló hibát okoz még egy eljárás, amelyben a szelekciónak nem ténylegesen mért próbák vagy menetek esnek áldozatául, hanem magát a kísérletet fejezik be önkényesen egy olyan időpontban, amikor az adatok a kutató hipotézisét igazolni látszanak. Ez ugyanis előfordulhat pusztán véletlenül, és akkor a kapott eredmény valójában nem igazolja semmi egyéb hatás felléptét. A kísérlet tervezésének egyik alapvető követelménye tehát, hogy a mérendő adatok mennyiségét, azaz a próbák teljes számát előre rögzíteni kell. E szám elérése előtt tilos leállni, akkor viszont kötelező.

Ezt a hibatípust az angol szakirodalomban **optional stopping**nak nevezik.

2.27. Hibás következtetés a mért adatokból

Amikor egy ESP-ábrás menet 25 próbájában 8 találat lett a véletlen egybeesésekből várható 5 helyett, hajlamosak lehetünk ezt a telepátia bizonyítékának tekinteni. Dolgoztam például olyan, önmagát „mágusnak” nevező kísérleti személlyel, aki ilyen helyzetekre a következő módon reagált: „Látod? Ötöt eltaláltam véletlenül, hármat pedig telepátiával.” Én ilyenkor sose vitatkozom, mert a kísérlet sikeréhez a részvevőknek vidám és derűlátó hangulatban kell lenniük (lásd 3.423. fejezet), de józan ésszel elég világos, hogy huszonöt próbában három többlet még bőven előfordulhat véletlenül is.

Hasonlóan naiv következtetés tapasztalható néhány olyan ember részéről, aki szerint a telepátia elvileg lehetetlen, tehát biztos nem létezik. Ők bármennyi találatot puszta véletlennek tulajdonítanak, még olyan sokat is – mondjuk az ötábrás esetben tizenötöt huszonötből –, amennyit más tárgykörben igencsak gyanúsnak találnának. Mindkét irányú elfogultság érthető és megbocsátható abból a szempontból, hogy egy-egy mélyen átélt és érzelmileg fontos világképet látszanak igazolni. Akit azonban a szóban forgó jelenségek nem ezért érdekelnek, hanem egyszerűen mint a tudományos megismerés tárgyai, az nem elégedhet meg efféle szubjektív értékeléssel. Nekünk a kísérleti eredményeket valami objektívebb módszerrel kell elemeznünk és értelmeznünk.

Ezzel elérkeztünk első olyan témánkhoz, amely a szokásosnál türelmesebb és elmélyültebb olvasást kíván: a statisztikus kiértékeléshez. Nincs kibúvó, itt matematika jön, szemben az eddigi, viszonylag (remélem) könnyen követhető szöveggel. Ajánlok azonban egy kompromisszumot azoknak, akik már előre úgy vélik, hogy a különféle görög betűs képletek az ő felfogóképességüket garantáltan meghaladják. Az első szakaszban elmagyarázom a statisztikai következtetés lényegét még matek nélkül; ez csak logika, bár annak kétségkívül nem a legegyszerűbb fajtájából való, de nem is bonyolultabb, mint amit néha a mindennapi életben használnunk kell. Aki ezt az első részt megérti, az utána átugorhatja a képleteket, attól még számára a könyv további fejezetei nagyjából ugyanúgy követhetők lesznek, mint ha az egész statisztikát pontról pontra átrágta volna. Persze azért jobban jár, ha mégis átrágja, mert precízen gondolkodni sose árt.

2.3. A választásos kísérletek mennyiségi kiértékelése

2.31. A statisztikai következtetés logikája és alapfogalmai

Maradjunk a huszonötből nyolc ESP-ábrás találat példájánál. A kérdés: következik-e ebből a nyolc találatból, hogy a menet során működött valami más is a véletlenen túl?

Mindjárt a rossz hírrel kezdem: erre a kérdésre nem lehet feketén-fehéren válaszolni. Egyszerűen azért, mert ha a véletlen találat esélye átlagosan ötből egy, akkor huszonötből nyolc előfordulhat véletlenül, ugyanakkor a nyolc találat természetesen azt sem zárja ki, hogy a menetben néha fellépett telepatikus információátvitel is. Akkor tehát jelentsük ki, hogy a válasz „talán", és ennél többet nem állíthatunk?

Szerencsére a helyzet biztatóbb. Gondoljuk meg: egy nem nyolc-, hanem például tíztalálatos menetről annyit azért bátran állíthatnánk, hogy az a telepátia aktuális működését valószínűbbé teszi, mint a mi nyolctalálatosunk. Egy héttalálatos menet pedig a miénknél kevésbé valószínűvé. És így tovább: látszik, hogy minél nagyobb a találatszám, viszonylag annál biztosabbak lehetünk egy pozitív következtetés igazában, noha a száz százalék bizonyosságot sose érjük el.

Ez a statisztikai következtetés első fontos tulajdonsága: a feltett kérdésere az igen – nem választ meg se célozzuk, ehelyett **azt számítjuk ki, hogy ha igennel vagy nemmel válaszolnánk, abban mennyire lehetnénk biztosak**. A „mennyire" kitétel itt konkrétabban annak számszerű valószínűségét jelenti, hogy a válaszunk helyes (vagy hogy hibás, amit persze ugyanannyira hasznos tudnunk).

Tegyük fel például, hogy a számítás során kiderül: ESP-ábrás menetekben, ha a kísérleti személy csupán véletlenszerűen találgat, nyolcnál kevesebb találatot 89% valószínűséggel ér el. (Merészebb olvasóknak nemsokára megmutatom, hogy ezt hogyan számítjuk ki.) Következésképp ennyi vagy ennél több találat valószínűsége 11%; ez másképp fogalmazva azt jelenti, hogy ha sok ilyen 25-próbás menetet végeznénk, azoknak 11%-ában fordulna elő 8 vagy még több találat *pusztán véletlenül*. Ha tehát legalább nyolc találatot mérve döntünk „pozitívan", vagyis úgy, hogy „volt itt valami a véletlen találgatáson túl", akkor az esetek 11%-ában fogunk így dönteni még akkor is, ha igazából a véletlen találgatáson túl semmi nem történt. Más szóval egyetlen menetet ezzel a döntési stratégiával kiértékelve 11% lesz annak valószínűsége, hogy hibás pozitív döntést hozunk.

Mint emlékszünk, Schmeidler képzeletbeli kutatója pont így döntött: nyolc találatnál már elfogadta telepátia jelenlétét a menetben. Ő tehát vállalta a helytelen döntés 11%-os kockázatát. Most jön a statisztikai következtetés második fontos sajátossága: **a statisztika nem foglal állást abban, hogy egy döntést mekkora hibázási valószínűséggel vállalhatunk**. Ez rendszerint attól függ, hogy az illető döntés milyen súlyos kárt okoz, amennyiben hibásnak bizonyul. Ha például egy újfajta esernyő tervezésénél kiderül, hogy szokásos használati módot feltételezve egy éven belül 5% valószínűséggel szétesik, akkor ezt a kockázatot a gyártó még vállalhatja; de ha egy újfajta gázkazán tervezésénél derül ki ugyanez, akkor a konstrukciót biztos rossznak nyilvánítják. A tudományban a kár persze ritkán ilyen gyakorlati jellegű, itt a veszély inkább az, hogy a vizsgált tárgyról valamit helytelenül állapítunk meg. A pszichológiában és általában az emberrel foglalkozó tudományokban 5% a hibás pozitív döntésnek az a valószínűsége, amit a szakma még épp elfogad, míg a természettudományokban rendszerint csak ennél kisebb hibavalószínűséget néznek el. Ami a parapszichológiát illeti, ez ugyan a jelenlegi állapotában semmiképp sem számít természettudománynak, de azért az elfogadható hibavalószínűség itt is kisebb szokott lenni 5%-nál. Az ok egy széles körben idézett elv, amit Martin Gardner tudományos publicistának tulajdonítanak (bár ismeretségi körömben senki nem emlékszik, hogy hol és mikor mondta vagy írta először): „Különlegesen erős állítások különlegesen erős bizonyítékot kívánnak." Mivel szerintem is nehéz volna tagadni, hogy az ESP létezése meglehetősen erős állítás, az elvnek tárgyunkra való alkalmazásával természetesen egyetértek.

Ezek után biztos többekben felmerül a kézenfekvő kérdés: ha a matematikai statisztikában ilyen központi szerepe van a hibás pozitív döntés valószínűségének, akkor vajon betölt-e hasonló szerepet logikus ellentétpárja, a hibás *negatív* döntés valószínűsége? 25-próbás meneteinkben az is előfordulhat, hogy kijön mondjuk hét találat, amiből még Schmeidler túl engedékeny állatorvosi lótenyésztője sem következtet telepátia működésére. Mi többiek pedig még a nyolc találatból sem. Pedig előfordulhat, hogy közben egy-két találat mégis telepatikus információátvitelnek volt köszönhető, hiszen egyrészt hét azért több a várható véletlen átlagnál (ami ugye öt), másrészt nincs kizárva, hogy most a tényleg véletlen találatok lehettek akár ötnél kevesebben, hiszen azok is menetről menetre ingadoznak. Az, hogy hét találat *lehet* csupa véletlen, nem ugyanaz, mint hogy hét találat *biztos* csupa véletlen! Mikor tehát hét találatnál negatívan döntünk, bizony szintén hibát követhetünk el. Node mekkora *ennek* a hibának a valószínűsége?

Akiben az iménti gondolat felmerül, azzal a statisztika szakemberei egyetértenek, és valóban definiálják ezt a hibavalószínűséget. Másodfajú (vagy második típusú, az angol szakirodalomban „type 2") hibavalószínűségnek hívják, míg az előbbit, a hibás pozitív döntés valószínűségét elsőfajúnak (vagy első típusúnak, „type 1"). Jelölésük α ill. β; tessék kitalálni, hogy melyik melyik. (E két görög betű miatt egyelőre nem érzem szószegőnek magam, mert képletekben itt nem használom őket.)

A másodfajú hibavalószínűséget a gyakorlatban azért használják kevésbé, mert ritkán lehet kiszámítani. Értéke ugyanis attól függ, hogy a keresett hatás mekkora. Ha például 25-próbás meneteinkben egy bizonyos adó – vevő pár a kísérlet körülményei között átlagosan nyolc találatot ér el, akkor Schmeidler képzelt kísérletezője nagyjából az elvégzett menetek felében kap legalább nyolc találatot, amiből telepátia jelenlétére következtet, míg a menetek másik felében nem. Mivel ekkor feltételezésünk szerint mindig működött telepátia, a meneteknek ezt a másik felét hibásan értékelte, tehát β = 50%. Ezzel szemben ha az igazi találatátlag mondjuk csak hat (mentenkénti átlagban egy telepatikus találat, ami még mindig több a semminél), akkor a hat körül ingadozó találatok nyilván kevesebb alkalommal lesznek nyolcszor vagy többször, mint amikor nyolc körül ingadoztak. Így aztán a másodfajú hiba 50%-nál gyakrabban lép fel. Egyszóval a bétát csak akkor lehet kiszámítani, ha ismert a valódi helyzet, esetünkben az a találatszám, amit a telepátia meg a véletlen együtt létrehoz. Ezért a másodfajú hibavalószínűségnek akkor van jelentősége, amikor valamennyire már ismert természetű jelenséget vizsgálunk, mert ekkor egy-egy újabb kísérlet tervezésekor aránylag reálisan előre kiszámíthatjuk, hogy a mért érték várhatóan mi körül és mennyire fog ingadozni. Ennek ismeretében β már meghatározható, és mivel függ az alkalmazott statisztikai minta nagyságától, segítségével beállíthatjuk a kellően nagy mintát egy elfogadhatóan kis hibavalószínűséghez.

Most még be kell vezetnem egy fogalmat, amely a továbbiakban gyakran előkerül majd, tehát célszerű alaposan megérteni. A statisztikai szignifikanciáról van szó. Gondolom, sokan emlékeznek ilyen mondatokra akár a tévéből is, mikor egy tudós érzékeltetni akarja, hogy állítása igen biztos alapon áll: „Ez az eredmény ezrelékes szinten szignifikáns", vagy valami hasonló. Nos, a fenti mondat rögtön érthetővé válik, ha lefordítom az eddigiek nyelvére: „Ha ezt az eredményt elfogadjuk, mindössze egy ezrelék annak valószínűsége, hogy tévedünk." Vagyis a szignifikancia szintje nem más, mint alfa, az elsőfajú hibavalószínűség.

Node ekkor mért adtak neki még egy nevet? Ennek kissé komplikáltabb oka van, de ígérem, hogy azért meg lehet érteni. Gondoljunk vissza, mi is az elsőfajú hibavalószínűség ebben a 25 ESP-próbás szituációban: annak valószínűsége, hogy ha a beállított határon lévő vagy annál nagyobb találatszámot mérve elvetjük a „csupán véletlen" hipotézisét, akkor tévedünk. Ha például a határt 8 találatban szabjuk meg, akkor ez a fajta tévedés 11% valószínűséggel következik be; amikor egy kísérletben tényleg pont 8 találat jön ki, akkor tehát a róla szóló közleménybe beírhatjuk, hogy az eredmény alapján feltételezünk valamit a véletlenen túl, és e feltételezésünk mindössze 11%-os valószínűséggel hibás. De mit célszerű beírnunk akkor, ha nem 8, hanem például 11 találatunk van? Ekkor kétségtelenül továbbra is igaz, hogy túlléptük a nyolcas határt, tehát írhatnánk ugyanazt, mint az előbb. Csak közben érezzük, hogy az eredmény az előzőnél sokkal erősebb, más szóval, most már sokkal kisebb a tévedés valószínűsége 11%-nál. Ha a határt távolabb húztuk volna meg, és ezzel az elsőfajú hibavalószínűséget csökkentettük volna, akkor is dönthetnénk pozitívan. Például ha a döntési határ 11 találat, akkor α alig több, mint fél százalék. (Rövidesen ezt is kiszámítjuk.) Nos, ennek közlésére való **a szignifikancia szintje: az az elsőfajú hibavalószínűség, amit akkor kapunk, ha a döntési határt a véletlen átlagtól a lehető legmesszebb húzzuk meg úgy, hogy a kijött eredmény alapján a „csak véletlen" hipotézisét még elvethessük.**

A pszichológiában és a tudományos parapszichológiában az a szokás honosodott meg, hogy mikor a kutató egy kísérleti eredményt publikál, szignifikanciaszintként csak 10 negatív kitevőjű hatványai közül illik választania az 5% alattiak közül. Tehát nincs olyan, hogy α = 0,0041, hanem helyette 0,01-et írunk. Vagy 0,000074 helyett 10^{-4}-t, és így tovább. Ezt az önmérsékletet az a körülmény indokolja, hogy mint nemsokára rátérek, α értéke rendszerint közelítő számításból áll elő, amely valamennyire elkerülhetetlenül pontatlan; a közölt hibavalószínűség kis mértékű eltúlzása biztosítékot jelent arra, hogy nem állítunk többet, mint amit a statisztika megbízhatóan igazol.

A szignifikancia szintje tehát nemcsak attól függ, hogy egy eldöntött határ esetén mekkora az elsőfajú hibavalószínűség, hanem magától a mért eredménytől is. Esetünkben ez a szint annál kisebb, minél messzebb van a találatszám a véletlen átlagtól. És természetesen annál biztosabb az a következtetésünk, hogy ennek a találatszámnak a kialakításában a véletlenen kívül valami más is közrejátszott. Mellesleg pont ez indokolja a „szignifikancia", magyarul „jelentőség" nevet: minél erősebb a szignifikancia szintje, annál nagyobb jelentősége van a kapott mérési eredménynek, hiszen az annál biztosabb következtetést tesz lehetővé. Némileg bezavarhat ugyan a megértésbe, hogy az erősebb szignifikanciaszint számszerűleg *kisebb* alfa-értéket jelent, de ezt hamar meg lehet szokni. Végtére az életben máshol is előfordul, hogy a kisebb a jobb.

2.32. Az egyes találatszámok valószínűsége és a Bernoulli-féle eloszlás

Ígértem, hogy ki fogjuk számítani az elsőfajú hibavalószínűséget bármilyen adott döntési határhoz. Most megtesszük. Előbb azonban nem 25-, hanem csak 4-próbás menetre, ahol öt helyett három lehetséges céltárgy van (mondjuk kör, csillag és kereszt). Így nem kell mindjárt nagyon kicsi törtszámokkal és hosszú szorzatokkal dolgoznunk, és ha ebből a módszer logikája világossá válik, utána az általános eset már könnyebb lesz, mintha mindjárt azzal kezdtük volna.

2.321. Négy próba és három lehetséges ábra esete

Tegyük fel tehát, hogy 4 próbánk van; ekkor a találatok száma lehet 0, 1, 2, 3 vagy 4. A találati valószínűséget most nem százalékban kezeljük, hanem egyszerű törtszámokban, ahogy a matematikusok teszik: az eddigi 20%-ból így 0,2, azaz 1/5 lesz, a három céltárgynál érvényes 33,33...%-ból pedig 0,33..., azaz 1/3. Mivel elsőfajú hiba van terítéken – ami ugye akkor áll elő, ha a találatszám telepátia nélkül, csupán véletlen szerencsével esik a pozitív döntés tartományába –, fel kell téteteleznünk, hogy ezúttal kizárólag véletlen találatok vannak. Itt jegyzem meg, hogy ezt a hipotézist, amiből a statisztikai következtetés során kiindulunk, **nullhipotézisnek** nevezik, mert legtöbbször azt jelenti, hogy a keresett hatás nem lép fel. Néha az oktatásban így is definiálják, hibásan, mert kiinduló hipotézisként feltételezhetjük a hatás egy ismert és várható szintjét is, és akkor a kísérletben az attól való esetleges eltérést akarjuk kimutatni. A nullhipotézist valójában nem aszerint választjuk ki, hogy mekkora a várható eredmény, hanem hogy mekkora eredmény esetén tudjuk előre kiszámítani a mért mennyiség lehetséges értékeinek valószínűségét – pontosan azért, mert csak ekkor tudjuk kiszámítani az elsőfajú hibavalószínűséget is. Most például azért indulunk ki a „puszta véletlen" nullhipotéziséből, mert így bármennyi találat valószínűsége pontosan meghatározható, ahogy mindjárt meg is tesszük. Ha megfordítva, abból indulnánk ki, hogy „működött telepátia", az nem lenne elég konkrét, nem rögzítené számszerűleg a találati valószínűségeket.

Van tehát 4 próbánk. Leginkább azt várhatjuk, hogy találat ezek egyharmadában lesz, vagyis a véletlen átlag 4/3 (ami a 25 próbánál és 5 céltárgynál 5 volt). Egy találat ennél még kevesebb, úgyhogy az minket nem érdekel; abból nyilvánvaló badarság volna telepátiára következtetni. A döntési határ tehát lehet 2, 3 vagy 4. Kezdjük a legutóbbival, mert (én már tudom) az alfa a legegyszerűbben ahhoz jön ki.

Ha a döntési határ négy, akkor a nullhipotézist négy vagy több találat esetén vetjük el, de mivel most négynél több találat nem lehet, elég annak valószínűségét kiszámítanunk, hogy a négy próbából *pontosan* négy találat lesz. Ilyen esetekben, amikor egy-egy próbának mindössze két kimenetele lehet – nálunk találat vagy nem-találat, máshol például fej vagy írás, férfi vagy nő stb. –, statisztikai szakzsargonban a két kimenetelt **sikernek** és **kudarcnak** hívják, magát az ilyen kísérletet pedig **Bernoulli-féle kísérletnek** Jakob Bernoulli (1654 – 1705) svájci matematikus után. Ha összesen N próba van, és egy próbában a siker valószínűsége p, akkor k siker valószínűségét $B_p(N,k)$-val jelölik. Eszerint a mi feladatunk most $B_{1/3}(4,4)$ meghatározása.

Négy próbából négy siker akkor lesz, ha az egyedi, 1/3 valószínűségű siker minden próbában bekövetkezik. A valószínűségszámítás egyik elemi tétele szerint több esemény együttes bekövetkezésének valószínűsége egyenlő az egyedi események valószínűségeinek szorzatával, amennyiben ezek az egyedi események egymástól statisztikailag függetlenek, vagyis egyik kimenetelét sem befolyásolja az, hogy a többiben mi jött ki. Ez a feltétel most teljesül, hiszen a véletlent nyilván nem érdekli, hogy az előző vagy a következő próbákban mi történt. Az egyedi siker valószínűségét tudjuk: 1/3. Négy darab 1/3-ot összeszorozva az eredmény

$$B_{1/3}(4,4) = 1/3^4 = 1/81 = 0{,}012 \tag{2.1}$$

Ugye mondtam, hogy egyszerű lesz. Ha négyből négy találat után úgy döntünk, hogy volt itt valami a véletlenen túl, akkor 1%-nál alig több annak valószínűsége, hogy tévedünk. (Persze csak akkor, ha ezt a négypróbás menetet egyetlen egyszer végezzük el. Több ilyen között már nagyobb eséllyel akad négytalálatos véletlenül is, tehát akkor az összes elvégzett próbával kell számolnunk.)

Most lássunk neki annak az esetnek, ahol a döntési határ 3. Itt akkor vetjük el a nullhipotézist, ha 3 vagy 4 jön ki. A valószínűségszámítás egy másik elemi tétele szerint ha egy A esemény bekövetkezését egy B *vagy* egy C esemény bekövetkezése definiálja, akkor A valószínűsége egyenlő B és C valószínűségének összegével. Itt is van azonban egy feltétel: B és C nem következhet be együtt, bekövetkezésüknek ki kell zárnia egymást. Ha ez a feltétel nem teljesül, akkor a kombinált esemény valószínűsége nem egyenlő az összetevő események valószínűségének összegével, hanem annál kisebb. Most persze ilyen bonyodalom nincs, mert ugyanabból a négy próbából nem lehet egyszerre három és négy találat. Ha tehát sikerül kiszámítanunk a $B_{1/3}(4,3)$ valószínűséget, akkor $B_{1/3}(4,4)$-et hozzáadva készen vagyunk.

Hogy jöhet létre négyből három siker? Ideírom a lehetőségeket, a sikert S-sel, a kudarcot K-val jelölve: SSSK, SSKS, SKSS, KSSS. Ez négy alternatív esemény, amelyek egymást kizárják, és közülük bármelyik következik be, az mind megfelel a „három siker" eseményének; valószínűségeiket tehát össze kell adni. Nézzük például az elsőt: SSSK. Ez maga is összetett esemény, amelynek összetevői most nem vagy-, hanem és-kapcsolatban vannak: akkor következik be, ha az első próba siker, *és* a második próba siker, *és* a harmadik próba siker, *és* a negyedik próba kudarc. Az első valószínűsége 1/3, a másodiké is 1/3, a harmadiké is 1/3, a negyediké pedig 2/3. Összeszorozva 2/81. Ez volt SSSK, most jön SSKS. Node ennek ugyanannyi a valószínűsége, mint SSSK-nak, mert csak a szorzótényezők sorrendje változott, az pedig a szorzatnak mindegy; és ugyanez a helyzet a további kettővel. Így megkapjuk a kívánt valószínűséget:

$$B_{1/3}(4,3) = 4 * 2/81 = 8/81 \qquad (2.2)$$

Ezt összeadva $B_{1/3}(4,4)$-gyel, az eredmény 9/81 = 1/9 = 0,111. Ha a nullhipotézist már 3 találatnál elvetjük, akkor kicsit több mint 11% valószínűséggel tévedünk.

Ez se volt túl komplikált, igaz? (Azért ne csüggedjünk, a java még hátravan.) Mennyi lesz $B_{1/3}(4,2)$?

Két siker alternatív esetei: SSKK, SKSK, SKKS, KSSK, KSKS, KKSS. Szerencsére ezek valószínűsége is mind egyenlő, hiszen mindegyikben két siker és két kudarc szerepel: 1/3 * 1/3 * 2/3 * 2/3 = 4/81. Mivel hatan vannak vagy-kapcsolatban, a „két siker" eseményéhez ezt hattal kell szoroznunk:

$$B_{1/3}(4,2) = 24/81 \qquad (2.3)$$

Ezután már nem kell külön megmagyaráznom – három azonos nevezőjű törtet Európában talán mindenki össze tud adni –, hogy amennyiben a puszta véletlen hipotézisét két találatnál vetjük el, tévedésünk valószínűsége 33/81 = 0,407: kerekítve 41%.

Gyakorlásnak még érdemes kiszámítani $B_{1/3}(4,1)$-et és $B_{1/3}(4,0)$-t, de ez legyen házi feladat, nem részletezem. Az eredmény: $B_{1/3}(4,1) = 32/81$, $B_{1/3}(4,0) = 16/81$.

Vegyük észre, hogy az összes lehetőség Bernoulli-féle valószínűségét összeadva pontosan 1 jön ki:

$$B_{1/3}(4,0) + B_{1/3}(4,1) + B_{1/3}(4,2) + B_{1/3}(4,3) + B_{1/3}(4,4) = (16 + 32 + 24 + 8 + 1)/81 = 81/81 = 1 \qquad (2.4)$$

Természetesen nem is lehetne másképp, hiszen ez az összeg annak az eseménynek a valószínűsége, hogy „négy próbából vagy 0, vagy 1, vagy 2, vagy 3, vagy 4 találat jön ki", ami biztosan, azaz 100% valószínűséggel bekövetkezik. Méghozzá nyilván nemcsak akkor, ha a próbák száma négy, az egyedi találat valószínűsége pedig 1/3, hanem N és p bármilyen értékére, ha az összes lehetséges találatszám valószínűségét összeadjuk.

A matematikában bevezettek egy ügyes jelölést olyan összegre, amelyben betűk szerepelnek, és ezért nem tudjuk konkrétan, hogy hány tagja van. Általános N esetén mi most pont ebben a helyzetben vagyunk. A $B_p(N,k)$ számok k szerinti összegét, ahol k sorra felveszi a 0, 1, 2, ..., N-2, N-1, N értéket, a következő módon jelölik: ${}_{k=0}\Sigma^{N} B_p(N,k)$. Az összegezést itt a görög Σ (nagy szigma) betű írja elő, és hogy összegezni k-ra kell 0-tól N-ig, azt a Σ mellé írt két „rendezői utasítás" jelzi: balra lent hogy mire összegezzünk és hol kezdjük, jobbra fent pedig hogy hol fejezzük be. Csak gyorsan egy egyszerű szemléltető példa: ${}_{i=0}\Sigma^3(5i) = 0 + 5 + 10 + 15 = 30$. Ezzel a jelöléssel az összegre vonatkozó tétel a következőképpen néz ki:

$${}_{k=0}\Sigma^N B_p(N,k) = 1 \tag{2.5}$$

2.322. Az általános eset: N próba és p egyedi sikervalószínűség

Ha egy N-próbás menetben úgy döntünk, hogy legalább K találatszám esetén vetjük el a puszta véletlen hipotézisét, akkor (már bizonyára mindenki tudja), az elsőfajú hibavalószínűséget az adja meg, hogy kizárólag véletlen találgatást feltételezve mennyi lesz a „K vagy több találat” esemény valószínűsége. Ehhez pedig össze kell adni a K, K+1, K+2 stb. találat valószínűségeit egészen N-ig:

$$\alpha = {}_{k=K}\Sigma^N B_p(N,k) \tag{2.6}$$

Következő feladatunk tehát az, hogy módszert találjunk a $B_p(N,k)$ valószínűség kiszámítására tetszőleges N, p és k esetén.

Emlékezzünk vissza, mit csináltunk, amikor N = 4 és p = 1/3 volt! Bármelyik k-nál először kijelöltük a négy próba eredményeinek azokat a kombinációit, ahol pont k siker jött ki (például k=3-ra SSSK, SSKS, SKSS és KSSS). Aztán meghatároztuk ezek bekövetkezési valószínűségeit, majd a kapott valószínűségeket összeadtuk. Szerencsére elég volt bármelyiket megszorozni a kombinációk számával (k = 3 esetében néggyel), mivel mind azonos volt. Nos, ugyanez a dolgunk most is, csak nem konkrét számokkal, hanem képletekkel.

Ezúttal N elemű sorozataink vannak, azaz egy ilyen kombináció N elemi eseményből áll, amelyek mindegyike bekövetkezik. Mivel ők most is statisztikailag függetlenek, a kombinált esemény valószínűsége az elemi események valószínűségeinek szorzata. Az N elemi esemény között most k siker és (N-k) kudarc szerepel. Ennélfogva a szorzat k darabot fog tartalmazni a siker, és (N-k) darabot a kudarc egyedi valószínűségéből. A siker egyedi valószínűsége definíció szerint p. A kudarcé pedig (1-p), hiszen ha a összadjuk a siker valószínűségével, 1-et kell kapnunk: az az esemény ugyanis 100%-osan biztos, hogy a próba eredménye vagy siker vagy kudarc, harmadik eset nincs. Így tehát bármelyik k-sikerű kombináció valószínűsége $p^k(1-p)^{(N-k)}$.

És hányan vannak az ilyen kombinációk? Ez kicsit több gondolkodást igényel, mint az eddigiek; az eredményhez csak több lépéssel közelíthetünk. Először látszólag nehezítjük a feladatot: hány N-elemű sorozat létezne akkor, ha mind az N elem különböző volna?

Képzeljük el ezeket a sorozatokat egymás alá írva egy táblázatban, ahogy N = 3-ra itt be is mutatom:

A B C
A C B
B A C
B C A
C A B
C B A

Tegyük fel, hogy az elemek elhelyezésében igyekszünk bizonyos rendet tartani, hogy biztos ne felejtsünk ki semmit. Ehhez például az elemeket megszámozzuk, vagy betűk esetén felhasználjuk az ábécésorrendet. Az első helyre nyilván N elemet rakhatunk, és ezt célszerűen olyan módszerrel tesszük, ahogy a fenti táblázat készült: az első helyen mindaddig nem változtatunk, amíg mögötte az összes lehetőség ki nem merült. És aztán ugyanezt a módszert követjük a többi helyen is. Így mindig egyértelműen adott, hogy hova mi kerüljön.

Hányféleképp tölthetjük be a második helyet? Mivel az N elem közül egyet már az első helyre elhasználtunk, ide marad N-1. Az első két elemnek tehát összesen N*(N-1) kombinációja lesz. (Vigyázat: kezdők itt hajlamosak azt hinni, hogy ez N + (N-1), de kicsit belegondolva a hiba világossá válik.) Szemléltető táblázatunkban, ahol N = 3, ezzel a lehetőségek száma ki is merül, mert harmadiknak mindenhova már csak a megmaradt egyetlen betűt tehetjük. Ha N háromnál nagyobb, akkor ismét az előző logikával a harmadik helyre (N-2) elem közül lehet választani. Így az első két helyen lévő minden egyes kombinációt még (N-2) különböző elemmel folytathatjuk, tehát az első három hely lehetőségeinek száma N(N-1)(N-2). És így tovább: végeredményben azt kapjuk, hogy N elemnek összesen N(N-1)(N-2)...3*2*1 lehetséges sorrendje van.

Erre a szorzatra a matematikusok szintén kitaláltak egy tömör írásmódot (úgy látszik, ők csak számolni szeretnek, írni nem): **N!** A neve pedig „**N faktoriális**”. Definíció szerint tehát N faktoriális egyenlő az egész számok szorzatával egytől N-ig.

Nekünk persze most az N helyen nem N különböző elemünk van, hanem csak kettő: siker és kudarc. Mégpedig a sikerből k és a kudarcból (N-k) darab. Emiatt aztán egy csomó kombináció, ami az előbb mind különbözött, most azonos, tehát az összes kombináció száma nyilván sokkal kisebb. Először gondoljuk meg, mekkora csökkenést okoznak a sikerek, aztán az eredményt már biztos könnyű lesz alkalmazni a kudarcokra ugyanúgy. Képzeljünk el egy konkrét kombinációt, ahol az N hely közül néhányon ott ülnek az S betűk. Ha két S-et egymás között kicserélünk, akkor, ugye, most nem kapunk két eltérő kombinációt; holott az előbbi, csupa különböző elemű esetben, még azt kaptunk. Ezért a többi helyen lévő elemek minden egyes kombinációjához most nem két eset járul emiatt a két S miatt, hanem csak egy: következésképp az összes eset száma megfeleződik. A tanulság tehát: *ahány féle módon az S-eket el lehet rendezni egymás között, annyiad részére csökken az N-elemű kombinációk száma ahhoz képest, ahányan a csupa különböző elemű esetben voltak*.

Node azt már tudjuk, hogy k elemet hányféleképp lehet k helyen elrendezni, hiszen pontosan ugyanezt a feladatot N-re már megoldottuk: az eredmény k!. k darab siker jelenlétében ezért az eredeti N! kombinációból N!/k! lesz. És analóg módon az (N-k) darab kudarc ezt a számot tovább osztja (N-k)!-sal. Végeredményben tehát a k sikert tartalmazó kombinációk száma N!/(k!(N-k)!). Ez a kifejezés a matematika ilyesmikkel foglalkozó, kombinatorika nevü ágában olyan fontos, hogy külön neve van: **binomiális együttható** (Bronstejn és Szemengyajev 1987, 2.2 fejezet). Jele pedig **$(^N{}_k)$**, kiejtve „**N alatt a k**”. (Itt a k igazából pont az N alatt van, csak normál szövegben nem tudom úgy leírni, ezért a továbbiakban ezt a kényszermegoldást alkalmazom.) Vagyis képletben

$$(^N{}_k) = N!/(k!(N-k)!) \tag{2.7}$$

Mivel egy-egy ilyen kombináció valószínűsége, mint láttuk, $p^k(1-p)^{(N-k)}$, és ezekből a kombinációkból az imént levezetett $(^N{}_k)$ van, a keresett valószínűség

$$B_p(N,k) = (^N{}_k)p^k(1-p)^{(N-k)} \tag{2.8}$$

Aki ettől a képlettől megijedt, annak van egy jó hírem: konkrét számításokban nem kell a számokat behelyettesítve a sok szorzást meg hatványozást mind elvégezni, mert az Excelben van egy BINOM.ELOSZLÁS (az angol változatban BINOMDIST) függvény, amely megteszi helyettünk. Beírjuk a k („Sikeresek), N („Kísérletek") és p (Siker_valószínűsége") értékét, az „Eloszlásfv" rubrikába pedig HAMIS-at vagy IGAZ-at attól függően, hogy egyetlen sikerszám valószínűségét keressük, vagy együtt az összesét nullától a megadott k-ig, és itt az eredmény egy szempillantás alatt.

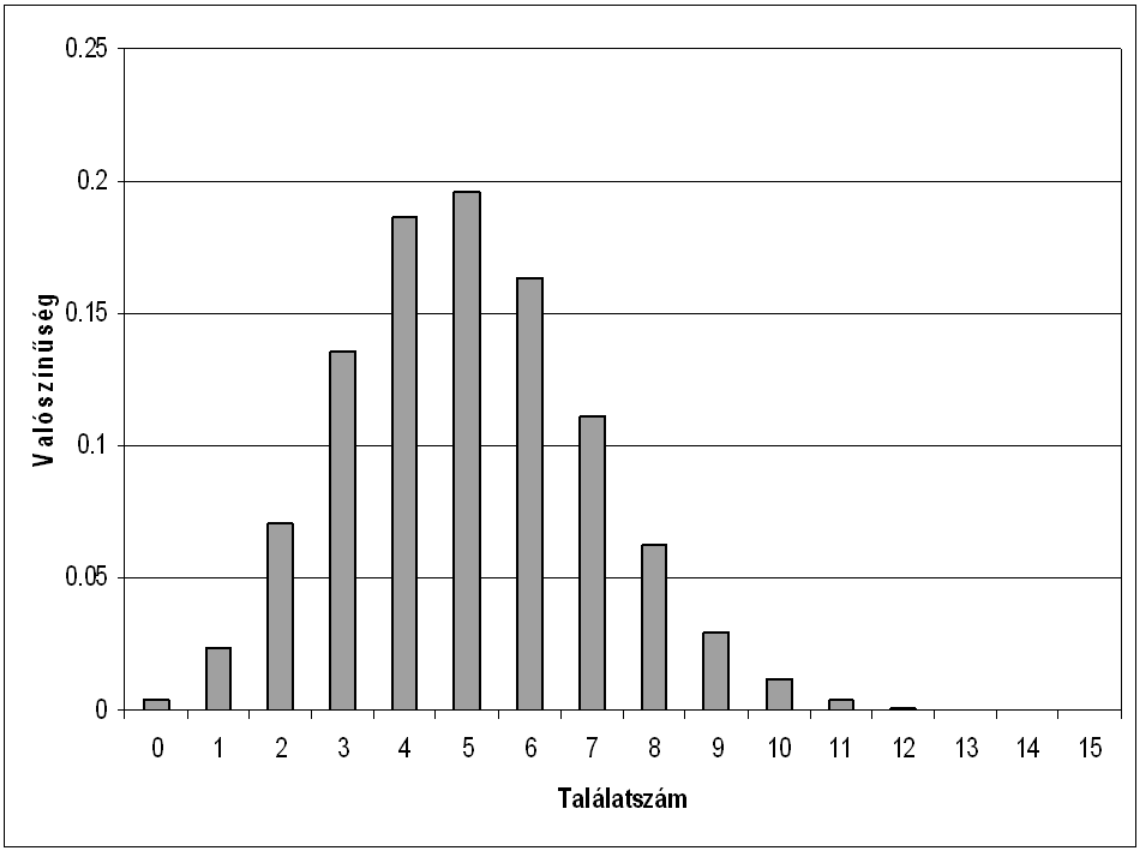
A valószínűségek együttesét a lehetőségek teljes tartományában úgy hívják, hogy **valószínűségeloszlás**, vagy tömörebben **eloszlás**, ha a szövegkörnyezetből úgyis világos, hogy valószínűségekről van szó. A Bernoulli-féle valószínűségek esetében pedig a nagy baseli matematikus nevét természetesen az eloszlás is örökli, így ennek neve **Bernoulli-eloszlás**. A pszichológiában és a társadalomtudományokban gyakori a **binomiális kísérlet** és értelemszerűen a **binomiális eloszlás** név is, azon az alapon, hogy egy kéttagú összeg („bi-nom") hatványozásakor hasonló képlet áll elő: $(a + b)^n = {}_{k=0}\Sigma^n({}^n{}_k)a^k b^{(n-k)}$.

2.323. N = 25 és p=1/5 esete

Most már gyerekjáték meghatározni a találatszámok valószínűségének eloszlását Rhine tipikus menetében. Az eredmény, amit az Excel pár egérklikkelésre vidáman kiszámít és megrajzol nekünk, a 2.1. táblázaton és a 2.2. ábrán látható:

k	$_{1/5}$(25,k) ezrelékekben en
0	4
1	24
2	71
3	136
4	187
5	196
6	163
7	111
8	62
9	29
10	12
11	4
12	1

2.1. táblázat. A Bernoulli-eloszlás értékei N = 25 és p = 1/5 paraméterekkel.



2.2. ábra. A Bernoulli-eloszlás grafikonja N = 25 és p = 1/5 paraméterekkel.

Az eloszlás itt természetesen k=25-ig tart, de 12 fölött a valószínűségek igen kicsik (bár nullánál azért mind nagyobb), úgyhogy már nem látszanak a grafikonon. Az összes együtt is csak 0,000369.

2.324. Az elsőfajú hiba valószínűsége 25 ESP-ábrás menetekben

A 2.1. táblázat adatai alapján rögtön ellenőrizhetjük, amit a 2.31. alfejezetben előlegeztem: hogy aki 8 találattól kezdve veti el a puszta véletlen hipotézisét, az 11% valószínűséggel tévedni fog. A (2.6) képletet kell alkalmaznunk, összeadva a találatszámok valószínűségeit 8-tól 25-ig. Gyakorlatban elég 12-ig, afölött elhanyagolhatóan kicsi számok lennének. Az eredmény 108 ezrelék, kerekítve 11%. (Remélem, nem hiszik el utánaszámolás nélkül, pláne egy olyan fickónak, aki parapszichológiával foglalkozik!)

Ugyanilyen könnyű meghatározni azt a találatszámot, amit döntési küszöbnek választva az elsőfajú hibavalószínűség 5% lesz. Most addig adogatjuk össze 12 találattól visszafelé az eloszlás értékeit, amíg a következő lépés már többet adna 5%-nál, azaz 50‰-nél. Mivel ez a találatszám 9 (46‰ összeggel), a pszichológiában szokásos 5% hibavalószínűségű döntési határt 9 találatnál kell meghúznunk. Ha óvatosabbak vagyunk, és mondjuk 1% hibánál nem engedünk meg többet, akkor a határ 11 találat, mert erre α = 5‰, míg 10 találatra már 17‰ volna. És így tovább; aki még kisebb számokra kíváncsi, az Excellel természetesen kiszámíttathatja a valószínűségeket 12 találaton túl, és három tizedesjegynél sokkal pontosabban is.

2.33. A Bernoulli-eloszlás közelítése Gauss-eloszlással

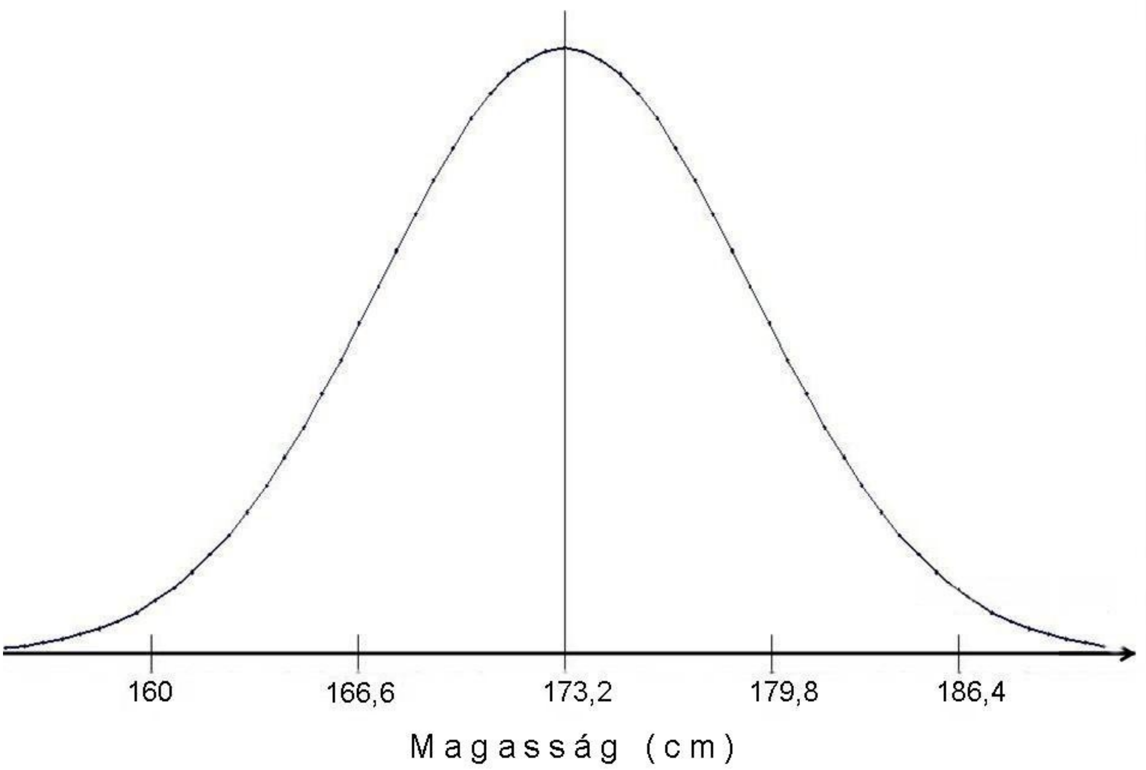
Bernoulli-típusú kísérletek természetesen léteztek már a számítógép és vele a táblázatkezelő programok feltalálása előtt, amikor a (2.8) képlettel dolgozni igencsak fárasztó és unalmas lehetett.

Szerencsére nem sokáig: a 18. században lendületbe jött valószínűségszámítás lehetővé tette a Bernoulli-eloszlás közelítését egy könnyebben kezelhető másikkal, amelyet De Moivre fedezett fel 1733-ban, húsz évvel Bernoulli ilyen témájú közleményei után (Schnedecor és Cochran 1967). Ezt az eloszlást mégsem róla nevezték el, hanem jóval később Carl Friedrich Gaussról (1777 – 1855); ő nálunk talán leginkább arról ismert, hogy Bolyai János neki küldte el dolgozatát új nemeuklidészi geometriájáról, mire ő visszaírt, hogy na ja, ezt már maga is felfedezte (Benedek 1985). Mindenesetre többek szerint ő volt minden idők legnagyobb matematikusa, akinek sok más terület mellett a valószínűségszámításban is elévülhetetlen érdemei vannak.

2.331. A Gauss-eloszlás

A Gauss-eloszlás igen fontos szerepet tölt be mind a természeti folyamatokban, mind a mérési eredmények kiértékelésének technikájában. Olyan sok jelenségre jellemző, hogy a pszichológusok meg a társadalomtudományok művelői nemes egyszerűséggel **normális eloszlásnak** hívják. Ahol egy mérhető mennyiség véletlenszerű hatások összjátékában alakul ki, ott az értéke rendszerint ilyen eloszlást követ, és ha ugyanabból a statisztikai adathalmazból több (kellően nagy) mintát veszünk, a mintákból számított átlagok is Gauss-eloszlás szerint ingadoznak a teljes adathalmaz átlaga körül.

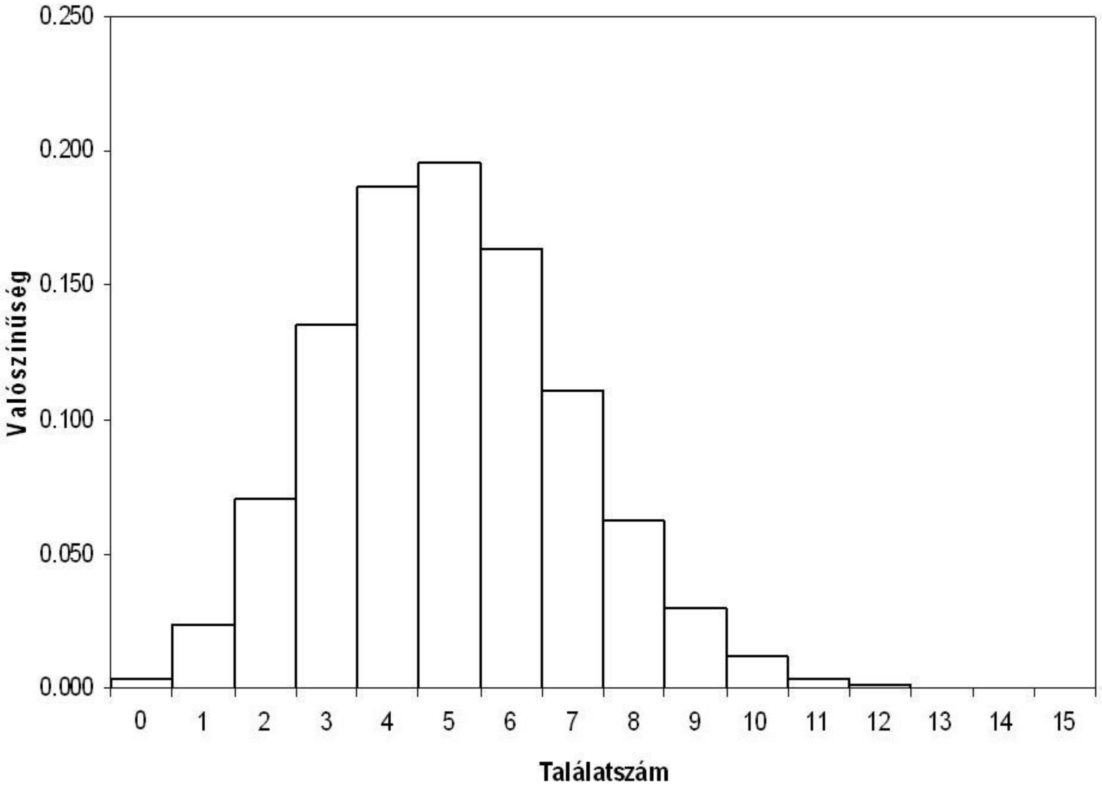
Így néz ki:



2.3. ábra. Az emberi testmagasság Gauss-eloszlást követ.

Aki most találkozik vele először, mindjárt feltűnhet egy nagy eltérés a Bernoulli-eloszlástól: itt nem elkülönült számokhoz tartozó valószínűségek szerepelnek, hanem egy megszakítás nélküli görbe. Bizony, a Gauss-eloszlás **folytonos**, szemben a **diszkrét** Bernoulli-eloszlással. A vízszintes tengely ismerős: nyilván ott ábrázoljuk azt a független változót – mint amilyen a Rhine-féle kísérletben a találatszám –, amelynek értékei bizonyos valószínűséggel előfordulnak. Itt történetesen amerikai férfiak testmagasságát egy olyan időből, amikor még nem voltak akkorák, mint ma (Schnedecor és Cochran 1967). Nincs viszont számszerű értéke az egyes pontokhoz tartozó valószínűségeknek, amit egy függőleges tengelyen szerepeltethetnénk. Ám gondoljuk meg, ez szükségszerűen van így: ha a magasságot folytonosnak tételezzük fel, vagyis elvileg végtelen pontossággal mérhetőnek, akkor tényleg elenyészően kicsi annak valószínűsége, hogy valaki centiméterben mérve mondjuk *pontosan* 174,154... (plusz még végtelen számú tizedesjegy) magas. Ugyanakkor a görbe érezhetően jelzi valahogy mégis, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott férfi magassága inkább 173 cm körül van, mint például 160 vagy 180 cm körül. Hogy jön be ide a valószínűség?

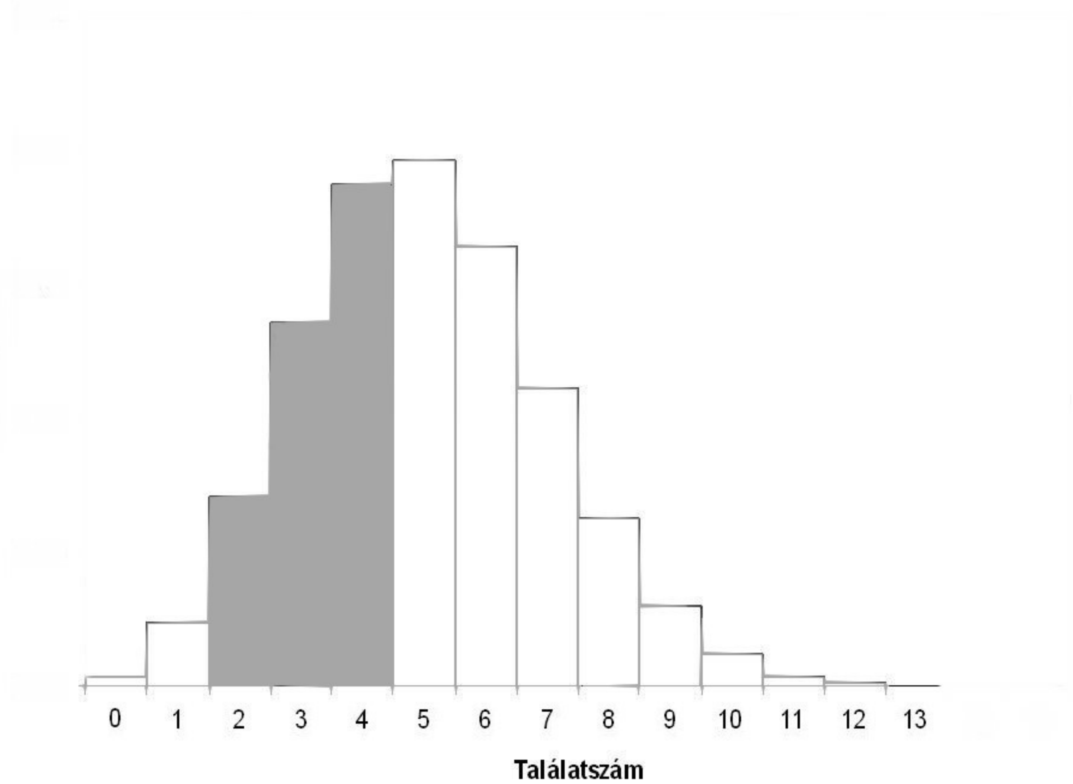
Ennek megértéséhez vegyük szemügyre ismét a Bernoulli-eloszlást, mindjárt kissé átalakítva úgy, hogy hasonlítson egy folytonos eloszláshoz.



2.4. ábra. Lépcsőssé alakított Bernoulli-eloszlás N = 25 és p = 1/5 paraméterekkel.

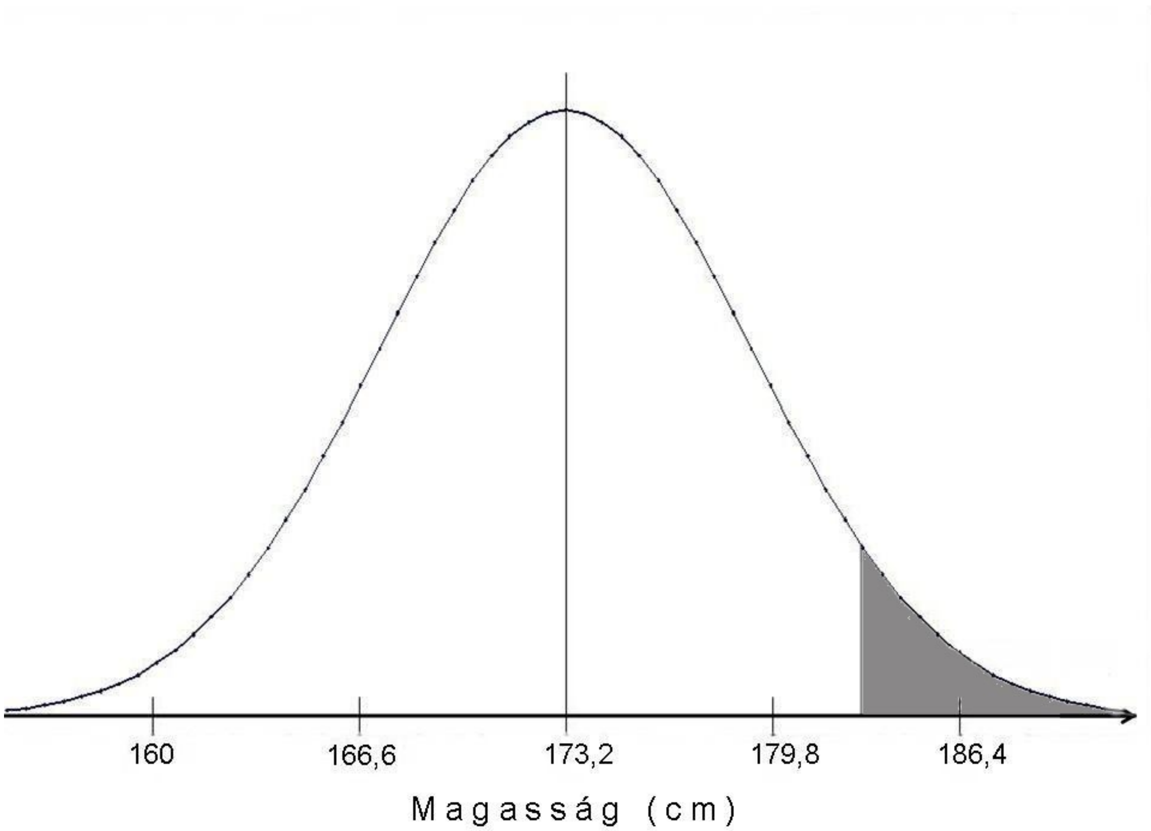
Ha az oszlopok magasságát továbbra is megfeleltetjük a találatszámok valószínűségének, ez ugyanaz az eloszlás, mint ami az 1. ábrán szerepel. Azt állítom viszont, hogy magát a lépcsős burkológörbét felfoghatjuk a 2.3. ábra Gauss-görbéjéhez hasonlóan is. Miért? Vegyük észre, hogy mivel a vízszintes tengelyen egész számok szerepelnek, az oszlopok szélessége pontosan 1; ezért az egyes oszlopok területének nagysága egyenlő az egyes találatszámok valószínűségével. Ez a kulcsa a folytonos eloszlásoknak: itt a valószínűségeket nem magasságok, hanem területek adják meg. Például a 7. oszlop területe annak valószínűsége, hogy a találatszám 6,5 és 7,5 közé esik. Tudjuk persze, hogy ha tényleg Bernoulli-féle kísérletről van szó, ebből a folytonos tartományból mindössze a 7,0 érték realizálódhat, de ez nem baj: az eloszlás új, immár folytonos felfogása ugyanazt az eredményt adja, mint a régi, viszont ez már általánosítható olyan mért mennyiségekre, amiknek nemcsak egész értékei lehetnek.

Hasonlóképp, ha például azt kérdezzük, hogy mekkora a valószínűsége a „2, 3 vagy 4 találat” eseménynek, akkor a 2., 3. és 4. oszlop területét kell összeadni, ahogy az a 4. ábrán látszik. 2, 3 vagy 4 találat valószínűsége tehát annyi, amekkora a görbe alatti terület 1,5 és 4,5 között.



2.5. ábra. A „2 <= találatszám <= 4” esemény valószínűsége a folytonossá alakított Bernoulli-eloszlás grafikonján.

Innen a függőleges tengely értelemszerűen lemaradt, mert a régebben azon szereplő számok már nem jelentenék a valószínűség értékeit. Az általánosítás ezután természetes bármilyen folytonos eloszlásra, nemcsak a lépcsőszerűekre. Például a 2.6. ábra Gauss-görbéjén a szürke terület adja meg annak valószínűségét, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott amerikai férfi az eloszlás kimérésének idején magasabb volt 183 centiméternél.



2.6. ábra. A „magasság > 183 cm” esemény valószínűsége a Gauss-eloszlás grafikonján.

A folytonos eloszlások grafikonját leíró függvényt nem illik eloszlásfüggvénynek hívni (ahogy a diszkrét eloszlások pontszerű függvényét hívjuk), épp azért, mert ennek pontjai nem valószínűségeket jelentenek. A nevük **sűrűségfüggvény**, némi költői fantáziával szintén érthetően: mintha a folytonos skála minden pontjához azt mutatnák meg, hogy az illető pont körüli események a többihez képest milyen sűrűn fordulnak elő. Pongyola szóhasználattal az egész függvényt Gauss-eloszlásként szokták emlegetni, tartsuk észben azonban, hogy maga a görbe, azaz a sűrűségfüggvény, csak mint az alatta lévő területek kiszámításának eszköze bír jelentőséggel.

2.332. A Gauss-eloszlás paraméterei és matematikai alakja

No de hogyan számíthatók ki ezek a területek, például a szürkített, 183 cm-től plusz végtelenig tartó rész az 2.6. ábrán? Annyi rögtön látszik, hogy ez a terület függ legalább két dologtól: attól, hogy a harang alakú görbének hány centinél van a közepe, és attól, hogy milyen széles. Például ha ugyanilyen széles volna, de nem 173,2, hanem 160 cm körül helyezkedne el, akkor a mi 183 cm-ünk már nagyon a jobb szélére esne, tehát a terület igen kicsi volna. Jelentősen megnőne viszont, ha a görbét széthúznánk kétszer ilyen szélesre változatlan középpont körül.

Valóban, egy Gauss-eloszlású mennyiség kezeléséhez ismernünk kell az eloszlás két paraméterét, amelyek a közepét és a kiterjedését jellemzik. Az első neve **várható érték**, a másodiké **szórás**. Leggyakoribb jelölésük μ és σ. A várható érték fogalma köznapi ésszel is egyszerű, lényegében ugyanaz, mint a számtani közép. Akkor jönne ki, ha az eloszlással jellemzett összes számot átlagolnánk:

$$\mu = ({}_{i=1}\Sigma^{N} m_i)/N \qquad (2.9)$$

ahol az átlagolt értékek számát N-nel, az i-edik átlagolandó értéket pedig m_i-vel jelöltük. A szórás kicsit bonyolultabb, de nem kevésbé észszerű: itt az átlagtól való eltéréseket átlagoljuk. Csak ezt nem érdemes a szokott módon tennünk, mert az nullát adna,

$$_{i=1}\Sigma^N(m_i - \mu)/N = (_{i=1}\Sigma^N m_i)/N - (_{i=1}\Sigma^N\mu)/N = \mu - N\mu/N = 0,$$

érthetően, hiszen a pozitív és negatív eltérések pont kiegyenlítenék egymást. Úgy kell átlagolnunk, hogy ezek azonos irányba hassanak. Átlagolhatnánk az abszolút értéküket (a diákok gyakran ezt javasolják először, mikor tippet kérek tőlük), de az abszolút értéket matematikailag nehéz kezelni, ezért inkább négyzetre emelünk, majd az átlagolás után az eredményből négyzetgyököt vonunk. Ez utóbbira azért van szükség, hogy a szórás mértékegysége az eredeti adatokéval azonos maradjon.

$$\sigma = \sqrt{(_{i=1}\Sigma^N(m_i - \mu)^2/N)} \qquad (2.10)$$

A (2.10) és a (2.9) képletet összevetve jól látszik, hogy a szórás négyzete igazából nem egyéb, mint $(m_i - \mu)^2$ várható értéke; ezt a tulajdonságát a 3.335 alfejezetben fel is fogjuk használni. Ez a szórásnégyzet, mivel matematikailag könnyen kezelhető, sok statisztikai eljárásban központi jelentőségű, ezért külön nevet kapott, különösen a humán tudományokban: **varianciának** hívják.

Az 2.6. ábra eloszlásán például μ = 173,2 cm és σ = 6,6 cm. A várható érték és a szórás meghatározására a (2.9) és a (2.10) képlet ritkán ad gyakorlati utasítást – inkább csak a definíció célját szolgálják –, mert alkalmazásukhoz az összes m_i–t mérni kellene. A 2.6. ábra eloszlásának esetében például minden amerikai férfi testmagasságát egytől egyig. Mivel ez rendszerint lehetetlen, a mérést a teljes populáció helyett annak csak egy reprezentatív mintáján végzik el, és a képletekbe az így kapott adatokat helyettesítik be. Ekkor a megegyezés szerinti jelölések az előbbiektől kissé eltérnek, érzékeltetendő, hogy itt csak mintáról van szó: az adatok száma n, az átlag m, a szórás s lesz, és ilyenkor az átlagot nem nevezzük várható értéknek. Van némi változás a (2.10) képletben is, mert most a μ értéke nem ismert pontosan, tehát kénytelenek vagyunk az m mintaátlaggal helyettesíteni; emiatt a mért $(m_i - m)^2$ különbségek valamivel kevésbé ingadoznak a hipotetikus $(m_i - \mu)^2$ különbségeknél, és ezt kompenzálandó nem n-nel, hanem (n-1)-gyel osztunk. (Matematikailag be lehet bizonyítani, hogy ekkor n növelésével s értéke pontosan σ-hoz tart, míg n-nel osztva egy kicsit mellé menne.) Így a mintaszórás képlete a következő:

$$s = \sqrt{(_{i=1}\Sigma^n(m_i - m)^2/(n-1))} \qquad (2.11)$$

Minél nagyobb a mért minta, átlaga és szórása annál közelebb lesz a populáció átlagához és szórásához. Hogy egy adott mintaméret esetén mennyire közel, azt később mutatom meg, amikor ezt az információt majd használni is fogjuk.

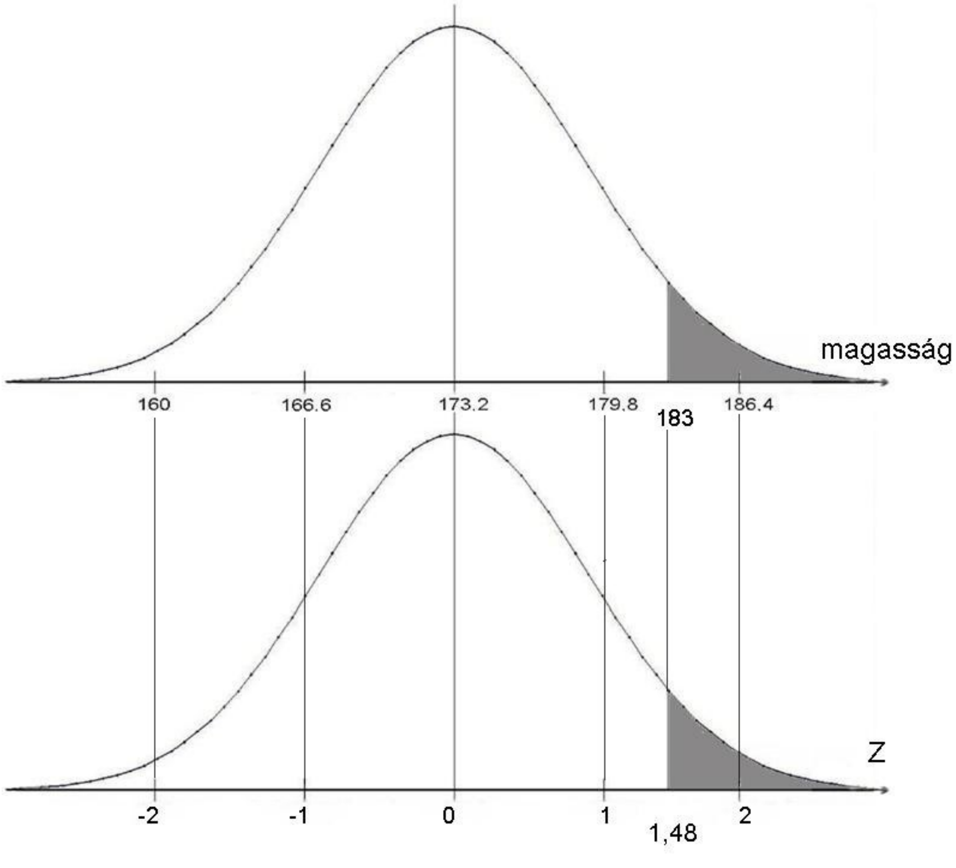
μ és σ ismeretében már felírhatjuk a Gauss-eloszlás sűrűségfüggvényének matematikai alakját. Csak illendőségből egyébként, mert a továbbiakban nem kerül elő. Szóval ha egy Gauss-eloszlású mennyiséget x-szel jelölünk, amelynek várható értéke μ és szórása σ, akkor $\varphi(x)$-szel jelölt sűrűségfüggvénye

$\varphi(x) = (1/\sqrt{(2\pi\sigma^2})\exp((x-\mu)^2/(2\sigma^2))$ (2.12)

ahol $\exp((x-\mu)/\sigma^2)$ azt jelenti, hogy a természetes logaritmus alapszámát (jelölése e, értéke közelítőleg 2,71) az $((x-\mu)^2/2\sigma^2)$-edik hatványra emeljük. Amikor az Excel megrajzolta nekem a 2.3. és az 2.6. ábra görbéjét, ezt a képletet alkalmazta néhány elég sűrűn elhelyezkedő magasságértékre, majd a kapott pontokat egy-egy kis egyenesszakasszal kötötte össze. (Szigorúan véve tehát az ábrán lévő görbe az eredeti pontokon kívül csak közelítés.) Nekünk erre a képletre azért nem lesz szükségünk, mert kihasználjuk a Gauss-eloszlás egy szerencsés tulajdonságát: azt, hogy a sűrűségfüggvény és értelemszerűen az alatta lévő területek semmi mástól nem függnek a várható értéken és a szóráson kívül. Ezért minden konkrét Gauss-eloszlás visszavezethető egy közös, úgynevezett standard normál eloszlásra, amelynek értékei viszont táblázatba vannak gyűjtve. Valahányszor a matematikai statisztikában ki kell számítani egy Gauss-eloszlású mennyiség valamely tartományának előfordulási valószínűségét, elég hozzá a standard normál sűrűségfüggvény alatti területek táblázata.

2.333. A standard normál eloszlás

Ha a Gauss-eloszlás sűrűségfüggvényének alakja kizárólag a várható értéktől és a szórástól függ, akkor az 5. ábra görbéje alá egy az egyben lerajzolhatjuk ugyanazt, csak más számokkal a tengelyen. Például azokkal, amelyek a 2.7. ábra alsó felén láthatók:



2.7. ábra. Általános és standard Gauss-eloszlás.

Biztos egyből kitalálták: ezt az alsót hívjuk standard normál eloszlásnak. Az ilyen eloszlású, mértékegység nélküli mennyiség neve közmegegyezés szerint Z, függetlenül attól, hogy miből származtattuk (itt például centiméterben mért magasságból). **A standard normál Z-t az definiálja, hogy normál (Gauss-) eloszlású, várható értéke 0 és szórása 1**. Lehetett volna más várható értékű és szórású változót is kijelölni standardnak, és a táblázatával az ugyanolyan jó hasznot hajtana, de talán egyetértünk abban, hogy ez a választás elég természetes.

A magasság minden értékének megfelel egy Z-érték. Egy adott h magasságból könnyű a neki megfelelő Z(h)-t kiszámítani, hiszen csak annyi a dolgunk, hogy h-t a saját átlagától kezdődő és a saját szórásnyi egységekben mért mennyiséggé alakítsuk át:

$$Z(h) = (h - \mu)/\sigma \qquad (2.13)$$

Így például ha egy adott m_i pontosan egy szórásnyira van balra a várható értéktől, akkor a neki megfelelő $Z(h_i)$ mínusz egy lesz, mert a (13) képlet számlálójába -σ kerül; ha egy másik h_j a várható értéktől jobbra van másfél szórásnyival, akkor $Z(h_j) = 1,5$; és így tovább. Az ábra szürke területének bal széle pedig Z = 1,48-nál van, mert ennyi (183-173,2)/6,6. És ami nekünk most a legfontosabb: a két szürke terület láthatóan pont egyforma, tehát annak valószínűsége, hogy egy véletlenszerűen kiválasztott amerikai férfi 183 cm-nél magasabb, ugyanannyi, mint annak valószínűsége, hogy Z > 1,48.

Ezt a szürke területet lehet leolvasni a standard normál eloszlás táblázatából, amit kézenfekvő okból Z-táblázatnak is neveznek, és az internetről könnyen lehívható. Angol címe, „Areas under the normal curve” szó szerint azt jelenti, hogy „Területek a normál görbe alatt”. Az első oszlop nem kíván magyarázatot, a másodikban a Z-től balra, a harmadikban az attól jobbra eső terület van. „Cum p” jelentése kumulatív valószínűség: minden olyan esemény akkumulált valószínűsége, amikor egy standard normál változó valahova minusz végtelen és az adott Z-érték közé esik. „Tail” pedig angolul farkat jelent, jelen esetben a sűrűségfüggvény farkát; leggyakrabban ugyanis a táblázatot olyan Z-knél használjuk, amelyek erősen a jobboldalon vannak, így tőlük jobbra már csak az eloszlás farokszerű nyúlványa található.

183 cm-nél nagyobb magasság valószínűségét úgy kapjuk meg, hogy leolvassuk a Z = 1,48 értékhez tartozó „Tail p-t”: 0,0697, azaz picit kisebb hét százaléknál. Ilyen egyszerű. És ha nem az amerikai férfiak magassága van terítéken, hanem az olasz nők mellbősége, a japán karatésok reakcióideje, a magyar kukoricacsövek hossza, vagy bármi más, ami Gauss-eloszlást követ, elég ez az egyetlen táblázat. Csak persze ismerni kell az aktuális mellbőség stb. várható értékét és szórását a (2.13) képlet alkalmazásához.

2.234. Az Empirikus Szabály

Olvassuk le az egész számokhoz tartozó területértékeket a Z-táblázaton:

z	Terület, azaz p(-∞ < Z < z)	Százalékban, kerekítve
0	0,5	50
1	0,8413	84
2	0,9772	97,5
3	0,9987	100

ahol nagy Z az általános Z változót jelenti, kis z egy kijelölt konkrét Z-t, $p(-\infty < Z < z)$ pedig annak valószínűségét, hogy Z-t megmérve az mínusz végtelen és z közé esik, magyarul hogy Z mért értéke kisebb z-nél. Mivel a görbe 0 körül szimmetrikus, a terület nullától minden konkrét z-ig ugyanakkora, mint –z-től nulláig. Így az előző táblázatból következik, hogy standard normál eloszlású változók értéke

a./ kb. 68% valószínűséggel esik -1 és +1 közé,
b./ kb. 95% valószínűséggel esik -2 és +2 közé, és
c./ közel 100% valószínűséggel esik -3 és +3 közé.

Általános, azaz nem feltétlenül standard **Gauss-eloszlású változók értéke** ennek megfelelően

a./ **kb. 68% valószínűséggel -σ és + σ közé,**
b./ **kb. 95% valószínűséggel -2σ és +2σ közé, és**
c./ **közel 100% valószínűséggel -3σ és +3σ közé esik**.

Ez az összefüggés-család olyan jól használható, hogy saját nevet kapott: **Empirikus Szabály**. Belőle lehet a szórás jelentését mennyiségileg is érezni azon a minőségi állításon túl, hogy jellemző az eloszlás kiterjedésére. Ha tudjuk, hogy egy embercsoportban az intelligencia-hányados normális eloszlású, és szórása 15 pont, akkor ebből rögtön érezhető, hogy a csoport kb. 68 %-ának IQ-ja az átlag két oldalán lévő ±15 pontnyi sávon belül lesz, a legtöbb csoporttagé (pontosabban a csoport 95%-áé) a ±30 pontnyi sávon belül, és nagyon keveseké a ±45 pontnyi sávon kívül. Vagy ami ezzel egyenértékű, egy véletlenszerűen kiválasztott ember IQ-ja 68% valószínűséggel esik a ±15 pontnyi sávba az átlag körül, és így tovább.

2.335. A Bernoulli-eloszlás kapcsolata a Gauss-eloszlással

Azt állítottam, hogy a Bernoulli-eloszlás jól közelíthető Gauss-eloszlással; most megmutatom, hogy a közelítést hogyan kell a gyakorlatban végrehajtani. A matematikai részletek ismét veszély nélkül átugorhatók, ha valaki elhiszi a végeredményt nélkülük is.

Mivel a Gauss-eloszlást a várható érték és a szórás jelöli ki a végtelen sok lehetőség közül, először a Bernoulli-eloszlás k (sikerszám) változójának várható értékét és szórását kell kifejeznünk az eloszlást jellemző paraméterek, N és p függvényében. Ehhez képzeljünk el nagyon sok N-próbás kísérletet, amelyek mindegyikében kijön egy sikerszám. Ezeket mind átlagoljuk, és aztán ahogy a kísérletek számát tovább növeljük, újra meg újra átlagolva, ez a lassan alakuló átlag fogja egyre jobban megközelíteni a várható értéket. (Intuitíve persze érezzük, hogy a várható érték végül N és p szorzata lesz, sőt, ezt azt érzést stikában én már ki is használtam első, 4-próbás gondolatkísérletünk ismertetése során. De talán nem árt matematikailag precízen is belátni.) Az átlagot közismerten úgy képezzünk, hogy a k-értékeket összeadjuk, és aztán elosztjuk azzal a számmal, ahányan vannak. Mikor már igen sok mért k-értékünk van, az összeghez ezek egyre inkább a saját valószínűségük arányában járulnak hozzá; ezért végeredményben az átlag úgy írható fel, mint a lehetséges k-értékeknek a valószínűségükkel súlyozott összege. Mivel a valószínűségek 0 és 1 közöttiek, és összegük 1, itt már nem kell a végén semmivel osztani. A megfelelő képlet tehát, k várható értékét E(k)-val jelölve

$$E(k) = {}_{k=0}\Sigma^{N} k B_p(N,k) \qquad (2.14)$$

Ide behelyettesítjük a (8) képletet, majd kifejtjük a binomiális együttható (2.7) képlete szerint:

$E(k) = {}_{k=0}\Sigma^N k\binom{N}{k} p^k(1-p)^{(N-k)} = {}_{k=0}\Sigma^N kN!/(k!(N-k)!)p^k(1-p)^{(N-k)}$
(2.15)

A k = 0-hoz tartozó tag 0 lesz a k-val való szorzás miatt, így az összeg valójában 1-től kezdődik. A binomiális együttható nevezőjében a k! átalakul (k-1)!-sá, mert utolsó tényezőjét kilövi a kifejezés elején lévő k szorzó. Az N!-ból szándékosan levesszük a szintén utolsó N-et, és kiemeljük az egész összeg elé; ugyancsak kiemelünk egy p-t a p^k-ból. Mindezzel a képlet a következővé alakul:

$E(k) = Np*{}_{k=1}\Sigma^N(N-1)!/((k-1)!(N-k)!)p^{k-1}(1-p)^{(N-k)}$
(2.16)

Az összegezésen belül vezessük be a h = k-1 és az M = N-1 új változókat! Ezekkel (N-k)-ból (M-h) lesz, a binomiális együttható pont $\binom{M}{h}$-vá alakul, és a h szerinti összegezés 0-tól M-ig megy. Vagyis az összeg nem más, mint az összes $B_p(M,h)$ valószínűség összege. Mivel ennek értéke kötelezően 1, az eredmény az, amit vártunk:

$E(k) = Np$ (2.17)

A szórás kissé több algebrát igényel, de a számítás logikája ugyanaz. Itt a (k-Np) különbségek négyzetének várható értékét kell kifejeznünk ugyancsak N és p függvényében (lásd a megjegyzést a (2.10) képlet után), és akkor megkapjuk a szórás négyzetét:

$\sigma^2 = E((k-Np)^2) = {}_{k=0}\Sigma^N(k-Np)^2B_p(N,k)$ (2.18)

Mint az iskolában mindenki megtanulhatta, $(k-Np)^2 = k^2 - 2kNp + N^2p^2$. A várható érték képzése az összeg tagjain külön-külön elvégezhető, mert úgyis csak összeadás szerepel benne, és összeadáshoz a tagokat tetszés szerint csoportosíthatjuk. Az utolsó tag igen egyszerű, hiszen nincs benne k: N^2p^2 várható értéke egyszerűen önmaga. Miután k várható értékét már az előbb meghatároztuk, a második tag sem gond: várható értéke $2NpE(k) = 2N^2p^2$. Mivel ezt le kell vonni, a harmadikkal együtt $-N^2p^2$. Így

$\sigma^2 = {}_{k=0}\Sigma^N k^2B_p(N,k) - N^2p^2 = {}_{k=0}\Sigma^N k^2N!/(k!(N-k)!)p^k(1-p)^{(N-k)} - N^2p^2$
(2.19)

Most először ugyanazt csináljuk, mint E(k) levezetésénél: észrevesszük, hogy az első tag 0, kiemelünk egy N-et és egy p-t, egyszerűsítünk az egyik k-val, majd az összegezésen belül bevezetjük az M és h új változókat. A következőt kapjuk (érdemes önállóan utánaszámolni):

$\sigma^2 = Np*{}_{h=0}\Sigma^M(h+1)B_p(M,h) - N^2p^2$
(2.20)

Most meghatározzuk a Σ-n belüli összeget, célszerűen azzal kezdve, hogy felbontjuk (h+1) szerint. Az első, h-s tag pont olyan, mint (15), csak M = (N-1)-ig megy N helyett, így annak értéke

(N-1)p. A második tag egyszerűen 1, mert egyenlő a $B_p(M,h)$ valószínűségek összegével a teljes tartományukon. Így az eredmény:

$$\sigma^2 = E((k-Np)^2) = N(N-1)p^2 + Np - N^2p^2 = N^2p^2 – Np^2 + Np - N^2p^2 = Np(1-p) \quad (2.21)$$

Mivel ez a szórás négyzete, maga a szórás a következő lesz:

$$\sigma = \sqrt{(Np(1-p))} \quad (2.22)$$

Például ha N = 25 és p = 1/5, mint a Rhine-féle menetekben, akkor σ = √(25*(1/5)*(4/5)) = 5*2/5 = 2. Sok ilyen menetet végezve, ESP nélkül a találatszámok ekkora szórással fognak ingadozni a várható érték, azaz 25*(1/5) = 5 körül. Vagyis amennyiben 25 próbánál a Bernoulli-eloszlás elég jól közelíthető Gauss-eloszlással, az empirikus szabály értelmében a találatszám csupán az esetek 5%-ban esik kívül az 1 és 9 közötti sávon (átlag ± két szórás). Ha ESP is működik, és megnöveli a találati valószínűséget 1/5-ről, azaz 0,2-ről például 0,3-ra, akkor az ingadozás középértéke 25*0,3 = 7,5 találat lesz, a találatszámok szórása pedig √(25*0,3)*(0,7) = 2,29, kicsivel nagyobb, mint ESP nélkül.

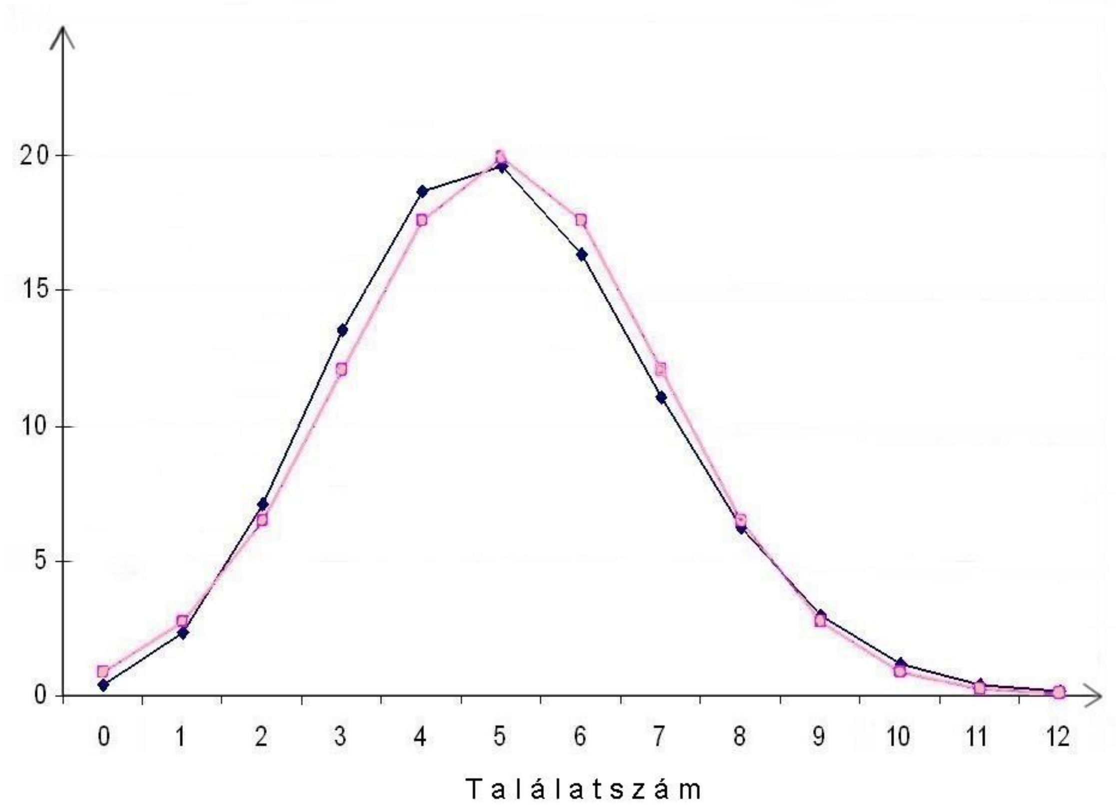
2.336. A közelítés pontossága

De vajon igaz-e, hogy a Bernoulli-eloszlás tényleg jól közelíthető Gauss-eloszlással? Most már eleget tudunk ahhoz, hogy ezt eldöntsük.

Nézzük például a Rhine-típusú menetek helyzetét. Elővesszük a jó öreg Excelt, amely már eddig is kiszámított néhányat a Bernoulli-féle eloszlásfüggvény és a Gauss-féle sűrűségfüggvény pontjai közül. Most mindkettőből kiszámíttatunk vele egy-egy sorozatot úgy, hogy egymással egyenértékű paramétereket adunk meg. A BINOM.ELOSZLÁS ablakába Kísérletek = 25 és Siker.valószínűsége = 1/5 kerül, a NORM.ELOSZL ablakába pedig Középérték = 5 és Szórás = 2. Az utolsó rubrikába mindkettőnél HAMIS-at írunk, mert most az eloszlás, illetve a sűrűségfüggvény pontjaira vagyunk kíváncsiak, nem az akkumulált összegre. A „Sikeresek", illetve az „x" rubrikába jönnek a független változó értékei, ezúttal sorra az egész számok nullától 12-ig. A nagyobbakhoz tartozó eredményről már tudjuk, hogy mind elhanyagolhatóan kicsi lenne, ezért a programot nem is fárasztjuk velük. Az eredmény a következő táblázaton és ábrán látható:

K	Bernoulli, %	Gauss, %	Különbség, %
0	0.38	0.88	0.50
1	2.36	2.70	0.34
2	7.08	6.48	-0.61
3	13.58	12.10	-1.48
4	18.67	17.60	-1.06
5	19.60	19.95	0.35
6	16.33	17.60	1.27
7	11.08	12.10	1.01
8	6.23	6.48	0.24
9	2.94	2.70	-0.24
10	1.18	0.88	-0.30
11	0.40	0.22	-0.18
12	0.12	0.04	-0.07

2.2. táblázat. A Bernoulli-féle eloszlásfüggvény és a Gauss-féle sűrűségfüggvény százalékban kifejezett értékeinek összehasonlítása.



2.8. ábra. A Bernoulli-féle eloszlásfüggvény (sötétebb) és a Gauss-féle sűrűségfüggvény (világosabb) százalékban kifejezett értékeinek összehasonlítása.

Úgy szemre a két görbe egész jól passzol egymáshoz, és a táblázat szerint a függvényértékek eltérése sehol sem nagyobb másfél százaléknál. Egy darabig nézegetve feltűnhet a Bernoulli-eloszlás enyhe aszimmetriája a tökéletesen szimmetrikus Gauss-eloszláshoz képest. Ez azért van így, mert a Bernoulli-féle kísérletben a sikerek száma nem lehet nullánál kisebb, míg a Gauss-görbe természetesen ott is folytatódik.

Ebből mindjárt levonhatunk egy egyszerű szabályt arról, hogy milyen Bernoulli-eloszlásokat nem lehet kielégítően közelíteni Gauss-eloszlással: olyanokat, amelyekhez a megfelelő Gauss-görbe nem fér el eléggé a két végpont, azaz nulla és a próbák száma között. Számszerűleg, ha a háromszoros szórás átlag körüli sávja túlnyúlik nullán vagy a próbaszámon, akkor a Bernoulli-eloszlás kezd aszimmetrikussá válni, ha pedig valamelyik végponton a kétszeres sáv is túlnyúlik, akkor aszimmetriája már jelentősen lerontja a közelítés pontosságát. Mivel a szórás, mint láttuk, $Np(1-p)$ négyzetgyöke, ez utóbbi kellemetlenséget a nulla közelébe eső tartományon a következő feltételt betartva kerülhetjük el:

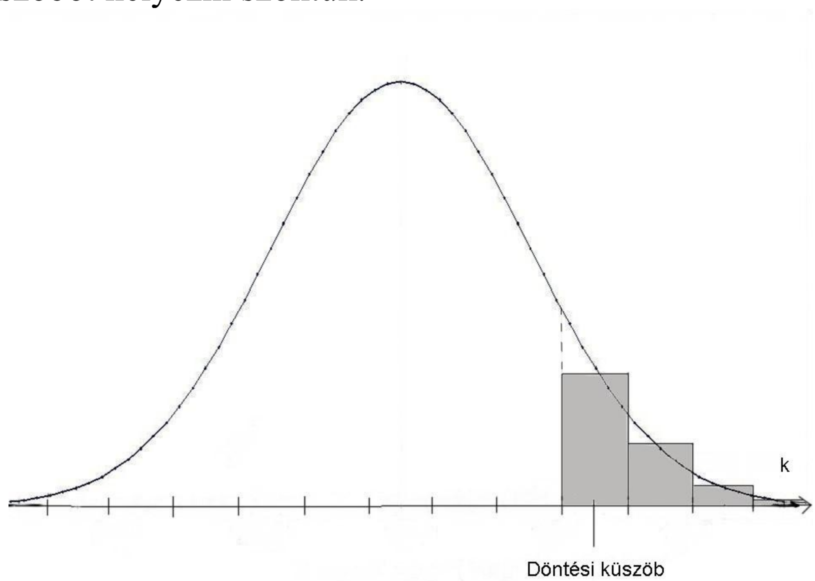
$$Np > 2\sqrt{Np(1-p)} \qquad (2.23)$$

Mindkét oldalt négyzetre emelve és rendezve

$$N > 4(1-p)/p \tag{2.24}$$

Ha például p = 1/5, akkor a feltétel N > 16, ami Rhine tipikus meneteiben teljesült. Ha nagyobb közelítési pontosságra törekszünk, és mondjuk két és félszeres szórástartománynak is helyet akarunk biztosítani, akkor a feltétel nyilván $N > 2{,}5^2(1-p)/p = 6{,}25(1-p)/p$ lesz, p=1/5-re N > 25. Még nagyobb pontosságra törekedve előírhatjuk a háromszoros szórássávnyi helyet, és így tovább. A várható érték másik oldalára hasonló feltétel írható fel, ami nyilván akkor számít, ha p nagyobb ½-nél; ekkor a (2.24) képlet megfelelőjében (1-p)/p helyett p/(1-p) szerepel.

Az ESP-kísérletek szempontjából tulajdonképpen nem az a fő kérdés, hogy a Bernoulli-féle eloszlást a Gauss-féle sűrűségfüggvény *pontonként* mennyire jól közelíti. Minket az elsőfajú hiba valószínűsége érdekel, amihez (a 2.323. alfejezetben) összeadtuk a döntési küszöb fölötti találatszámok valószínűségét. Ennek az összegnek egy terület felel meg a görbe alatt, ahogy szürkítve a 2.9. ábrán látható. Ezt kell közelítenünk a folytonos Gauss-görbe alatti terület megfelelő részével. A kérdés tehát az, hogy a Gauss-eloszlás *területei* jó közelítést adnak-e. Mégpedig leginkább itt, az eloszlás farkánál, ahova a döntési küszöböt helyezni szoktuk.



2.9. ábra. Az elsőfajú hiba valószínűségének megfelelő terület, amit a Gauss-görbe alatti területtel közelítünk.

Az Excelben a Bernoulli-eloszlás és a Gauss-eloszlás területei is könnyen kiszámíthatók: az előző megoldáshoz képest annyi a különbség, hogy a BINOM.ELOSZLÁS és a NORM.ELOSZL ablak utolsó rubrikájába most IGAZ kerül. Természetesen ezúttal a beírt Bernoulli-féle sikerszám mindenütt eggyel kevesebb a döntési küszöbnél, mert maga a küszöb már a szürkített részbe számít. A normális eloszlás ablakának „x” változója pedig a döntési küszöbnél mindenütt 0,5-tel kevesebb, mert ahogy a 8. ábrán látható, nekünk az egész balszélső oszlopot közelítenünk kell, maga a k küszöbszám viszont az oszlop közepén van. Végül a kiszámított területeket ki kell vonnunk 1-ből, mert az Excel a beírt k-tól balra lévő területet számítja ki, mi pedig most a jobbra lévőre vagyunk kíváncsiak.

Mindezt elvégezve a 2.3. táblázatot kapjuk:

Küszöb	Bernoulli, %	Gauss, %	Különbség, %

8	10.91	10.56	-0.35
9	4.68	4.01	-0.67
10	1.73	1.22	-0.51
11	0.56	0.30	-0.26
12	0.15	0.06	-0.10

2.3. táblázat. Az eloszlás jobb szélén lévő területek közelítésének hibája a döntési küszöb függvényében.

A különbségképzésben a Gauss-féle területekből vontuk ki a Bernoulli-féle területeket, így a negatív értékek azt jelentik, hogy ebben a tartományban a közelítés mindenütt kissé alulbecsli az igazi területet és ezzel az elsőfajú hibát. Gyakorlati szempontból azonban ez nem probléma, mert 5%-os szignifikanciához a döntési küszöb mindkét módszer szerint 9 találat, 1%-hoz pedig mindkettő szerint 11 találat, úgyhogy a közelítési hiba a döntést nem befolyásolja. Ahogy a próbák száma nő, a Gauss-eloszlásos közelítés egyre pontosabb lesz.

2.34. A Z-próba

Akik már feladták a részletek követését, ezen a ponton érdemes újra bekapcsolódniuk: mostanra minden összejött annak a gyakorlati eljárásnak a megismeréséhez, amit a kutatók alkalmaznak. Sokan ők is anélkül, hogy a mögötte lévő matematikát értenék (így van vele a legtöbb pszichológus, tudom, mert tanítottam őket), de ha jól csinálják, nem is kell érteniük. Az eljárás, amit Z-próbának hívunk, magában foglalja a következő logikai lépéseket:

1. Nullhipotézisként feltételezzük, hogy a kísérletben kizárólag véletlen találatok voltak. Ezt fogja cáfolni az eredmény, ha a véletlen átlagtól igen távol van, mert akkor kis hibavalószínűséggel indokolttá teszi, hogy elvessük.
2. A nullhipotézisnek megfelelő Bernoulli-eloszlást közelítjük Gauss-eloszlással; ez konkrétan azt jelenti, hogy meghatározzuk a közelítő Gauss-eloszlás várható értékét és szórását a (2.17) és (2.22) képletekből.
3. Kiszámítjuk a mért találatszámnak megfelelő Z-értéket a közelítő Gauss-eloszlás szerint. Erre a (2.13) képlet szolgál, egy apró kiegészítéssel amiatt, hogy itt egy diszkrét eloszlásból folytonosat csináltunk (ezt mindjárt részletesebben elmagyarázom).
4. Megállapítjuk a kísérletben elért szignifikanciaszintet, vagyis azt, hogy a kapott Z az elsőfajú hibavalószínűség (α) mekkora értékét választva esik még a nullhipotézis elvetésének tartományába. Ehhez kikeressük az aktuális Z-hez tartozó α-t a standard normál eloszlás táblázatából.

A 3. ponthoz ígért magyarázat a következő. A (2.13) képlet, ahogy ott remélem érthető volt, arra szolgál, hogy egy általános Gauss-eloszlású változót visszavezessünk egy standard normál eloszlású változóra. Most tényleg ezt tesszük, ám esetünkben az eredeti változó (a találatszám) csak egész szám lehetett. Így eloszlása a közelítés előtt lépcsős alakú volt, ahogy a 2.8. ábrán látható. Mi végeredményben egy területet közelítünk, az eredeti eloszlás néhány oszlopának összterületét: a 2.8. ábrán jól látszik, hogy a balszélső oszlop közelítéséhez a Gauss-görbe alatti területből annyit kell figyelembe vennünk, amennyi az oszlop bal szélétől kezdődik. Ez pedig nem pontosan a találatszámnak megfelelő Z-értéknél van, hanem annál ½-del balra. Ezért a k-nak megfelelő Z (2.13) képletének számlálójából ½-et le kell vonnunk. Ezt hívják **folytonossági korrekciónak**. Főleg viszonylag kis N esetén veszélyes elhanyagolni, mert az eredményt elég jelentősen befolyásolhatja. (Megjegyzés: alkalmazása viszont nem indokolt akkor, ha a Gauss-közelítést nem területre, hanem pontszerű függvényértékre alkalmazzuk, ami az ESP-kutatásban is előfordul, mint nemsokára látni fogjuk.)

Nézzünk minderre egy példát! Legyen a próbák száma ezúttal 100, a véletlen találati valószínűség változatlanul 1/5, a mért találatszám pedig 30.

A véletlen szerinti Bernoulli-eloszlás paraméterei N = 100 és p = 1/5. A közelítő Gauss-eloszlás várható értéke Np = 20, szórása √(100*(1/5)*(4/5) = 10*2/5 = 4. Így a mért Z-érték (30 – 20 – 0.5)/4 = 2,375. A táblázatban pont ekkora Z nincs, de van 2,37 és 2,38; az előbbihez 0,0089, az utóbbihoz 0,0087 terület tartozik, vagyis 1,375-höz nyilván pont a kettő közötti, azaz 0,0088. (Ezt az fajta hézagkitöltő műveletet **interpolációnak** nevezzük.) A pontos érték egyébként lényegtelen, mert mint emlékezhetünk, a 0,05-nél kisebb alfáknak úgyis csak valamelyik negatív egész kitevőjű hatványát illik megadni. A mi esetünkben ez nyilván α = 0,01. Kísérletünk eredménye tehát *1%-os szinten szignifikáns*. Aki ennek alapján elveti a „puszta véletlen” hipotézisét, legfeljebb 1% valószínűséggel téved. Hogy ezek után ki mit dönt, az már nem a mi dolgunk.

Még egy apró megjegyzés azoknak, akik esetleg találkoznak a tudományos parapszichológia viszonylag régi szakcikkeivel. Rhine idejében a Z-próba standard normál Z változóját még nem így jelölték, hanem CR-rel; ez a „Critical Ratio” rövidítése azon az alapon, hogy a többlet-találatszám és a szórás arányából számítják ki.

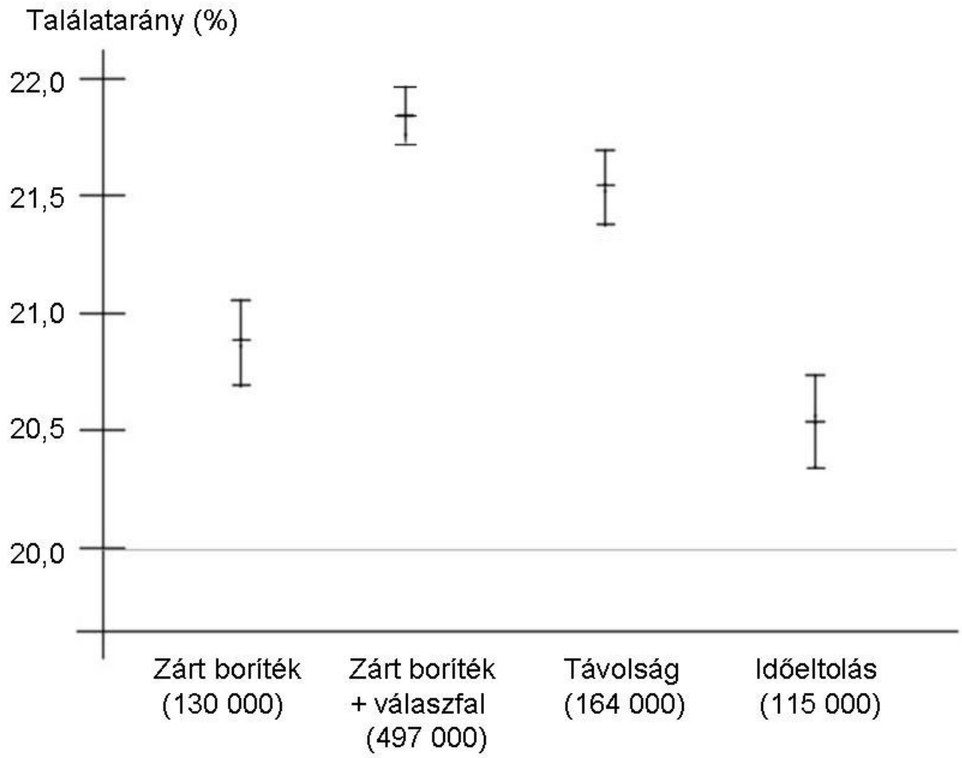
2.4. Az ESP létezésének vizsgálata ábraválasztásos kísérletekkel

2.41 Összesített adatok

Később összegyűjtött adatok szerint (Rhine, Pratt, Smith, Stuart és Greenwood 1940; Radin 1997) az 1940-es évekig 185 kísérlet eredményeit publikálták ebből a típusból, elsősorban Rhine és munkatársai. A próbák száma összesen 3,6 millió volt. (Ebben a számban nincsenek benne a tömeges részvevőkkel egyszerre végzett kísérletek.) A korai kísérletek nagy része azonban módszertanilag túl gyenge volt ahhoz, hogy eredményeit komolyan lehetne venni (Thouless 1935). A 2.2 alfejezetben összefoglalt követelmények közül néha szinte egyik sem teljesült; maga Rhine például, mint telepatikus adó, gyakran ült le egy-egy vevővel kísérletezni pont a Schmeidler által elrettentésképp leírt módon (Brian 1982). Később a módszert fokozatosan finomították, egészen odáig, hogy az adó és a vevő két különböző épületben tartózkodott a kísérlet alatt, véletlenszám-táblázat alkalmazása pedig rutinszerűvé vált.

A módszertani fejlődést elősegítette az a fejlemény, hogy nem sokkal az ESP-ábrák bevezetése után kiderült: statisztikailag szignifikáns eredményhez adóra nem feltétlenül van szükség. Más szóval, felfedezték a clairvoyance jelenségét, pontosabban – mivel maga a jelenség más helyzetekben már ismert volt –, azt, hogy a clairvoyance ezzel a módszerrel ugyanolyan jól tesztelhető, mint a telepátia. Az ESP-ábrákat egyszerűen betették lezárt és megszámozott borítékokba, úgyhogy azokat véletlen számok szerint sorba rendezve máris készen álltak a menet céltárgyai. Így az érzékszervi átszivárgás lehetősége erősen beszűkült: csak arra kellett vigyázni, hogy az ábrák ne látsszanak át a boríték anyagán, meg hogy a vevő a borítékokba ne nézhessen bele. Kiderült továbbá, hogy ha a kísérlet részvevői nem érzik a telepátia létezését valószínűbbnek a clairvoyance-énál, akkor a kétféle kísérletben nagyjából egyforma sikert érnek el. Sőt, ha nem tartják ezeknél nehezebb feladatnak az ábrák prekognitív kitalálását sem – ilyenkor az ábrák sorrendjét a tippelés *után* állapítják meg –, akkor az eredményük szintén hasonló a telepátia- és a clairvoyance-kísérletek eredményéhez. Magától értetődik, hogy módszertani buktatók tekintetében a prekogníciós helyzet még a clairvoyance helyzeténél is biztonságosabb. Így nem csoda, hogy a durhami laboratórium főprofilja hamarosan a clairvoyance és a prekogníció ESP-ábrás kutatása lett.

A 2.10. ábrán olyan kísérletek összefoglaló eredményei láthatók, amelyek módszertanilag mentesek voltak a nyilvánvaló hibáktól. A zárójelbe tett számok az illető módszerrel mért próbák számát jelentik. A függőleges vonalak hossza plusz-mínusz kétszeres szórásnak felel meg; azért nem egyenlők, mert a szórás, azaz $\sqrt{(Np(1-p))}$, függ a próbák számától. Az ábrán látszik is, hogy ahol ez a szám nagyobb, ott a hibasáv keskenyebb.



2.10. ábra. ESP-ábrás kísérletek összefoglaló eredményei, 1934 – 1939 (Radin 1997).

Az ábráról két dolgot azonnal le lehet olvasni. Egyrészt az átlagos találatarány igen szerény mértékben haladja meg a véletlen szerint várható 20%-ot: a többlet 0,5% és 2% között mozog. Másrészt még ezek a találatarányok is több szórásnyira vannak a véletlen átlagtól, tehát az összesített pozitív eredmény mindegyik kísérletfajtára magasan szignifikáns.

Matematikai statisztikában kezdőknek érdemes itt tudatosítaniuk (ha maguktól még nem jöttek rá), hogy nagy mintákra még ilyen kis többletek is szignifikánssá válnak. Ez azért van, mert ami itt kicsi, az csak a találat*arány* többlete, maga a többlet-találatszám ennek és a próbák számának szorzata, ami sok próba esetén igencsak jelentős lehet. Ugyanakkor a szórás, amivel ezt a többletet osztani kell a Z kiszámításához, nem a próbák számával arányos, hanem annak csak a négyzetgyökével, tehát fokozatosan lemarad a találatszám többlete mögött, ahogy a minta nő. Itt jegyzem meg, hogy mivel a találatarány nem más, mint a találatszám osztva a próbák N számával, a szórása is a találatszám szórásának N-edrésze lesz, vagyis $\sqrt{(Np(1-p))}/N = \sqrt{(p(1-p)/N)}$. A 2.9. ábra függőleges hibatartományait ebből a képletből lehetett meghatározni.

Az ábráról esetleg az is feltűnik, hogy a négyféle kísérlet eredményei között elég nagy különbségek vannak. Egyelőre nem mutattam meg, hogyan számolunk szignifikanciát találatszámok különbözőségére, de már az eddigiek alapján is érezhető, hogy ha két találatszám jócskán kívül esik egymás kétszeres szórástartományán, akkor legalább 1%-os szignifikanciaszinten különböznek. Ez így is van. Jelen esetben azonban ebből nem következik, hogy az eltéréseket maguknak a kísérletfajtáknak az eltérése okozza; vagyis hogy például a zárt boríték + válaszfal elrendezés szükségképp hatékonyabb zárt borítékoknál válaszfal nélkül. Rhine-ék ugyanis ezeket a módszereket nem véletlenszerűen alkalmazták a kísérleteikhez jelentkező személyekre, és nem is szisztematikusan variálták a módszert ugyanazokkal a személyekkel. Sokkal jellemzőbb volt, hogy bizonyos ideig az egyik módszerrel dolgoztak, aztán a másikkal, és így tovább. Ezért szinte garantált, hogy a különböző fajta kísérletekben nem egyformán tehetséges személyek vettek részt, és maguk a kísérletezők sem voltak mindig ugyanabban az állapotban, ami a lelkesedésüket és más, a kísérlet sikeréhez fontos tényezőket illeti (ezekről később). A kapott szignifikáns eltérések ez utóbbi körülmények hatását is tükrözhetik.

Később szükségünk lesz egy összesített Z-értékre a 2.9. ábra adatai alapján. Külön-külön a négy kísérletfajta mért Z-jét meg tudjuk becsülni abból, hogy átlagos találtarányuk hány szórásnyira van a p=0,2 vonaltól. Ahol közelítünk, mindenütt a kisebb értéket vesszük, hogy a matematikai statisztika konzervatív beállítottságának megfelelően inkább lefelé tévedjünk. Zárt borítékra ez a becsült Z kb. 6, zárt boríték+válaszfalra 16, távolságra 10, időeltolásra 4. Mennyi lehet együtt? Mivel nem akarom az időt húzni, matematikai bizonyítás nélkül közlöm a normális (azaz Gauss-) eloszlás egy idevágó tulajdonságát:

Normális eloszlású változók összege is normális eloszlású; az összeg, illetve a szórásnégyzet várható értéke egyenlő a tagok várható értékének, illetve szórásnégyzetének összegével.

Standard normál eloszlású változók szórása 1, tehát szórásnégyzetük is 1, ezért a mi négy Z-nkből képzett összeg szórásnégyzete 4, tehát szórása 2. Várható értéke a nullhipotézis szerint természetesen 0, mert ennyi az összetevőké is. Így az összeg „majdnem” standard normál eloszlású, mindössze a szórása 2 a standard normál 1 helyett. Sebaj, ezen könnyű segíteni egy olyan új változóval, amely pont fele az eredetinek; ezt nevezzük összesített Z-nek, amely a nullhipotézis szerint már tökéletes standard normál változó lesz. Mért értéke az eddigiek szerint Z(össz.) = (6 + 16 + 10 + 4)/2 = 18.

2.42. Kétségek az adattömeg bizonyító erejéről

Felmerül most egy kézenfekvő kérdés: ha már az 1930-as évek ESP-kísérletei ilyen egyértelműen pozitív eredményeket adtak, miért számít az ESP mindmáig parajelenségnek, és miért folyik vita még a létezéséről is?

A spiritiszta parapszichológusoknak erre egyszerű válaszuk van. Azért, mondják, mert a fafejű materialista tudósok az ilyen, tisztán lelki jelenségeket ideológiai okból képtelenek elfogadni, hát becsukják szemüket a legmeggyőzőbb bizonyítékok előtt is. Sőt, mivel a „hivatalos” tudományban az ESP kutatása ugyanezen ideológiai előítélet miatt nem kapott polgárjogot, többnyire módjuk sincs rá, hogy a bizonyítékokkal megismerkedjenek. A tudománynak és neves művelőinek pedig a legtöbb mai társadalomban elég nagy tekintélyük van ahhoz, hogy kétkedésükkel a laikusokat is elbizonytalanítsák.

Nagyon valószínű, hogy ebben a véleményben van igazság, hiszen az ember ideológiai álláspontja – a tudósé is – erősen befolyásolja az ítéletalkotást olyan jelenségekről, amik összefüggnek a világnézettel, és nem lehet tagadni, hogy a parapszichológia tárgyát majd mindenki ilyennek fogja fel. (Mi, materialista ESP-kutatók, természetesen kivételek vagyunk, de rajtunk kívül nem sokan.) Nem csodálkozhatunk azon, hogy egy meggyőződéses materialista nehezen hinné el olyan kísérletek eredményét, amelyek egy anyagon túli világ létét bizonyítják. Csakhogy a kétkedők között nemcsak ilyenek vannak: közismert több olyan tudós vallásos meggyőződése, aki a parajelenségek létét éppúgy tagadja, mint a materialisták. (Magyarországon például a néhai Szentágotai János agykutató professzor, az MTA akkori elnöke, ugyanolyan elkötelezetten szokott nyilvánosan érvelni az „áltudományok” – köztük az ESP kutatása – ellen, mint a keresztény értékek mellett.) A tudományos világkép ugyanis alapvetően nem abban különbözik a spiritiszták világképétől, hogy materialista, hanem hogy elfogadja és mélyen átérezteti a világ anyagi egységét: azt, hogy az anyagi világról feltárt tények egy minden részletében logikus rendszert alkotnak, amelyben nincsenek belső ellentmondások, és nincsenek kívülről, összefüggéstelenül rápakolt feltételezések. Ezért egy keresztény, muzulmán, hinduista vagy akármilyen más vallású tudós, ha az anyagi világra nézve a tudományos világképben gondolkodik – miközben ettől függetlenül vall egy transzcendens hitrendszert, amely nem az anyagi világra vonatkozik –, nyilvánvaló képtelenségnek érzi, hogy néhány megfogható anyagi jelenség kilógjon a természeti törvények koherens rendszeréből, és másféle, ebben a rendszerben nem értelmezhető törvényszerűségek szerint működjön. Vagy pláne bármiféle törvényszerűség nélkül. Ha egy angyal átrepül fénysebességnél gyorsabban két pont között, az rendben van, mert az angyalokra definíció szerint nem érvényes a relativitáselmélet. De ha Uri Geller azt állítja, hogy egyetlen pillanat alatt *testileg* teleportálódott New Yorkból egy onnan 60 kilométerre lévő városba (Geller 1990, 17. fejezet), annak a legfinomabban szólva is lódítás-szaga van. Akár még akkor is, ha maga Geller és a mutatványaival foglalkozó parafizikusok ezeket a mutatványokat lényegében materialista módon, ismeretlen „erők” megnyilvánulásaiként fogják fel. (Az „erőket” azért tettem idézőjelbe, mert ez az elnevezésük, ahogy az ezoterikus irodalomban használják, nyilvánvalóan metaforikus: nincs közük a fizikai erőfogalomhoz azzal az egzakt logikai és matematikai kapcsolattal, ahogy a tudomány egységes rendszerén belül a fogalmak viszonyát kezeljük.) Visszatérve tehát Rhine kísérleteinek fogadtatásához, a tudósok nagy részének kétkedése alapvetően nem a materialista világnézetükből fakadt, hanem abból az igényből, hogy a világ tapasztalható jelenségeit egyetlen összefüggő logikai keretben értsük meg.

Jó példa erre Albert Einstein véleménye, amit levélben fogalmazott meg egy parapszichológiával is foglalkozó pszichoterapeutának, Jan Ehrenwaldnak (közli Gardner 1978):

„A kvantitatív, kártyaválasztásos kísérleti módszert tekintve, benyomásaim a következők. Egyrészt nem vonom kétségbe a módszer megbízhatóságát. Másrészt gyanúsnak találom, hogy a ’clairvoyance’- és a ’telepátia’-mérések azonos találati valószínűséget adnak, és hogy az eredményeket nem befolyásolja az adó és a vevő, illetve a kártyák és a vevő közötti távolság. Ez apriori a legnagyobb mértékben valószínűtlen, következésképp az eredmény kétséges.”

(„My impressions concerning the quantitative approach to experiments with cards, and so on, are the following. On the one hand, I have no objection to the method’s reliability. But I find it suspicious that ’clairvoyance’ yield the same probabilities as ’telepathy’ and that the distance of the subject from the cards or from the ’sender’ has no influence on the result. This is, a priori, improbable to the highest degree, consequently the result is doubtful.”)

Kétkedni persze nem mindig könnyű; ha egy jelenséget rendszeresen a saját szemünkkel látunk, olyan helyzetben, ahol alternatív értelmezések (pl. bűvésztrükk, hallucináció) ki vannak zárva, akkor valódiságába előbb-utóbb kénytelenek vagyunk belenyugodni. Az ESP-kísérletek eredményeinek azonban voltak és ma is vannak elfogadható alternatív értelmezései. Vagy legalábbis olyanok, amelyeknek elfogadásához nem kell nagyon elrugaszkodni a mindennapi tapasztalatoktól.

Először is, ezek a kísérletek csak statisztikusan értékelhetők ki, azaz mindig marad valamekkora esély rá, hogy az egész eredmény véletlen egybeesésekből állt elő. Az elsőfajú hiba valószínűsége, az a bizonyos α, lehet nagyon kicsi, de a nullát soha nem éri el. Egy szakterület művelői megállapodhatnak abban, hogy egy bizonyos küszöbérték alatt nullának illik tekinteni, de ez a megállapodás senkire nem kötelező, egyénileg mindenki beállíthatja a küszöböt a megállapodástól eltérően is. Ha pedig más szakterületről van szó, még az ”illik” szempontja sem érvényes.

Másodszor, ha vizsgált jelenség olyan gyenge és nehezen kimutatható, mint esetünkben, akkor sose vehetjük száz százalékig biztosra, hogy minden műtermék lehetőségét kizártuk. Említettem, hogy az ESP-ábrás módszer a harmincas években fokozatosan finomodott, és néhány év alatt az összes ma ismert hibától mentes lett. De ahogy Rhine és munkatársai eleinte nem tudtak az általunk ismert hibákról, esetleg mi sem tudunk olyan továbbiakról, amiket majd az utódaink fedeznek fel. Statisztikai természetű kísérletek a rejtett módszertani pontatlanságokra kiváltképp érzékenyek, ahogy többek között Einstein utalt rá az imént idézett levél folytatásában (Gardner 1978):

„A rajzolásos eredmények nekem többet nyomnak a latban, mint a sok statisztikus mérés, ahol egy apró módszertani hiba felfedezése mindent megkérdőjelezhet.”

(„The drawing results seem to me to have more weight than the large scale statistical experiments where the discovery of a small methodological error may upset everything.”)

A kritika e fajtájának jogosultságát a parapszichológusok némelyike is belátta. James Crumbaugh amerikai pszichológus (aki egy ideig szintén dolgozott Rhine intézetében) például ezt írta: (Crumbaugh 1969, a Schmeidler-szerkesztette kötet 64. oldalán):

„Mivel az ESP-t produkáló feltételek nem ismertek pontosan, a sikertelen kísérletekről Rhine feltételezi, hogy nem találtak rá a megfelelő feltételekre... A valós tények pont fordítva is elképzelhetők: előfordulhatott a sikeres kísérletekben olyan ismeretlen hiba, ami ugyanannyira rejtett és nehezen feltárható, mint a sikertelenekben hiányzónak vélt feltételek. A valódi helyzetet mindaddig nem tudhatjuk, amíg az ESP fellépésének feltételei nincsenek elég pontosan specifikálva ahhoz, hogy következetesen ismételhető eredményű kísérleteket végezhessünk.”

(„Since the exact conditions which produce ESP are unknown, experiments that fail are presumed by Rhine to have failed to hit upon these conditions... The real facts may be otherwise: There may be some unknown error in the positive experiments which is just as elusive and subtle as the true conditions for the production of ESP are presumed in the negative experiments. We cannot know which is the true situation until the conditions of the occurrence of ESP can be specified accurately enough to yield a consistently repeatable experiment.)

Harmadszor, a tudományos kutatás gyakorlatában nem ismeretlen a szándékos csalás, aminek hatását csak a kísérletek mások általi ismétlésével lehet megbízhatóan kiküszöbölni. A parapszichológiában az adatok meghamisításának két esete került napvilágra, közülük az egyik Rhine laboratóriumában (Rhine 1974), már az ESP-ábrás időszak után. A gyanú azonban végigkísérte tevékenységüket gyakorlatilag kezdettől, épp azért, mert eredményeik annyira valószínűtlenek voltak. Eloszlatásához bizonyára elég lett volna, ha a kísérleteket megismétlik tőlük független kutatók, és hasonlóan szignifikáns eredményeket kapnak. Ez azonban nem következett be: az ötvenes-hatvanas évekre a tudományos parapszichológián belül általános lett az a tapasztalat, hogy ESP-kísérletekben a szignifikáns eredmény soha nem vehető biztosra, és még az eleinte igen hatékonynak látszó módszertani újításokról is rendre kiderül, hogy más kezében többnyire hatástalanok. A Journal of Parapsychology minden számában több sikeres kísérlet beszámolója jelent meg, köztudott volt azonban Rhine közlési stratégiája, amely szerint véletlen eredményekre kár pazarolni az újságpapírt; senki nem tudta, hogy hány kézirat maradt fiókban sikertelen kísérletről, de mivel az eddigre már némiképp kiszélesedett kutatóbázis tagjai nyilván beszéltek egymással saját munkájukról, annyi világos volt, hogy ilyenek szép számmal akadnak. Mikor pedig egy szkeptikus érdeklődő próbált szerencsét az ESP-ábrák módszerével, gyakorlatilag soha nem kapott pozitív eredményt. Így aztán aki egy $\alpha = 10^{-5}$ vagy hasonló szignifikanciaszintű találatarányt már nem tudott véletlennek tekinteni, és a közölt kísérleti módszerben sem talált kivetni valót, még mindig megnyugodhatott abban, hogy ezeket az impozáns adatokat a közlemény szerzője bizonyára csak fabrikálta, hiszen mások nem erősítették meg.

2.43. Az „asztalfiók-hatás" kezelése

A fiókban maradt kísérleti beszámolóknak azonban nemcsak a csalásokkal kapcsolatban van jelentőségük, hanem általánosabban is. Ha feltételezzük (ami gyakorlatilag biztos), hogy Rhine idejében voltak publikálatlan, véletlen kimenetelű kísérletek a pozitív kimenetelű publikáltak mellett, akkor bármiféle csalás nélkül kétségessé válik, hogy a 2.10. ábrán bemutatott adatok az ESP létét statisztikusan igazolják. Hiszen ekkor bekövetkezett ugyanaz az adatszelekció nagyban, amit Schmeidler kicsiben bemutatott két menet példáján, amelyek közül a sikertelent eldobták bemelegítésnek nyilvánítva (2.2. alfejezet eleje). Ráadásul most nem tudjuk, *hány* ilyen eldobott kísérlet volt, tehát úgy tűnik, semmi esélyünk nincs megbízható következtetésre.

Nos, fekete-fehér válasz arra a kérdésre tényleg nem adható, hogy a feltételezett sikertelen kísérletek tényleg felhígítják-e a sikeresek eredményét annyira, hogy együtt már ne számítsanak szignifikánsnak. Hasonló a helyzet, mint amiből kiindultunk a 2.31. alfejezetben: ott arra a kérdésre nem tudtunk válaszolni, hogy egy adott találatszámból következik-e telepátia működése a menet során. Helyette egy másik kérdést tettünk fel: hogy aki az adott találatszám ismeretében igennel válaszol, milyen valószínűséggel hibázik. Erre a kérdésre a matematikai statisztika már felelni tud, és aztán már a kérdezőn múlik, hogy a feleletből mire következtet.

Ugyanezzel a logikai fogással élünk most is, azaz a kérdést átalakítjuk úgy, hogy megválaszolható legyen. Új kérdésünk a következő: *ha ismert a próbák száma és a kijött Z-érték, hány további próba tenné ezt összesítésben nemszignifikánssá, ha feltételezzük, hogy minden további próba sikertelen kísérletből származik?*

Tételezzük fel például, hogy a 2.10. ábra adatait szolgáltató, összesen 906 000 próba mellé még 100 000 sikertelen próba jön ki, úgy, hogy együtt az egymillió-hatezerből kapott Z-érték már kisebb legyen az elfogadható leggyengébb szignifikanciának megfelelő Z-nél. 100 000 próbát biztos össze tudtak szedni a Rhine eredményein felbuzdult amerikai és európai kutatók néhány év alatt, tehát ekkor a 2.10. ábra adatainak bizonyító ereje igencsak kétségessé válik. Ha viszont 100 000 többletpróba helyett mondjuk 100 000 000 jön ki, azaz *minden egyes publikált próbára több mint 100 publikálatlan esik*, akkor más a helyzet, mert ennyi fiókban maradt kísérletet reálisan már nem tételezhetünk fel. Ez utóbbi esetben kijelenthetjük: bár nyilván voltak sikertelen kísérletek, nem lehettek annyian, hogy a sikeresek eredményét teljes egészében kompenzálják. A döntés tehát itt sem a statisztika feladata, hanem a statisztikát használó személyé.

Most jön a többletpróbák számának konkrét meghatározása, aminek elolvasása természetesen szintén kihagyható, ha értjük, hogy az eredmény majd mit jelent. A létező adatok paramétereit jelöljük kisbetűkkel, a feltételezett adattömeg paramétereit naggyal: n a meglévő próbák száma, N az asztalfiókban maradtaké, z az n próbában kapott eredmény, Z az asztalfiókban maradt N próba összesített eredménye. Ezekből ismert n és z, keressük N-t, Z-t pedig mindjárt kiszámítjuk, tudva, hogy csupa sikertelen kísérlet összesítéséből származik.

Rhine idejében 5%-os szignifikanciát már sikernek könyveltek el, és $\alpha = 0,05$-nek $Z = 1,65$ felel meg. A feltételezett sikertelen kísérletekben tehát mindig 1,65-nél kisebb Z jött ki, de ezen kívül semmit nem tudunk róluk. Így az a legésszerűbb, ha a bennük kapott Z-ket is véletlenszerű eloszlásúnak tekintjük mínusz végtelen és 1,65 között. „Véletlenszerű eloszlás" itt természetesen a standard normál eloszlást jelenti, mivel a véletlenszerű találgatásból a találatszámok Bernoulli-eloszlásán át Gauss-eloszlás, majd abból a (2.13) képlet alkalmazásával standard normál eloszlás következik. Használhatjuk tehát a standard normál táblázatot. Azt a Z-értéket kell megkeresnünk, amelytől balra egészen mínusz végtelenig ugyanakkora a görbe alatti terület, mint jobbra 1,65-ig: ettől a Z-től kapunk ugyanakkora összesített Z-értéket balra és jobbra, más szóval, ez lesz az átlag. A feladat igazán nem nehéz. Az 1,65-től balra eső teljes terület 0,95, hiszen az 1,65-ös küszöbértéket pont ebből kaptuk. 0,95 fele 0,475. Ehhez nyilván negatív Z tartozik, mivel a mínusz végtelentől 0-ig tartó szakasz fölött pont 0,5 terület van. A táblázat csak pozitív Z-ket mutat, de sebaj: tudjuk, hogy a Gauss-görbe nullára szimmetrikus, tehát a mi negatív Z-nk abszolút értéke ott lesz, ahol a terület *jobbról odáig* 0,475. Ez a „jobbról odáig" a táblázaton mint „tail p", farok-valószínűség szerepel, és ahol a tail p = 0,475, ott Z = 0,06. (Tessék ellenőrizni, mert én néha hibázok csupa pedagógiából!) Ez a -0,06 tehát a fiókban maradt kísérletek összesített Z-je.

Most akkor van n+N próbánk, amelyek összesítve 1,65-ös Z-t adnak. A publikált, illetve a fiókban maradt kísérletek találatszámát jelöljük k-val, illetve K-val az eddig követett kisbetű-nagybetű konvenció szerint; így a teljes n+N próbában a találatszám k+K lesz. Alkalmazzuk a (2.13) képletet, ezúttal folytonossági korrekció nélkül, mert itt olyan sok próba van, hogy a korrekció hatása elhanyagolható. A teljes n+N próba 1,65-ös Z-je a találatszámokkal így fejezhető ki (2.13) szerint:

$$1,65 = (k+K-(n+N)(1/5))/\sqrt{((n+N)(1/5)(4/5))} \qquad (2.25)$$

Most jobb oldal betűit sorra számszerűsítjük, felhasználva a birtokunkban lévő információkat, míg egyedül N marad ismeretlen, és akkor azt a kapott egyenletből ki tudjuk számítani.

k értéke abból jön ki, hogy ismerjük a mért z-t: ez nem más, mint amit a 2.41 alfejezet végén kiszámítottunk, becsléssel a 2.9 ábra hibasávjaiból, és Z(össz.)-nek neveztünk. Nagysága 18. Ismét a (2.13) képletből a következő egyenletet kapjuk:

$$18 = (k - 906000/5)/\sqrt{(906000*(1/5)*(4/5))} \qquad (2.26)$$

Innen k = 188053.

K-t nem tudjuk pontosan kiszámítani, mert nem ismerjük a fiókban maradt próbák N számát (pont azt keressük), de algebrailag kifejezhetjük N függvényében, hogy aztán így behelyettesítsük (2.25)-be, ahol N úgyis ott marad ismeretlennek. A publikálatlan kísérletek összesített Z-jére az imént meghatároztuk a 0,06 értéket, ezzel

$$0,06 = (K - N/5)/\sqrt{(N*(1/5)*(4/5))} \qquad (2.27)$$

Innen

$$K = 0,06\sqrt{(N*(1/5)*(4/5))} + N/5 = 0,024\sqrt{N} + N/5 \qquad (2.28)$$

Ezen a ponton javaslok egy kis egyszerűsítést. Nem tudjuk ugyan, hogy N mekkora, de biztos elég nagy ahhoz, hogy N/5 mellett 0,024√N számottevő hibaokozás nélkül elhanyagolható legyen. (Ha pl. N kb. egyenlő n-nel, akkor N/5 = 181200, míg 0,02√N = 22,8.) Így megegyezhetünk abban, hogy

$$K = N/5 \qquad (2.29)$$

Most bepakolunk (2.25)-be mindent, amit eddig kiszámítottunk vagy N-nel kifejeztünk:

$$1{,}65 = (188053 + 0{,}2N-(906000+N)/5)/((2/5)\sqrt{(906000+N)}) \qquad (2.30)$$

Néhány algebrai átalakítás után kapunk egy meglepően egyszerű egyenletet:

$$\sqrt{(906000+N)} = 10383 \qquad (2.31)$$

Most már csak mindkét oldalt négyzetre kell emelni, és íme:

$$N = 106\,907\,611 \qquad (2.32)$$

Ellenőrzésül ezt a számot visszahelyettesíthetjük a (2.25) képletbe, együtt k és n ismert értékeivel (188 053, illetve 906 000), és ha tényleg 1,65 jön ki, akkor jól számoltunk.

A helyzet tehát az, hogy a 9. ábrán bemutatott eredmény semmissé tételéhez durván *százmillió* fiókban maradt próba kellett volna. Érdekes: pár bekezdéssel előbb véletlenül pont ezt a számot hoztam fel példának olyan sok publikálatlan próbára, amit már nem tekinthetünk reálisnak. És ezt a becslést abból a feltételből kiindulva kaptuk, hogy *minden* publikálatlan kísérlet sikertelen volt, azaz nem járt szignifikáns találatszámmal, vagyis az eljárásunk határozottan konzervatív: ha mégis maradt a fiókban néhány sikeres kísérlet, akkor a „kiegyenlítéshez” még ennél is több sikertelenre lett volna szükség. Az asztalfiók-hatás tehát nem elég ahhoz, hogy a Rhine laboratóriumában mért adatokat pusztán véletlen egybeesésekkel magyarázzuk. Természetesen ez csak egyike volt az alternatív magyarázatoknak, a 2.42. alfejezetben említett többi változatlanul rendelkezésre áll.

2.44. A reprodukálhatóság problémája

2.441. Egy félreértés a szignifikancia körül

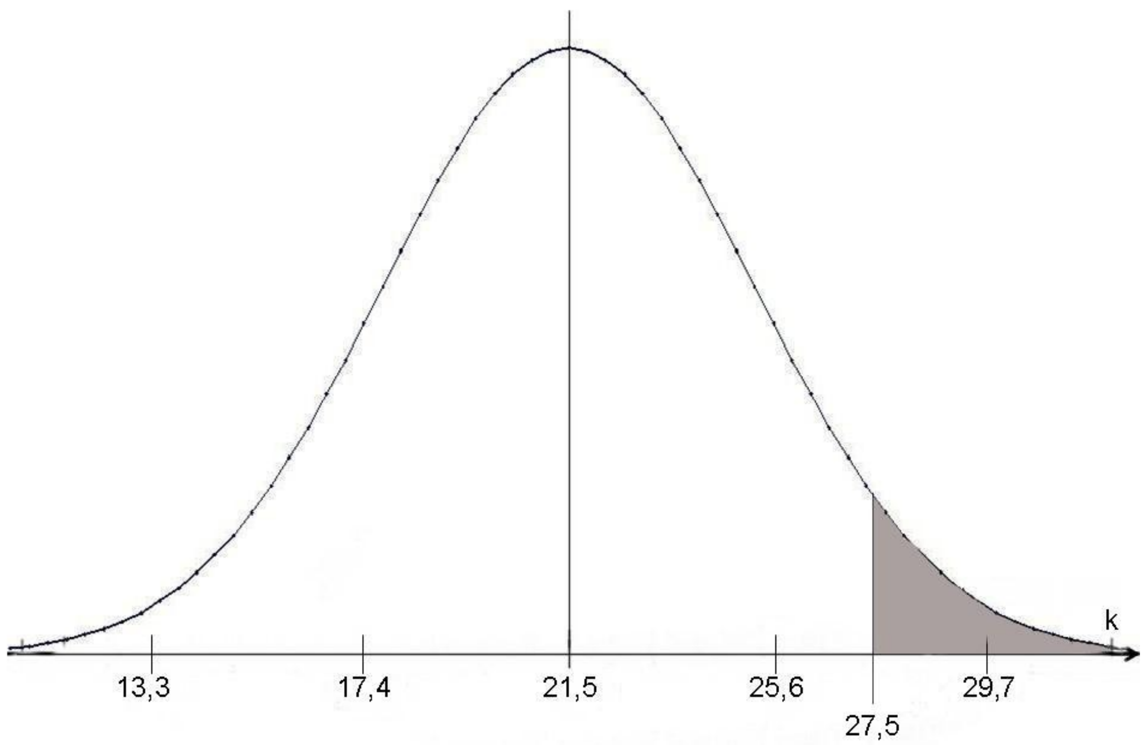
A statisztikai reprodukálhatóságról van egy alapvető félreértés, amely az ember- és társadalomtudományokban eléggé elterjedt, és a pszichológián át beszivárgott a tudományos parapszichológiába is. Eszerint ha egy hatást az A kísérletben szignifikánsan kimutattak, az A-t megismétlő B kísérlet akkor tekinthető sikeres replikációnak, ha a keresett hatás abban is szignifikánsan megmutatkozott.

Kérdezhetnénk: mi ezzel a gond, hiszen igazán logikusan hangzik. Minden statisztikus vizsgálatban a leglényegesebb kérdés, hogy az eredmény szignifikáns-e; ha igen, a kapott adatok jelentenek valamit, ha nem, ki lehet dobni őket. Ez utóbbi esetben a kísérlet semmire nem jó, többek közt replikációra sem.

E felfogás egyoldalú voltát először bemutatom egy szemléltető példán, majd a témát megbeszéljük általánosságban. Maradjunk az ESP-ábrás kísérleteknél, mert ezeket már jól ismerjük. Tegyük fel, hogy X kutató replikálni akarja a 2.9. ábrán „távolság" címszóval ellátott kísérletet. Elhelyezi a telepatikus adót és vevőt két helyiségben, szinkronizálja az óráikat, felügyelőt ültet melléjük stb., ahogy kell. Előre eldönti, hogy a Rhine-féle hagyományt követve a véletlen hipotézis elvetési küszöbét $\alpha = 0{,}05$ hibavalószínűségre állítja be. Eldönti továbbá, hogy a kísérlet négy darab 25-próbás menetből áll majd. (Már tudja jól, hogy a próbák számát mindig előre kell eldönteni.) Oké, minden lezajlik, és kijön 27 találat. Alkalmazza a Z-próbát: a találatszám szórása $\sqrt{(100*(1/5)*(4/5))} = 4$, majd ezzel $Z = (27 – 20 – 0{,}5)/4 = 1{,}625$. A 0,05-ös szignifikanciahatár $Z = 1{,}65$, mint tudjuk. Így hát ez az 1,625 bizony nem szignifikáns. Úgy látszik, gondolja X szomorúan, valamit nem csináltam jól... Vagy csak megint megnyilvánult a telepátia notórius tünékenysége, amire a kollégák már olyan sokat panaszkodtak régebben is.

X-nek természetesen igazat kellene adnunk, ha a szóban forgó kísérlet a maga nemében az első lett volna. Akkor egy 1,625-ös Z a szakma jól bevált konvenciója szerint azt jelentené, hogy itt nem érdemes mást feltételeznünk véletlen egybeeséseken kívül, és ennyi. Csakhogy itt már voltak nagy távolságú telepátia-kísérletek, összesen 164 000 próbával és összesítésben 21,5% találataránnyal (2.10 ábra). Egy kicsit körültekintőbb kutatónak ezért eszébe juthat: ugyan nézzük már meg, hogy ha az én adó – vevő párom szintén tudná ezt a 21,5% találatarányt produkálni, mekkora esély volna rá, hogy 100 próbájuk szignifikáns eredményt ad?

Hát most megnézzük; ígérem, nem lesz túl komplikált. Ha a találatarány várható értéke 21,5%, akkor 100 próbában a találatszám várható értéke természetesen 21,5 és szórása $\sqrt{(100*0{,}215*0{,}785)} = 4{,}1$. Így a találatszámok eloszlása Gauss-közelítésben a 2.11 ábrának megfelelően néz ki. (A beszürkített területtel egyelőre ne törődjünk.)



2.11 ábra. A találatszámok eloszlásának Gauss-közelítése 100-próbás, 21,5% várható találatarányú kísérletben.

Hol van X kísérletében az 5%-os szignifikanciahatár? Az ő nullhipotézise szerint a várható érték természetesen 20 találat, a szórás pedig 4, ezért a Z = 1.65-nek megfelelő találatszámot az

$$1{,}65 = (K - 20 - 0{,}5)/4 \tag{2.33}$$

egyenletből lehet meghatározni. Az eredmény K = 27,1. Ő akkor kap szignifikáns eredményt, ha a találatszám ennél nagyobb, vagyis legalább 28. (Emlékszünk, a valóságban 27-et kapott, és azzal majdnem elérte az 1,65-ös Z-t.) Mekkora ennek a „legalább 28"-nak a valószínűsége? Ott az ábrán beszürkítve: máris látszik, hogy nem valami sok. És ha kiszámítjuk a 28 találatnak megfelelő Z-t, majd az annak megfelelő területet (most természetesen nem a nullhipotézis, hanem a valóság szerint), akkor Z(28) = (28 – 21,5 -0,5)/ 4,1 = 1,46-ot és abból 0,072 valószínűséget kapunk. Magyarul: még ha X mérőpárja tényleg képes volt is telepatikus kapcsolatba lépni egymással, mégpedig ugyanolyan hatékonyan, mint annakidején Rhine emberei a nagy-távolságú kísérletekben, neki most szignifikáns eredmény elérésére *mindössze 7,2% esélye volt*!

Ráadásul vegyük észre: százból 27 találat igazából sokkal nagyobb találatarány az eredetinél, 21,5%-kal szemben 27%. Nem igazságtalan dolog tehát X részéről, ha kudarcát a kísérleti személyek tehetségtelenségének vagy a telepátia „tünékenységének" tulajdonítja? Ők igazán igyekeztek, ahogy jelzi a 27%-os találatarány. Inkább önmagát kellene okolnia: a kísérletet eleve úgy tervezte meg, hogy a sikerre alig volt remény. Ezt a 7,2% valószínűséget, amire reálisan számítani lehetett, ő maga előre kiszámíthatta volna, hiszen ismerte a Rhine-intézetben kapott 21,5%-os találatarányt. És ha megteszi, rögtön kiderül, hogy ekkora várható találatarány mellett 100 próba messze nem elég.

Gyakorlásnak még gyorsan számítsuk ki, mekkora a siker valószínűsége egy ugyanilyen, de 1000-próbás kísérletben. Itt a találatszám várható értéke 215, szórása $\sqrt{(1000*(1/5)*(4/5))}$ = 12,65. A (2.33) egyenletből a mostani adatokkal az 5%-os szignifikanciahatár 226 találat; ezzel Z(226) = (225,5 – 215)/12,65 = 0,83, majd innen a terület 0,20. Még mindig csak húsz százalék! Minden öt 1000-próbás kísérlet közül átlag négyben nem lesz szignifikáns eredmény akkor sem, ha a részvevők ugyanúgy képesek telepatikus kapcsolatra, mint Rhine adói és vevői. Ugorjunk egy nagyot, és nézzük meg 10 000 próbával: nem részletezem, az eredmény 98%. Ez végre már olyan, amibe érdemes belefogni, persze felszerelkezve több hónapra való élelemmel...

Remélem, a fő tanulság mindenkinek világos: *az elért szignifikanciaszint nemcsak a részvevők teljesítményétől függ, hanem a mért statisztikai minta méretétől is*. Jelen esetben a próbák számától. Ezért félrevezető a szignifikanciaszintet önmagában a siker mértékének tekinteni, a mintaméret figyelembe vétele nélkül. És ugyanezért természetesen az is félrevezető, ha a replikáció sikerét az elért szignifikanciaszinthez kötjük.

2.442. A statisztikai hatásméret

Rendben van, akkor hát megegyezünk, hogy nem kötjük ahhoz; de valahogy mégiscsak illik eldöntenünk, hogy egy adott replikáció sikeres volt-e. És egyáltalán, jó lenne egy statisztikusan mért változót valami olyan mérőszámmal jellemezni, ami egyrészt nem érzékeny a minta méretére, másrészt elég általános ahhoz, hogy sok különböző változóra alkalmazható legyen. Ha lenne egy ilyen mérőszámunk, akkor a replikációt, azaz két kísérlet eredményének azonosságát, ennek a mérőszámnak az azonosságával definiálhatnánk.

Egyetlen kísérlettípuson belül persze nincs gond: ott rendelkezésünkre áll az eredeti mért változó, ESP-ábrás kísérletekben például a találatarány. Ha az eredeti kísérletben mondjuk $N_1 = 400$ próba és $k_1 = 96$ találat volt, az ismétlésben pedig $N_2 = 600$ próba és $k_2 = 140$ találat, akkor az első $p_1 = 0{,}24$ és a második $p_2 = 0{,}233$ találatarányát közvetlenül összevethetjük; hogy erre milyen statisztikai próba alkalmazandó, azt nemsokára megmutatom. A kutatóknak azonban ez a megoldás nem elég, ők szeretnék olyan kísérletek eredményét is összehasonlítani, amelyek közvetlenül nem ugyanazt a mennyiséget mérik. A tudományos parapszichológián belül maradva: később szó lesz például képátviteles telepátiáról, ahol nem előre rögzített ábrák vannak, hanem az átadandó kép bármi lehet; ott a kísérlet eredményét (az alkalmazott elemzési módtól függően) nem mindig jellemezhetjük találataránnyal, a siker nagyságát mégis jó lenne valahogy összevetni a választásos kísérletekével.

Van egy statisztikai változó, az a bizonyos (a nullhipotézis szerint standard normál eloszlású) Z, amit az elemzés során szinte mindig be szoktunk vezetni. Így célunknak ő annyiban megfelel, hogy elég általános. Annyiban viszont nem, hogy függ a mintamérettől, akárcsak a szignifikanciaszint. Az iménti két kísérlet közül például az elsőben $Z_1 = (96 – 400/5 – 0{,}5)/\sqrt{(400*(1/5)*(4/5))} = 1{,}9375$, a másodikban $Z_2 = (140 – 600/5 – 0{,}5)/\sqrt{(600*(1/5)*(4/5))} = 1{,}99$. Vagyis míg találatarány szerint az első kísérlet volt sikeresebb, Z szerint a második, nyilvánvalóan a több próba miatt.

Csinálni kellene valamit ezzel a Z-vel, hogy ugyanúgy viselkedjen, mint a találatarány, vagyis hogy pusztán a mintaméret ne befolyásolja. Ehhez érdemes megvizsgálnunk, hogy egyáltalán hogyan függ a mintamérettől. Ha a (2.13) képletbe betesszük a binomiális kísérlet paramétereit (2.17) és (2.22) szerint, a következőt kapjuk:

$$Z = (k – Np)/\sqrt{(Np(1-p)} \qquad (2.34)$$

A találatarány, ugye, k/N. Ezt úgy lehet a képletbe becsempészni, hogy a számlálót és a nevezőt egyaránt elosztjuk N-nel:

$$Z = (k/N – p)/\sqrt{(p(1-p)/N)} \qquad (2.35)$$

A nevezőt valamivel osztani ugyanaz, mint a számlálót (vagyis az egész kifejezést) ugyanazzal szorozni. Jelen esetben $\sqrt{N}$-nel. Ezért (34) egyszerűbben így írható:

$$Z = (\sqrt{N})(k/N – p)/ \sqrt{(p(1-p))} \qquad (2.36)$$

Látszik, hogy Z majdnem arányos a k/N találataránnyal, helyesebben annak többletével a véletlen találatarányhoz képest; ha nem lenne $\sqrt{N}$-nel megszorozva, akkor tökéletesen arányos lenne. Definiáljunk hát egy új változót, amelynek értéke $Z/\sqrt{N}$: ez a változó N növekedésével se lemaradni nem fog a találatarány többlete mögött, se megelőzni nem fogja azt. Ugyanakkor mivel nem a találatarányból számítjuk ki, hanem Z-ből, másfajta (nemcsak binomiális) kísérletekre is általánosítható.

Ennek az új változónak a neve **hatásméret**, az angol szakirodalomban „effect size". Jelölése az utóbbiból **ES**. Mivel Z-től csak egy olyan szorzótényezőben különbözik ($1/\sqrt{N}$), amely nem függ a mért mennyiségtől, valószínűségeloszlásának típusa nyilván megegyezik Z valószínűségeloszlásával, várható értéke és szórása pedig Z megfelelő paramétereinek $\sqrt{N}$-ed része. Vagyis konkrétan: **ES normális eloszlású, várható értéke a nullhipotézis szerint 0 és szórása $1/\sqrt{N}$**, ahol N a próbák száma.

Számítsuk ki a hatásméreteket az előbbi példában, ahol $Z_1 = 1,9375$ és $Z_2 = 1,99$ volt! Tudjuk, hogy $N_1 = 400$ és $N_2 = 600$, tehát $ES_1 = 1,9375/\sqrt{400} = 0,097$ és $ES_2 = 1,99/\sqrt{600} = 0,081$. Annak eldöntéséhez, hogy a második kísérlet sikeres ismétlése-e az elsőnek, erről a két hatásméretről kell megállapítanunk, hogy a statisztikai bizonytalanságon belül egyenlők-e. Ha igen, akkor a második kísérletet elfogadjuk replikációnak, ha nem, akkor nem fogadjuk el.

Érdemes megjegyeznünk, hogy hatásméretnek több más statisztikai változót is hívnak, szakterülettől és kísérlettípustól függően. Közös jellemzőjük, hogy a közvetlen mért változónál általánosabban használhatók. Akit ez a téma bővebben érdekel, legegyszerűbben úgy informálódhat, hogy az interneten rákeres az „effect size" címszóra, ott rengeteg találatot fog kapni.

2.443. Két kísérlet mennyiségi összehasonlítása

A 2.41. alfejezetben ismertettem a normális eloszlású változók összegére vonatkozó tételt, miszerint az összeg eloszlása szintén normális, várható értéke egyenlő a tagok várható értékének összegével, szórásnégyzete pedig a tagok szórásnégyzetének összegével. Ezt a tételt felhasználva a hatásméretek azonosságára igen egyszerű statisztikai próbát végezhetünk.

ES_1 és ES_2 akkor egyenlő, ha $ES_1 - ES_2 = 0$. Definiálunk tehát egy olyan ESD különbségi változót (az ilyeneket rendszerint d vagy D hozzátevésével jelöljük a „differencia" szó nyomán), amely algebrailag egy összeg, és két összeadandó tagja ES_1 és $-ES_2$. Nullhipotézisünk az, hogy $ESD = 0$. Az összegekre vonatkozó tétel szerint ESD eloszlása normális, várható értéke közvetlenül a nullhipotézisből 0. És mennyi a szórása? Mivel az összeg-tétel szerint ilyenkor a szórásnégyzetek adódnak össze, ESD szórásnégyzete $1/N_1 + 1/N_2$, szórása tehát $\sqrt{(1/N_1 + 1/N_2)}$, esetünkben $\sqrt{(1/400 + 1/600)} = 0,065$. ESD mért értéke $ES_1 - ES_2 = 0,097 – 0,081 = 0,016$. Ez bőven belül van még saját egyszeres szórásán is, tehát nem különbözik szignifikánsan a nullától. A következtetés: példánkban a második kísérlet sikeres ismétlése az elsőnek.

E pillanatban úgy tűnik, a replikáció sikerének eldöntésére találtunk egy jó eljárást, a hatásméretek egyenlőségének statisztikai próbáját. Most megmutatom egy példán, hogy ez az eljárás sajnos szintén félrevezető lehet.

2.444. A véletlen replikációja

Tegyük fel, hogy ESP-ábrás kísérletben A elvégzi az előbb már példának választott 400-próbás kísérletet, és kijön neki 94 találat, amiből a megfelelő Z-érték 1,6875. Az eredmény tehát 0,05 szinten szignifikáns. Utána B egy szintén 400-próbás kísérletben 81 találatot ér el. Erre a Z-érték (tessék utánaszámolni!) 0,0625. Ez ugyan messze nem szignifikáns, de mi már tudjuk, hogy replikációnál a lényeg nem a szignifikancia, hanem a hatásméretek egyenlősége. Oké, hát lássuk a hatásméreteket: $ES_1= 0,6875/\sqrt{400} = 0,084$ és $ES_2 = 0,0625/\sqrt{400} = 0,003$. Különbségük $ESD = 0,084 – 0,003 = 0,081$. A hatásméretek szórásnégyzete most egyenként 1/400, ESD szórásnégyzete így 2/400, azaz ESD szórása $\sqrt{(2/400)} = 0,07$. Így, ha ESD-re alkalmazzuk a Z-próbát, $Z(ESD) = 0,081/0,07 = 1,15$. Mivel ez nem szignifikáns, B elégedetten nyugtázhatja, hogy az ő hatásmérete nem különbözik A-étól, tehát replikációja sikeres volt.

Nézzük meg azonban, mi a helyzet, ha A és B kísérletét *egyetlen* közös kísérletnek tekintjük: vajon annak eredménye bizonyítja-e telepátia jelenlétét? Ebben a közös kísérletben a próbák száma 800, a találatok száma 94 + 81 = 175, és ezekből $Z = (175 – 800/5 – 0,5)/\sqrt{(800*(1/5)*(4/5))} = 1,28$. Ez bizony jócskán elmarad a 0,05-ös szignifikanciahatártól, ami (néhányan már talán fejből tudják)

1,65. Ha a két kísérlet körülményei azonosak voltak, és feltételezhetjük, hogy eredményük csak a statisztikus ingadozás miatt különböző, akkor ketten együtt valószínűvé teszik, hogy az első szignifikáns eredménye véletlen volt, más szóval, az 5% valószínűségű elsőfajú hiba realizálódott benne. A második kísérlet tehát a hatásméretek nemszignifikáns különbsége alapján sikeresen replikálta az elsőt, ám valójában azt mutatta meg, hogy valószínűleg már az első kísérlet eredménye is véletlen volt; így amit sikeresen replikált, az egy véletlen (telepátia nélküli) eredmény.

Vegyük észre: a két hatásméret összevetéséhez alkalmazott Z-próba eleve igen gyenge arra a célra, hogy egy létező különbséget kimutassunk. Ha ugyanis e próba alkalmazásakor az elsőfajú hiba valószínűségét (α) 5%-ra vagy annál kisebbre állítjuk be, a másodfajú hiba valószínűsége (β) viszonylag nagy lesz. Miért? Kis α azt jelenti, hogy a nullhipotézist – esetünkben a két ES azonosságát – erősen kitüntetjük az ellenhipotézishez – esetükben a két ES különbözőségéhez – képest: csak akkor vetjük el, ha ezzel mindössze α valószínűséggel hibázunk. Így aztán az elvetésre addig nincs esélyünk, amíg a két ES különbsége igen nagy nem lesz. Nézzük meg a példát: itt ES_2 csupán 0,003 volt, mégis a próba alapján azonosnak kellett tekintenünk a 0,084-es ES_1-gyel. Ezek a statisztikai próbák jogosan ilyen konzervatívak akkor, ha a nullhipotézis valamilyen ésszerű okból tényleg kitüntetett, mint például ha arról van szó, hogy létezik-e az apriori kétségtelenül valószínűtlen telepátia. Ugyanez a konzervatív jelleg viszont indokolatlan olyan esetekben, amikor a két versengő hipotézis közül egyik sem eleve valószínűbb a másiknál. Most pont ez a helyzet, mert egy kísérlet replikációja lehet éppúgy sikeres, mint sikertelen, nincs okunk rá, hogy a sikerességnek eleve nagyobb esélyt adjunk.

Mi következik ebből? Bármilyen sajnálatos, a replikáció sikerét éppúgy nem célszerű pusztán a hatásméretek statisztikai egyenlőségével mérni, mint a replikáló kísérlet eredményének szignifikanciaszintjével. Mindkettő ad hasznos információt, használják is mindkettőt, de a körülményektől függően félrevezetők lehetnek. A szignifikanciaszint alapján hajlamosak vagyunk sikertelennek ítélni olyan replikációkat, amelyekben a minta viszonylag kicsi volt, de maga a mért hatás nem maradt el az eredeti kísérletben mért hatástól; a hatásméretek egyenlősége alapján pedig hajlamosak vagyunk sikeresnek ítélni olyan replikációkat, amelyekben a mért hatás sokkal kisebb volt az eredetinél, de a próba konzervatív jellege miatt ez nem derülhetett ki.

Saját javaslatom ilyen esetekben az, hogy egyesítsük az eredeti kísérlet és a replikáció adatait, és a kettőt együtt fogadjuk el sikeresnek akkor, ha az egyesített eredmény is szignifikáns. Ugyanez érvényes értelemszerűen akkor is, ha nem egy, hanem több replikációról van szó, illetve ha több olyan kísérletet akarunk értékelni, amelyek ugyanazt a hatást mérik. Az ESP létezésére vonatkozóan pont ezt tettük a 2.41. alfejezetben, ahol az eredményt a 2.10. ábra mutatta be. Az ott kapott Z = 18 meggyőzően bizonyítja, hogy amit a Rhine-intézet kísérleteiben kimutattak, az legalábbis a saját intézetükön belül reprodukálható volt annyira, amennyire egy statisztikai eredmény reprodukálható lehet. Hogy aztán ez tényleg ESP volt-e, az már nem statisztikai kérdés.

3. Az ESP tulajdonságai választásos kísérletek alapján

3.1. A tudatosítható érzékleti minőség hiánya

Már a Rhine-féle kísérletek előtt nyilvánvaló volt mindenkinek, aki telepátiával találkozott akár spontán esemény, akár társasági játék, akár kezdetleges tudományos kísérlet formájában, hogy itt egész másról van szó, mint mikor az ember valamit lát, hall, vagy bármelyik más érzékszervével észlel. Ritka és többnyire patologikus kivételektől eltekintve a különböző érzékszervektől eredő benyomásokat nem téveszthetjük össze egymással, mert mindegyikhez sajátos szubjektív élmény tartozik. Ha ilyen volna a telepátia is, akkor a spontán telepatikus vagy prekogníciós élményeket világosan meg lehetne különböztetni a fantázaképektől vagy az intuitív benyomásoktól. Louisa L. Rhine 1948 és 1968 között gyűjtött élményanyaga szerint ez egyáltalán nem így van: az esetek elemzése során „az a benyomás kristályosodott ki, hogy *az ESP-nek nincs saját formája*... A parapszichológiai és a nem-parapszichológiai benyomásokat lehetetlen egymástól megkülönböztetni, hacsak nem utólag, amikor a tartalmuk ezt lehetővé teszi." („This observation helped to crystallize the impression that *ESP has no particular form of its own*... It is impossible to discriminate between psi and non-psi impressions except as their content makes it possible to do so." L. Rhine 1969, 234. oldal.)

A gyűjtött telepatikus élményekből L. Rhine egy további következtetést is levont, amely szerint a telepátia nem írható le a pszichológiában akkor egyeduralkodó inger – válasz modellel. Idevágó sorait érdemes hosszabban idézni:

„Amikor az esetek összegyűjtése elkezdődött, a pszichológiában az inger – válasz modell volt az általánosan elfogadott. Eszerint minden érzékszervi benyomást egy-egy specifikus inger vált ki, és fordítva, egy specifikus inger ugyanazzal az érzékszervi információval jár minden olyan személynél, aki hasonló körülmények között van. Ha például valaki lát egy asztalt, a többi jelenlévők szintén azt látják. Ha valaki hall egy adott hangot, hallótávolságon belül ugyanazt hallja mindenki más is. Érzékszervi benyomásukat így az asztal, illetve a hang ingerére adott válasznak lehet tekinteni.

…Ebben a felfogásban a parapszichológiai benyomásokat szintén specifikus ingerekre adott válasznak tételezték fel, azzal a különbséggel az érzékszervi benyomásokhoz képest, hogy míg azokat érzékszervileg érzékeljük, ezeket az érzékszerveken kívül. A spontán telepátia számos esetében azonban okunk van megkérdőjelezni, hogy az ESP folyamata ugyanazzal a mechanizmussal megy végbe, mint az érzékszervi érzékelés.

…Több száz, feltűnően egymáshoz hasonló eset alapján alkalmunk van erről a témáról bizonyos következetéseket levonni. Az úgynevezett 'szólításos' esetekről van szó, amikor a telepatikus benyomás mint auditív hallucináció jelentkezik. Ezekben a vevő hallani véli, hogy egy barátja vagy rokona (az adó) szólítja őt, gyakran felismerhetően a saját hangján. Mégpedig mint később kiderül, valamilyen krízis átélésének időpontjában, amelyről a vevő akkor még nem tud.

Az a kérdés tehát, hogy ezekben az esetekben az adók helyzete eléggé egyforma-e, vagy tartalmaz-e eléggé egyforma elemeket ahhoz, hogy a vevőkben valami hasonló ingerrel ugyanazt a választ váltsa ki. Kiváltképp azt kell megvizsgálnunk, hogy az adók tényleg szólították-e a vevőket, vagy legalább gondoltak-e rájuk a krízis alatt.

Ami az adó figyelmének a vevő felé irányulását illeti, ez néha tényleg fennállt; még az is előfordult, hogy az adó a vevőt hangosan szólította. Máskor nem szólította ugyan, de erősen rá gondolt. Számos esetben viszont *egyáltalán nem törődött* a vevővel, nem szólította, és nem is gondolt rá. A vevő élménye azonban ettől a körülménytől nem függött. A választ tehát nem az inger határozta meg, hanem az az igény, hogy a vevő kifejezze általa az adó helyzetéről ESP-vel szerzett benyomását. Más esetekben és más vevőknél hasonló krízisek másfajta választ váltottak ki, álomtartalmat vagy intuitív sejtést. Az inger – válasz modell helyett ez a vizsgálat inkább azt sugallja, hogy a válasz, vagy más szóval az élmény tudatban megjelenő formája, a vevő saját mentális folyamataitól függ, nem pedig specifikusan az adótól."

(„The stimulus – response model for sensory experience was the generally accepted one in psychology at the time the case study began. It embodied the idea that a given sense impression was the result of a specific stimulus; conversely, a specific stimulus would produce the same response in all persons who were subjected to it under comparable conditions. For instance, if one person saw a table, others present would see it too. If one heard a sound, others within the range would hear it too. The sense impressions thus could be considered as responses to the stimuli, table, and sound.

…In this view, then, psi impressions were supposed to be specific responses to specific stimuli, the difference between them and sense impressions being only that one was perceived sensorially, the other, extrasensorially. But in many of the cases, reasons were shown to question whether the ESP process operated in the same mechanistic fashion.

…An opportunity came up to see that could be deduced on the topic from the cases after several hundred reports of experiences that were strikingly similar in form had accumulated. These were 'call cases', classified as auditory hallucinations of the telepathic type. In them a person (percipient) heard himself called, often in a voice he recognized as that of a friend or relative who was beyond sensory range. Then, as it developed, the time that the call was heard coincided with a crisis this person (agent) was undergoing and of which the percipient was otherwise uninformed. The calls thus heard by the percipient could be taken as responses to the agnets whose calls supplied the stimuli.

The question, then, was whether the situations represented by the agents were sufficiently uniform, or involved elements of sufficient uniformity to provide stimuli which would elicit a uniform response. It was particularly necessary to find out if these agents had actually called the percipients or at least thought of them strongly at the time of the crises.

On the matter of the orientation of the agent toward the percipient, in some instances he was strongly involved with the percipient and did actually call him; in others he uttered no call, but was strongly thinking of him. But in a number of cases, too, the agent was *entirely unaware* of the percipient, neither called to him or thought of him. Yet the calls heard by the percipients did not vary with these different circumstances of the agents. These responses thus were apparently not tailored according to the stimulus but were a blanket kind of response used by the percipients to express ESP impressions of the agents' situations. Similar crises in other instances with other percipients obviously led to ESP experiences in the other forms, a dream, or perhaps an intuition. Instead of a stimulus – response model, this study suggested that the kind of response, or, in other words, the form the experience took in consciousness, was a function of the percipient's own mental processes and did not depend specifically on the agent." L. Rhine 1969, 235 - 236. oldal.)

Amikor spontán esetekből következtetést vonunk le, természetesen mindig tudatában kell lennünk, hogy ezek az esetek lehetnek véletlen egybeesések is; célzott és ellenőrzött kísérleteken kívül soha nem vehetjük biztosra, hogy egy ESP-nek látszó esemény valóban az volt. Így az előző meggondolás azzal a kiegészítő feltétellel értendő, hogy „amennyiben a leírt esetek az ESP megnyilvánulásai voltak, akkor…" Mindenesetre ha laboratóriumi kísérletek alapján okunk van feltételezni, hogy az ESP létezik, akkor valószínűleg létezik a mindennapi életben is, és akkor L. Rhine sok összegyűjtött esetének legalább egy részét komolyan vehetjük annyira, hogy a belőlük levont általános tanulságokat is legalább jelzés értékűnek foghassuk fel.

Ha az ESP-nek volna tudatosítható érzékleti minősége, akkor a választásos kísérletekben a vevő megérezné, hogy mikor kapott információt az adótól, és mikor kényszerült véletlenszerű találgatásra. A sikeres próbákat pedig utólag két csoportba tudná osztani aszerint, hogy a találat telepátiának vagy puszta véletlennek volt köszönhető. Itt is általános tapasztalat, hogy a vevőnek nincsenek ilyen érzései. Elég gyakran előfordul, hogy a biztosabbnak érzett tippekre a találatarány egy kicsivel nagyobb a többi tipp találatarányánál, szignifikáns különbséggel a két tippcsoport között (Carpenter 1977, 219 – 22. oldal; Don és mások 1992). A tippek „biztosságának” megítélése azonban ez utóbbi esetekben sem tudatos érzékleti minőségen alapul, hanem a vevő intuitív érzésén.

3.2. Szándéktalanság

3.21. Spontán tapasztalatok és kísérletek

Louisa E. Rhine imént hosszabban idézett, spontán esetekre vonatkozó megjegyzéséből az is kiderülhetett, hogy a telapatikus kapcsolat létrejöttéhez nincs szükség sem az adó, sem a vevő szándékára. Idevágó spontán élményem nekem is van:

—

Egy történet, amely (talán) példázza a nem-szándékos prekogníciót

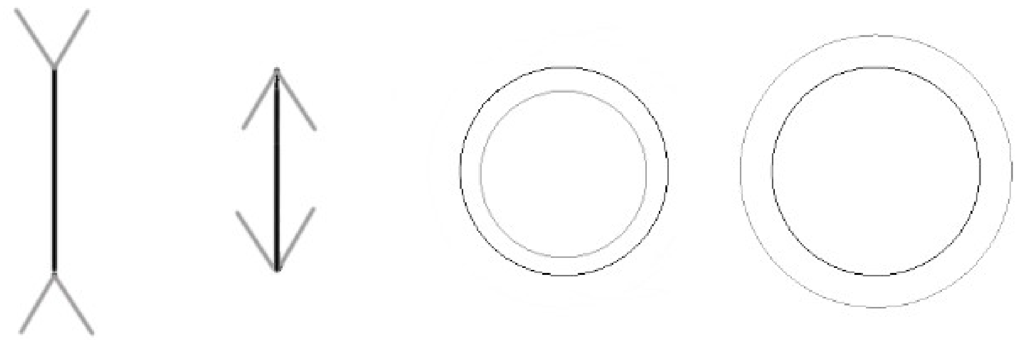
Amikor először jártam New Yorkban, egy bostoni konferencia után, igen kevés pénzem volt. Még itthon mondták, hogy megszállni legcélszerűbb a YMCA diákszállóiban (Young Mans’ Christian Association, Fiatal Férfiak Keresztény Egyesülete), mert azok a legolcsóbbak; meg is kaptam egyikük manhattani címét, gyalog sem messze a buszpályaudvartól. A busz délután futott be, és mindjárt elindultam a megadott cím felé. Közben azonban, számomra is érthetetlen módon, mindenféle apróság miatt megálltam szinte percenként, nézegettem a kirakatokat meg a járókelőket, sőt, az érdekesebb boltokat belülről is felderítettem, természetesen vásárlás nélkül. Pedig ilyenkor sokszorosan igazolt szabály, hogy a szállást kell mielőbb bebiztosítani, mert bármi közbejöhet, és akkor az ember sötétben az utcán találja magát a csomagjaival. Mire a YMCA-házhoz értem, tényleg már alkonyodott.

Itt aztán kiderült, hogy a hely csak a YMCA-tagoknak olcsó, 3 dollár éjszakánként, különben ugyanúgy 10-12, mint ez a kategória általában. Persze 10 vagy 12 dollár New Yorkban még mindig semmiség, de nekem három napra volt össszesen 30 dollárom a konferencia megspórolt napidíjából. Most mit tegyek? A recepciósnak hiába hivatkoztam a nyomorgó Kelet-Európára, sajnálkozva közölte, hogy ő csak egy alkalmazott, nem szegheti meg a szabályokat. Eközben egyszercsak odajött a szálló igazgatója, aki napi munkája végeztével épp kifelé sétált, és kiszúrta az útlevelemet a recepciós pulton. Az útlevélről messziről felismerte, hogy magyar, és rögtön megdobbant a szíve, lévén 56-os menekült. Mondanom sem kell, a formalitások mellőzésével önként tiszteletbeli tagjává fogadott a Fiatal Férfiak Keresztény Egyesületének... Mindjárt megértettem, hogy odafelé jövet az a sok fölösleges tötyörészés mire volt jó: ha pár perccel előbb érkezem, nem jön arra, és én mehettem volna aludni valamelyik híres manhattani híd alá.

Magától értetődik, hogy az eset messze nem biztosan a prekognícióra példa, hiszen aki először jár a világnak ebben az egyik legérdekesebb városában, az nyilván öntudatlan megérzés nélkül is hajlamos rá, hogy tátott szájjal csak úgy ellődörögje az időt. De *ha* én ekkor prekognitív megérzés alapján lődörögtem, *akkor* ez a prekogníció garantáltan nem volt szándékos. Ilyen sztorit tudnék még mesélni jó párat, főleg pont a külföldi útjaimról, ahol lépten-nyomon percre pontosan értem oda olyan helyekre, ahol valami kellemes vagy hasznos dolog történt, és kicsit előbb vagy később nem vagy legalábbis nélkülem történt volna. (Például folyton magyarokkal találkoztam, egy indián rezervátum turistáitól kezdve addig a rendőrig, aki egy tilos balkanyarért leállított.) Ez egyébként érthető abból a meggondolásból, hogy az ember akkor tudja a kósza intuitív benyomásait követni, ha nem a bevett rutinok szerint viselkedik, és erre külföldön sokkal nagyobb az esély, mint itthon.

Hogy az ESP fellépéséhez nem kell tudatos szándék, azt több kísérlet megerősíti.

A Tel Aviv-i egyetemen Hans és Shulamith Kreitler két jól ismert optikai érzékcsalódást (Müller – Lyer és Delboeuf, 4.1. ábra) váltott ki úgy, hogy a kísérleti személyek a vetített ábrának csak egy részét láthatták, az érzékcsalódáshoz szükséges kiegészítéseket egy telepatikus adó „üzente" nekik. (A kísérlet igazából ennél bonyolultabb volt, kiegészítve küszöbalatti érzékeléssel, de nekünk az egész most csak a szándéktalanság szempontjából érdekes.) A vevők nem tudták, hogy telepátiakísérletben vesznek részt, az „üzenet" mégis befolyásolta őket (Kreitler és Kreitler 1973).



3.1. ábra. A Müller – Lyer- és a Delboeuf-féle érzékcsalódás ábrái. Kreitlerék kísérletében az itt fekete vonalak rendesen látszottak, a szürkéket csak telepátia közvetítette. A kísérleti személyeknek arra a kérdésre kellett válaszolniuk, hogy a két vonal közül melyik hosszabb, illetve hogy a két kör közül melyik nagyobb.

Rex G. Stanford a pszichológiában jól ismert szóasszociációs tesztet egészítette ki egy rejtett prekogníciós elemmel, több kísérletben többféle módon (összefoglalva: Palmer 1985). Minden tíz szó közül egy véletlenszerűen kiválasztottra kellett az összes közül a leggyorsabban válaszolni, anélkül, hogy erről a feladatról a kísérleti személyek tudtak volna; aki a feladatot mintegy „véletlenül" teljesítette, az utána egy kellemes további munkát kapott (például Playboy-képek szortírozását, a kísérleti személyek ugyanis mind férfiak voltak), aki viszont nem teljesítette, az unalmasat (például egy adott betű kikeresgélését egy hosszú szövegben). Itt tehát a kísérleti személyek akkor jártak jól, ha öntudatlan prekognícióval ráéreztek, hogy a kiválasztott szóra válaszoljanak a leggyorsabban. Prekogníció nélkül a leggyorsabb válasz véletlenszerűen akármelyik szóra eshet, így a „találat" véletlen valószínűsége 1/10, és miután meghatározzák, hogy hányan válaszoltak leggyorsabban a saját kiválasztott szavukra, a kiértékelés menete azonos az ESP-ábrás kísérletekével. Stanford és munkatársai ennek a módszernek öt, a részletekben kissé variált változatával minden esetben szignifikáns pozitív eredményt kaptak.

3.22. Stanford PMIR modellje

PMIR a „Psi Mediated Instrumental Response", vagyis „Pszi-közvetítéses instrumentális válasz" rövidítése. Az „instrumentális válasz" kifejezést a behaviorista pszichológia vezette be olyan állatkísérletek nyomán, ahol az állatot valamilyen eszköz (pl. nyomógomb) kezelésére kondicionálták, „pszi" pedig a parapszichológiában az összes vizsgált parajelenség gyűjtőneve. Pszi-közvetítéses instrumentális válasznak azt nevezzük, Stanford eredeti fogalmazásában, hogy **„egy személy,**

érzékszerveken kívüli módon, aktívan pásztázza a környezetét olyan tárgyak és események (vagy hozzájuk kapcsolódó információ) után, amelyek fontosak saját szükségleteinek kielégítéséhez, és amikor felfedez ilyen információt, annak megfelelően válaszol rá, ahogy szokott az illető tárgyakhoz és eseményekhez való tipikus irányulása szerint.” („...(an) individual, through extrasensory means, actively scans his enviromnent for objects and events (or information related thereto) which are relevant to his needs and that when such information is dicovered he tends to respond to it in accordance with his typical dispositions toward such objects and events.” Stanford és Stio 1976, 55. oldal.) Ez az aktív pásztázás a modell szerint nem tudatos és nem szándékos. A modellt megerősitették egy későbbi kísérlettípus eredményei is (Bem 2011).

Ha visszagondolunk saját YMCA-történetemre, ott pontosan ez történhetett (már amennyiben az egész nem puszta véletlen volt): a szállóba érkezésemet úgy időzítettem, hogy találkozhassak az igazgatóval. A találkozás megfelelő időpontjáról semmilyen normál módon nem lehetett tudomásom, sőt, előre még azt se tudtam, hogy egyáltalán szükségem lesz rá. A prekognitív időzítést maga Stanford is említi mint a PMIR egyik tipikus módját, együtt például valaminek „ügyes” elfelejtésével, látszólag véletlen és ok nélküli hibázással (pl. rossz telefonszámot hívunk fel, de ezzel végül jól járunk), vagy egy olyan gondolat felmerülésével, amely asszociációk során át egy később hasznosnak bizonyuló döntéshez vezet. Ez utóbbi eset természetesen összemosódik az öntudatlan következtetéssel, ami már nem tartozik a parapszichológiára. A PMIR más típusainál is elég nyilvánvaló, hogy a mindennapi életben gyakorlatilag soha nem lehet kizárni a „normál” magyarázatot, többnyire a véletlen egybeesést. Ezért a modell közvetlen tesztelésére nincs mód, legalábbis eddig nem volt rá ötlete sem Stanfordnak, sem másnak. Van azonban néhány pszichológiai következménye, amiknek a teljesülése kísérletileg kipróbálható, így közvetve valószínűsíthetik a modell helyességét vagy helytelenségét.

3.221. A szükséglet erősségének hatása

Egyik ilyen kísérletben Stanford a részvevők motiváltságát befolyásolta olyan kísérletben, ahol a rejtett ESP-faladat teljesítése után a már említett Playboy-képes jutalom következett. A kísérlet első részét, a szóasszociációs tesztet, a tisztán férfiakból álló csoportok egy részének vonzó fiatal nők tartották, másik felének férfiak. Feltételezhető volt, hogy az előbbi esetekben nagyobb a motiváció arra, hogy később erotikus képeket lehessen nézegetni, tehát a részvevők öntudatlanul is jobban bedobják ESP-képességüket. És valóban: a női kísérletvezetők csoportjai összesítésben szignifikánsan ($\alpha = 0{,}05$) jobb eredményt értek el a férfi kísérletvezetők csoportjainál (Stanford és mások 1976).

Egy másik kísérletben a motiváció befolyásolására a részvevők felével egy erotikusan stimuláló hangfelvételt hallgattattak meg a szóasszociációs teszt előtt. Ugyanezt a csoport másik fele is meghallgatta, de már a teszt után. Az elvárás megint az volt, hogy az előbbi csoport eredménye jobb lesz, ami azonban ezúttal nem jött be, az eredmények nem tértek el szignifikánsan a véletlen átlagtól (Stanford és Stio 1976).

3.222. A válasz nehézségének hatása

Stanford hipotézise szerint az ESP vezérelte tudattalan válasz annál nagyobb eséllyel következik be, minél könnyebben lehetne azt produkálni ESP nélkül is. A szóasszociációs teszt helyzetében ez azt jelenti, hogy találat (azaz megfelelően időzített válasz) olyan szavakra várható a leginkább, amelyek a kísérleti személyeknek eleve nagy valószínűséggel jutnak eszükbe a hallott kulcsszó nyomán. Mivel közelebbi asszociációkra a reakcióidő is rövidebb, a leggyorsabb válasz könnyebben váltható ki az amúgy is kis reakcióidejű szavakra. Stanford és Stio (1976) ezt úgy próbálta ki, hogy a rejtett ESP-feladat csak a próbák felében volt a leggyorsabb válasz a kijelölt szóra, a próbák másik felében pont ellenkezőleg, a feladat ezekre a *leglassúbb* válasz volt. Az előbbi meggondolás szerint a közeli asszociációkat könnyebb gyorsítani, mint lassítani, így a leglassúbb válasz feladata nehezebb, mint a leggyorsabb válaszé, következésképp a megoldás kevésbé eredményes, azaz a többi körülmény azonossága mellett kisebb találataránnyal jár. A kísérlet eredménye valóban ez lett: a leggyorsabb válasz feladata esetén a találatarány $\alpha = 0{,}05$ szinten meghaladta a véletlen várható értéket, és ugyanekkora szignifikanciaszinten meghaladta a leglassúbb válasz feladatával kapott találatarányt is.

3.223. Az önkép hatása

A pszichológiában (és tulajdonképpen a mindennapi életben is) jól ismert tény, hogy az ember a legtöbb feladatot jobban oldja meg, ha bízik a sikerben, illetve ha önmagáról pozitív képpel rendelkezik. Stanford és mások (1976) az önképet azzal próbálták befolyásolni, hogy a kísérlet előtt elvégeztettek egy másik szóasszociációs tesztet ESP-vel való kiegészítés nélkül, és utána (azaz a két teszt között) a csoport egyik felének tagjait megdicsérték az elért eredményükért. A többieket természetesen célszerű lett volna ledorongolni a negatív önkép érdekében, de ezt etikai okból nem tették meg. A két félcsoport ESP-találataránya a várt irányban különbözött egymástól, a különbség azonban nem volt szignifikáns.

3.224. Bírálatok a PMIR-modellel szemben

A PMIR-modell alaphipotézise olyan egyszerű és kézenfekvő, hogy felmerül a kérdés: miért nevezik ezt tudományos modellnek egyáltalán? Ha ESP létezik, naná hogy használjuk a mindennapi életben, akár az összes többi képességünket; ha pedig tudattalanul és szándéktalanul is működhet, hát természetesen így is használjuk. Vegyük azonban figyelembe, hogy a tudományos parapszichológia még eléggé gyerekcipőben jár, így üdvözlendő minden olyan törekvés, amely a szórványos tapasztalati eredményeket megpróbálja elhelyezni valamilyen elméleti keretben. Az új tudományágak általában naiv és később feledésbe merült modellekkel kezdik, de a fejlődést ezek a modellek mégis jól szolgálhatják azzal, hogy egyáltalán rászoktatnak az elméleti gondolkodásra.

Komolyabb kritika érte Stanford és munkatársainak konkrét kísérleteit (3.221 – 3.223. alfejezet). Egyrészt az ott beállított pszichológiai körülményekről – női kísérletvezető a nemi késztetés növelésére, ugyanebből a célból erotikus tartalmú hangfelvétel, dicséret a szóasszociációs teszt eredményéért – nem lehet tudni biztosan, hogy tényleg a feltételezett hatást érték el. Stanford később elismerte, hogy a kísérleti személyek megjegyzései nyomán ezt néhány esetben ő maga is kétségesnek tartja (Palmer 1976). Igazából könnyű lett volna egy kérdőívet kitöltetni minden résztvevővel például arról, hogy a Playboy-feladat mennyire volt neki kellemes, vagy hogy a női kísérletvezető jelenlétét mennyire érezte erotikusan stimulálónak, de ezt nem tették meg. Ugyanakkor ez a kritika szeritnem tipikus esete az akadémikus szőrszálhasogatásnak: józan ésszel nehéz elképzelni például, hogy tizen- és huszonéves srácok többségét ne hozná valamennyire kanos hangulatba egy pornófilm, vagy ne érne el náluk ilyen hatást inkább egy csinos nő látványa, mint egy férfié.

Másrészt, ha komolyan vesszük a PMIR-hipotézist, felmerül egy általános értelmezési probléma is mindazokkal a kísérletekkel szemben, ahol egy külső változó hatását mérik fel. Nézzük például az iménti erotikus motiváció esetét. Stanford hipotézise az volt, hogy a női kísérletvezetők csoportjai a rejtett ESP-teszben szignifikánsan jobb eredményt érnek el a férfi kísérletvezetők csoportjainál. Ő ezt a hipotézist természetesen igazolni akarta. Tegyük fel, hogy neki magának is volt valamekkora prekogníciós képessége, tehát a PMIR-mechanizmussal minden döntése előtt „pásztázni" tudta a jövőt arról, hogy a döntés alternatív lehetőségei közül a céljához melyik vezet el. Hol tudott ő úgy dönteni, hogy a női és a férfi kísérletvezetők csoportjai között a várt különbség jöjjön létre? A válasz egyszerű: ott, ahol a kísérleti személyeket beosztotta ezekbe a csoportokba. A beosztáshoz véletlenszám-táblázatot használt, és a csoportbeosztás végeredményben attól függött, hogy a táblázatból honnan kezdte figyelembe venni a számokat. A csoportbeosztás pedig nyilván befolyásolja minden ilyesféle kísérlet eredményét, mivel a részvevők akár bármiféle ESP nélkül, véletlenül is más és más találatszámot érnek el, és megfelelő csoportosítással a két csoport összesített találatszáma között sokféle különbség előállhat. Képzeljük most el egy pillanatra, hogy Stanford prekogníciója tudatos, és meglehetősen nagy hatásfokkal működik. Először csak úgy találomra rábök egy számra, és azt kérdezi: „Ha itt kezdem, kijön a várt irányú, szignifikáns különbség?" A prekogníció válasza: „Nem, itt kezdve inkább a férfi kísérletvezetők eredménye lesz jobb." Veszi a következő számot ugyanazzal a kérdéssel. Ekkor a válasz: „Itt kezdve a különbség a várt irányban van, de nem szignifikáns." És így tovább addig, míg prekogníciós megérzése biztosítja a kívánt eredményről. Akkor aztán a táblázat kezdőpontjául kiválasztja ezt a sikerre vezető számot. Ne felejtsük el: egy $\alpha = 0{,}05$ szignifkanciaszintű eredmény átlag húsz esetből egyszer véletlenül is kijön, hiszen pont ezt jelenti az elsőfajú hiba 0,05 valószínűsége. Ilyen eredményt tehát nem különösebben nehéz elérni, ha elegendő választási lehetőség van. Eszerint arra nincs is szükség, hogy a kísérleti személyek ESP-jét *tényleg* jobban felgerjessze a csinos női kísérletvezető: hipotézisét Stanford igazolhatta pusztán saját prekogníciójának tudattalan működtetésével.

Ezt az értelmezési lehetőséget a tudományos parapszichológiában sokáig nem ismerték fel. Mentségükre szolgáljon, hogy a külső tényezők hatását vizsgáló kísérletek módszertana már stabilan kialakult más tudományokban, ahol semmiféle prekognícióval nem kellett számolni, és ők természetszerűleg ezt a módszertant vették át. (Bezzeg ha a parapszichológia egyszer teljes jogú polgára lesz a tudományok társadalmának, a kísérletvezető ESP-je majd egy csomó olyan helyen galibát okoz, ahol az ESP-vel összemérhetően gyenge hatást vizsgálnak. Szerintem persze okoz itt-ott galibát ma is, csak az érintettek még nem tudják.)

Ha egy kicsit belegondolunk abba a folyamatba, ahogy a kísérletvezető az iménti példában prekogníciósan „pásztázza" a jövőt, rögtön felmerülnek rázós kérdések arról, hogy a prekogníció vajon milyen mechanizmussal tudja a szükséges információt szolgáltatni. Ha például csak olyan eseményről adhat információt, ami később valóban bekövetkezik, a vázolt Stanford-féle kérdezgetés máris nem sikerülhet, mert az alternatívák legnagyobb része (egy kivételével az összes) nem valósul meg. Ezekre a kérdésekre visszatérek majd azoknál a kísérleteknél, amelyekkel közvetlenebbül az efféle bonyodalmakat vizsgálták (6. fejezet, 8.31 alfejezet).

3.3. Az ESP-vel szerzett információ mennyisége

Tegyük fel, hogy egy választásos kísérletben a próbák száma N, véletlen találat valószínűsége p_o, és a kijött találatarány p. (Ne tévesszen meg senkit, hogy a Bernoulli-eloszlás tárgyalásánál a véletlen valószínűséget jelöltük p-vel; ott ennek egyszerűen az volt az oka, hogy a mért találatarány általános jelölésére nem volt szükség, és a véletlen találati valószínűséget egyszerűbb volt a 0 alsó index nélkül jelölni. A statisztikai számításokban a nullhipotézisnek megfelelő értékeket általában ezzel a 0 alsó indexszel jelölik.) Korunkban, amikor a bitekben mérhető információmennyiség fogalmát már a matematikusokon kívül is sokan ismerik, felmerül a kézenfekvő kérdés: egy ilyen kísérletben ESP-vel szerzett p találatarány vajon mekkora információmennyiségnek felel meg?

Előadásaimon meg szoktam kérni a hallgatóság tagjait, hogy tippeljenek: ha például egy 1/5 (azaz 0,2) véletlen valószínűségű ESP-ábrás kísérletben a kapott találatarány 0,25, szerintük egy-egy próba átlagosan hány bit információt adott? A válaszok általában 1 és 10 bit között mozognak; majd nemsokára meglátjuk, hogy vajon mennyire reálisan. Most ugyanis megmutatom, hogy a matematikában miképp definiálják az információ mennyiségét, és hogy egy választásos ESP-kísérlet céltárgy-sorozata meg tippsorozata közötti egyezések számából miképp lehet az egy-egy próbára jutó átlagos információmennyiséget meghatározni. Mivel ismét absztrakt matematika jön, az ettől ódzkodóknak szokás szerint azt javaslom, hogy a következő alfejezeteket épp csak fussák át, hogy a bennük szereplő fogalmakkal valamennyire megbarátkozzanak. A számukra is élvezhető anyag majd a 3.36. alfejezetben folytatódik.

3.31. Egyetlen esemény által közölt információ matematikai fogalma

Információról absztrakt matematikai értelemben akkor beszélünk, ha egy eseményről nem tudható biztosan, hogy bekövetkezik-e, ezért ha bekövetkezik, ez a tény a megfigyelővel új ismeretet közöl. Úgy is szoktunk fogalmazni, hogy az esemény bekövetkezése nullára csökkenti a megfigyelő addigi bizonytalanságát afelől, hogy a lehetséges események közül melyik következik be majd. A közölt információ tehát annál nagyobb, minél nagyobb volt a kezdeti bizonytalanság.

Célunk, hogy definiáljuk egy olyan E esemény bekövetkezése által közölt I(E) információmennyiséget, amely esemény bekövetkezési valószínűsége p(E). Más szóval: az a kérdés, hogy I(E) definíció szerint milyen függvénye legyen p(E)-nek.

Ha több lehetséges esemény bekövetkezhet, és a megfigyelő tudja, hogy melyik fog bekövetkezni, akkor annak bekövetkezése nyilván nulla információt közöl vele; ezért a keresett függvényt úgy kell megválasztanunk, hogy egy biztos (azaz 1 valószínűségű) eseményhez 0 információmennyiség tartozzon:

Ha $p(E) = 1$, akkor $I(E) = 0$ (3.1)

Ha két esemény, mondjuk A és B közül A bekövetkezési valószínűsége nagyobb, azaz $p(A) > p(B)$, akkor A bekövetkezése a megfigyelővel nyilván kevesebb információt közöl B bekövetkezésénél; ezért a függvénynek olyannak kell lennie, hogy ilyenkor $I(A) < I(B)$ legyen. Matematikailag: az információmennyiség a valószínűség csökkenő függvénye.

Ha $p(A) > p(B)$, akkor $I(A) < I(B)$ (3.2)

Ha az A és a B esemény egymástól független (vagyis aktuális bekövetkezésük nem befolyásolja a másik bekövetkezési valószínűségét), akkor a függvénytől megköveteljük, hogy együttes bekövetkezésük annyi információt adjon, mint a kettő külön bekövetkezése összesen. Ha például egy kockával kétszer dobunk, a két dobás eredményének megismerése annyi információt ad, mint az első dobás plusz a második dobás által kapott információ. Mivel független események együttes bekövetkezésének valószínűsége egyenlő az egyes események valószínűségének szorzatával, ez a követelmény formálisan így írható fel:

Ha $p(A \text{ és } B) = p(A)p(B)$, akkor $I(A \text{ és } B) = I(A) + I(B)$ (3.3)

Ezek a követelmények, ahogy e rövid ismertetésből remélhetőleg kiderült, mindennapi információfogalmunk szerint elég természetesek. Ugyanakkor nyilván túl szimplifikáltak ahhoz, hogy a belőlük kapható matematikai konstruktum lefedje azt a gazdag tartalmat, amit az információ fogalma a mindennapi életben jelent. Nem is erre való. Ha viszont egy-egy helyzetben ismerjük az alternatív események bekövetkezési valószínűségeit, a matematikai információmennyiségnek ez a fogalma alkalmas a helyzet alakulásának olyasféle elemzésére, ahogy a fizikai folyamatokat elemezhetjük az energiafogalom felhasználásával: az energiamérleggel analóg módon információmérleget készíthetünk, amiből következtetni lehet bizonyos változások lehetőségére vagy lehetetlenségére.

Matematikailag belátható, hogy a (3.1) – (3.3) követelményeket kizárólag olyan függvények teljesítik, amelyekben I(E) a p(E) logaritmikus függvénye, azaz arányos –log(p(E))-vel.

$$I(E) = -k*\log(p(E)) \qquad (3.4)$$

ahol k egy tetszőleges pozitív állandó, és az alkalmazott logaritmus alapszáma is bármi lehet. A műszaki tudományokban hagyományosan k = 1-et és kettes alapú logaritmust használnak; az e választással kapott információmennyiség egysége a bit. Egy példa: ha p(E) = ¼, akkor I(E) = 2 bit, mert $2^2 = 4$, tehát ${}_2\log(4) = 2$, azt pedig tudjuk a logaritmus alaptulajdonságaiból, hogy bármilyen alapra log(1/a) = -log(a).

Elvontabb tudományágakban kényelmesebb az úgynevezett „természetes logaritmus" használata, amelynek alapja egy speciális, e-vel jelölt szám (értéke 2,71... és még végtelen sok tizedes tört). Azért hívják természetesnek, mert sok matematikai összefüggés akkor a legegyszerűbb alakú, ha benne ez az e-alapú logaritmus szerepel (lásd pl. Bronstejn és Szemengyajev 1987, 804. oldal). Pontosan emiatt az itt következő, általános levezetésekben én is természetes logaritmust fogok használni. Majd a végén, a kiszámított konkrét információmennyiségeknél térek vissza a kettes alapra, hogy az eredmény az ismerős bitekben jöjjön ki.

3.32. Eseményrendszer entrópiája

Ha van s darab eseményünk – összefoglaló jelölésük $\{E_i, i = 1, 2, ... s\}$, vagy egyszerűen $\{E_i\}$ –, és minden E_i eseménynek adott a $p(E_i)$ bekövetkezési valószínűsége, akkor mindegyikük bekövetkezése közli a neki megfelelő és a (3.4) képlettel kiszámítható információt. Ennek mennyisége persze az épp bekövetkezett esemény valószínűségétől függ. Érdemes azonban definiálnunk az $\{E_i\}$ eseményrendszer átlagos információmennyiségét, ami kézenfekvő módon úgy számítható ki, hogy az egyes események bekövetkezésével kapott információmennyiségeket súlyozzuk az illető események bekövetkezési valószínűségével, majd összeadjuk:

$$\{E_i\} \text{ átlagos információmennyisége} = {}_{i=1}\Sigma^s p(E_i)*I(E_i) = -{}_{i=1}\Sigma^s p(E_i)*\log(p(E_i)) \qquad (3.5)$$

Ezt a mennyiséget $\{E_i\}$ **entrópiájának** nevezzük. (Eredeti értelme szerint a szó nem infromációmennyiségre utal, hanem a megfigyelő bizonytalanságára abban az állapotában, amikor még egyik esemény sem következett be.) Jelölése $H(\{E_i\})$, vagy szokásosabban $H\{p(E_i)\}$, mivel matematikailag H képletében a $p(E_i)$ mennyiségek szerepelnek. Ugyanezért $H\{p(E_i)\}$-t gyakran nevezik a $\{p(E_i)\}$ valószínűségeloszlás entrópiájának az $\{E_i\}$ eseményrendszer entrópiája helyett. Végeredményben tehát (3.5) a következő módon írható fel:

$$H\{p(E_i)\} = -{}_{i=1}\Sigma^s p(E_i)*\log(p(E_i)) \qquad (3.6)$$

Mivel a valószínűségek mind egynél kisebbek, a logaritmusuk soha nem lehet pozitív, és velük a szummajelen belüli szám sem. Így maga az entrópia soha nem negatív. Nulla is csak akkor (tessék ellenőrizni), ha az egyik esemény valószínűsége 1, az összes többié pedig 0: ilyenkor a megfigyelő természetesen előre tudja, hogy melyik esemény következik be, így a nulla entrópia az ő kezdeti nulla bizonytalanságát fejezi ki.

Hogy $H\{p(E_i)\}$ mikor a legnagyobb, azt matematika nélkül is kitalálhatjuk az értelméből: nyilván akkor, amikor legnagyobb a megfigyelő kezdeti bizonytalansága. Ez természetesen akkor áll fenn, ha minden esemény bekövetkezési valószínűsége ugyanakkora, azaz minden i-re $p(E_i) = 1/s$. (Ugye emlékszünk rá, összesen s eseményünk van.) Ekkor

$$H_{max}\{p(E_i)\} = -{}_{i=1}\Sigma^s(1/s)\log(1/s) = {}_{i=1}\Sigma^s(1/s)\log(s) = s*(1/s)\log(s) = \log(s) \qquad (3.7)$$

Itt megint felhasználtuk azt az általános szabályt, hogy $\log(1/a) = -\log(a)$.

3.33. Feltételes entrópia

Most már közeledünk a választásos ESP-kísérletek helyzetéhez, ahol adott s céltárgy (Rhine-típusú kísérletekben 5), mind 1/s bekövetkezési valószínűséggel. ESP nélkül a céltárgyak és a tippek között nincs kapcsolat, az egyes tippek valószínűsége nem függ a hozzájuk tartozó céltárgytól. ESP-vel ez megváltozik: az aktuális céltárggyal azonos tipp valószínűsége egy kicsivel nő, az összes többié arányosan elosztva csökken. A céltárgy mibenlétét illető bizonytalanság tehát kisebb, mint ESP nélkül. Következésképp csökken az az információmennyiség is, amit a bekövetkező céltárgy szolgáltat. Információs szempontból az eseményt két lépésben képzelhetjük el: az első lépés során az ESP ad valamennyi információt a nemsokára bekövetkező céltárgyról, majd ami információ még hiányzik, azt a második lépés, a céltárgy bekövetkezése pótolja ki.

E két lépés matematikai leírásához definiálnunk kell két új fogalmat: a feltételes valószínűséget és a feltételes entrópiát. Tegyük fel, hogy van egy A és egy B eseményünk. (Most A egy adott céltárgy bekövetkezése, mondjuk a csillagé, és B a rá adott tipp, mondjuk a négyzet.) A nélkül B-nek a rá jellemző p(B) valószínűsége van; lehet azonban, hogy A bekövetkezése ezt a valószínűséget befolyásolja. (Ha például egy napon felhős az ég, valószínűbb, hogy eső is esik, mint amikor az ég felhőtlen. Ha a céltárgy a csillag, egy sikeres telepatikus párosnál a vevő valószínűbben tippel csillagot, mint amikor a céltárgy más.) Ezt a valószínűséget, vagyis B valószínűségét akkor, ha A vele együtt bekövetkezik, **B feltételes valószínűségének** hívjuk **A feltételével**. Jelölése p(B/A). Természetesen lehet definiálni A feltételes valószínűségét is B feltételével, mint p(A/B)-t. (Aki egy kicsit eljátszadozik ezekkel egy önállóan konstruált példán, észre fogja venni, hogy p(B/A) és p(A/B) nem feltétlenül egyenlő.)

Amikor egy $\{A_i\}$, eseményrendszer tagjai közül bekövetkezik egy adott A_K, a $\{B_i\}$ eseményrendszer tagjainak bekövetkezési valószínűségét eszerint a $\{p(B_i/A_K\}$ eloszlás írja le. Kicsit jobban kifejtve: $p(B_1/A_K)$, $p(B_2/A_K)$, $p(B_3/A_K)$, … $p(B_s/A_K)$. Figyeljük meg: itt a K index végig ugyanaz, mert ezek a B_i események mind ugyanazzal az A_K eseménnyel járnak együtt. Ha ilyenkor a megfigyelő bizonytalanságát jellemezni akarjuk, az entrópia (3.6) képletébe ezeket a feltételes valószínűségeket kell betennünk:

$H\{p(B_i/A_K)\} = -{}_{i=1}\Sigma^s p(B_i/A_K)*\log(p(B_i/A_K))$
(3.8)

Ezt nevezzük a **$\{B_i\}$ eseményrendszer feltételes entrópiájának A_K feltételével**.

Eddig csak arról az esetről beszéltünk, amikor $\{A_i\}$ tagjai közül az egyik konkrét esemény, A_K következett be. De természetesen egyik A_K-t sincs értelme kitüntetnünk: minket az érdekel, hogy általában az A-k bekövetkezése hogyan változtatja meg a megfigyelő B-kre vonatkozó bizonytalanságát. Ezért most a (3.8) szerinti feltételes entrópiákat átlagoljuk, ugyanúgy, ahogy a (3.5) és (3.6) képletek bevezetésénél átlagoltuk az egyedi események információmennyiségét. Vagyis az egyes A_k-khoz tartozó feltételes entrópiákat összeadjuk (most az indexet kis k-val jelölöm, mert már nem egy konkrét szám, hanem végigfut a teljes tartományon), súlyozva az A-k bekövetkezési valószínűségével:

$H\{p(B_i/A_k)\} = -{}_{k=1}\Sigma^s p(A_k)\,{}_{i=1}\Sigma^s p(B_i/A_k)*\log(p(B_i/A_k))$
(3.9)

Mivel az összeadásban a tagok sorrendje tetszőleges, ez a képlet egyszerűbben így is írható:

$H\{p(B_i/A_k)\} = -{}_{k=1}\Sigma^s\,{}_{i=1}\Sigma^s\, p(A_k)*p(B_i/A_k)*\log(p(B_i/A_k))$
(3.10)

Gyakorlásnak nézzünk meg közelebbről két speciális esetet. Ha a két eseményrendszer egymástól független, vagyis ha egyik B_i valószínűsége sem függ attól, hogy vele együtt melyik A_k következett be, akkor $p(B_i/A_k) = p(B_i)$, és a (3.10) képlet jelentősen leegyszerűsödik:

$H\{p(B_i/A_k)\} = -{}_{k=1}\Sigma^s\,{}_{i=1}\Sigma^s\, p(A_k)*p(B_i)*\log(p(B_i)) = {}_{i=1}\Sigma^s\, p(B_i)*\log(p(B_i)) = H\{p(B_i)\}$
(3.11)

mert ekkor külön összegezhetünk az i és a k indexekre, amelyek közül a k-ra való összegezés az összes A esemény valószínűségeinek összegét adja, ami egy egész. Ilyenkor a megfigyelő bizonytalansága pont ugyanakkora, mint általában egy B esemény bekövetkezése előtt; a bekövetkezett A ismerete semmi támpontot nem ad.

A másik szélső eset az, amikor az A-k és a B-k kapcsolata a lehető legszorosabb, azaz minden konkrét A_K-val mindig ugyanaz a konkrét B_I jár együtt. Ekkor a képletben szereplő feltételes valószínűségek mind vagy nullák, vagy egyek, tehát a feltételes entrópia nulla lesz.

3.34. Két eseményrendszer kölcsönös információja

Általános esetben a $\{B_i\}$ eseményrendszer feltételes entrópiája valamelyik A feltételével valahol nulla és $\{B_i\}$ feltétel nélküli entrópiája között van. Ez utóbbinál nagyobb nyilván nem lehet, mert egy bekövetkezett A ismerete a B-re vonatkozó bizonytalanságot legfeljebb csökkenteni tudja, növelni nem. Amennyivel viszont csökkenti, az értelemszerűen épp az általa szolgáltatott információ mennyisége, aminek a két eseményrendszerre vonatkozó átlagát {A} és {B} **kölcsönös információjának** nevezzük:

$$I(A,B) = H\{p(B_i)\} - H\{p(B_i/A_k)\} \qquad (3.11)$$

Vegyük észre, hogy minden eddigi meggondolást elvégezhettünk volna $\{A_k\}$ és $\{B_i\}$ fordított szerepével is, azt vizsgálva, hogy egy megfigyelő A-ra vonatkozó bizonytalanságát hogyan változtatja meg a vele együtt bekövetkező valamelyik B ismerete. Ha például egy ESP-ábrás telepátiakísérlet egyik próbájában a küldött ábrát nem ismerjük, de tudjuk, hogy a vevő kört tippelt (meg persze okunk van feltételezni, hogy tippjei a véletlennél jobban beválnak), akkor ebből egy kicsit valószínűbb lesz 1/5-nél, hogy a céltárgy kör volt. Így a (3.11) képlettel analóg $H\{p(A_i)\} - H\{p(A_i/B_k)\}$ mennyiség is egy kölcsönös információmennyiséget definiál. Matematikailag belátható (most nem teszem, de önállóan érdemes vele megpróbálkozni), hogy ez a kölcsönös információmennyiség mindig ugyanakkora, mint ami (3.11)-ben áll.

3.35. Kapcsolat a kölcsönös információ és a találatarány között

Most már csak annyi a dolgunk, hogy meghatározzuk az egyes tippek feltételes valószínűségeit, és betegyük őket a (3.11) képletbe.

A feltételes valószínűség szempontjából nyilván kétféle tipp van: helyes és hibás. Egy adott c_K céltárgy esetén a vele azonos t_K tipp a helyes, az összes többi tipp hibás. A helyes tipp valószínűsége a menetben elért találatarány, amit p-vel jelölünk. A hibás tipp valószínűségét jelöljük átmenetileg $p_{hibás}$–sal; értékét abból a feltételből kapjuk meg, hogy az összes tipp valószínűségének összege 1, azaz ha s céltárgy van (tipikus ESP-ábrás kísérletben 5), akkor

$$p + (s-1)p_{hibás} = 1 \qquad (3.12)$$

Ebből

$$p_{hibás} = (1-p)/(s-1) \qquad (3.13)$$

Így a feltételes valószínűségek:

$$p(t_i/c_k) = p \qquad \text{ha } i = k \text{, és}$$
$$p(t_i/c_k) = (1-p)/(s-1) \qquad \text{ha } i \neq k. \qquad (3.14)$$

Az egyes céltárgyak feltétel nélküli valószínűsége természetesen mind p_o=1/s. Ugyanezt tételezzük fel a tippekről is, ami némi egyszerűsítést jelent: a valóságban az emberek tippjei nem teljesen azonos valószínűségűek, de az egyéni preferenciákat egy általános képletben nem lehet figyelembe venni, és hatásuk legtöbbször nem is számottevő.

Behelyettesítünk a (3.11) képletbe, és aztán elvégezzük az egyszerűsítő algebrai lépéseket. Az összegezésben csak a p feltételes valószínűségű helyes és az (1-p)/(s-1) feltételes valószínűségű hibás tippeket kell megkülönböztetnünk; az előbbiből mindenütt 1 van, az utóbbiból mindenütt (s-1). Így a fő lépések a következők lesznek:

I(céltárgyak,tippek) = H{tippek} - H{p(tippek/céltárgyak)} = $-\log(p_o) + {}_{k=1}\Sigma^s {}_{i=1}\Sigma^s(1/s)*p(t_i/c_k)*\log(p(t_i/c_k)) = -\log(p_o) + {}_{k=1}\Sigma^s(1/s)(p*\log(p) + ((s-1)*(1-p)/(s-1))*\log((1-p)/(s-1))) = -\log(p_o) + p*\log(p) + (1-p)*\log((1-p)/(s-1))$

Mivel $s = 1/p_o$, a második logaritmusban s-1 helyett (l/p_o-1)-t írhatunk, amivel $(1-p)/(s-1) = (1-p)/(l/p_o-1) = p_o(1-p)/(1-p_o)$, és így $\log((1-p)/(s-1)) = \log(p_o) + \log((1-p)/(1-p_o))$. Ezzel a képlet tovább alakul:

I(céltárgyak, tippek) = $-\log(p_o) + p*\log(p) + (1-p)*\log(p_o) + (1-p)*\log((1-p)/(1-p_o)) = -p*\log(p_o) + p*\log(p) + (1-p)*\log((1-p)/(1-p_o))$.

Az első két tag együtt $p*\log(p/p_o)$. Így végül kapunk egy szép szimmetrikus kifejezést, aminek neve **Kullback-féle információképlet**:

I(céltárgyak, tippek) = $p*\log(p/p_o) + (1-p)*\log((1-p)/(1-p_o))$ (3.15)

Ezt a továbbiakban egyszerűen I-vel fogom jelölni, ami tehát mindig egyetlen tipp által a saját céltárgyáról átlagosan közölt információmennyiséget jelenti majd.

3.36. A közölt információmennyiség tipikus értékei

A (3.15) képletet alkalmazva I-t Excelben könnyen kiszámíthatjuk p és p_o tetszőleges értékére. Néhány ezek közül a következő táblázatban látható:

p_o	p	I(bit)
0,5	0,51	0,0003;
0,5	0,52	0,0012
0,5	0,55	0,0072
0,5	0,6	0,0290
0,2	0,21	0,0004
0,2	0,22	0,0018
0,2	0,23	0,0039
0,2	0,24	0,0069

0,2	0,25	0,0106
0,2	0,3	0,0406

3.1. táblázat. Az ESP által egyetlen aktusban közölt információ értékei.

(Magyarázat a táblázathoz: Excelben először természetes logaritmusokban – vagyis az LN függvénnyel – érdemes a Kullback-képletet alkalmazni, majd utána áttérni a kettes alapú logaritmusra úgy, hogy a természetes logaritmusban kapott értékeket elosztjuk ln(2)-vel. Ennek alapja az az általános összefüggés, miszerint ${}_a\log(X) = {}_b\log(X)/{}_b\log(a)$. Ez utóbbi pedig abból következik, hogy tetszőleges x, n és m számokra $(x^n)^m = x^{(nm)}$.)

Rhine és munkatársainak ESP-ábrás kísérleteiben, mint a 2.41. alfejezet 2.10 ábráján látszik, a találatarány átlagosan nem érte el a 22%-ot. Ez azt jelenti, hogy ott az ESP próbánként igen kevés információt vitt át: még 22%, azaz 0,22 találatarány esetén is mindössze 18 *tízezred* bitet, azaz kevesebbet 1 századbitnél. Amikor pedig a diákjaim a 25%-nak megfelelő információmennyiséget 1 és 10 bit közé várták, még a legóvatosabbaknak is majdnem százszorosan kellett volna még óvatosabbnak lenniük. Bizony, az ESP ilyen kis hatékonysággal működik, már amikor működik egyáltalán.

Sokan kérdezték már tőlem, hogy ha prekogníció létezik, miért nem nyer vele senki a lottón. Nos, egy kis számítással mindjárt megérthetjük, miért. Először számítsuk ki, hány bit kell 90 számból egy eltalálásához. A bit, ugye, egyetlen igen – nem döntés információja. Ezért ha nem 90, hanem csak két számból húznának, és abból kellene a kihúzandót eltalálni, pont egy bitre volna szükség. Ha négy számból húznának, a leggazdaságosabban úgy tippelhetnénk, hogy először rákérdezünk: a kihúzott szám az első kettőből lesz-e. Ennek eldöntése 1 bit. (Igen – nem.) Utána már ismét csak két szám közül kell választanunk, ami még egy bit. Négy számból való húzásnál tehát egy találat 2 bittel érhető el. Ugyanezzel az okoskodással hamar kiderül, hogy egyetlen biztos találathoz nyolc húzásnál kell 3 bit, 16 húzásnál 4 bit, és így tovább: ahogy a lehetséges számok 2 hatványai szerint nőnek, a szükséges bitek száma egyesével nő. Mivel 90 valahol kettő hatodik és hetedik hatványa között van, az igazi lottóban egy találat kb. 6 és fél bitet igényel. Öt találat pedig ötször ennyit, vagyis több mint 30 bitet. Vessük ezt össze az imént kiszámított század- vagy ezredbitekkel: a feladat a prekogníció lehetőségeit legalább 3000-szeresen meghaladja. Mintha azon csodálkoznánk, hogy senki nem tud átugrani az Alpok csúcsai fölött.

Hasonló a helyzet a többi szerencsejátékkal, hiszen például a tőzsdén emelkedésre vagy süllyedésre játszva, vagy rulettben színre téve is kellene legalább 1 bit, ami a prekogníciónak még mindig túl sok. Ha századbites prekogníció-képességünket gyakorlati célra is alkalmazni akarjuk, meg kell oldanunk ezeknek a századbiteknek az összeadását valahogy úgy, hogy sok egyedi tipp mind ugyanarra a céltárgyra irányuljon. Ez a feladat nem reménytelen, az információ töredékei elvileg összegyűjthetők, és a technika számos területén vannak rá sikeres gyakorlati módszerek is. Később megmutatom, hogy a parapszichológiában eddig mivel próbálkoztak, és milyen eredményekkel.

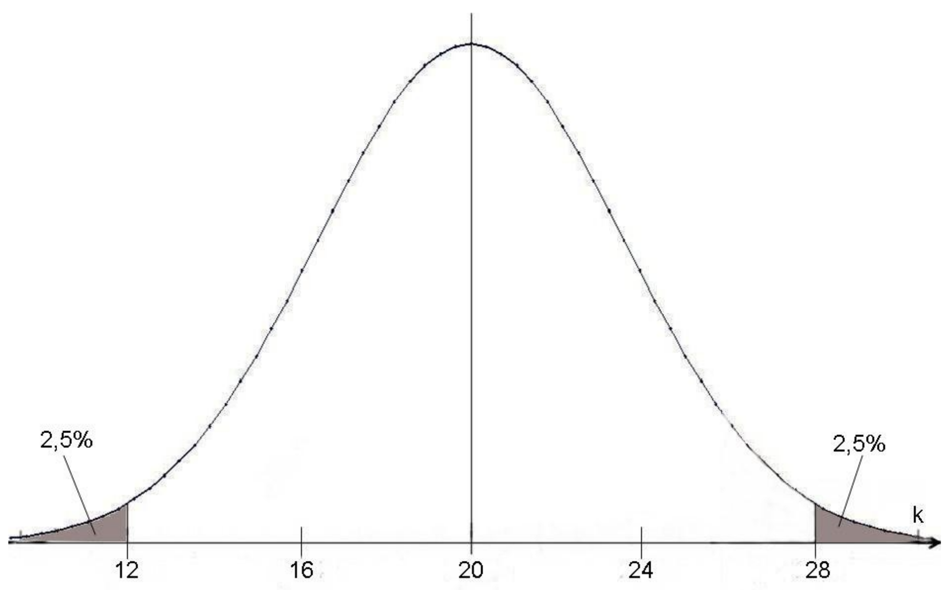
3.4. Pszi-hibázás

Ezt a kifejezést – angolul **psi-missing**, gyakran kötőjel nélkül – J. B. Rhine alkotta 1952-ben (Rhine 1952). Saját szavaival egy későbbi összefoglaló cikkből: "A pszí-hibázás a céltárgyak rendszeres kerülése (amikor a cél az eltalálásuk volna), olyan mértékig, amit a véletlen hibázás nem tud megmagyarázni." ("Psi-missing is the systematic avoidance of the targets (when hitting is intended) to an extent that chance missing cannot explain." Rhine 1969). A jelenség azonban már az ESP-ábrás kísérletek kezdetén, 1932-ben felmerült, először egy Linzmayer nevű, igen sikeres clairvoyance-vevőnél. Egy alkalommal Rhine, épp a sikeren felbuzdulva, a szokottnál több próbát végeztetett vele egyhuzamban, pedig érezhető volt, hogy neki már nem sok kedve van hozzá, és ebben a ráadásban a találatarány meredeken a véletlen átlag alá zuhant. Rhine rögtön úgy gondolta, hogy ez talán nem véletlen; később ugyanezzel a személlyel direkt összegyűjtött ilyen "forszírozott" próbasorozatokat, összesen 1650 darabot, amelyek összesítése szignifikánsan negatív lett. Utána ugyanilyen kísérletet másokkal is végzett hasonló eredménnyel (Rhine 1969).

No de mit jelent az, hogy egy kísérleti eredmény szignifikánsan negatív? A 2.3 alfejezet módszertani összefoglalójában erről nem volt szó, és ha csak az ott leírt módszerek léteznének, a szignifikáns negatív eredmény fogalmának nem volna értelme. Ugyanakkor világosan érezhető, hogy ha valaki ugyanannyival kevesebb találatot ér el a véletlen átlagnál, amennyivel többet elérve az már szignifikánsan pozitív lenne, akkor itt van valami furcsaság, ami mellett nem mehetünk el szó nélkül. Precízebben szólva, amit valahogy matematikailag is kezelnünk kell, analóg módon a pozitív eredmények kezelésével.

3.41. Egy- és kétvéges statisztikai próbák

Emlékezzünk vissza a statisztikai próbák logikájára a 2.31. alfejezetből! Most is azt kell alkalmaznunk, csak most úgy, hogy figyelembe vesszük a pszí-hibázás lehetőségét is. Eddig, ha a találatszám a véletlen átlag alatt volt, azt mindig a nullhipotézissel összhangban lévőnek tételeztük fel; most az eloszlás bal szélét hasonlóan kell kezelnünk a jobb széléhez. A kérdés így a következő lesz: mekkora valószínűséggel hibázunk, ha a nullhipotézist mindannyiszor elvetjük, amikor a találatszám vagy nagyon a balszélre, vagy nagyon a jobbszélre esik? A „nagyon” jelző természetesen azt jelenti, hogy megint kijelölünk két küszöbértéket, amin kívül a nullhipotézist már nem hisszük el. Ha például az elsőfajú hiba valószínűségét 5%-ra akarjuk beállítani, akkor ezt a két küszöböt úgy kell megválasztanunk, hogy azokon kívülre 2,5% terület essen, mert akkor együtt kiadják az 5%-ot, ahogy a 3.2 ábrán látható.



3.2. ábra.

A nullhipotézis két részből álló elvetési tartománya 20 várható értékű és 4 szórású Gauss-eloszlás esetén, ha az alternatív hipotézis szerint a meghatározandó paraméter az eloszlás bármelyik oldalára eshet. A két küszöbérték, 12 és 28, az empirikus szabályból könnyen kiszámítható, mert pont két szórásnyira kell lenniük a várható értéktől. Ha igazán pontosak akarunk lenni, 1,96-szoros szórásnyira kell őket beállítanunk. (Ha a mért változó valójában Bernoulli-eloszlást követ, és azt közelítjük az ábra Gauss-eloszlásával, akkor alkalmaznunk kell a folytonossági korrekciót is, azaz mindkét küszöbérték 0,5-del beljebb kerül.)

Ilyenkor a próbát **kétvégesnek** hívjuk, szemben az eddig tárgyalt **egyvéges** próbával. Hogy egy mérés kiértékelésekor egy- vagy kétvéges próbát alkalmazunk, azt mindig el kell dönteni már az adatok felvétele előtt: nyilvánvalóan csalás lenne, ha aszerint döntenénk, hogy a mért eredmény hova esett. A döntés irányadó szempontja az, hogy van-e értelme a nullhipotézist elvetni a várható értéktől való mindkét irányú eltérés esetén. Ha például a pszí-hibázás lehetőségét nem vesszük számba, akkor csak a pozitív eltérés (az eloszlás jobboldali vége) jelent a véletlentől különböző eredményt, és ekkor az eloszlás bal vége ugyanúgy véletlennek számít, mint a közepe. Ekkor a próbát célszerű egyvégesnek beállítani. Ha azonban már tudjuk, hogy a pszí-hibázás létezik, és előre elhatározzuk, hogy az eléggé balszélre eső eredményt így fogjuk értelmezni, akkor csak a kétvéges próba megengedett.

3.42. A pszí-hibázás tipikus körülményei

Gertrude Schmeidler

Már az ESP-ábrás korszakban számos olyan körülményt figyeltek meg, ami gyakran pszi-hibázáshoz vezet. Ezeket részben maga Rhine, részben intézetének őt követő igazgatója, K. Ramakrishna Rao (1965) a következő típusokba sorolták:

3.421. Negatív elvárás

Negatív elvárásnak nevezzük azt, amikor a kísérleti személy eleve kételkedik saját sikerében. Ennek egy speciális esete, amikor már az ESP létezését is tagadja. Gertrude Schmeidler mára széles körben elfogadott kifejezésével (Schmeidler és McConnell 1958) az ESP-ben hívőket **juhoknak**, a kétkedőket **kecskéknek** hívják. (Állítólag van valami ilyen megkülönböztető elnevezés a Bibliában). Így ha egy csoportos ESP-kísérlet előtt a részvevőkkel kitöltetnek egy kérdőívet arról, hogy elhiszik-e az ESP létezését, vagy arról, hogy önmaguktól milyen eredményt várnak, majd az eredményt külön-külön összesítik a „juhokra” és a „kecskékre”, az utóbbiak igen gyakran a véletlen átlagnál szignifikánsan kevesebb találatot, azaz pszí-hibázást produkálnak. A két alcsoport eredménye pedig egymástól szignifikánsan különbözik, természetesen a juhok javára. (Hogy a különbségi próbát hogyan kell elvégezni, arról a 2.443 alfejezet szól.) Ez a „juh – kecske hatás” a parapszichológiában szokatlanul jól reprodukálhatónak bizonyult (összefoglalva: Bhadra 1966), bár az alcsoportok találatarányának különbsége viszonylag kis mintákon természetesen nem mindig éri el a statisztikailag szignifikáns szintet.

3.422. Bizonyos személyiségjellemzők

Az 1950-es és 60-as évekre a pszichológiában már aránylag szabványos személyiségtesztek alakultak ki, és kézenfekvő volt, hogy ezeket az ESP-kutatással foglalkozó pszichológusok is alkalmazzák. Ezen a területen szintén Gertrude Schmeidler végzett úttörő munkát. Pszí-hibázási tendenciát mutatott ki az úgynevezett **extrapunitív** személyeknél (Schmeidler 1954), vagyis azoknál, akik egy esetleges kudarcért alapvetően másokat tesznek felelőssé (szemben az **intrapunitívokkal**, akik inkább önmagukat hajlamosak okolni, és az **impunitívokkal**, akik nem keresnek bűnbakot). Ugyancsak ő egy munkatársával közösen (Eilbert és Schmeidler 1950) pszí-hibázást talált olyanoknál, akik a feladat sikerét vagy kudarcát nagy mértékben egész személyiségük sikereként vagy kudarcaként élték át. (Angolul ezt **ego-involved** hozzáállásnak nevezik.) Introvertált személyeknél többen is kimutattak pszí-hibázási hajlamot (Humphrey 1951, Casper 1952, Nash 1963). Később 60 kísérlet összefoglaló elemzése szignifikáns pozitív összefüggést mutatott ki az extroverzió (az introverzió ellentéte) és a találatarány között (Honorton, Ferrari és Bem 1998), bár az összefüggés mennyiségileg igen gyenge volt, és maguk az elemzők műterméknek tartották (lásd még Palmer és Carpenter 1998). Ezek az eredmények azonban többnyire igen gyengén reprodukálhatónak bizonyultak, talán összefüggésben maguknak az alkalmazott személyiségteszteknek kevéssé reprodukálható eredményeivel.

3.423. Konfliktuskeltő helyzetek

Előfordul, hogy maga a kísérlet valamelyik részvevő számára konfliktushelyzetet jelent. Ilyen lehetett az említett Linzmayer-féle eset, amikor ő az aznapi sorozatot már szívesen befejezte volna, de a főnök kívánságára mégis folytatnia kellett. De ilyen például az is, amikor valakinek a kísérlettől függetlenül van rossz kedve, vagy fáradt, vagy kialvatlan stb., úgyhogy nem szívesen ül le köröket és négyzeteket tippelgetni, ám mégis kötelességének érzi, ha már ezt az alkalmat előre megbeszélték. Épp emiatt én minden kísérlet előtt elmagyarázom a részvevőknek, hogy aki momentán így érzi, szóljon bátran, és elmehet, hiszen az ő fásult állapota az eredménynek sem tenne jót. Persze a kísérlet *után* már nincs kibúvó, akkor a rossz eredményt is számításba kell venni, hiába próbálja az illető kimagyarázni fáradtsággal vagy máshogy.

Vagy például ha a kísérleti személynek a kísérletvezető bármilyen okból ellenszenves, esetleg öntudatlanul arra törekszik, hogy az elvárásával ellenkező módon viselkedjen. Margaret Anderson és Rhea White iskolában végzett olyan clairvoyance-kísérletet, ahol a lebonyolító kísérletvezetők tanárok voltak, és közvetlenül a kísérlet után kérdőívvel megkérdezték a tanulókat, hogy melyik tanárt mennyire kedvelik. A saját kísérletvezetőjüket kedvelő tanulók eredménye szignifikánsan pozitív ($Z = 3{,}92$), a nem kedvelőké viszont nagyjából ugyanannyira negatív ($Z = -3{,}78$) lett. Hasonlóképp megkérdezték a tanárokat is a tanulókról, ugyanilyen irányú, de mennyiségileg gyengébb eredménnyel (Anderson és White 1956; Schmeidler 1969, 4. fejezet). Megjegyzendő azonban, hogy később mások egy hasonló kísérletben pont az ellenkező eredményt kapták (Rilling, Pettijohn és Adams 1961).

A kísérletező parapszichológusoknak az az általános benyomásuk – amit ugyan (legalábbis pillanatnyilag) nem lehet egzakt tudományos módon megfogalmazni –, hogy nagy eséllyel pszí-hibázáshoz vezet a részvevők minden lelki feszültsége, még ha az nem is tudatosodik bennük. Többek között ilyen „a kísérleti helyzet csaknem minden észlelhető kellemetlensége" („almost any kind of detectable unpleasantness in the experimental situation"), ahogy Louisa E. Rhine írja egyik összefoglaló cikkében (L. Rhine 1965). Ez a tapasztalat módot ad arra, hogy az ESP-t közvetett módon felhasználjuk lelki feszültségek feldolgozásában vagy érzelmileg színezett alternatívák közti döntésben, ahogy azt magam is tettem egy önismereti program során egyetemi hallgatókkal (Vassy 1995).

3.424. Preferencia-hatás és differenciális válasz

A találatarány növelésére kézenfekvő pszichológiai ötlet, hogy nem a szokásos, elvont ESP-ábrákat használjuk, hanem a vevő (illetve telepátia esetén az adó és a vevő) személyére szabva olyanokat, amik számukra rokonszenvesek vagy kiváltképp érdekesek. Fisk és West (1955) így is tett, a próbák egyik felében erotikus tartalmú, a másik felében a szokásos ESP-ábrákkal. A szignifikánsan pozitív eredmény teljes egészében az erotikus ábráktól származott. Ezt a jelenséget **preferencia-hatásnak** nevezték el.

Később azonban a kép elbonyolódott. Rhine egyik munkatársa, John Freeman (1961) egy telepátia-kísérlet próbáinak felében a résztvevők által egyenként szabadon választott ábrákat alkalmazta, a másik felében a régi ESP-ábrákat. A kétféle ábrákra kapott találatszám különbsége nem volt szignifikáns, de a várt irányú (a különbségi Z-érték 1,38); ezt azonban ugyanannyira okozta az ESP-ábrákra kapott negatív, mint a saját ábrákra kapott pozitív eltérés a véletlen várható értéktől. Ha itt működött egyáltalán ESP, akkor nem egyszerűen a kedvelt céltárgyakon működött a szokottnál jobban, hanem mintha direkt a kísérlet kedvéért tett volna különbséget a céltárgyfajták között… Egy eset persze még nem elég ahhoz, hogy egy ilyen gyanú megalapozott legyen. A következő évben azonban a Rhine-intézet egy másik munkatársa, K. Ramakrishna Rao (1962) megismételte Freeman kísérletét, és ugyanezt az eredményt kapta; nála az ESP-ábrás próbák eredménye szignifikánsan negatív lett. Ugyancsak ő kibányászta a régebbi szakirodalomból, hogy ez a hatás már megnyilvánult a harmincas évek egyik kísérletében is (MacFarland és George 1937).

A preferencia-hatás nyilvánvalóan nemcsak kétféle céltárgy esetén léphet fel, hanem bármi más olyan esetben, amikor kétféle körülményt alkalmaznak, és a részvevők – különös tekintettel magára a kísérletvezetőre – az egyiket jobban szeretik, vagy a sikerre esélyesebbnek érzik. Rice és Townsend (1962) például egy ESP-ábrás telepátia-kísérlet felében olyan párokkal dolgozott, akik egymással szoros érzelmi kapcsolatban álltak, a másik felében alkalmi ismerősökkel. Rendszerint már a laikusok is feltételezik, hogy a telepátia az első típusú pároknak jobban megy, hiszen spontán esetekről ilyenek szoktak beszámolni. Nos, Rice és Townsend házas-, illetve jegyespárjai ki is tettek magukért összesítésben Z = 4,24 eredményükkel, ami 0,0001 szinten szignifikáns; csakhogy közben az alkalmi párok ugyanannyi próbája Z = -3,98 értéket eredményezett, ami ugyanezen a szinten szignifikáns a másik irányban. Közöttük egyetlen egy sem akadt, amelyik legalább a véletlen átlagot elérte volna. Magától értetődik, hogy a kétféle pár eredményei között a különbség is erősen szignifikáns lett: Z = 5,81, $\alpha <$ 0,00000001.

Rao ezután azt a kérdést tette fel, hogy előző kísérletében a különbség vajon maguknak a céltárgyaknak volt-e köszönhető, vagy annak a pszichológiai ténynek, hogy ezeket a részvevők jobban szerették, tehát velük öntudatlanul is jobban igyekeztek. Következő clairvoyance-kísérletében (Rao 1963a) ezért a vevők nem tudták, hogy épp melyik fajta céltárgyra tippelnek, ESP-ábrákra vagy saját választottjaikra. Ezt úgy oldotta meg, hogy a lehetséges öt céltárgy zárt borítékban feküdt a vevő előtt az asztalon, amelynek túloldalán ült a kísérletvezető, és kezében fogta szintén zárt borítékban azt, amit tippelni kellett. Természetesen ő sem tudta, hogy a borítékban melyik céltárgy van. A vevő rámutatott az előtte lévő borítékok valamelyikére, majd kinyitották mind az ő választott borítékját, mind a kísérletvezető kezében lévőt, és ha egyeztek, az volt a találat. A vevő számára csak ekkor derült ki, hogy melyik fajta céltárgyra tippelt. A találatszámok különbsége most is szignifikáns lett (Z = 3,18, $\alpha<0{,}01$); tehát úgy látszik, nem a szubjektív preferencia okozta, hanem a céltárgyak között valamiképp maga az alapfolyamat tett különbséget. Csakhogy volt még egy nagy meglepetés: a különbség *iránya*. Ezek a vevők ugyanis az ESP-ábrákra tippeltek jobban (önállóan is szignifikáns eredménnyel, Z = 3,14), saját ábráikra pedig még a véletlennél is rosszabbul.

Rao a preferencia-hatást kipróbálta prekognícióra is (Rao 1963b). A céltárgyak szavak voltak vagy angolul, vagy telugu nyelven; a részvevők (ezúttal középiskolás diákok) tudták, hogy mikor melyik fajtára tippelnek, a telugu szavakra a megfelelő angol fordítással. Összesítésben a találatarány a kétfajta céltárgyra most csak annyira különbözött, amennyire véletlenül is jó eséllyel különbözhetett, vagyis a preferencia-hatás nem jött ki. Kijött viszont külön a fiúkra és a lányokra, csak két különböző irányban. Ez az eredmény azután megismétlődött akkor is, amikor a részvevők nem tudták, hogy a céltárgy mikor melyik nyelvű, akár az előző bekezdésben vázolt kísérletben (Rao 1964a). Rao egy kollégája, B. K. Kanthamani, megismételte ezt a kísérletet az angol mellett egy másik indiai nyelvvel (hindivel), és három sorozatban szignifikáns különbséget kapott az angol céltárgyak javára (Kanthamani 1965).

A preferencia-hatás vizsgálatára Rao további három kísérletet végzett (Rao 1964b). Az összes addigi tapasztalatot összefoglalva a következőket állapította meg (Rao 1965, 233. oldal):

„Nincs sok bizonyíték arra, hogy a kísérleti személyek találataránya a ’kedvelt’ céltárgyakon nagyobb, mint a kevésbé kedvelteken. Még ha egyet is értünk abban, hogy az egyik fajta céltárgyakon tapasztalt találattöbbletet azok kedveltsége, újdonsága vagy kihívást jelentő volta okozza, nehéz fenntartani azt az álláspontot, hogy a másik fajta céltárgyakon észlelt hibázás oka valamiféle negatív motiváció. Aki a véletlennél többet talál el telugu szavakból, miért találna el a véletlennél kevesebbet az angolokból? …Nem mondhatjuk, hogy az egyik fajta céltárgy a kísérleti személynek rokonszenves, a másik fajta ellenszenves, mert ilyen különbséget általában nem észlelünk.”

(„There is not much evidence to suggest that subjects score positively on ‘preferred’ targets. Even if we agree that preferred scoring on one set of targets is motivated because they are agreeable, novel, or challenging, it is difficult to maintain that the subjects are negatively motivated to score low on the other set. …Nor can it be said that a particular set is favored while the other is disfavored by the subject, because no such differential attitude is generally observed.”)

Rao itt bevezette a “differenciális válasz” kifejezést a “preferenciális hatás” helyett, és felvázolta azt a hipotézist, hogy a pszi-jelenségek egyelőre ismeretlen okból mindig vagy pozitív, vagy negatív irányban érvényesülnek, azaz vagy a részvevők szándékával egyezően, vagy azzal ellentétesen. Ahogy írta (Rao 1965, 245. oldal), ez a tulajdonságuk “talán egy beépített védelmi mechanizmus, amely ahhoz vezetett, hogy a pszí-jelenségek a használatból fokozatosan kikoptak” (“…is perhaps a built-in defense mechanism which may have led to the progressive disuse of psi”). Felhívta ugyanakkor a figyelmet, hogy a pszi-hibázásnak ez a következetlen jellege leginkább akkor érvényesül, amikor a kísérletben kétféle céltárgyat alkalmaznak. A hibázás más eseteit pszichológiailag továbbra is konzekvensen magyarázni lehet, például amikor a részvevők rosszul érzik magukat vagy nem bíznak saját sikerükben. Ha egy ilyen körülmény mint két kísérleti helyzet egyike szerepel, akkor ott a pszi-hibázás aránylag megbízhatóan bekövetkezik, függetlenül a másik helyzet eredményétől.

3.425. A céltárgyak összetévesztése (konzisztens hibázás)

Bizonyos kísérletekben előfordult (Cadoret és Pratt 1950, Timm1969), hogy a vevő egy-egy céltárgyra aránylag következetesen egy másik céltárggyal tippelt, például körre igen gyakran négyzettel, vagy keresztre igen gyakran csillaggal stb. Ha ez sok próbában előfordul, az eredmény pszí-hibázás lesz, hacsak nem kompenzálják túl azok a próbák, ahol a nem-összetévesztett céltárgyakon a véletlennél több találat van. A konzisztens összetévesztés statisztikailag úgy vizsgálható, hogy (az öt szokásos ESP-ábra esetén) a tippeket egy ötször ötös táblázatba rendezzük, ahol az oszlopok a céltárgyakat, a sorok a tippeket jelölik (vagy fordítva). A következő táblázaton egy olyan 100-próbás példa szerepel, ahol a vevő a körre csaknem mindig négyzetet tippelt, a többi céltárgyra pedig véletlenszerűen bármit. (Az egyszerűség kedvéért most tételezzük fel, hogy a 100-próbás menetben minden céltárgy pontosan 20-szor fordult elő.)

	Kör	Csillag	Hullám	Kereszt	Négyzet
Kör	0	5	7	4	5
Csillag	1	4	4	6	3
Hullám	2	3	3	5	6
Kereszt	0	5	4	4	3
Négyzet	17	3	2	1	3

3.2. táblázat. Konzisztens hibázás, ahol a körre adott tipp igen gyakran a négyzet.

A találatokat a főátlóban lévő számok összege adja meg, ez esetben 14-et. Ebből Z értéke $Z = (14 - 100/5 + 0{,}5)/\sqrt{(100*(1/5)*(4/5))} = -5{,}5/4 = -1{,}375$. Ez nem jelent szignifikánsan negatív eredményt (ahhoz –1,96-nál kisebb Z kellene még 0,05 szinten is), dehát 100 próbából még nem is lehet szignifikáns eredményt várni. Mindenesetre jól látszik, hogy a negatív eltérést döntően a kör-találatok hiánya okozza, hiszen a többi céltárgyra a találatszám pont a véletlen szerint várható 20/5=4 vagy ahhoz igen közeli. Az is nyilvánvaló, hogy ezek az arányok elegendően nagy mintán már szignifikánsak volnának.

3.43. A pszí-hibázás módszertani következményei

Magától értetődik, hogy ESP-kísérletekben a pszi-hibázás igen kellemetlen következménnyel jár. Mivel rendszerint csoportot mérünk, és mivel a pszi-hibázás igen gyakori jelenség, szinte biztos, hogy előfordul a csoport néhány tagjánál, és ez a többiek esetleges pozitív eredményét elkerülhetetlenül lerontja. Amikor pedig egy-egy kiválasztott kísérleti személlyel végzünk egy hosszú sorozatot – azért hosszút, mert értékelhető statisztikai eredményhez nagy minta kell –, akkor nála léphet fel közben pszi-hibázós állapot, mint például az említett Linzmayernél, akinél Rhine ezt a jelenséget először észlelte.

Ha előre megbízhatóan meg lehetne jósolni, hogy egy adott személynél egy adott helyzet pszi-hibázást vált ki, akkor persze nem lenne gond: akkor a kísérletben eleve a véletlennél kisebb találatarányt várnánk, és a statisztikai hipotézist ennek megfelelően állítanánk fel. Néha volt is erre lehetőség, sikeres kísérleteket végzett így például Helmut Schmidt amerikai kutató, akiről sok szó lesz a véletlenszám-generátoroknál az 5. fejezetben. Ő minden kísérleti személyénél beállított egy előkísérletet annak tesztelésére, hogy az illető pszi-hibázásra hajlamos-e, és ha annak bizonyult, akkor a fő kísérletben automatikusan a hibázásait vette találatnak. Egy másik fogást a szintén amerikai James Carpenter alkalmazott az úgynevezett "indexpróbák" alkalmazásával (4.2. alfejezet). A hibázási tendencia azonban kevés embert jellemez olyan konzekvensen, hogy Schmidt módszere általánosan beváljon, Carpenterét pedig (lásd ott) ki kell egészíteni meglehetősen komplikált járulékos elemekkel, és az adatok nagy része felhasználatlan marad. Ezért célszerűnek látszott egy olyan matematikai eljárás kidolgozása, amelynél a véletlentől való pozitív és negatív eltérések nem egymás ellen, hanem egymást erősítően hatnak.

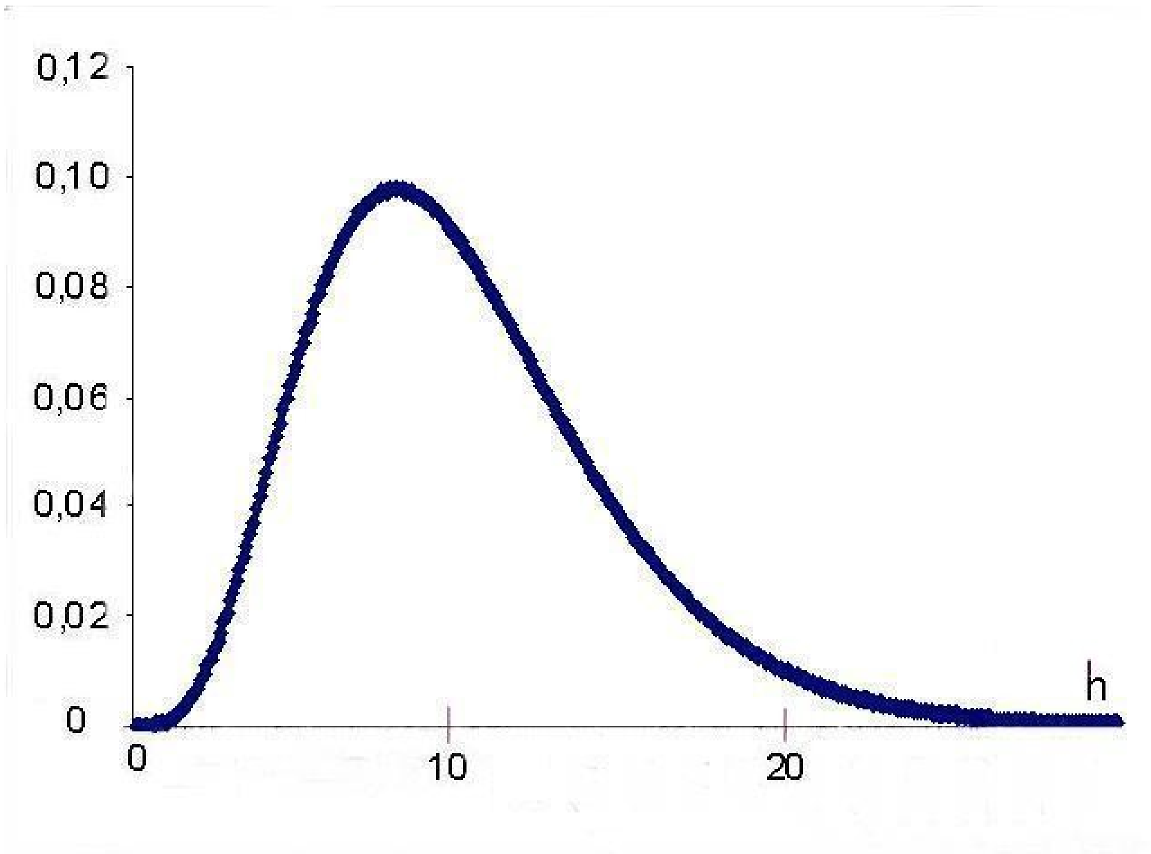
3.431. Új statisztikai változó: az eltérések négyzetösszege

Gondoljuk meg: miben nyilvánul meg az ESP akkor, ha a mért menetek egy részében a véletlennél következetesen több, egy másik részében pedig következetesen kevesebb találat van? Amikor ezt egyetemi óráimon megkérdezem, a diákok mindig hamar rávágják: abban, hogy a találatszám és a menetben várható véletlen átlag eltérésének *abszolút értéke* nagy lesz. Javasolják is mindjárt, hogy az eltérések abszolút értékének átlagát jelöljük ki statisztikai változónak az eredeti egyszerű eltérés átlaga helyett. Nos, ez elvileg helyes, csak az abszolút értéket matematikailag nehéz kezelni, így inkább az eltérések *négyzetét* használjuk: erre ugyanúgy igaz, hogy a pozitív és a negatív eltérés ugyanabba az irányba hat. Ugyancsak matematikai okból nem az átlagukat vesszük, hanem az összegüket, továbbá a 2.333 alfejezetben megismert Z változóhoz hasonlóan ezelőtt még leosztunk a találatszám szórásával; pontosabban most a szórásnégyzetével, mert maguk az eltérések is a négyzeten szerepelnek. Ha tehát az i-edik menet találatszámát a szokott módon k_i-vel jelöljük, akkor menetenként N próba és p_o véletlen valószínűség esetén a következő mennyiséget definiáljuk:

$$h = {}_{i=1}\Sigma^{f}((k_i - Np_o)^2/(Np_o(1-p_o)))$$
3.16

ahol f a menetek száma. Ez a h tulajdonképpen a menetek standard normál eloszlású Z változóinak négyzetösszege. Standard normál változók négyzetösszegének eloszlását a matematikusok már rég meghatározták, és **chi-négyzet eloszlásnak** nevezték el. Alakja látható a 3.3. ábrán. Képlete elég komplikált, és nem is írom ide, mert nem lesz rá szükségünk.

Amire szükségünk lesz, azok h kritikus értékei a legszabványosabb szignifikanciaszintekhez, vagyis öt és egy százalékhoz. A kritikus értékek most függnek attól, hogy az összegezést hány menetre végeztük el; ezt a menetszámot az eloszlás **szabadsági fokának** hívjuk, és a továbbiakban f-fel fogjuk jelölni. (Az ábrán látszik, hogy a **sűrűségfüggvény** alatti terület felezési pontja nagyjából a szabadsági foknál van.) A chi-négyzet eloszlás kritikus értékeinek táblázatában tehát minden sor egy-egy szabadsági foknak felel meg.



3.3. ábra. 10 szabadsági fokú chi-négyzet eloszlás sűrűségfüggvénye.

A táblázaton egyvéges értékek vannak, és nekünk most tényleg azokra van szükségünk, mert egyvéges próbát végzünk. Hogy miért? Emlékezzünk vissza az egy- és kétvéges próba közötti döntés logikájára a 3.41. alfejezetből: „A döntés irányadó szempontja az, hogy van-e értelme a nullhipotézist elvetni a várható értéktől való mindkét irányú eltérés esetén.” Most a nullhipotézis az, hogy a találatszámok ingadozása belül esik a véletlen is elvárható tartományon, vagyis *nem túl nagy*. Ha túl kicsi, azaz h közel van nullához, az ilyen szempontból nem számít; az csak azt jelenti, hogy a menetek találatszámai szorosan a véletlen átlag közelébe esnek. Ekkor a nullhipotézist elfogadjuk, azaz az imént idézett elv értelmében egyvéges próbát alkalmazunk.

Előfordulhat olyan eset, hogy a találatszámok túl kicsi ingadozásának is van jelentősége. (A 3.5. alfejezetben egy ilyen esetet mindjárt látni is fogunk.) Olyankor érdemes tesztelni, hogy az ingadozás nem túl kicsi-e ahhoz, hogy valami ésszerű valószínűséggel véletlenül is akkora legyen, amekkora kijött; következésképp a chi-négyzet eloszlás bal szélén is el kell vetnünk a nullhipotézist, vagyis akkor a próbát kétvégesnek kell beállítanunk.

Felmerülhet a kérdés (remélem, többekben már felmerült), hogy mit csinálunk, ha a szabadsági fokok száma nagyobb a táblázaton látható maximális 30-nál. Nos, erre van egy közelítő képlet, amely h értékét standard normál Z-vé alakítja, amit aztán a szokott módon használhatunk:

$$Z(h) = ((h/f)^{1/3} - (1 - 2/(9f)))/\sqrt{(2/(9f))} \qquad (3.17)$$

Ezt megalkotói után Wilson – Hilferty-féle közelítésnek hívják. Mint a közelítések általában, csak nagy szabadsági fokokra érvényes, azaz 30 alatt maradjunk a táblázatnál.

3.432. Egy példa

Tegyük fel, hogy a kísérlet tíz menetből áll, egy-egy menet pedig 25 próbából. A mért találatszámok láthatók a 3.3. táblázaton, mindjárt együtt a belőlük Excelben kiszámított Z és Z^2 értékekkel. Itt nincs folytonossági korrekció (lásd 2.34. alfejezet), mert a standard normál eloszlás segítségével nem területet közelítünk, hanem az eloszlásfüggvény egy pontját. Z számításához felhasználjuk, hogy a találatszámok szórása (lásd a 2.335. alfejezet 2.22 képletét) √(25*(1/5)*(4/5)) = 5*2/5 = 2. (Ez a számítás olyan könnyű, hogy a táblázat pár sorát fejben is ellenőrizhetjük, amit természetesen érdemes is megtenni. Például a második sor: Z = (8 – 5)/2 = 3/2 = 1,5.)

Menet	k	Z	Z^2
1	5	0	0
2	8	1,5	2,25
3	3	-1	1
4	1	-2	4
5	4	-0,5	0,25
6	10	2,5	6,25
7	4	-0,5	0,25
8	2	-1,5	2,25
9	8	1,5	2,25
10	3	-1	1

3.3. táblázat. Egy tízmenetes kísérlet eredményei a h változó használatának szemléltetéséhez.

A tíz darab Z érték összege 19,5. A chi-négyzet eloszlás kritikus értékeinek táblázatában megkeressük a 10 szabadsági fokhoz tartozó sort, és ott azt a kritikus értéket, amelyik épp kisebb 19,5-nél. Ez 18,307, a hozzá tartozó elsőfajú hibavalószínűség pedig $\alpha = 0,05$. Eredményünk tehát 0,05 szinten szignifikáns.

3.433. Egy ravasz hibalehetőség chi-négyzetes változó alkalmazása esetén

Amikor a találatszámot vagy a találatarányt használjuk mért statisztikai változóként, megtehetjük, hogy csak a kísérletben mérendő próbák teljes számát rögzítjük le előre (2.26. alfejezet), azon belül viszont mindegy, hogy egy-egy menet hány próbából áll. Hiszen a végén úgyis a teljes próbaszámot vetjük össze a teljes találatszámmal. Más a helyzet azonban, ha statisztikai változónak a menetbeli Z-értékek chi-négyzetes eloszlású négyzetösszegét választjuk. Ekkor ugyanis a kísérleti személyek akár tudatos csalás szándéka nélkül is eljárhatnak úgy, hogy hamis pozitív eredmény jöjjön ki.

Képzeljük el, hogy a kísérleti személyeket a próbák alatt senki nem ellenőrzi, tehát megtehetik, hogy egyes meneteket befejeznek még a menet vége előtt. Ez kiváltképp előfordulhat számítógéppel végzett kísérletekben (5. és 6. fejezet). Egyesek például hajlamosak lehetnek kiszállni a sok hibázással kezdődő vagy nagyon véletlenszerűnek érződő menetekből, és mivel ekkor a menetbeli próbák száma rögzített, azoknak a meneteknek az elvégzett próbái is elvesznek. Ha a mért változó a teljes találatszám, ez nem okoz statisztikai műterméket, mert a véletlen „nem emlékszik", tehát nem kompenzálja a kihagyott negatív sorozatot több pozitívval, vagy a nagyon véletlenszerűt attól nagyon eltérővel. Így ha pusztán véletlen találgatás folyt, az összesített eredmény továbbra is azt fogja megmutatni. Most azonban az eredmény nem a teljes találatszámtól függ, hanem a menetenkénti találatszámoktól külön-külön. Ezért ha a kihagyások miatt csak olyan menetek maradnak meg, amelyekben a találatszám igen nagy vagy igen kicsi, akkor a Z-értékek négyzetösszege szignifikánsan nagy lesz akkor is, ha végig csak véletlen találgatás folyt.

A tanulság: ha a kísérletben az itt leírt chi-négyzetes változót alkalmazzuk, a kísérleti személyek menet közbeni folyamatos ellenőrzésével biztosítani kell, hogy minden elkezdett menetet befejezzenek. A jó hír az, hogy az ellenőrzést végezheti maga a számítógép, csak persze akkor ki kell zárni, hogy a kísérleti személyek hozzáférjenek a tárolt adatokhoz.

3.5. A találatarány időfüggése

3.51. Az első jelzés még a Rhine-korszak előtt

A találatarány menet közbeni időfüggését először még valamivel Rhine és a durhami laboratórium működése előtt vette észre a Harvard Egyetem egy G. H. Estabrooks nevű pszichológushallgatója (aki később Európában is elismert professzor lett). Meglehetősen bonyolult telepátia-kísérletét (Estabrooks 1927 és 1961) itt egyszerűsítve közlöm, mert minket pillanatnyilag csupán az időfüggésre vonatkozó része érdekel. A francia kártya színeit, azaz pirosat vagy feketét kellett átvinni, a próbák száma menetenként 20 volt, a menetek száma a kísérletben 83. Mivel feltűnt neki, hogy a menetek elején több a találat, mint a menetek vége felé, az eredményeket kiértékelte úgy, hogy az összes menetre külön összesítette az első tíz és külön a második tíz próbát. Így a próbák száma minkét fél-kísérletre 83*10 = 830 volt. A találatok száma pedig az első felekben 496, a másodikokban 442. (Összesítésben tehát 1660 próba 938 találatot eredményezett, amiből Z = 5,27. Nem rossz!)

Gyakorlásként most végigszámoljuk az első és a második félmenetek összehasonlítását. Vizsgált statisztikai változónk nyilván a két találatszám különbsége lesz, amit jelöljünk d-vel. Nullhipotézis szerinti értéke nulla, mért értéke pedig esetünkben 496 – 442 = 54. De mi ennek különbségnek a valószínűségeloszlása? Ha azt meghatározzuk, a többi már gyerekjáték, hiszen csak ki kell jelölnünk a széleken a nullhipotézis elvetési tartományát, és megnézni, hogy a mért 54 beleesik-e.

Annyi biztos, hogy mindkét találatszám Bernoulli-eloszlást követ. A nullhipotézis szerinti várható értéküket és szórásukat ezúttal nem vehetjük azonosnak a véletlen várható értékkel és szórással, mert a nullhipotézis most csak a különbségükre vonatkozik. (Ráadásul a kettő összesítéséről konkrétan tudjuk is, hogy szignifikánsan nagyobb a véletlen szerint várhatónál, tehát bizonyára külön-külön is nagyobbak.) Mivel a nullhipotézis a két félmenet eredményét egyenlőnek tekinti, fel kell tételeznünk egy közös várható értéket és szórást. Az előbbit legreálisabb a két félmenet találatszámának átlagával becsülni, ami (496+442)/2 = 469. A szórás pedig ebből már adódik, hiszen így a nullhipotézis szerinti találatarány 469/830 = 0,565 lesz, és ebből $\sigma = \sqrt{(830*0,565*(1-0,565))} = 14,28$.

Amikor a véletlen találati valószínűség ilyen közel van ½-hez mint most, akkor a Bernoulli-eloszlás már N = 10 esetén elég jól közelíthető normális eloszlással, mert a várható érték kb. 5 és a szórás kb. $\sqrt{(10*(1/2)*(1/2))} = 1,58$, így a várható érték körül van jobbra-balra több mint három szórásnyi hely. Rendelkezünk tehát két normális eloszlású változóval, amelyek mindegyikének szórása 14,28.

A 2.41. alfejezetben már idéztem a tételt, miszerint: „Normális eloszlású változók összege is normális eloszlású; az összeg, illetve a szórásnégyzet várható értéke egyenlő a tagok várható értékének, illetve szórásnégyzetének összegével.” Normális eloszlású változók különbségére hasonló tétel érvényes: **a különbség várható értéke egyenlő a tagok várható értékének különbségével, szórásnégyzete pedig a tagok szórásnégyzetének összegével.**

(A szórásnégyzet azért összeg lesz és nem különbség, mert ez a változó nagyjából a minta kiterjedését jellemzi, és a kiterjedés a különbség képzésekor ugyanúgy megnő, mint az összeg képzésekor. Gondoljunk például arra, hogy a legnagyobb különbség az első minta legnagyobb és a második minta legkisebb tagjának összeeresztéséből áll elő – kézenfekvő jelöléssel M_1-m_2 –, a legkisebb különbség pedig az első minta legkisebb és a második minta legnagyobb tagjáéból – betűkkel m_1-M_2 –, így az új minta kiterjedése $(M_1 - m_2) – (m_1 - M_2)$ lesz. Összeadásnál a legnagyobb tag $M_1 + M_2$, a legkisebb m_1+m_2 lenne, az összegminta kiterjedése pedig $(M_1 + M_2) - (m_1 + m_2)$. A két kiterjedés láthatóan egyenlő.)

A különbség szórását jelöljük σ_d–vel. A fenti tételt alkalmazva $\sigma_d^2 = (14{,}28)^2 + (14{,}28)^2 = 408$, amiből $\sigma_d = 20{,}2$. A nullhipotézis szerint tehát van egy d változónk, amely normális eloszlású, várható értéke 0 és szórása 20,2. Most már tényleg gyerekjáték képezni belőle a standard normál eloszlású Z(d)-t, d helyén a mért különbségünkkel: $Z(54) = (54 – 0 – 0{,}5)/20{,}2 = 2{,}65$.

Estabrooks más elemzési formát alkalmazott, de mivel a matematikai statisztika konzisztens tudományág, természetesen neki is szignifikáns csökkenés jött ki az első és a második félmenetek találatszáma között.

3.52. Csökkenési hatás

Egy későbbi összefoglaló cikkében J. B. Rhine megállapítja, hogy a találatarány meneten belüli csökkenése a választásos kísérletekben igen gyakori (Rhine 1969, 7. oldal): „Valójában ez a hatás olyan általános, hogy ma a pszi-folyamat egyik ismertetőjegyének számít." („In fact, this effect has been so general that it is now regarded as one of the earmarks of the psi process.") Ez annyiban kétségtelenül igaz, hogy a Journal of Parapsychology indulásától a hetvenes évekig számos közlemény beszámol erről a fajta csökkenésről (pl. Woodruff és Rhine 1942, Humphrey 1943, Anderson 1959), és Rhine fent idézett benyomását gyakorlatilag minden pszi-kutató osztja. Konkrét összefoglaló elemzés azonban ebben a témában nem készült, azaz statisztikailag nincs bebizonyítva vagy akár valószínűsítve, hogy a csökkenést mutató menetek aránya nagyobb, mint amennyi véletlenül is előfordul. Gondoljuk meg ugyanis: egy menet első és második felében a találatarány ritkán pontosan egyenlő, tehát a csökkenés véletlen valószínűsége alig kisebb ½-nél. (Találós kérdés: miért nem pont ½?) Mivel pedig a kutatót érthetően frusztrálja, amikor ilyet tapasztal, nem volna meglepő, ha jobban feltűnne neki az esetleg éppolyan gyakori növekedésnél. Megbízható következtetéshez nyilvánvalóan a fellelhető adatok összefoglaló elemzésére lenne szükség. Amíg ez nem történik meg, addig a „csökkenési hatás" létezését csak azért tarthatjuk mégis meglehetősen valószínűnek, mert nagy tapasztalatú kutatók egybehangzóan állítják, és az ilyen állítások rendszerint igazak szoktak lenni.

Ugyanennek a hatásnak egy másik formája az, hogy egy-egy kiválasztott személy, aki a kísérletben hosszú ideig részt vesz, az első menetekben jobb eredményt ér el, mint később. Maga Rhine talált több kiváltképp tehetséges személyt, akik mind így jártak (Rhine 1962): egy idő múlva a találatarányuk visszasüllyedt a véletlen szintre, vagy akár az alá. Ezt a „hosszútávú csökkenést" (long-term decline) elméleti szempontból nem szokták megkülönböztetni az előző bekezdésben vázolt „epizódikus csökkenéstől" (episodic decline), noha Robert H. Thouless angol pszichológus például felhívta a figyelmet, hogy a kettő néhány szempontból különbözik egymástól (Thouless 1972, 107. oldal); ezzel kapcsolatos gondolatait bővebben ismertetem majd a csökkenés okairól szóló 5.56. alfejezetben.

3.531. A csökkenési hatás egyszerű kimutatása különbségi póbával

Szemléltetésül számoljuk végig John A. Freeman (1962) egyik prekogníció-kísérletének eredményét. Hét személy négy – négy akkoriban szabványos (azaz 25-próbás) menetet végzett. A menetek összesített találatszámai a következők voltak (3.4. táblázat):

Menet sorszáma	1.	2.	3.	4.
Találatszám	50	44	36	32

3.4. táblázat. Freeman kísérletének eredménye menetenként.

A csökkenés legegyszerűbb tesztje az, hogy az első két menet találatszámát hasonlítjuk össze a második két menet találatszámával. Van tehát két mintánk: a próbák száma mindkettőben 7*2*25 = 350, a találatok száma az elsőben 50 + 44 = 94, a másodikban 36 + 32 = 68. Vizsgált statisztikai változónk a két találatszám különbsége; jelöljük ennek a változónak mintánkban mért értékét d-vel. Most ugye d = 94 – 68 = 26. A nullhipotézis szerint a találatszámokban nincs különbség, vagyis a különbségük nulla, tehát a kérdés az, hogy 26 a nullánál elegendően több-e.

A statisztikai próba menete ugyanaz, mint amit Estabrooks kísérleténél láttunk az előző alfejezetben. A két félkísérlet találatszámának átlaga (94 + 68)/2 = 81, ebből a nullhipotézis szerinti közös találati valószínűségük 81/350 = 0,23 (két tizedesjegyre kerekítve), közös szórásnégyzetük pedig 350*0,23*(1-0,23) = 62,25. A különbség szórása így $\sqrt{(62{,}25+62{,}25)}$ = 11,16. Mivel a mért különbség 26, a megfelelő Z-érték (26 – 0,5)/11,16 = 2,285, ami szignifikáns 0,05 szinten.

Aki veszi a fáradságot, hogy elolvassa Freeman eredeti cikkét, meg fog lepődni: az általa közölt különbségi Z-érték (amit akkor még CR-nek jelöltek a „kritikus arány", azaz angolul „critical ratio" rövidítéseként) nem ennyi, hanem 2,46. Vajon miért, és melyik Z a helyes?

Freemannek a Z = 2,46 úgy jött ki, hogy amikor a két félkísérlet találatszámából közös szórásnégyzetet számított, akkor nem az átlagolt 0,23 találatarányt vette figyelembe, hanem a nullhipotézis szerinti 0,20-at. Így a közös szórásnégyzet 350 * 0,2 * 0,8 = 56 lett, abból a különbség szórásnégyzete kétszer ennyi, azaz 112, a különbség szórása $\sqrt{112}$ = 10,58, így Z = 26/10,58 = 2,46. Itt rögtön felfigyelhetünk arra, hogy Freeman nem alkalmazta a folytonossági korrekciót; de ha alkalmazta volna, akkor az úgy kapott Z = 25,5/10,58 = 2,41 még mindig eltérne a mi 2,285-ünktől. A lényegesebb különbség az, hogy a szórásképletben 0,2 valószínűséggel számolt az átlagos 0,23 helyett, nyilván azon az alapon, hogy így tett már a találatszámok véletlentől való eltérésének próbájában is. Csakhogy emiatt a csökkenési hatás próbája nem lett független a találatszám véletlentől való eltérésének próbájától. Pedig ezt a számítást ő maga a következő módon indokolta (Freeman 1962, 127. oldal): „Egy további elemzés készült annak eldöntésére, hogy megerősíti-e független belső bizonyíték a prekogníciós eredmény szignifikanciáját. Ebben az elemzésben a hét kísérleti személy első négy menetének találati trendjét vizsgáltuk." („A further analysis was made to see if there was any independent internal evidence that would corroborate the significance of the precognition scores. In this analysis the scoring trend in the first four runs of all seven subjects was examined.") Nos, ha ez az elemzés tényleg független akart lenni a véletlentől való eltérés statisztikai próbájától, akkor *kizárólag* az időbeli változást kellett volna figyelembe vennie. Vagyis a nullhipotézis mindössze az lett volna, hogy az első félkísérlet találatszáma nem tér el a második félkísérletétől, tekintet nélkül arra, hogy ezek a véletlen átlaggal milyen viszonyban vannak. Egyszóval azt kellett volna csinálnia, amit a jelen alfejezet elején bemutattam: előbb meghatározni az átlagos találatarányt, és azt használni a nullhipotézis szerinti eloszlás paramétereként. Mentségére szolgáljon, hogy a hatvanas évek elején a statisztikai próbák módszertanának beható ismerete még nem volt olyan alapkövetelmény, mint manapság. Inkább a Journal of Parapsychology akkori statisztikai szerkesztőjét lehet hibáztatni, hogy elsiklott az apró pontatlanság fölött. Szerencsére nem is vezetett hibás következtetéshez, mivel a Z = 2,46 éppúgy szignifikáns 0,05 szinten, mint a Z = 2,285.

3.54. A találatarány időfüggése pszi-hibázásos menetekben

A csökkenési hatást legkézenfekvőbb úgy értelmezni, hogy a menet során a találat valószínűségét az ESP egyre kevésbé befolyásolja. Mivel a pszi-hibázásban is az ESP nyilvánul meg, logikus feltételeznünk, hogy pszi-hibázásos menetekben a találatarány időben valószínűleg *növekszik*, a véletlenhez képest viszonylag nagy negatív eltéréstől egyre kisebb negatív eltérés felé. Ezt a feltételezést először James C. Carpenter pszichológus próbálta ki (aki szintén Rhine tanítványa volt, de a kísérlet idején San Francisco egyik neuropszichiátriai intézetében dolgozott).

Carpenter (1966) 25-próbás prekogníció-meneteket végzett az angolul „down through" nevű módszerrel: a kísérleti személy ilyenkor egyhuzamban tippel egymás után a 25 ábrára, és visszajelzést csak ennek végén kap minden egyes próbáról visszamenőleg. Carpenter minden menetet felosztott egyrészt időben első és második félmenetre, másrészt pozitív és negatív eredményűekre. (A pont véletlen eredményűeket a negatívakhoz sorolta, ő tudja miért.) Így négy csoportot kapott – első pozitív, első negatív, második pozitív és második negatív –, ezeket összesítette külön-külön. Ha fellép a csökkenési hatás, akkor az első pozitív csoport találatszámának meg kell haladnia a második pozitív csoportét. Ha pedig még az a hipotézis is helytálló, hogy a hibázásos (vagyis az itteni szóhasználattal negatív) menetekben a találatarány időben növekszik, akkor a második negatív csoport találatszáma nagyobb lesz az első negatív csoporténál.

Ez a két hipotézis egyszerre tesztelhető úgy, hogy összeadjuk az első pozitív csoport és a második negatív csoport találatszámát, és ezt vetjük össze az összes csoport átlagával. Az összeg varianciáját Carpenter úgy számította ki, hogy az első pozitív csoport varianciáját összeadta a második negatív csoport varianciájával. (Szemlátomást tudatában volt a függetlenség követelményének, és nem a véletlen szerinti elméleti varianciával számolt, mint előtte Freeman.) Így a szokott módon kapott egy Z értéket az első pozitív plusz második negatív csoport találatszámából. Mivel hét sorozatot végzett, és ezeket is összesíteni akarta, ezekből a Z-kből négyzetre emeléssel egy-egy chi-négyzetet kapott (lásd. 3.431 fejezet; mint ott említettem, standard normál eloszlású változók négyzetösszege definíció szerint chi-négyzet eloszlást követ).

Az eredmény 26,9 lett. Ha a chi-négyzet eloszlás kritikus értékeinek táblázatában megkeressük a 7 szabadsági foknak megfelelő sort, látjuk, hogy ez legalább 0,005 szinten szignifikáns. (Itt van vége a táblázatnak, valójában a 26,9 szignifikáns 0,001 szinten is.) A hipotézisek tehát beigazolódtak: egyrészt fellépett a csökkenési hatás, másrészt a pszi-hibázásos menetekben a találatarány időbeli növekedésében nyilvánult meg.

Tudomásom szerint ezt a kísérletet azóta nem ismételte meg senki, úgyhogy eredményének általános érvénye egyelőre bizonytalan. Tekintve, hogy Carpenter pontosan ezt várta, és mint Stanford PMIR-modelljénél említettem (3.224. alfejezet), a kísérletvezető akár saját pszi-képességével is torzító hatást fejthet ki, még kívánatosabb lenne 1966 előtti adatokat újraelemezni ebben az első-pozitív, első-negatív stb. bontásban, és alkalmazni rájuk Carpenter fenti módszerét. Ha a pszi-hibázásos menetekben a „növekedési hatás" ilyen adatokra is kijön, az sokkal meggyőzőbb, mert az akkori kísérletvezető még nem akarhatta, hogy ez jöjjön ki.

3.55. U-hatás

Szintén még a durhami intézet felállítása előtt fedezték fel a később Rhine (1941) által „terminal salience”-nek (nehezen tudom lefordítani, talán leginkább „a végek kiugrása”) vagy egyszerűbben U-hatásnak nevezett jelenséget: a találatarány néha nem egyszerűen a menet elején nagyobb, mint a végén, hanem az elején és a végén nagyobb, mint középtájon. Először egy Jephson nevű hölgy észlelte 1928-as clairvoyance-kísérletében, ami akkor úttörő jellegűnek számított. Rhine szintén gyakran találkozott vele már első kísérletei során (Rhine 1934), majd többen mások is (összefoglalva: Carpenter 1977, 213. oldal). Létezése az 1940-es évek óta éppúgy közhely lett a tudományos parapszichológiában, mint a csökkenési hatásé; még azt is általában feltételezik, hogy pszí-hibázásos menetekben gyakran „fordított U-görbe” észlelhető, vagyis folyamatos javulás után a menet végén a találatarány leromlik. Ismét óvatosságra int azonban az a tény, hogy az U-hatásról sem készült összefoglaló elemzés az összes fellelhető adaton.

A csökkenési és az U-hatást együtt pozíció-hatásnak hívják (angolul PE-vel rövidítve a „position effect” után), mert a kísérleti adatok elemzése során abban nyilvánul meg, hogy a találatok sűrűsége változik a Rhine által szabványosított adatlapon elfoglalt pozíció szerint. Ma ugyan már nem ezeket az adatlapokat használják, és az ESP-ábrás kísérlettípus is gyakorlatilag megszűnt, de a név változatlanul használatban van; a név más területeken is rendszerint lassabban változik, mint amit jelöl.

3.56. A találatarány időfüggésének okai

A találatarány időbeli csökkenését J. B. Rhine elsősorban a kísérleti személy(ek) motivációcsökkenésének tulajdonította. Eleinte egy-egy kiválasztott, az átlagosnál sokkal eredményesebb személlyel dolgozott heteken vagy akár hónapokon át, így alkalma volt megfigyelni, hogy az illetők lelkesedése a kísérlet során hogyan alakul. Hét ilyen személyről írt összefoglaló tanulmányában (Rhine 1962) kiemeli a motiváció fontosságát: „E hét eset azt a *fő benyomást* nyújtja, hogy csúcsteljesítményhez kivételesen erős hajtóerőre van szükség.” („The *main impression* given by these seven cases is that exceptionally strong drive is needed for the top-level performance.” 48. oldal, Rhine kiemelése.) Az egyik eset kapcsán utal a teljesítmény leromlására: „Ez az elégedettség azonban lecsökkent az idő múlásával és a sok ismétléssel, különösen mivel a környező többieknek is elmúlt a kezdeti meghökkenésük és érdeklődésük.” („This gratification diminished with time and much repetition, especially as others around her lost some of their first amazement and interest.” 43. oldal.)

Később felismerte, hogy amikor a csökkenés pszi-hibázást eredményez, ezt már nem lehet magyarázni a motiváció lanyhulásával (Rhine1969). A pszi-hibázás okait elemezve érintőlegesen azzal a kérdéssel is foglalkozott, hogy a hibázás miért éppen a menetek vége felé, illetve U-hatás esetében a menetek közepe táján lép fel. Hipotézise szerint az első próbákban a kísérleti személyek még spontán találgatnak, azaz tudatos vagy tudattalan stratégiák nélkül; ez az állapotuk kedvez az ESP érvényesülésének, mert a helyes tippet igen gyakran az első benyomás „súgja meg”, amitől aztán a stratégia hajlamos eltéríteni. Szerinte hasonló a helyzet a menet végén, ahol „az utolsó próba határozottan felszabadító érzést kelt, és ez önmagában elég spontaneitást hoz be ahhoz, hogy a személy kiléphessen az addig követett asszociációs mintázatból”. („Arriving at the last trial produces a distinct liberating feeling and this in itself seems to introduce a slight spontaneity sufficient to allow the subject to elude the pattern association he has carried along up to that point.” Rhine 1969, 147. oldal.) Azt azonban semmivel sem bizonyítja, hogy a „felszabadító érzés” tényleg megtöri a stratégia mintázatát, mint ahogy nekem az sem evidens, hogy maga az érzés elég általánosan fellép észrevehető következményekhez. Méghozzá nemcsak az utolsó próbában, hanem végig a menetek egész utolsó negyedében, amelyre az U-hatást tesztelni szokták.

„Az anekdotától a kísérletig a parakutatásban” (From anecdote to experiment in psychical research) című könyvében R. H. Thouless a pozíció-hatáshoz több figyelemre méltó gondolatot fűz, amelyeket érdemes a saját fogalmazásában megismernünk:

„A pszichológiai kísérletezésben inkább azt találjuk, hogy egy aktivitás ismétlésével a teljesítmény javul. Ezt hívjuk ’tanulásnak’. Igaz, hogy egy adott kísérleti alkalom során a teljesítmény romolhat is, amit ’fáradásnak’ tulajdonítunk, és ami analóg az ESP-kísérletekben kapott epizódikus csökkenéssel. A hosszútávú csökkenés azonban valami más, mert nem mutatja a fáradásnak azt a jellemző tulajdonságát, hogy egy pihenő szakasz után az elvesztett képesség helyreáll.

Az ismert pszichológiai működések közül a hosszútávú csökkenés a ’gátlással’ analóg, amelynek során a válasz ismétlését egy aktív folyamat akadályozza a szervezeten belül, például ha a válasz a szervezet számára kellemetlen ingerhez kapcsolódik. Nem látszik azonban semmi nyilvánvaló ok arra, hogy a sikeres ESP-válasz ilyen módon gátlás alá kerüljön. Következményei a kísérleti személynek nem kellemetlenek, sőt, a sikernek ő egyenesen örül, hiszen épp arra törekszik. Tudatos szinten a helyzet tipikusan olyan, amelyben a helyes válasz megerősítésének kellene fellépnie, vagyis a teljesítménynek időben javulnia. Ha itt egy gátló mechanizmus működik, az szükségképp tudattalan.

...A gátlás tendenciája érvet szolgáltathat azon elméleti elképzelés mellett, miszerint az ESP a megismerés egy ősi formája, amely rendes körülmények között el van nyomva az érzékszervek és a központi idegrendszer újabb és hatékonyabb megismerő apparátusával szemben. Egy sikeres ESP-kísérlet eszerint olyan helyzetet teremt, amelyben a gátlás valahogy kikapcsolódik, a találatarány pedig azért csökken, mert automatikusan visszaépül.”

(„The more general rule in psychological experimentation is to find that the repeated performance of an activity leads to improved performance. This is what we call ’learning’. It is true that, within a single experimental occasion, we may find a falling off in performance which is attributed to ’fatigue’. This is parallel to the episodic decline in ESP experiments, but the long-term decline of ESP is obviously something different since it does not show the feature characteristic of fatigue that a period of rest leads to recovery of the lost ability.

The normal psychological activity to which long-period decline seems to be analogous is that of ’inhibition’ in which there seems to be an active process within the organism preventing the repetition of a response, as, for example, when the response is coupled with some stimulus disagreeable to the responding organism. There does not, however, seem to be any obvious reason why a successful ESP response should be inhibited. Its results are not disagreeable to the person producing them. On the contrary, the percipient wants to be successful and is pleased when he is successful. At the conscious level, the situation seems to be typically one in which there should be reinforcement of the successful response which should lead to its becoming better over a period of time. If there is an inhibiting mechanism it must be an unconscious one.

...One possible theoretical implication of the tendency of ESP to become inhibited in the course of an initially successful series of experiments is that it seems to give some support to the speculation that ESP is a primitive form of cognition normally suppressed in favour of the more recently developed and more efficient perceptual system provided by the sense organs and the central nervous system. A successful ESP experiment would then be a situation in which this normal suppression has, in some way, been short-circuited; decline may be the automatic reinstatement of the normal suppression of the primitive psi-function." Thouless 1972, 109 – 110. oldal.)

Thouless azután felhívja a figyelmet, hogy a hosszútávú csökkenés okát nemcsak a kísérleti személyek, hanem legalább részben a kísérletvezetők pszichés folyamataiban is kereshetjük. A Rhine-intézetben például az első évek igen sikeresek voltak, rengeteg nagyon szignifikáns sorozattal és az átlagosnál sokkal eredményesebb kísérleti személlyel, pár év múlva azonban náluk is beállt a „hol sikerül, hol nem" máshol tipikus állapota, pedig akkor már nem a kezdeti részvevőkkel dolgoztak. „Motivációjukat olyan tényezők csökkenthették, mint a lecsengése annak a kezdeti lelkes meggyőződésnek, hogy ők egy új korszak úttörői. Ezzel párhuzamosan a rutinná vált kísérletezés monoton és ismétlődő feladata egyre unalmasabbá válhatott, vagy a sikert és kudarcot egyre inkább saját személyes sikerüknek és kudarcuknak fogták fel, és így tovább." („Possible changes affecting motivation would be such factors as the falling off of the first enthusiasm which accompanied the conviction that they were breaking into a new era. Side by side with this falling off of the early enthusiasm, there may have been increasing boredom with the monotonous and repetitive task of routine experimenting, increasing ego-involvement with results, and so on." Thouless 1972, 112. oldal.)

További érvnek hozza fel a gátlás létezése mellett saját clairvoyance- és prekogníció-kísérleteit, amelyekben a kísérleti személy ő maga volt, és variálta a feladat jellegét. Új feladattal szignifikáns pozitív eredményt kapott, megszokottal szignifikáns negatívat (Thouless 1972, 110 – 11. oldal), hasonlóan Cadoret önkísérleteihez (Cadoret 1952, idézi Carpenter 1977, 216. oldal). Jóval előttük már Rhine intézetében észrevették, amikor egy Hubert Pearce nevű, igen eredményes kísérleti személlyel dolgoztak összesen 21 különböző kísérleti helyzetben, hogy a menetek első felének összesített találatiaránya szignifikánsan meghaladta a második felekét, de új helyzetre áttérve mindig visszaállt nagyjából az eredeti szint (Rhine, Pratt, Smith, Stuart és Greenwood 1940, idézi Carpenter 1977, 216. oldal). A gátlás hipotézisére még visszatérek a találatarány ingadozásáról szóló, következő alfejezetben.

3.6. A találatarány ingadozásának mértéke

A 3.4.alfejezetben láttuk, hogy a pszí-hibázás kellemetlen módszertani következményeit egy olyan statisztikai változó bevezetésével lehetett csökkenteni, amely a találatarány helyett annak ingadozására jellemző. Ha egy kísérletben a nullhipotézis szerint chi-négyzet eloszlású h változó szignifikánsan nagy, az éppúgy jelzi ESP jelenlétét, mint a szignifikánsan nagy találatarány. Az 1960-as években még nem ezzel a h-val dolgoztak, hanem közvetlenül a találatarány szórásával, de arra – pontosabban a varianciára, azaz a szórás négyzetére – természetesen szintén létezik statisztikai próba (rögtön megmutatom), amit alkalmazva kiderült, hogy az ingadozást nemcsak módszertani fogásként érdemes mérni, hanem belőle következtetések vonhatók le az ESP működésére is.

3.61. Statisztikai próba a variancia értékére

Ezt a próbát könnyű lesz megérteni, mert ugyanarra a kaptafára megy, mint az eddigiek. Keresünk egy olyan statisztikai változót, amely a találatarány ingadozását jellemzi, és ismert a nullhipotézis szerinti eloszlása, meghatározzuk ennek az eloszlásnak a jobbszélső 5, 1, 0,1 stb. százalékához tartozó kritikus értékeket, majd a kísérletben kapott varianciát ezekkel összehasonlítjuk. Ha a mért variancia nagyobb például az 1%-hoz tartozó kritikus értéknél, akkor legfeljebb 1% hibavalószínűséggel állíthatjuk, hogy objektíve is nagyobb, mint a nullhipotézis szerinti variancia.

Legyen tehát a mért minta elemszáma n, a kapott variancia s^2, a nullhipotézis szerinti variancia pedig σ^2. Matematikailag bizonyítható (én most nem fogom), hogy **az ns^2/σ^2 változó n szabadságfokú chi-**

négyzet eloszlást követ. Mivel a chi-négyzet eloszlás kritikus értékeinek táblázatával már találkoztunk (3.431. alfejezet), úgyszintén a Wilson – Hilferty-féle közelítéssel a táblázaton kívüli szabadsági fokok esetén, erről a próbáról több magyarázat szószaporítás volna. Csak egy példát nézünk végig, ahogy szoktuk egy-egy új próbánál, most egyúttal illusztrálva az egyik első kísérletet a találatarány ingadozásáról.

Ez a Carpenter-féle kísérlet már szerepelt a találatarány időfüggésénél a 3.54. alfejezetben; eredetileg nem is az ingadozás vizsgálatára szolgált, Carpenter az adatokból vette észre, hogy eredménye az ingadozás mértékének időbeli változásával is magyarázható. Az első félmenetek itt 12 próbából álltak, és a véletlen találat valószínűsége 1/5 volt, tehát a véletlennek megfelelő nullhipotézis szerint a variancia $\sigma^2 = 12*(1/5)*(4/5) = 1,92$. A mért varianciák az első félmenetekben a 3.5. táblázaton láthatók, együtt az ns^2/σ^2 változó belőlük kiszámított értékeivel. (A táblázat utolsó két oszlopával most ne törődjünk, az a következő alfejezethez kell.) Az első sorozat például 100 menetből állt, és első félmeneteiben a találatszámok varianciája $s^2 = 2,288$ volt; ebből $100*2,288/1,92 = 119,17$. Alkalmazva a Wilson – Hilferty-féle közelítést (lásd 3.431. alfejezet), a megfelelő $Z = 1,32$, ami elmarad még a 0,05-ös szignifikanciaszint kritikus értékétől is. A második sorozatban viszont ugyanezzel a számítással $Z = 2,5$, ami már szignifikáns, akárcsak a 4. sorozat $Z = 2,83$ eredménye. Összesítésben pedig a hét sorozat 660 menetében a variancia 2.222 lett, ahonnan $600*2,222/1,92 = 763,81$, vagyis $Z = 2,74$. Ez szignifikáns 0,01 szinten, tehát legfeljebb 1% hibavalószínűséggel állíthatjuk, hogy az első félmenetekben a találatszámok ingadozása erősebb volt a véletlen szerint várhatónál.

Sorozat	Menetek száma	Variancia az 1. félmenetekben	ns^2/σ^2	z	Variancia a 2. félmenetekben	F
1	100	2,288	119,17	1,32	1,306	1,75
2	60	2,907	90,84	2,50	[illegible]	*
3	100	1,958	101,98	0,19	1,858	
4	100	2,78	144,79	1,83	1.848	1,5
5	100	1,956	101,88	0,18	1,938	
6	100	1,96	102,08	0,19	1,830	
7	100	1,984	103,33	0,28	2,194	
Összes:	660	2,222	763,81	2,74	1,825	1,22

3.5. táblázat. A találatszám varianciájának alakulása Carpenter 1966-os kísérletében.

3.62. Statisztikai próba két mért variancia összehasonlítására

Ugyanebben a kísérletben Carpenternek feltűnt, hogy a második félmenetek találatszámainak ingadozása gyanúsan kicsi. Erre ugyan akkoriban sem ő, sem más nem számított, de azért természetesen érdemes volt ellenőrizni, hogy esetleg valóban túl kicsi-e az első félmenetek ingadozásához képest. Matematikailag ez egy olyan statisztikai tesztet igényelt, amely két mért varianciát vet össze egymással.

Jelöljük a szóban forgó két varianciát s_1^2- és s_2^2-tel, a két minta elemszámát pedig n_1- és n_2-vel. Ekkor az $F=s_1^2/s_2^2$ arány ismert eloszlást követ, amelynek kritikus értékei szokás szerint táblázatból kereshetők ki. Az eloszlás függ a mintaméretektől, ezért az α hibavalószínűség minden egyes értékére van egy-egy kétdimenziós táblázat, amelyeken a sorok n_1, az oszlopok n_2 értékeihez tartoznak. A mintaméreteket ebben a próbában **szabadsági fokoknak** is nevezik. F kiszámításánál definíció szerint azt a varianciát kell a számlálóba írni, amelyiket nagyobbnak várjuk a másiknál, ezért a táblázatban a kritikus értékek mind 1-nél nagyobbak.

Carpenter imént tárgyalt kísérletében a második félmenetek varianciái a 3.6 táblázat 6. oszlopában találhatók, az ezekből és a 3. oszlopból kiszámított F-ek pedig az utolsó oszlopban. Például az első sorozatra F = 2,288/1,306 = 1,75; a 0,01 hibavalószínűséghez tartozó kritikus értéket interpolációval számíthatjuk ki (lásd 2.34. alfejezet, ott az interpolációt már alkalmaztuk); ebből látszik, hogy a mi 1,75-ünk nagyobb az 1%-hoz, de kisebb a 0,5%-hoz tartozó kritikus értéknél.

3.63. A variancia csökkenése a sorozatokon belül

Következő lépésként Carpenter – egy David Price Rogers nevű Ph. D. hallgatóval közösen – megismételte az előző kísérletet, már direkt a variancia időbeli csökkenésére kihegyezve (Rogers és Carpenter 1966). 20 személy végzett egyenként 500 prekogníciós próbát egyhuzamban, vagyis 20 darab 25-próbás standard menetet. A cikkben nem közlik, hogy ők a saját eredményükről mikor és milyen visszajelzést kaptak, de a szövegből valószínűsíthető, hogy legfeljebb a végén kaptak az összesről egyszerre, közben próbánként nem. Utána kiszámították a menetenkénti találatszám varianciáját külön az első 10 és a második 10 menetre, vagyis a 20 személynél összesen 200 – 200 menetre. Az első félsorozat varianciája 4,42, a másodiké 3,55 lett, a belőlük kiszámított F arány pedig 1,24. Ez épp hogy alatta marad a kritikus 1,26-nak, ami a 200 és 200 szabadsági fokokhoz tartozik. A húsz személy közül tizenhatnál a menetenkénti találatszám varianciája az első félsorozatban nagyobb volt, mint a másodikban; mivel csökkenés nélkül ez egy-egy személyre 0,5 valószínűséggel fordul elő, a 16-nak megfelelő Z-érték Z = (16 – 10 – 0,5)/√(20.(0,5).(0,5)) = 5,5/√5 = 2,46. Ez a csökkenést produkáló személyek szignifikánsan nagy számát jelenti.

Magyarázó hipotézisnek Rogers és Carpenter a következő gondolatot vetette fel: „Az látszik legvalószínűbbnek, hogy a variancia csökkenéséhez vezető ok az elmeállapot vagy a hangulat változása... Talán csökkent a lelkesedés, nőtt az unalom, vagy elveszett a spontaneitás és a figyelem összpontosítása.” („It appears most likely that the determining cause in producing the decline in variance is a change in state of mind, or mood... This could be, perhaps, a drop in enthusiasm, an increase of boredom, or a loss of spontaneity and focused attention.” (Rogers és Carpenter 19666, 149. oldal). A következő logikus lépés tehát az volt, hogy ezt a hipotézist célzott kísérlettel teszteljék, amit Rogers nemsokára meg is tett.

3.64. A találatszám túl kicsi ingadozása fásult állapotban

Rogers (1966) kísérletében ő maga volt a kísérleti személy. Először 100 standard, azaz 25 ESP-ábrás próbából álló prekogníciós menetet végzett olyan állapotban, amikor nem érdekelte a feladat, nem akarta különösebben a sikert, vagy kevéssé bízott benne. Aztán ugyanennyit olyankor, amikor feldobottnak és bizakodónak érezte magát. A 3.431. alfejezetben megismert h változóra az első 100 menetben (a „fásultakban”) 59,75, a második 100 menetben (a „feldobottakban”) 115,25 jött ki. Mivel itt 100 – 100 menet volt, a véletlen nullhipotézise szerint ez a h 100 szabadsági fokú chi-négyzet eloszlást követ, amelynek bal oldalán a 0,01 szignifikanciaszinthez tartozó kritikus érték 70,06 (tessék ellenőrizni a táblázatból); ennél a kapott 59,75 kisebb, tehát ekkor a variancia tényleg szignifikánsan kisebb volt a véletlen szerint várhatónál. A második 100 menet eredménye, a h=115,25, valamivel nagyobb a véletlen szerinti 100-nál, de nem szignifikánsan.

Rogersnek tehát itt azt sikerült 0,01 szignifikanciaszinten bebizonyítania, hogy **fásult állapotban a találatszámok kevésbé ingadoznak, mint amennyire véletlenül tennék**. Ez az eredmény többet jelent, mint amit az előző, Carpenterrel közös kísérletben kaptak: azt még lehetett úgy érteni, hogy a találatszámok feldobott állapotban voltak túl nagyok, és aztán fásultan visszacsökkentek a véletlenül várható mértékükre. Itt azonban az ingadozás a véletlen mértékűnél is kisebb volt! Mintha a természet direkt vigyázott volna arra, hogy ha egy menetben kezdett túl sok vagy túl kevés találat lenni, akkor azt gyorsan kompenzálja a véletlennél több illetve kevesebb hibázással.

3.65. A kis variancia értelmezése a találatarány meneten belüli ingadozásával

De mi a mechanizmusa a variancia csökkenésének? A hatvanas évek vége felé ebben a témában több kísérletet végeztek (Stanford 1966a, Stanford 1966b, Buzby 1967, Carpenter és Carpenter 1967, Rogers 1967a, Rogers 1967b, Freeman 1969), és végül az a hipotézis alakult ki (Rhine 1969a, Carpenter 1977, 249 – 250. oldal), hogy a véletlennél kisebb menetvarianciát a találatszám (vagy más fogalmazásban a találatarány) *meneteken belüli ingadozása* okozza. Hogy ez mindenesetre lehetséges, azt könnyű belátni a következő, egyszerű matematikai levezetéssel:

Legyen a próbák száma a menetben n, a találat véletlen valószínűsége pedig p_o. Tételezzük fel, hogy a menetek első felében a találatarány kicsit nagyobb, a másodikban kicsit kisebb p_o-nál (vagy fordítva, ez az eredmény szempontjából mindegy). Az első felek találataránya tehát p_o+d, ahol d kis pozitív vagy negatív szám, a második feleké hasonlóképp p_o-d. A Bernoulli-eloszlás tulajdonságaiból tudjuk, hogy az első felekben ekkor a találatszám várható varianciája $(n/2)(p_o+d)(1- p_o-d)$ lesz (2.335. alfejezet, 21. képlet), míg a második felekben $(n/2)(p_o-d)(1- p_o+d)$. A teljes menetben a találatszám várható (azaz sok menetben átlagként érvényesülő) varianciája egyszerűen a két előbbi összege, azaz

$$\sigma^2 = (n/2)(p_o+d)(1- p_o-d) + (n/2) + (p_o-d)(1- p_o+d) = (n/2)(2p_o-2p_o^2-2d^2) = np_o(1-p_o) -2d^2 \quad (3.18)$$

Az első tag pont a véletlen szerint várható variancia. Ennél a kapott σ^2 csak kisebb lehet, mivel d^2 mindig pozitív. Így a csökkenést bebizonyítottuk abban a speciális esetben, amikor a találatarány pont a menetek első és második felében nagyobb, illetve kisebb a véletlen találataránynál. Az már (remélem) logikailag belátható további matematika nélkül, hogy ha a találatarány nem ilyen szabályosan ingadozik, hanem a jobban vagy kevésbé ingadozó rész kicsit hosszabb vagy rövidebb a menet felénél, a tendencia akkor is ugyanez. No meg akkor is, ha az ingadozás még rövidebb egységenként érvényesül, mondjuk három vagy négy átváltással menetenként.

Eszerint mind a túl nagy, mind a túl kicsi variancia értelmezhető a találatarány ingadozásával: a különbség köztük az, hogy az ingadozás a próbák milyen hosszú sorozataira terjed ki. Amikor hosszabbakra az egyes meneteknél, akkor egy-egy meneten belül túlsúlyba kerülnek vagy a találatok, vagy a hibázások, és ilyenkor a menetenkénti találatszám vagy a véletlennél nagyobb, vagy annál kisebb lesz. Ez a túl nagy variancia esete. Amikor viszont a találat vagy a hibázás sorozatai rövidek, azaz összemérhetők a menet próbaszámának felével, akkor fellép az imént matematikailag modellezett kiegyenlítődés, ami túl kis varianciához vezet.

Hogy a találatarány miért ingadozik, arra Crumbaugh (1968) vetett fel egy lehetséges magyarázatot, amely szerint az ESP megnyilvánulásaival szemben **reaktív gátlás** lép fel. A 20. század elejének híres francia filozófusa, Henri Bergson már úgy vélte, a telepátia és rokonjelenségei az élő szervezetek számára inkább károsak, mint hasznosak, ezért le kell gátlódniuk a környezettel való kapcsolattartás szabályozhatóbb és stabilabb módjaival szemben (Bergson 1920; idézi Carpenter 1977). Később az élő szervezetek fiziológiájában kiderült, hogy meglehetősen általánosak a kiegyenlítődés mechanizmusai: amikor a szervezet valamelyik létfontosságú fizikai paramétere (pl. hőmérséklet, anyagkoncentrációk a vérben stb.) eltér az általában jellemző értéktől, kifejezetten az eltérés hatására beindulnak olyan folyamatok, amelyek visszatérítik oda. Crumbaugh feltételezése szerint az ESP megnyilvánulása a szervezetben szintén feszültséget okoz, és a vele szembeni gátlás ennek reakciójaként lép fel. Emlékezzünk vissza: Robert H. Thouless ugyancsak egy tudattalan gátlásfolyamatot tételezett fel a csökkenési hatás értelmezésére (3.56. alfejezet). Magától értetődik, hogy amíg nem ismerjük az ESP fiziológiai természetét, addig a feltételezett gátlást sem tudjuk az agyfiziológia szintjén vizsgálni, úgyhogy a gátlás hipotézise bizonyára még sokáig megmarad (igazolásra vagy cáfolásra váró) hipotézisnek.

3.66. A variancia és a kísérleti személy hangulatának összefüggése

Hogy a hangulat kapcsolatban van magával a találataránnyal, az a parapszichológiában szinte már kezdettől közhelynek számít. A pszi-hibázás tipikus körülményeiről szóló (3.42.) alfejezetben idéztem Louisa E. Rhine megjegyzését, miszerint a találatarányt minden kellemetlen körülmény leviheti akár a véletlen találati valószínűség alá. Néhány kísérletben, ahol a részvevők aktuális hangulatát vagy kérdőívvel felmérték, vagy következtetni tudtak rá más tényezők méréséből, ki is jött a különbség a jó és a rossz hangulat között (pl. Smith és Humphrey 1946, Fisk és West 1957, Osis 1968, Freeman 1970, Osis and Bokert 1971). Bár voltak ezeknek ellentmondó eredmények és sikertelen replikációk is (pl. West 1950, Casper 1951, Kahn 1952, Nielsen 1970), a kutatók általános véleménye szerint pozitív kísérleti eredményhez a jó hangulat kedvező, a rossz pedig kedvezőtlen.

Kézenfekvő volt ezért, hogy akik a találatarány változékonyságával foglalkoztak, szintén feltegyék a kérdést: milyen a viszony a változékonyság és a részvevők kísérlet alatti hangulata között. Ők nem foglalkoztak az összes részvevővel; felfogásuk szerint az eredmény csak a vevőkön múlott, így csak az ő hangulatukat mérték fel.

A legtöbb és a legszisztematikusabb munkát ebből a szempontból is Carpenter végezte, aki a változékonysággal már előzőleg a legtöbbet foglalkozott. A hangulat mérésére egy akkoriban bevezetett, kérdőíves hangulatmérő skálát (Nowlis 1965) használt fel. Ezen a hangulatot, illetve bővebben a külvilághoz való aktuális irányultságot jellemző melléknevek szerepeltek (3.6. táblázat), az eredeti Nowlis-féle listából kiválasztva azokat, amelyeket pozitívnak vagy negatívnak lehetett tekinteni. A kísérleti személy egyszerűen megjelölte azokat a szavakat a listán, amiket pillanatnyilag önmagára jellemzőnek érzett. Ezt közvetlenül a kísérleti próbák sorozatának végén kellett megtennie.

Pozitív	Negatív
alkalmazkodó (adaptable)	hallgatag (close-mouthed)

kalandvágyó (adventurous)	érdektelen (disinterested)
ambiciózus (ambitious)	álmatag (dreamy)
szeretetreméltó (amiable)	sodródó (drifting)
magabiztos (assertive)	álmos (drowsy)
gyakorlatias (business-like)	unalmas (dull)
vidám (cheerful)	habozó (hesitant)
együttműködő (co-operative)	érdektelen (indifferent)
határozott (decisive)	unott (lackdaisical)
energikus (energetic)	bágyadt (languid)
rettenthetetlen (fearless)	lusta (lazy)
erőteljes (forceful)	komolytalan (light-headed)
barátságos (friendly)	csendes (quiet)
szívélyes (genial)	tartózkodó (retiring)
iparkodó (industrious)	lomha (sluggish)
figyelmes (intent)	fáradt (tired)
erős akaratú (masterful)	bizonytalan (unsure)
elégedett (satisfied)	visszahúzódó (withdrawn)
feladatba bevonódó (task-involved)	
melegszívű (warm-hearted)	

3.6. táblázat. Carpenter hangulatjellemző melléknevei.

Első hipotézise (Carpenter 1971) az volt, hogy akiknél túlsúlyban vannak a pozitív jelzők, azoknál a menetek találatszámai nagy varianciájúak lesznek, míg a negatív túlsúlyúaknál értelemszerűen fordítva. Ez nem jött be, a két csoport varianciája között nem volt szignifikáns különbség. (A cikk konkrét adatokat nem közöl, csak ezt a tényt.) Észrevette azonban, hogy a kísérleti személyek erősen különböznek aszerint, hogy *mennyire* pozitív vagy negatív hangulatról számoltak be: némelyeknél majdnem ugyanannyi volt a pozitív és negatív jelző, míg másoknál az egyikből sokkal több volt, mint a másikból. Ekkor megvizsgálta a varianciát külön a „mérsékelt" és külön a „szélsőséges" alcsoportokra. A mérsékeltekre kijött a várt tendencia: a pozitívak varianciája erősen (közel az 5%-os szignifikanciahatárhoz) meghaladta a negatívakét. A szélsőségeseknél viszont pont ennek ellenkezője történt. Ez persze még nem bizonyíték semmire, mert utólagos csoportbontásokkal véletlenül is kaphatunk mindenféle tendenciát, pláne ha a kapott tendencia gyenge. Ezért ezt az összefüggést csak arra használta, hogy a következő kísérletében már direkt mint kutatási hipotézist állítsa fel.

A második kísérlet eredménye ugyanaz lett, mint az elsőé: a várt irányú, de még nem szignifikáns variancia-különbségek mind a mérsékelteknél, mind a szélsőségeseknél. Ha a mérsékelt-pozitív alcsoportot összevonta a szélsőséges-negatívval (ezekre várta a nagy varianciát), a szélsőséges-pozitívat pedig a mérsékelt-negatívval (ezek voltak a kis variancia várományosai), akkor az elsőre már 0,01 szinten a véletlennél nagyobb, a másodikra ugyanezen a szinten kisebb variancia jött ki, és a két variancia közötti különbség is 0,01 szinten szignifikáns lett.

A harmadik kísérlet részben megerősítette az elsőben kapott eredményt: a hipotézis szerint nagy varianciájú, összevont alcsoportok együtt 0,01 szinten megint a véletlennél nagyobb varianciát produkáltak, a hipotézis szerint kis varianciájúak viszont most nagyjából a véletlennek megfelelőt. A kettő közötti különbség 0,05 szinten szignifikáns volt. (Ugyanebben a kísérletben Carpenter kipróbált egy másik kérdőíves skálát, amely a részvevők érdeklődési körét mérte fel, és megerősítette egy másik kutató (Stuart 1946) eredményét, aki a kérdőívre adott válaszokból magára a várható találatarányra következtetett.)

Ebből a munkából nőtt ki Carpenternek az az ambiciózus kísérlete, amit én mindmáig a választásos módszer csúcsteljesítményének tartok, olyannyira, hogy e könyvben kitérek rá egy külön fejezetként. A hangulat és a variancia közötti összefüggés további vizsgálata és annak eredményei ebben a külön (4.) fejezetben találhatók.

3.7. Negatív célú kísérletek és az aktivációs modell

Negatív célú kísérletnek azt nevezzük, amikor a próba aktuális céltárgyát nem eltalálni akarják, hanem elkerülni. Ha tehát a céltárgy például kereszt, akkor siker minden tipp a kereszt kivételével. Ilyen kísérleteket eredetileg azért végeztek, még a harmincas években, hogy valamivel oldják a hosszú menetek unalmát a részvevők számára; később azonban érdekes tanulságuk lett, amikor ugyanazok a személyek ugyanolyan körülmények között pozitív és negatív célú kísérletet is végeztek, és ezek eredményét össze lehetett hasonlítani.

3.71. A probléma, amit az adatok felvetnek

Lássuk a szakirodalomban fellelhető eredményeket:

Pozitív cél	Pozitív cél	Negatív cél	Negatív cél	A többletek aránya	Véletlen találati valószínűség	Forrás
Próba	Találat	Próba	Találat	(poz.)/(neg.)	a pozitív célú menetekben	
2500	547	2500	464	1,31	0,2	Ratte 1960
2500	524	2500	467	0,73	0,2	Ratte 1960
2500	554	2500	472	1,93	0,2	Ratte 1960
3687	978	2381	528	0,54	0,25	Schmidt 1969b
542	125	2576	596	-1,04	0,25	Schmidt 1969b
718	187	250	67	-0,52	0,25	Schmidt 1969b
2144	590	2702	626	1,39	0,25	Schmidt 1969b
5672	1541	4328	956	0,74	0,25	Schmidt 1969a
1300	316	1300	182	0,72	0,2	Thouless 1972

3.7. Táblázat. Pozitív és negatív célú választásos kísérletek eredményei.

Ezekben a kísérletben a kapott Z-értékek – én kiszámítottam őket, de nem írom ide, a kedves

Olvasónak legyen ez házi feladat – többnyire szignifikánsak legalább 0,05 szinten, azaz nagyobbak 1,96-nál pozitív cél, és kisebbek -1,96-nál negatív cél esetén. (Itt természetesen kétvéges próbát kell alkalmazni.) A véletlenen túli többlettalálatok tehát legalább részben ESP működésének tulajdoníthatók. Az 5. oszlopból láthatóan az arányuk 1 körül ingadozik, vagyis a pozitív célú menetekben átlagosan nagyjából annyi találattal volt több a véletlen szerint várhatónál, mint amennyivel több elkerülés a negatív célú menetekben. Kérdezhetnénk: miért méltó ez figyelemre, hiszen az ember józan ésszel pont erre számít. A korabeli parapszichológusok nagy többsége tényleg erre számított, a kapott szimmetriában semmi különöset nem láttak. Ha azonban jobban belegondolunk mennyiségileg is, a helyzet váratlanul megváltozik.

3.711. Számpélda a várható aszimmetriára

Kezdjük egy egyszerű számpéldával, hogy utána az általános matematikai levezetés ne legyen túl ijesztő. Tételezzük fel, hogy egy 1/5 véletlen valószínűségű, pozitív célú kísérletben a próbák menetenkénti száma 100, és az ESP ezek közül átlagosan ötben működik sikeresen, azaz a vevő ötször érzi meg az aktuális céltárgyat. A maradék kilencvenötben csak találgat, így átlagosan lesz még 95*4/5 = 19 véletlen találata. Ez együtt 24, vagyis a találatszám sok menetben átlagosan ennyi lesz, *néggyel több* a véletlen szerint várhatónál.

Ha most ugyenezek a részvevők ugyanilyen körülmények között negatív célú meneteket is végeznek, az ESP megint menetenként átlag ötször fog információt adni az aktuális céltárgyról, amit a vevő ilyenkor sikeresen el is kerül. A maradék 95-ben most is csak találgatni fog, tehát átlagosan „eltalál” 19-et, pedig nem akarja. Így összesen 81-et kerül el. A többlet elkerülések száma itt átlagosan *csak egy* lesz, hiszen százból nyolcvan céltárgy elkerülése véletlenül is várható. A pozitív célú többletek eszerint *négyszer többen* lesznek a negatív célúaknál.

3.712. Az aszimmetria általános levezetése

Események három típusát definiáljuk: ESP-eredetű találat, véletlen találat és véletlen hibázás. Mindkét véletlen esemény független az ESP-eredetű találattól, hiszen a véletlen természetéhez hozzátartozik, hogy egyéb eseményekre érzéketlen. Az ESP-eredetű találat és a véletlen találat nem egymást kizáró események, ismét azért, mert a véletlen találat esélyét nem befolyásolja, hogy mikor lép fel másfajta találat is.
A fentiek alapján definiálunk három valószínűséget: a véletlen találatét, ezt szokás szerint p_o-lal jelöljük, az ESP-eredetű találatét, amelynek jelölése p_{ESP} lesz, és a kettő eredőjeként előálló, várható tapasztalati találatot, p jelöléssel. Mivel az “ESP-eredetű találat” és a “véletlen találat” eseménye egymást nem zárja ki, a tapasztalható találat, azaz a „vagy ESP-eredetű vagy véletlen találat” esemény p valószínűsége most nem p_{ESP} és p_o összege lesz. Meghatározhatjuk azonban más módon. Hibázás akkor és csak akkor következik be, ha nincs sem ESP-eredetű találat, sem véletlen találat. A 2.321. alfejezetből emlékezhetünk, hogy együttes események valószínűsége, amennyiben ezek független események, egyenlő az összetevő események valószínűségeinek szorzatával. Esetünkben a „nincs ESP-eredetű találat” esemény valószínűsége nyilván $1 – p_{ESP}$, a „nincs véletlen találat” eseményé $1 – p_o$, a tapasztalható „nincs találat” eseményé pedig $1 – p$. Így azt kapjuk, hogy

$$1 – p = (1 – p_{ESP})(1 – p_o) \tag{3.18}$$

Innen némi átrendezéssel

$$p = p_{ESP} + p_o - p_{ESP}p_o \qquad (3.19)$$

A találati valószínűség véletlenen felüli többlete $p - p_o$, vagyis (3.19)-ből a következő:

$$p - p_o = p_{ESP}(1 - p_o) \qquad (3.20)$$

ESP-ábrás kísérletekben $1 - p_o = 0{,}8$, így a többlet-valószínűség pozitív cél esetén $0{,}8p_{ESP}$. A megfelelő negatív célú menetekben, ahol minden körülmény ugyanaz, feltételezhetjük, hogy ugyanakkora a p_{ESP} értéke is, $1 - p_o$ viszont 0,2. Így a többlet-valószínűség (3.20) szerint $0{,}2p_{ESP}$. A pozitív és a negatív célra érvényes többlet-valószínűségek aránya pedig eszerint $0{,}8p_{ESP}/0{,}2p_{ESP} = 4$, akárcsak az iménti számpéldában.

Érdemes meggondolni, hogy a kétféle céllal várható eredmény aszimmetriája honnan ered. A fenti levezetésben a valószínűségelmélet néhány elemi összefüggését használtuk fel, abból az alapfeltevésből kiindulva, hogy a kísérleti helyzetben értelmezhető külön-külön az ESP-eredetű találat és a véletlen találat. Más szóval, hogy vannak bizonyos próbák, ahol a találat tisztán a véletlennek köszönhető, míg máshol működik valami más a véletlenen túl. Ezt a feltevést a parapszichológiában sokáig senkinek sem jutott eszébe megkérdőjelezni, olyan kézenfekvőnek látszott. Pedig ha a tapasztalat nem mutatja a belőle következő aszimmetriát, akkor valószínűleg helytelen – maga a levezetés ugyanis, az eseményalgebra matematikai összefüggéseivel, sokkal biztosabb alapon áll, mint bármilyen, mégoly kézenfekvő feltételezés a vizsgált jelenség természetéről.

3.713. Az aszimmetria kísérleti igazolása küszöbkörüli érzékelésre

Az ELTE Pszichológiai Intézetében elvégeztünk egy egyszerű kísérletet (Vassy 2007) annak kipróbálására, hogy az aszimmetria tényleg létrejön-e egy olyan helyzetben, ahol – ellentétben az ESP-vel – a céltárgyak véletlenen túli eltalálását, illetve elkerülését egy ismert érzékelési folyamat hozza létre.

A helyzet a következő: egy számítógép felvillantja a képernyőn az öt ESP-ábra valamelyikét, majd rögtön „elmaszkolja” egy másik képpel, amely egyenesek és körívek kaotikus halmazából áll. A felvillantási időt minden kísérleti személynél úgy állítjuk be, hogy az ábrát a próbák kb. 30%-ában ismerje fel. A menetek felében a feladat az ábra eltalálása, felében az elkerülése. Az eredmények a 3.8. táblázatban láthatók:

Pozitív cél	Pozitív cél	Negatív cél	Negatív cél	A többletek Aránya	Véletlen találat valószínűsége
Próba	Találat	Próba	Találat	(poz.)/(neg.)	pozitív célú menetekben
50	24	50	8	7.00	0.2
50	25	50	8	7.50	0,2
50	17	50	3	1.00	0,2
50	29	50	6	4.75	0,2
50	28	50	3	2.57	0,2
50	23	50	8	6.50	0,2
50	30	50	7	6.67	0,2
50	23	50	5	2.60	0,2

50	26	50	3	2.29	0,2
50	32	50	5	4.40	0,2

3.8. táblázat. Küszöbkörüli érzékelés pozitív és negatív céllal, analógiában a választásos ESP-kísérletekkel.

A többletek arányának átlaga 4,53, ami jól mutatja a várt aszimmetriát. Aki esetleg nem hisz a valószínűségszámítás eljárásainak, ebből az is megértheti, hogy *ha bizonyos próbákban a találat csak véletlen, míg másokban valami rásegít, akkor 1/5 véletlen találati valószínűség esetén a pozitív és a negatív célú menetek többlettalálatainak kb. 4 : 1 arányban kell állniuk egymással*. Most hát nem kerülhetjük meg a kérdést: az ESP-kísérletekben miért van ez másképp?

3.714. Egy korai megoldási javaslat és cáfolata

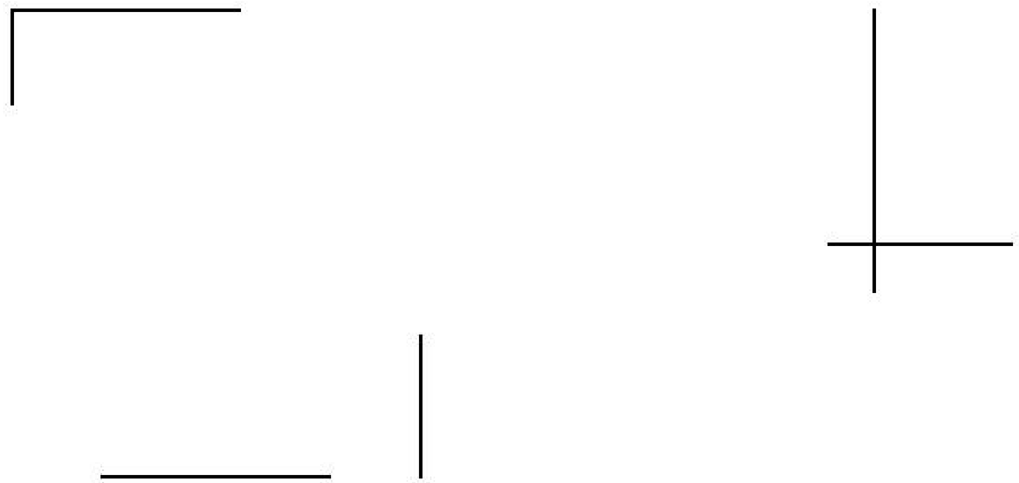
Robert H. Thouless angol pszichológus a hetvenes években észlelte ezt a rejtélyt, és javaslatot tett a magyarázatára (Thouless 1972, 105. oldal):

„A sikeres kísérleti személy a célábrák egy bizonyos részéről ESP-vel tudomást szerez annyira, hogy meg tudja azokat nevezni, míg egy sokkal nagyobb részéről kevésbé pontosan csak annyira, hogy megoldja elkerülésének könnyebb feladatát. …Úgy látszik, ez utóbbi feladat körülbelül négyszer könnyebb az előbbinél.”

(“The successful subject knows by ESP a certain number of the target cards well enough to name them correctly, but a much larger number of them are less accurately known and the subject can perform the easier task of naming one of the four symbols that the target card is not. …It seemed that the latter task could be performed nearly four times as often as the other.”)

Hogy miért négyszer? Természetesen azért, hogy ez a négyszeres könnyebbség pont kiegyenlítse a várható aszimmetrikus eredményt a pozitív és a negatív célú menetek között. Thoulessnek nem tűnt fel, hogy a szimmetria akkor is kijött, amikor a véletlen találati valószínűség nem 0,2 volt, hanem például 0,25, amikor a kiegyenlítéshez nem négyszeres, hanem háromszoros könnyebbség kellett volna (ez könnyen adódik a 3.4 képletből). Az sem tűnt fel neki, hogy ha két mennyiség aránya pont 1, mint itt a kétféle többlet-találatarányé, akkor igencsak gyanús, hogy ez a mennyiségeket meghatározó folyamatok alapvető szimmetriájára utal, nem pedig arra, hogy alapvető *a*szimmetriájukat egy másik folyamat véletlenül épp kiegyenlíti. Amikor arányról van szó, az 1 igencsak speciális szám. Szóval ez a javaslat logikailag elég gyenge lábakon áll. (Annak idején senki nem emelt kifogást ellene, nyilván mert az egész problémával egyáltalán nem foglalkoztak.) Mégsem vethetjük el kapásból, hiszen elvileg lehetséges. Ezért érdemes volt tapasztalatilag is megvizsgálni, mégpedig annak a küszöbkörüli kísérletnek a módosításával, amit a 3.713 alfejezetben ismertettem.

A kísérletet egy akkori pszichológus egyetemi hallgató, Matyi Csongor vezette le. A 3.74 alfejezet küszöbkörüli kísérletén mindössze annyit kellett módosítani, hogy a monitoron nem teljes ESP-ábrák villantak fel, hanem egy-egy részük, annyi, hogy azokból azonosíthatók voltak kellően hosszú idő alatt. Két példa:



3.4. ábra. A „négyzet“ és a „kereszt“ tökéletlen képe küszöbkörüli érzékelés kísérletéhez.

Ha Thoulessnek igaza van, akkor az így elrontott ESP-ábrákat tényleg kb. négyszer jobb eséllyel lehet elkerülni, mint eltalálni, és emiatt a pozitív célú menetek többlet-találataránya nagyjából egyenlő lesz a negatív célú menetekével. Nos, az eredmény látható a 3.9. táblázatban:

Pozitív cél	Pozitív cél	Negatív cél	Negatív cél	A többletek Aránya	Véletlen találati Valószínűség
Próba		Próba	Találat	(poz.)/(neg.)	Pozitív célú menetekben
50	19	50	5	1.8	0,2
50	18	50	6	2.0	0,2
50	17	50	7	2.33	0,2
50	24	50	4	2.33	0,2
50	21	50	5	2.2	0,2
50	20	50	8	5.0	0,2
50	18	50	7	2.67	0,2
50	18	50	7	2.67	0,2
50	24	50	7	4.67	0,2
50	18	50	8	4.0	0,2

3.9. táblázat. Küszöbkörüli érzékelés eredményei részleges ESP-ábrákon.

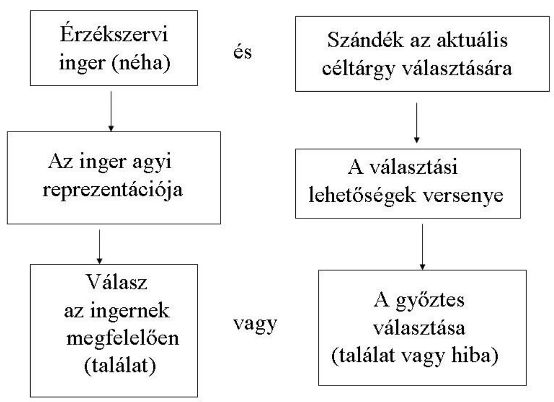
Az arányok átlaga majdnem pontosan 3, tehát nincs közel sem az egyhez, sem a négyhez. Ez azt jelenti, hogy Thouless sejtése részben helytálló: a részlegesen észlelt ábrákat tényleg könnyebb elkerülni, mint eltalálni. Arról viszont szó sincs, hogy emiatt a kétféle céllal kapott eredmény pont azonossá válna. Ekkor pedig nincs okunk rá, hogy a „részleges ESP“ általa ajánlott hipotézisét egyáltalán számba vegyük, hiszen annak semmi más célja nem volt az észlelt szimmetria magyarázatán kívül.

Érdekes és meglehetősen jellemző a parapszichológusok szemléletmódjára, hogy ennek a szimmetriának a furcsasága egészen a kilencvenes évekig Thouless-en kívül senkinek nem tűnt fel. (Nekem igen, és beszéltem is róla egy konferencián, de a többiek nem reagáltak rá, és az egészet rögtön elfelejtették.) Az első említést 1992-ből találtam róla, de akkor sem tudományos közleményben, hanem egy ausztrál tudományos-fantasztikus író könyvének függelékében, amit a pszí-jelenségekről írt (Broderick 1992). És talán szintén jellemző, hogy ez az író, aki azóta is figyelemmel kíséri a terület fejlődését és sokunkkal levelezésben áll, a komoly érdeklődők között is ritka materialisták közé tartozik.

3.72. Az ESP aktivációs modellje

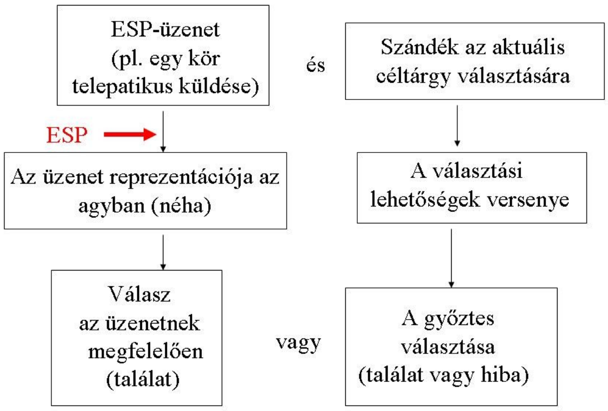
Idézzük fel a 3.74 alfejezet végkövetkeztetését: „Ha bizonyos próbákban a találat csak véletlen, míg másokban valami rásegít, akkor 1/5 véletlen találati valószínűség esetén a pozitív és a negatív célú menetek többlettalálatainak kb. 4 : 1 arányban kell állniuk egymással.” Amit tehát a mért 1 : 1 arány cáfol, az a következő feltételezés: „bizonyos próbákban a találat csak véletlen, míg másokban valami rásegít”. Következésképp olyan modellt kell találnunk, amelyben nincsenek „ESP-vel segített tippelések” és „pusztán véletlen tippelések”, hanem az agyban minden tippelés során ugyanaz a folyamat játszódik le. A modellben valahogy úgy kell kombinálnunk egymással az ESP-t és a véletlent, hogy egyrészt alapvetően minden tippelés egyformán véletlen maradjon, másrészt az ESP hatására mégis egy kicsit megnőjön a találatok valószínűsége.

Annak érdekében, hogy a modellt könnyebb legyen megalkotnunk, nézzük meg egy sematikus folyamatdiagramon, hogy miképp megy végbe egy próba abban a küszöbkörüli kísérletben, amit a 3.74 alfejezet vázolt fel (3.5. ábra):



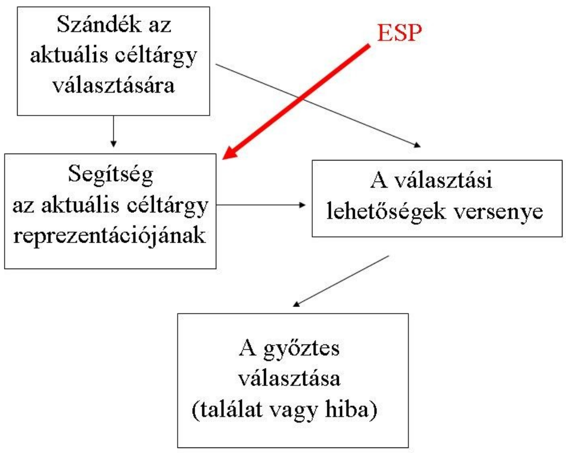
3.5. ábra. Küszöbkörüli érzékelés mechanizmusának modellje.

Itt tehát kétféle folyamat játszódik le: a baloldali, amikor a kísérleti személy érzékeli az ábrát, és a jobboldali, amikor nem érzékeli. Ezzel analóg lenne az ESP következő modellje, amit értelemszerűen az ESP *percepciós modelljének* nevezhetünk (3.6. ábra):



3.6. ábra. Az ESP percepciós modellje.

Ez az a modell, aminek a kísérleti eredmények ellentmondanak. Hol lehet a hiba? Előre bocsátom: az ESP agyi mechanizmusát nem ismerjük, tehát bármilyen modell csak az eddigi eredményekkel való összhangot célozhatja meg, nem a végső igazság kimondását. Annyi valószínű, hogy a jobboldali folyamat, a választási lehetőségek versenye és a győztes választása, bizonyára valóban lezajlik. Ezt érzi az ember úgy, hogy „találgat". Mivel olyan modellt keresünk, amely szerint minden próbában ugyanaz történik, valahogy ebbe a versenybe kell az ESP-t belekombinálnunk, mégpedig minden egyes próbában egyformán. Nos, ez nem is nehéz (ha már az ember rájött): tételezzük fel, hogy az ESP *mindig megsegíti egy kicsit az aktuális céltárgyat* a többivel szemben. Így több eset lehetséges. Ha az aktuális céltárgy amúgy is győzne, természetesen a segítséggel együtt is győz. Ha olyan hátul kullog valamelyik másikhoz képest, hogy a segítség nem elég az élre töréséhez, akkor így sem győz. De ha csak egy picit szorulna az első mögé, a segítség esetleg pont elég ahhoz, hogy az élre törjön. Érezhető, hogy ez csak néha-néha történik így, tehát az ESP miatt csak kevéssel lesz több találat, mint amennyi nélküle volna; és nekünk épp ez kell, hiszen a találati valószínűség tényleg csak egy kicsit nő meg. Eszerint a modell szerint az ESP nem tesz mást, mint hogy minden próbában egyformán növeli az aktuális céltárgy esélyét a kiválasztódásra; de mivel ezt a növelést csupán kis mértékben teszi, a választás kimenetele továbbra is döntően a véletlentől függ. A segítséget pillanatnyilag valahogy úgy képzeljük el, mint az aktuális céltárgy agyi reprezentációjának részleges aktivációját; ezért ezt a modellt az ESP *aktivációs modelljének* nevezzük (3.7. ábra).



3.7. ábra. Az ESP aktivációs modellje.

Az aktivációs modellben a tippet mindig az ESP és a véletlen összjátéka hozza létre, és mindig ugyanazzal a folyamattal. Nem lehet tehát elvileg sem eldönteni, hogy mely találatok köszönhetők ESP-nek, és melyek csupán véletlenek. Ezért azt várjuk, hogy a pozitív és a negatív célú kísérletek eredménye így szimmetrikus lesz, akárcsak a valóságban. Az ESP alaprejtélyét természetesen ez a modell sem oldja meg, hiszen semmit nem mond arról, hogy az aktuális céltárgy segítése hogyan történik. Mindössze egy apró lépéssel közelebb visz a rejtély megoldásához, mivel a biztosan rossz percepciós modellnél kínál egy reálisabb alternatívát arra, hogy az ESP agyi mechanizmusának kutatásánál mit keressük: *nem az ESP tárgyának kívülről beplántált reprezentációját, hanem a már meglévő reprezentációk egyikének aktiválását*.

Node valóban igaz, hogy az aktivációs modell egyenlő többlet-találatarányt jósol a pozitív és a negatív célú választásos kísérletekre? Talán meglepő, de ezt pontosan el tudjuk dönteni. A kognitív pszichológiában már meglehetős biztonsággal tudják, hogy az alternatívan választható tippek versenye hogyan zajlik; pontosabban, van erre egy olyan modelljük, amely jó összhangot mutat mind a tapasztalati tényekkel, mind az agyműködés általános sajátosságaival. Ha ebbe a modellbe még beletesszük az ESP „rásegítő" beavatkozását, akkor végigkövethetünk – szaknyelven: *szimulálhatunk* – olyan választásos kísérleteket, ahol a menetek felének pozitív, felének negatív célja van, de különben a képzeletbeli kísérleti személy paraméterei azonosak. A modell pedig kiadja az eredményt, vagyis a többlet-találatarányt, amit már csak össze kell a kétféle cél esetén hasonlítani.

3.73. A döntési helyzet Usher – McClelland-féle modellje

Ennek a modellnek van egy másik, a tartalomra utaló neve is (a névben szereplő fogalmakat mindjárt megmagyarázom): **sztochasztikus, szivárgásos, versengő akkumulátorok modellje**, vagy **sztochasztikus, szivárgásos akkumulátormodell oldalirányú gátlással** (Usher és McClelland 2001). Tulajdonságai a következők:

A versengő lehetőségek mindegyikéhez egy **akkumulátor** tartozik, amely az illető lehetőség versenypontjait gyűjti. A döntéskor az lesz a győztes, amelyiknek a legtöbb pontja van. Az agyban az akkumulátort feltehetőleg egy neuronális struktúra, a versenypontokat pedig ennek aktivációs szintje reprezentálja, de ilyen konkrét feltevésre a modell működéséhez nincs szükség.

Mindegyik akkumulátor minden lépésben kap egy bizonyos alappontszámot, amelyet a továbbiakban az i-edik akkumulátorra I_i-vel jelölünk. Befolyásolás nélküli versenyben ezek az alappontok mind egyenlők, és azt a helyzetet fejezik ki, hogy előbb-utóbb valahogyan dönteni kell. Az i-edik lehetőségnek adott bármilyen külső segítséget I_i megnövelt értékével fejezünk ki, és hasonlóképp bármilyen külső akadályozást I_i csökkentett értékével.

Az akkumulátorok kapnak ugyancsak minden lépésben egy véletlenszerűen változó pontszámot is. Ennek jele ξ. Teljesen befolyásmentes esetben ez a többlet teszi lehetővé a versenyt, hiszen nélküle mindig minden akkumulátornak ugyanaz a pontszáma volna. ξ nagyságát normális eloszlásúnak tételezzük fel, amit az átlaga és a varianciája jellemez.

Minden akkumulátor pontszámában érvényesül egy spontán csökkenő tendencia, azaz minden lépésben elvesztik pontszámuk egy részét. (A névben ezt fejezi ki a „szivárgás” szó.) A csökkenés mértéke arányos a pillanatnyi pontszámmal. Aki egy kicsit járatos az idegélettanban, észreveheti, hogy ez a tulajdonság a neuronok aktivációsának spontán csökkenő tendenciájából következik.

Minden akkumulátor spontán növeli saját pontszámát, részleges kompenzációként a szivárgásra. A növelés mértéke szintén a pillanatnyi pontszámmal arányos. Így a szivárgással együtt definiálni lehet egy „nettó szivárgási állandót”, amely a saját pontszám növelésének mértékét is jellemzi. Ezt az állandót k-val jelöljük, és minden akkumulátorra ugyanakkorának tételezzük fel.

Minden akkumulátor gátló hatással van a többire, azaz a többiek pontszámát csökkenti. Ezt a hatást nevezzük **oldalirányú gátlásnak**, és szintén arányos a gátlást küldő akkumulátor pillanatnyi pontszámával. Az arányossági állandót β-val jelöljük.

Az akkumulátorok pontszáma nem csökkenhet nulla alá. (A nulla alá csökkenés lehetősége az oldalirányú gátlásból következik.) Amikor a modell egyenletei valahol negatív pontszámot eredményeznének, azt a következő lépésben nullára kell változtatni. Erre a feltételre azért van szükség, mert ha az akkumulátorok pontszámát az agyban egy neuronegyüttes aktivációja reprezentálja, az nyilvánvalóan nem lehet negatív.

Ha tehát az i-edik akkumulátor pontszámát a szimuláció j-edik lépésben $a_i(j)$-vel jelöljük, a (j+1) lépésben előálló pontszámát a következő egyenletekből számíthatjuk ki:

$$a_i(j+1) = a_i(j) + I_i - k a_i(j) - \beta \Sigma\, a_k(j) + \xi \qquad (3.21)$$

és ha a (3.21) egyenletből $a_i(j+1) < 0$, akkor $a_i(j+1) = 0$ (3.22)

A (3.21) egyenlet negyedik tagjában minden i-től különböző indexre kell összegezni.

Usher és McClelland (2001) alkalmazták ezt a modellt olyan választási helyzetekre, amikor a személy érzékszervi ingert kap. Például mutatnak neki egy nagyjából gömb alakú tárgyat, és amikor meg kell mondania, hogy mit lát, két választási lehetősége van: alma és a labda. Ilyen kísérleteket tényleg végeztek, variálva az inger paramétereit és a lehetőségek számát, miközben mérték a reakcióidőt és a hibázás valószínűségét. Ugyanezeket a modellből is ki lehetett számítani. A modellt azért tartják realisztikusnak, mert a számított eredmény jó összhangban volt a mérési adatokkal.

3.74. Pozitív és negatív célú kísérletek szimulációja az aktivációs ESP-modell és az Usher – McClelland-féle döntésmodell kombinálásával

A 3.21 és 3.22 képetekkel leírt mechanizmus számítógépi szimulációja igen könnyű. A képletekben szereplő együtthatókat úgy választjuk meg, hogy a szimulált ESP-kísérlet találataránya a valóságban kapott tipikus érték legyen: ESP-ábrák és pozitív cél esetén valahol 0,20 és 0,25 között. A menetek felében a cél most az aktuális ábra elkerülése lesz, vagyis ilyenkor a pontszám lépésenkénti többletét nem hozzáadni kell a megfelelő I_i-hez, hanem levonni.

A szimulációk során (Vassy 2007, 2015) minden menet 10 000 próbából állt. (A számítógép nem fárad el és nem érzi a feladatot unalmasnak, tehát érdemes kihasználnunk a sok próbából folyó nagy statisztikai pontosságot.) A segítés többlet-pontszáma a közös aktivációs pontszám 1 és 10 ezreléke között változott. A kapott találattöbbletek aránya, amely megfelel a 3.8. és a 3.9. táblázat ötödik oszlopának, a 3.10. táblázatban látható:

TTöbblet (ezrelék))	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Arány	1.18	0.788	1.383	0.861	0.912	1.046	0.976	0.986	1.084	1.126

3.10. táblázat. A találatok véletlenen túli többletének (illetve negatív cél esetén hiányának) aránya a segítést kifejező pontszámtöbblet (illetve hiány) tíz különböző értékére, 10 000 próbás menetekben.

Statisztikai elemzés nélkül is nyilvánvaló, hogy az arányok nagyjából egy körül ingadoznak, éppúgy, mint a 3.8. táblázaton. Átlaguk 1,034. A szimuláció tehát az ESP aktivációs modelljét egyértelműen megerősíti a percepciós modellel szemben.

Ennek a modellnek az alapgondolata a tudományos parapszichológiában már régebben is felmerült. Ahogy a szabad-válaszos módszereknél majd visszatérek rá (7.1. fejezet), René Walcollier francia kutató a 20. század elején hasonló következtetést vont le képek telepátiájának általa vizsgált tulajdonságaiból: „Az adótól a vevőhöz nem megy át vizuális benyomás" (”there is no carrying of the visual impression from the agent to the percipient”) (Warcollier 1939, 133. oldal). Később az amerikai William G. Roll (1966, idézi Broughton 2007) összevetette egymással a normál érzékszervi érzékelés és az ESP folyamatát, és megállapította, hogy az utóbbiban csak a vevő emlékezetében már létező dolgok játszanak szerepet. Az ausztrál Harvey Irwin – aki iskolát teremtett a parahit pszichológiai kutatásának területén – spontán ESP-élmények és kísérleti eredmények összefoglaló elemzése nyomán azt találta, hogy ESP-ben a normál érzékszervi érzékeléssel analóg folyamat nem valószínű (Irwin 1999, idézi Broughton 2007). A fenti három kvalitatív következtetés jól összecseng a negatív-célú kísérletek eredményeit mennyiségileg értelmezni képes aktivációs modellel. Ez a modell továbbá nyilvánvaló összhangban van az ESP-nek azzal a tulajdonságával, hogy nincs saját érzékleti minősége, ahogy a 3.1 fejezetben részleteztem.

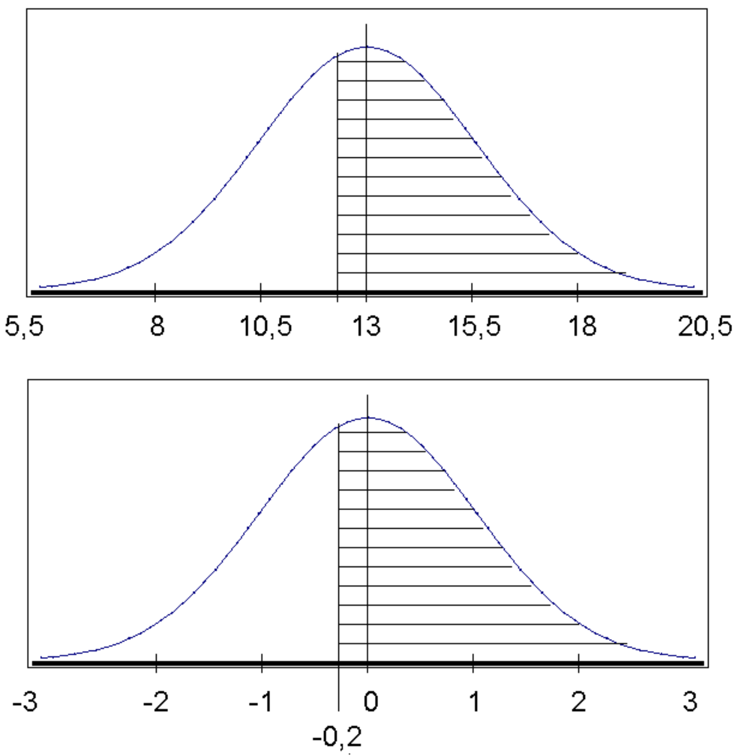
4. A választásos módszer csúcsteljesítménye: egyetlen ötbetűs szó átvitele többezer próbával

Ez a kísérlet James C. Carpenter amerikai pszichológus nevéhez fűződik, aki akkoriban – a nyolcvanas évek vége felé – a Rhine által alapított, durhami Parapszichológiai Intézetben dolgozott. Azt tűzte ki célul, hogy a választásos módszer hatékonyságát jelentősen megnövelve bebizonyítsa az ESP gyakorlati alkalmazhatóságát. Stratégiájának két alapeleme volt: egyrészt a többszöri tippelés a céltárgyakra, másrészt a pszichológiai hatótényezők feltérképezése és felhasználása.

4.1. Többszöri tippelés

Ezt a módszert Carpenter előtt már többen javasolták, illetve alkalmazták (Thouless 1960; Taetzsch 1962; Ryzl 1962). Erejét láthatjuk a következő számpéldán. Tegyük fel, hogy egy választásos kísérletben két céltárgy van, mondjuk egy kör és egy kereszt - a véletlen találat valószínűsége tehát 0,5 -, egy menet 24 próbából áll, és a kísérleti személy átlagosan 0,52 találati arányra képes. Ez azt jelenti, hogy a találatok száma ugyan menetről-menetre ingadozik, de sok menet átlaga végül 12,48 körüli lesz a véletlen szerinti 12,00 helyett. Mi azonban most kissé módosítunk a terven: a kísérleti személy tudta nélkül minden menetben végig ugyanazt a céltárgy-sorozatot adjuk le, majd az összes menetet összevonjuk egyetlen menetté; ebben az összesített menetben tippnek azt tekintjük, amelyik a sok menet azonos helyén többségbe került. Számítsuk ki, mi lesz ezekre a "többségi-szavazatos" tippekre a találatarány, vagyis kísérleti személyünk mekkora valószínűséggel fogja többségében az épp aktuális céltárgyat választani!

Tegyük fel, hogy ezzel a módszerrel 25 menetet végzünk, vagyis minden céltárgyhoz 25 tipp többségi szavazatát rendeljük hozzá. Legyenek ezek egyedileg 0,52 valószínűséggel helyesek; ekkor, ahogy az előző fejezetből tudjuk, közülük a helyes találatok száma binomiális eloszlást követ N = 25 és p = 0,52 paraméterekkel. A közelítő normális eloszlás átlagértéke így Np = 25*0,52 = 13 lesz, szórása pedig $\sqrt{(25*0,52*0,48)} = 2,5$ (4.1. ábra felső része). Annak valószínűségét, hogy az egyedi találatok többen lesznek 12,5-nél, vagyis hogy a többségi szavazat is találat lesz, a görbe alatti sraffozott terület adja meg. Ha ezt a görbét a szokott módon levetítjük egy standard normál eloszlás görbéjére, az ábra alsó részét kapjuk; ezen a 12,5-nek megfelelő Z-érték Z = (12,5 – 1 3)/2,5 = 0,20. A standard normál eloszlás táblázatában ennél a Z-értéknél 0,0793 áll, tehát ekkora terület van a sraffozás bal szélétől a középvonalig. Az egész sraffozott terület jobboldali felét, vagyis 0,5-öt hozzáadva az eredmény 0,5793. Ezt a találatarányt várhatjuk a többségi-szavazatos módszerrel, vagyis nagyobbat az eredeti 0,52-nél.



4.1. ábra. Többségi-szavazatos találat valószínűségének kiszámítása.

Ha még több menetet összesítünk, vagyis ugyanarra a céltárgyra még több próbát szánunk, a találatarány tovább növelhető. Például N = 100 esetén 0,6554 lesz. Ez már gyakorlati szempontból is egész biztató, csak van vele egy alapvető baj. 100 menet nagyon unalmas; valószínű, hogy a kísérleti személynek közben úgy elmegy a kedve az egésztől, hogy nem tudja tartani az egyedi találat 0,52-es valószínűségét, sőt, pszi-hibázásba átcsapva leromlik még a kezdeti jó eredménye is. Ha pedig több személyt alkalmazunk, akár mondjuk százat egy-egy menettel, akkor szinte biztos, hogy lesznek köztük pszi-hibázók, akik aktuális állapotukban negatív eltérést produkálnak a véletlen szerint várhatótól. Szóban forgó kísérletében Carpenter ezt a kellemetlenséget tudta néhány további ügyes fogással kiküszöbölni.

4.2. Indexpróbák

Első ötlete elég egyszerű és kézenfekvő: mérjük fel *menet közben*, hogy az illető kísérleti személy pszi-hibázós állapotban van-e. Vagyis a menet próbáinak egy részét ne az üzenet továbbítására használjuk, hanem erre a felmérésre: azok céltárgyai legyenek ismertek a tippeket feldolgozó kísérletvezető előtt, aki így meg tudja állapítani, hogy rájuk az eredmény összesítése pozitív vagy negatív.

Nézzünk erre is egy számpéldát! Álljon a menet ismét 24 próbából, és a két lehetséges céltárgy legyen ismét a nulla és a kereszt. 12 próbát kijelölünk indexpróbának; hogy melyeket, azt mondjuk véletlen számok táblázatát felhasználva döntjük el. Tételezzük fel, hogy a 12 indexpróbában összesen négy találat van, ami kevesebb a véletlen szerint várható hatnál. Feltételezhető tehát, hogy ezúttal a kísérleti személy "pszi-hibázós" állapotban volt. Ezért az üzenet-próbákra adott tippjeit célszerű az ellenkezőjükre cserélni, és úgy használni őket a szavazatok összeszámlálásakor. Természetesen ha itt az indextalálatok száma hatnál több, az üzenetpróbák tippjeit változatlanul hagyjuk, ha pedig pontosan hat, a menetet kihagyjuk a további értékelésből.

Ez az eljárás igen logikusnak látszik, de még mindig van egy hátulütője. Emlékezzünk vissza az előző fejezetből arra a részre, ahol a menetek találatszámának ingadozásáról volt szó: a kísérleti személyek bizonyos lelkiállapotokban hajlamosak vagy nagyon eltérni a véletlen átlagtól, vagy épp ellenkezőleg, ahhoz túl közeli eredményt produkálni. Ezt a témát még a hetvenes-nyolcvanas évek folyamán épp Carpenter járta körül a legfigyelmesebben, több kísérletet végezve annak megállapítására, hogy véletlenszerűnél nagyobb, illetve kisebb találatingadozást milyen állapotok valószínűsítik. Nem csoda hát, hogy rögtön rájött: az indexpróbás módszer csak akkor működik, ha a találatszám nagyon eltér a véletlen átlagtól, vagy pozitív, vagy negatív irányban. Hogy miért? Gondoljuk ezt meg az előző számpéldán, ahol a 24-próbás menetek egyikének 12 indexpróbája 4 találatot eredményezett!

Először tételezzük fel, hogy a menet egy erősen ingadozó találatszámú állapotban jött létre, amikor a 24 próbában az eredeti tippekből számolva vagy igen sok, vagy igen kevés találat van, azaz mondjuk tizenötnél több vagy kilencnél kevesebb. Mivel a 12 indexpróbához ezek közül 4 találat tartozik, az összesben tizenötnél több csak úgy lehetne (mégpedig 16), hogy mind a 12 üzenetpróba találat. Ez ugye elég valószínűtlen. Kilencnél kevesebb viszont könnyen előáll, ha az üzenetpróbák találatszáma például ugyanúgy négy, mint az indexpróbáké. Itt tehát a módszer tényleg működőképes. Node mi van akkor, ha a kísérleti személy aktuális lelkiállapota garantálja, hogy a teljes menet találatszáma pont fordítva, nagyon közeli a véletlen átlaghoz, jelen esetben tizenkettőhöz? Legyen most például valahol tíz és tizennégy között. A négy indextalálatot levonva ez azt jelenti, hogy az üzenetpróbák találatszáma valahol hat és tíz között van. Vagyis nem lehet kevesebb hatnál, ami 12 próbára a véletlen átlag. Más szóval az üzenetpróbákben már matematikailag sem léphet fel pszi-hibázás, pedig az indexpróbák naiv logikájával mi arra következtetnénk, eszerint helytelenül. Ilyenkor (ha tehát a lelkiállapot a találatszámok igen kis szórását eredményezi) pont az ellenkező logikának van létjogosultsága: az üzenetpróbák tippjeit azokban a menetekben kell az ellenkezőjükre cserélnünk, amelyekben az indextalálatok száma a véletlen átlagnál *nagyobb*.

4.3. A lelkiállapot felmérése

Carpenternek így adva volt a feladat: megállapítani, hogy kísérleti személyei egy-egy menet idején mennyire vannak ingadozó találatszámú lelkiállapotban. Ehhez már régebben kikísérletezett egy kérdőívet, amelyben a lelkiállapotot jellemző jelzők szerepeltek, nem kevesebb, mint 54 darab (kiindulva egy mások által bevezetett és eredetileg csak 38 jelzőt tartalmazó listából, lásd 3.66. alfejezet), és kipróbálta összesen 12 kísérletben (Carpenter 1983a).

A "kipróbálás" itt egy meglehetősen bonyolult statisztikai eljárást jelent, amely azonban számítógéppel gyorsan elvégezhető. A lényegét megpróbálom egy szélsőségesen leegyszerűsített példán szemléltetni. Képzeljük el, hogy egy többmenetes ESP-kísérletet elvégzünk 100 vevővel, akik előtte kitöltik a pillanatnyi lelkiállapotukat jellemző kérdőívet. Közülük negyvenkettőnél a menetenkénti találatszám erősen ingadozik, harminckilencnél alig, és tizenkilencnél nagyjából megfelel a véletlen szerint várható ingadozásnak. A kérdőívet kiértékelve kiderül, hogy a negyvenkét "ingadozó" vevő mind bejelölte mondjuk a "cheerful", azaz "vidám" jelzőt, mint ami jellemző rá, ugyanakkor ezt a túl stabilak közül senki nem jelölte be. (A maradék tizenkilenccel nem törődünk.) Ekkor levonhatjuk azt a következtetést, hogy a "cheerful" lelkiállapot mindig együtt jár a nagy ingadozással.

Sajnos ilyen egyértelmű helyzet a valóságban sose áll elő. Maradva a "cheerful"-nál, valószínű, hogy vagy az ingadozó, vagy a túl stabil részvevőkre valamivel jellemzőbbnek bizonyul a másik csoportnál, de nem annyira, hogy az ne lehetne véletlen is. Szerencsére azonban van még további 53 jelzőnk, és ilyen – önmagában még bizonytalan – tendenciát azokra szintén megállapíthatunk. Most jön a statisztika, közelebbről a **többdimenziós regresszió** nevű eljárás: ennek egy változata képes meghatározni a változékonysággal leginkább összefüggő jelzőket, kezdve azzal, amely a legerősebben összefügg vele, és így sorba egymás után. Mindegyiket ellátja továbbá egy súlyfaktorral az összefüggés erősségének jellemzésére. A pozitív súlyú jelzők nagy változékonysággal, a negatívok kicsivel járnak együtt. Figyelembe venni természetesen csak a viszonylag nagy (pozitív és negatív) súlyú jelzőket érdemes, hiszen egy véges mintán mindig fellépnek véletlen hatások is, tehát a nulla körüli súlyok egy másik mintán lehettek volna ellenkező előjelűek. Hogy a határt hol húzzuk meg, az a kutató döntésén múlik attól függően, hogy mennyire óvatos. Carpenter először kidobott minden olyan jelzőt, amely a regressziószámítás szerint nem függött össze szignifikánsan a változékonysággal, majd a megmaradtaknak vette a súlyok szerinti felső és alsó egynegyedét. Mindezt persze még a kísérlet előtt, egy másik embercsoporton mérve. A regressziós eljárás ezután a kérdőívet kitöltő új személyeket két kategóriába tudta osztani aszerint, hogy tőlük a találatszám nagy vagy kicsi változékonysága várható.

Ugyancsak az előkísérletek során kiderült, hogy bizonyos fajta lelkiállapotok nemcsak a találatszám változékonyságát képesek valamennyire előre jelezni, hanem magát a találatszámot is (Carpenter 1969), pontosabban azt, hogy a találatszám a véletlen átlagnál több vagy kevesebb lesz. Természetesen itt is csupán statisztikus összefüggés mutatkozott, akárcsak a változékonyság esetében, de azt a regressziós módszerrel pontosan ugyanúgy kezelni lehetett, ahogy az előző bekezdésekben leírtam. A lelkiállapotot felmérő kérdőív tehát a kísérleti személyeket aszerint is két csoportba sorolta, hogy várhatóan „eltaláló” vagy „hibázó” állapotban vannak. Magától értetődik, hogy az utóbbiak tippjeit az ellenkezőjükre kellett cserélni a további feldolgozás előtt, függetlenül az indexpróbáktól.

Mindez a gondos előkészület azonban még nem volt elég a megbízható eredményhez. A pszichológusok abban az időben már tudták, hogy mi emberek nem feltétlenül ítéljük meg reálisan a saját lelkiállapotunkat. Pontosabban vannak köztük olyanok, akiknek ez jobban megy, és vannak olyanok, akiknek kevésbé. Kiváltképp az erősen tekintélytisztelő és egyúttal merev gondolkodású emberek hajlamosak rendszerint azt a lelkiállapotot tulajdonítani maguknak, ami tőlük pillanatnyilag elvárt, miközben valódi állapotukat elfojtják (Barron, F. 1953; Kogan, N. 1956.) Az e tulajdonságot mérő, úgynevezett F-skálát az 1940-es évek végén dolgozták ki (Adorno, Frenkel-Brunswik, Levinson és Sanford 1950); az F onnan jön, hogy – talán kissé túlreagálva az akkori korszellemet – erről a fajta személyiségről a kutatóknak a fasizmus jutott eszükbe. Carperter (1983a) maga is azt tapasztalta, hogy a kérdőívvel felmért lelkiállapot csak a kis F-pontszámú személyeknél függ össze a találatszám ingadozásával. Így a szóban forgó kísérletben előre eldöntötte, hogy kizárólag az F-skála alsó egynegyedébe tartozók tippjeit fogja használni.

3.4. A kísérlet

4.41. Az eljárás

Az átvitel tárgyául Carpenter az angol *peace* (béke) szót választotta, amit először Morse-kódsorrá alakított – „.--...--.-..” –, majd a pontoknak keresztet, a vonásoknak kört feleltetett meg. A kísérleti személyek nem tudtak a szóról és a Morse-kódról, nekik csak a köröket és a kereszteket kellett eltalálniuk. Egy menet tehát a 4.1. táblázat szerint nézett ki, az indexpróbákat és azok helyét véletlenszám-táblázatból határozva meg:

Az adáshoz tartozó rész						A vételhez tartozó rész		
Betű	Kód	Üzenet	Indexek	Céltárgy		A próba típusa	Tartalom	
1				+	+	index	+	
2		.	+		+	üzenet		?
3	P	-	0		0	üzenet		?
4		-	0		0	üzenet		?
5		.	+		+	üzenet		?
6				0	0	index	0	
7				0	0	index	0	
8	E	.	+		+	üzenet		?
9				0	0	index	0	
10				0	0	index	0	
11	A	-	0		0	üzenet		?
12		.	+		+	üzenet		?
13				0	0	index	0	
14				0	0	index	0	
15		-	0		0	üzenet		?

16	C	.	+		+		üzenet			?
17		-	0		0		üzenet			?
18		.	+		+		üzenet			?
19				0	0		index		0	
20				+		+		index		+
21				0	0		index		0	
22	E	.	+		+		üzenet			?
23				+		+		index		+
24				+		+		index		+

4.1. táblázat. Carpenter „Peace” kísérletének menete.

A kísérletben 110 személy vett részt, önként jelentkező diákok Carpenter munkahelyén, az Észak-Karolinai Egyetemen (Chapel Hill, USA). Mindnyájan kaptak négy-négy kódlapot, kódlaponként öt – összesen tehát személyenként 20 – menet üres tipprubrikáival. Azt természetesen nem tudták, hogy a céltárgyak sorrendje mind a 20 menetben ugyanaz. Kaptak továbbá a lelkiállapot kérdőívéből egy-egy példányt minden menethez (fizikailag hozzácsatolva), és azt az instrukciót, hogy azt töltsék ki közvetlenül a menet végigtippelése után. A kísérletvezető javasolta, hogy a tippelést csendes helyen, lehetőleg egyedül végezzék, egy-egy kódlapnyit egyszerre. Közben valamikor ki kellett tölteniük az F-skála kérdőívét is.

Amikor egy-egy diáktól visszaérkeztek a kitöltött kérdőívek és kódlapok, Carpenter mindenekelőtt kiszámította az illető F-skála szerinti pontszámát, és vele a továbbiakban csak akkor foglalkozott, ha ez a pontszám a skála alsó egynegyedébe esett. (46 ilyen személy volt.) Ekkor minden egyes menethez kiértékelte a hozzá tartozó lelkiállapot kérdőívét, amely alapján besorolta a személyt egyrészt az „eltalálók” vagy a „hibázók”, másrészt az „ingadozó találatszámúak” és a „stabil találatszámúak” közé. E két szempontot egymástól függetlenül vette figyelembe, tehát például előfordulhatott, hogy valakinek a tippjei változatlanul maradtak az egyik, és ellenkezőjükre változtak a másik szempont szerint; ez az elemzésben ugyanúgy két különböző menetet jelentett, mint amikor mindkét szempont ugyanazt az eljárást (azaz a változatlanul hagyást vagy az átfordítást) írta elő. A két különböző szempontú elemzés eredménye csak az összes figyelembe vett kísérleti személy összes menetének többségi tippjeiben (0 vagy +) egyesült. A találatszám változékonysága szerinti elemzésben természetesen figyelembe kellett venni az indexpróbák eredményét, ahogy a 4.2 alfejezetben ismertettem.

4.42. Az eredmény

Így végül előállt a többségi szavazat az üzenet mind a 12 céltárgyára. Az eredmény látható a 4.2. táblázaton.

Sorszám	Céltárgy szerint	Változékonyság szerint +	Változékonyság szerint 0	Eltalálás +	Eltalálás 0	Együtt döntés +	Együtt döntés 0	Többségi	
1	+	148	128	262	223	410	351	+	
2	0	141	135	222	263	363	398	0	P
3	0	138	138	235	250	373	388	0	
4	+	131	145	269	216	400	361	+	
5	+	138	138	243	242	381	380	+	E

6	+	138	138	257	228	395	366	+	A
7	0	127	149	253	232	380	381	0	
8	0	133	143	231	254	364	397	0	
9	+	151	125	265	220	416	345	+	C
10	0	135	141	225	260	360	401	0	
11	+	136	140	246	239	382	379	+	
12	+	152	124	260	225	412	349	+	E

4.2. táblázat. A „peace” kísérlet eredménye.

Érdemes megnéznünk külön-külön a változékonyság, illetve az eltalálás szerinti elemzés hatékonyságát, az előbbit a táblázat 3. és 4., az utóbbit 5. és 6. oszlopából. Egyedül a változékonyság szerint helyes döntés született volna hat, hibás pedig három próbában (2., 4., 11.); a maradék háromban (3., 5., 6.) nem lehetett volna dönteni, mert a körre és a keresztre utaló tippek ugyanannyian voltak. Egyedül az eltalálás szerint 11 helyes és 1 hibás (7.) döntés jött volna ki. Ahogy maga Carpenter megjegyzi, a siker „részben szerencsének köszönhető” (Carpenter 1991, 244. oldal), mert az összesített tippekben a helyesek száma néhol alig haladta meg a hibásakét (5., 7., 11. próba).

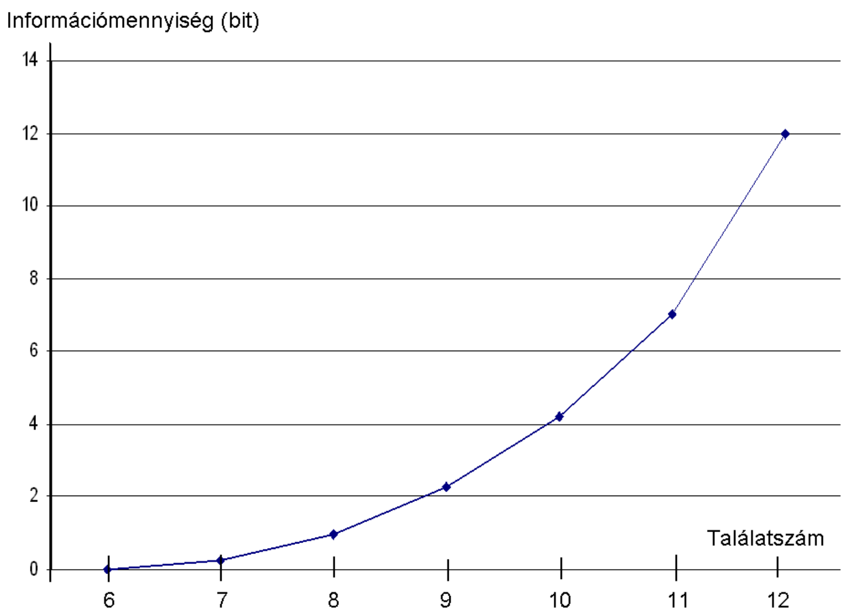
4.43. Ami az eredmény mögött van

Ha többet szeretnénk megtudni arról, hogy az eredmény milyen mértékben tekinthető szerencsésnek, érdemes kiszámítanunk az ESP által szolgáltatott információmennyiséget az elemzés különféle szintjein. Ehhez rendelkezésünkre áll a Kullback-féle (3.15) képlet a 3.35. fejezetből. Először is a 110 kísérleti személy összesen 2120 menetében (azért nem 110*20, mert nem mindenki csinálta meg mind a húszat) a találatok száma 25 573 volt, ami megfelel 50,26% találataranynak, és a Kullback-képletből próbánként 0,00002, azaz két százezred bitnek. Az összes próbában ez 2120*24*0,00002 = 1,003 bit. Eszerint *az egész kísérletben* összesen alig 1 bit ESP-információ jött volna össze? Nyilvánvalóan nem ez a helyzet: az indexpróbáknak meg a lelkiállapotos kérdőívnek az volt a célja, hogy a véletlentől való negatív eltérések is hasznosuljanak (pontosabban legalább egy részük), márpedig ezek az eltérések az iménti Kullback-számítás során nem hozzáadódtak, hanem levonódtak a pozitív eltérésekből. Vagyis az általunk kiszámított információmennyiséget nem növelték, hanem csökkentették, ellentétben azzal, ahogy a kísérletben viselkedtek.

Közelebb jutunk a valós helyzethez, ha a többségi szavazatokból indulunk ki. A változékonyság szerinti elemzés 1700 helyes többségi tippet adott 1612 hibással szemben; ezzel a találatarány 1700/(1700+1612) = 51,33%, az információmennyiség pedig próbánként 0,0005 (öt tízezred) bit. Az eltalálás szerinti elemzésből a helyes tippek száma 3061 lett, a hibásaké 2759; a találatarány 52,59% és az információmennyiség próbánként 0,0019 (közel két ezred) bit. Ha ezt a 0,0019 bitet megszorozzuk a többségi próbák számával, az eredmény (3061 + 2759)*0,0019 = 11,30 bit. Hozzáadva a változékonyság szerinti (1700 + 1612)*0,0005 = 1,69 bitet, az eredmény kerekítve 13 bit. És hány bit kell ahhoz, hogy 12 esetben a kört pontosan meg tudjuk különböztetni a kereszttől? Ha kevesebb, mint ahány bitet a többségi-szavazatos tippek fel tudnak használni a 13-ból, akkor igazából nem is kellett szerencse Carpenter eredményéhez.

Naivan azt hinnénk, 12 „kör vagy kereszt” döntés pontosan 12 bitet igényel, hiszen a bit definíció szerint az az információmennyiség, amennyi egyetlen igen – nem jellegű döntéshez kell, és mi most

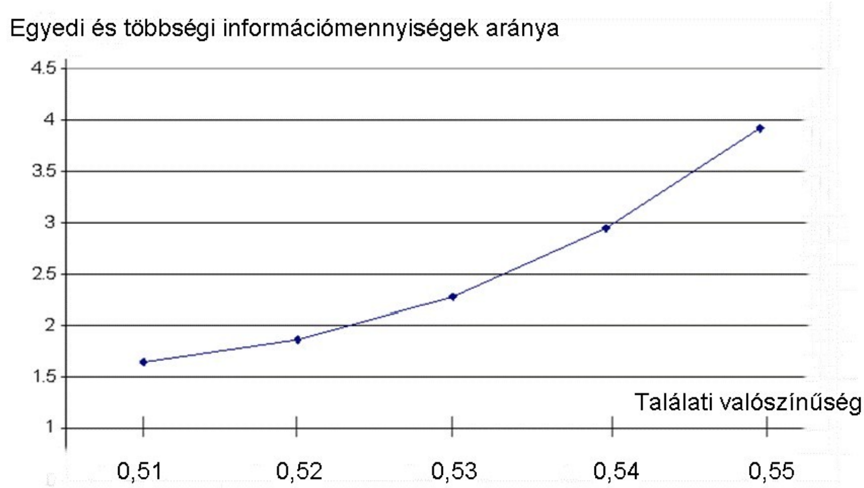
12-szer döntöttünk így. Gondoljunk azonban arra az egyszerű esetre, amikor tizenkettőből hatszor akarjuk a helyes céltárgyat eltalálni. Ugye, máris beugrott: ehhez biztos nem kell 6 bit, hiszen ennyit véletlenül is eltalálunk. A pontos számításhoz ismét a Kullback-képletet vesszük elő, csak most fordítva fogjuk használni. Adva van az információmennyiség (13 bit), a próbák száma (12), meg a véletlen találat valószínűsége (0,5), és keressük a képlet egyetlen ismeretlen változóját, a találati valószínűséget. Az eredmény leolvasható a 4.2. ábráról.



4.2 ábra. A találatszám és a hozzá szükséges információmennyiség viszonya 12 próba esetén, ha a véletlen találat
valószínűsége 0,5.

Látszik, hogy bár általában x találat nem igényel x bitet – pl. nyolchoz két bit bőven elég –, mert a véletlen tényleg besegít, de tizenkettőhöz történetesen pont 12 bit kell. 13 bit pedig még a maximális 12 találatnál is többet tenne lehetővé. (Ezt könnyen megérthetjük abból az egyszerű megfontolásból, hogy ha van 13 bitünk, nem kell törődnünk a véletlennel, mert anélkül is mind a 12 esetben tudjuk, hogyan kell dönteni.) Igen ám, de vajon a többségi tippeknek tényleg mind a 13 bit a rendelkezésére áll?

Ezt a kérdést is elég könnyen meg tudjuk válaszolni. Emlékezzünk vissza a 4.1 alfejezet számítására arról, hogy az egyedi próbák egy adott találatszáma mekkora többségi találatszámot ad: az ott közölt esetben például 0,52 adott 0,5793-at, ha egy-egy többségi tipphez 25 egyedi tippet vontunk össze. A „peace” kísérletben az összevont tippek száma sokkal nagyobb volt: 485 (lásd a 4. táblázaton a + és – tippek összegét a 3. és 4., illetve az 5. és 6. oszlopban). Nos, néhány tipikus találatarányra Excelben kiszámítottam azt az I(összes egyedi) információmennyiséget, amit az illető találatarány esetén 485 próba együttesen átvisz, meg azt az I(többségi) információmennyiséget is, amit a többségi szavazatukkal megállapított egyetlen próba visz át. A kettő aránya, vagyis I(összes egyedi)/I(többségi) látható a 4.3. ábrán.



4.3. ábra. Információmennyiség-arányok (magyarázat a szövegben).

Esetünkben a találatarány 0,5133 és 0,5259 volt. Mint az ábráról leolvasható, ezekre az arány 2 körüli, tehát amikor ilyen találatarányú egyedi próbákból többségi próbát képezünk, nagyjából *az információ fele* elvész. Így máris csak kb. 7,5 bitünk van az eredeti 13 helyett! A 4.2. ábráról leolvashatjuk, hogy ez a 7,5 bit bizony nem 12 találathoz elég, hanem csak kb. 11-hez. Persze ez nem sokkal kevesebb, de azért látszik, hogy valóban szükség volt a véletlen némi segítségére.

És hogy konkrétan miképp segített be a véletlen? Nézzük meg például újra a 4.4 táblázat 7. sorát. Az eltalálásos többségi szavazat itt mellé ment: 253 tipp voksolt a keresztre és 232 a körre, pedig a céltárgy ekkor a kör volt. Szerencsére a változékonyság szerinti szavazatok, vagyis 149 kör és 127 kereszt, pont ekkor történetesen a jó tippet adták, a másik többségi tipp hibáját túlkompenzálva *egyetlen szavazattal*. Hasonlóképp abban a három próbában, ahol viszont a változékonyságból jött többségi tipp volt rossz, a jó eltalálásos többség bizonyult erősebbnek. Tehát négyszer mondott ellent egymásnak a két többségi tipp, és a különbség mind a négyszer a jó helyen volt nagyobb. Látszik, hogy ez azért történhetett volna másképp is. Ez a konkrét sztori áll amögött az elvont információelméleti eredmény mögött, hogy 11 ESP-eredetű bit felhasználásával sikerült 12 bitnek megfelelő döntést hozni. Egy szó mint száz, Carpenternek bizony igaza volt azzal a szerencsével...

Sőt, igaza volt egy másik gondolatmenet alapján is, mert mint rögtön bebizonyítom, az eltalálós többségi tippek 11 találatához már eleve szerencse kellett! Vegyük szemügyre még egyszer az eltalálós lelkiállapot-jellemzőkkel kapott eredményt (4.4 táblázat 5. és 6. oszlopa). A használható próbák száma összesen 5820 volt, az összes próbából kapott találatarány, mint már említettem, 52,59%. Itt ugye az történt, hogy Carpenter a menet minden céltárgyára többségi szavazatot számított 485 próbából (485*12=5820). A többségi-szavazásos módszerről szóló alfejezetben bemutattam egy számpéldán, hogyan növekszik fel a találati valószínűség a többségi tippeken az eredeti tippekhez képest. Hát alkalmazzuk ezt a számítást az iménti adatunkra: mennyi lesz a várható találati valószínűség akkor, ha egy 52,59% találatarányú tippsorozatból 485-öt összevonunk egyetlen többségi tippé? 485 próba 52,59%-a 255,1, vagyis ennyi a várható találatszám. A binomiális szórás 485*0,5259*(1-0,5259) négyzetgyöke, azaz majdnem pontosan 11. Így Z = (255,1 – 485/2)/11 = 1,14. Ha ebből a standard normál eloszlás táblázatában visszakeressük a megfelelő területet, 0,38-at kapunk, majd 0.5-öt hozzáadva 0,88-at. Ez tehát a keresett találati valószínűség.

Találati valószínűségnek 0,88 szép nagy szám, de vajon elég nagy-e ahhoz, hogy 12 próbából 11 találatot eredményezzen? Más szóval, mekkora annak valószínűsége, hogy egy 0,88 valószínűségű esemény 12 próbából legalább 11-szer bekövetkezik? Ez, mint már bizonyára mindenki kapásból rájön, szintén tipikus binomiális helyzet N = 12 és p = 0,88 paraméterekkel. Aki szeret számokkal bíbelődni, a binomiális eloszlás képletéből (a 2.322.fejezet 2.8. képlete) a megfelelő valószínűséget ki is számíthatja; én most inkább beadom az Excel „BINOMDIST” függvényének a 10, 12, 0,88, TRUE számsort, erre megkapom a találatszámok valószínűségeinek összegét nullától tízig, majd az eredményt kivonom 1-ből, és máris itt a keresett valószínűség: 0,57. Az eltalálásos többségi módszer tehát elméletileg alig több mint fifty-fifty eséllyel adhatta azt a szép eredményt (12-ből 11-et), amit ebben a kísérletben adott.

4.5. Két replikáció

A tudományban a kísérleti eredmények sikeres megismétlése, szakszóval *replikációja*, igen fontos. Itt a puding próbája nem egyszerűen az, hogy megeszik, hanem hogy többször eszik meg, és mindig hasonlóképpen ízlik. „Peace”-kísérletét maga Carpenter rögtön elvégezte még egyszer, gyakorlatilag változatlan módon; mindössze a lelkiállapot-skálákat finomította azzal, hogy tanulási adatbázisukba belefoglalta az előző kísérlet adatait is. Az átadandó szó ezúttal „info” volt (Morse-nyelven ..-...-.---), a menetenkénti üzenet-próbák száma tehát 11. Ezekhez 13 indexpróbát társított, hogy a teljes menetenkénti próbaszám maradhasson 24. 121 kísérleti személyéből az F-skála alsó negyedébe 42 esett.

Az eredmény az 4.3. táblázaton látható.

Sorszám	Céltárgy szerint	Változékonyság szerint +	Változékonyság szerint 0	Eltalálás +	Eltalálás 0	Együtt +	Együtt 0	Többségi döntés	
1	+	268	217	212	188	480	405	+	I
2	+	228	257	220	180	448	437	+	
3	0	241	244	177	223	418	467	0	N
4	+	248	237	210	190	458	427	+	
5	+	238	247	208	192	446	439	+	
6	+	245	240	199	201	444	441	+	F
7	0	240	245	186	214	426	459	0	
8	+	252	233	215	185	467	418	+	
9	0	237	248	205	195	442	443	0	
10	0	221	264	199	201	420	465	0	G
11	0	253	232	206	194	459	426	+	

4.3. táblázat. Az „info” kísérlet eredménye.

Egyedül a változékonysági tippek szerint helyes döntés született volna nyolc, hibás három (2., 5.,11.) próbában. Egyedül az eltalálási tippek szerint ugyancsak nyolc döntés lett volna helyes és három (6.,9., 11.) hibás. A hibásak közül négyet most is helyrehozott a nagyobb helyes irányú többség, ám a 11. próbában ez nem következhetett be, lévén mindkét többségi tipp hibás. Így jött ki az O betű helyett G. A céltárgyak (kör és kereszt) szintjén persze tizenegyből tíz találat így se rossz.

Az összes változékonysági tipp találataránya 51,58%, az eltalálási tippeké 52,07% volt, mindkettő közel a „peace” kísérlet 51,33%, illetve 52,59% találatarányához. Ami az átvitt információmennyiséget illeti, a változékonysági tippek az eredményhez 3,86 bittel, az eltalálási tippek 5,43 bittel járultak hozzá. Összesen 9,29 bitjükhöz képest a 11 korrekt válasz azt jelenti, hogy Carpenternek itt is szerencséje volt, akárcsak előző kísérletében. Ugyanis mint a 3. ábra környékén bebizonyítottam, ennek a 9,29 bitnek csak nagyjából a felét lehetett a többségi tippekben felhasználni, azaz kb. 4,6 – 4,7 bitet, amiből a 2. ábra szerint nem jöhetne ki 11 találat – hacsak nem megint a véletlen segítségével.

Node nem lehet mindig mindenkinek szerencséje, igaz? A másik replikáció, amit Carpenter személyes instrukciói alapján Richard Broughton végzett szintén a durhami Institute for Parapsychology intézetben, már tényleg csak annyira lett sikeres, amennyire a matematika előrejelzései szerint lennie illett. Itt nem szót akartak átvinni, hanem 12 bináris (magyarul kettes számrendszerbeli) számot, ami persze a kísérlet szempontjából ugyanaz, mint 12 morzejel. A lelkiállapot skáláit tovább finomították, ismét figyelembe véve az előző kísérlet adatait. Mivel Broughtonnak volt számítógépe, és programozni is tudott, ő minden személynek egy-egy saját céltárgy-sorrendet állított elő, amelyekből a végén visszakódolhatta az üzenet számjegyeit. Az ő 152 részvevő diákjából 34 volt kellően kis F-pontszámú ahhoz, hogy tippjei az elemzésbe bevonhatók legyenek. Az eredmény látható a 4.4. táblázaton.

Sorszám	Céltárgy szerint	Változékonyság szerint +	Változékonyság szerint 0	Eltalálás +	Eltalálás 0	Együtt +	Együtt 0	Többségi döntés
1	0	72	80	165	155	237	235	+
2	0	71	81	148	172	219	253	0
3	0	77	75	159	161	236	236	nincs döntés
4	+	72	80	175	145	247	225	+
5	+	90	62	162	158	252	220	+
6	0	78	74	167	153	245	227	+
7	0	75	77	129	191	204	268	0
8	+	83	69	163	157	246	226	+
9	0	83	69	155	165	238	234	+
10	+	82	70	177	143	259	213	+
11	0	74	78	167	153	241	231	+
12	+	77	75	163	157	240	232	+

4.4. táblázat. A „számos” kísérlet eredménye.

A változékonysági tippekből nyolc jó, négy rossz, az eltalálásiakból kilenc jó, három rossz, összesítésükből hét jó, négy rossz, egy próbában holtverseny miatt nem lehet dönteni. A változékonysági tippek együttes találataránya 51.43%, az eltalálási tippeké 51.82%. Ezek szintén alig különböznek az előző két kísérletben kapottaktól, csak most a hibák nem kompenzálódtak olyan szerencsésen. A hat olyan próba közül, ahol a kétféle tipp ellentmondott egymásnak, négyben győzött közülük a rossz, csupán egyben a jó, és egyszer döntetlenül végeztek.

A két replikáció részleges kudarca aláhúzza azt az amúgy is elég nyilvánvaló tényt, hogy alkalmazási szempontból a választásos módszer nem sok sikerrel kecsegtet. Carpenter figyelembe vett mindent, amit saját és elődeinek kísérletei feltártak az ESP természetéből, és aztán száznál több kísérleti személlyel 20 – 20 menetet végeztetett; ennél többet valószínűleg már nem lehetett volna a lelkesedés számottevő csökkenése nélkül, és így is szerencse kellett öt betű átviteléhez. Hiába, *kevés az a századbit körüli információmennyiség, amit az ESP egy-egy döntési aktusban szolgáltatni képes*. Ennél többhöz más módszerre volt szükség, és ilyet találtak is, ahogy majd a 7. fejezetben ismertetem. Előtte azonban hátravan a választásos módszernek két változata, amelyeket még Rhine életében, de már az ő aktív közreműködése nélkül dolgoztak ki, és amelyek alkalmazása az ESP néhány további jellegzetességére világított rá.

5. Véletlenszám-generátoros kísérletek

Amikor a személyi számítógépek megjelentek az 1980-es évek elején, kézenfekvő módszertani ötlet volt, hogy az ESP-kísérletek céltárgyait azokkal állíttassuk elő. Így nem kellett véletlenszám-táblázatok másolásával bíbelődni. A vevő pedig beüthette a tippjeit szintén a gép billentyűzetén, tehát egyrészt megszűnt a hibás adatrögzítés veszélye, másrészt a statisztikai számítást célszerűen úgyis a géppel végeztettük. Sőt, a PC-k rohamos fejlődésével hamarosan lehetővé váltak különféle érdekes visszajelzések, vagy akár az, hogy egész kísérletet egy játékba építsük be. Egyúttal kiderült, hogy így a vizsgált jelenségek tulajdonságairól új kérdések feltevésére is mód nyílik.

Mindehhez természetesen igénybe kellett venni a számítógépnek azt a képességét, hogy csatlakoztatni lehet véletlen számokat előállító, speciális berendezéshez, illetve hogy ő maga beprogramozható véletlen számok előállítására és kezelésére. Érdemes ezért a módszer technikai részletei előtt röviden megismerkednünk a véletlen számok alapvető tulajdonságaival és véletlenszerűségük ellenőrzésével.

5.1. Véletlen számok

5.11. Véletlen számok tulajdonságai

Véletlen számokkal már találkoztunk a 2.22 alfejezetben, és egy táblázatukat meg is lehetett nézni. Ott 0 és 9 közötti egész számok szerepelnek; „véletlen” jelzőjük matematikailag először is azt jelenti, hogy a táblázat bármelyik helyén **mindegyik lehetséges szám előfordulási valószínűsége ugyanakkora**. Mégpedig 1/10, mivel tízen vannak, és együtt kimerítik a lehetőségek teljes tartományát, azaz valószínűségeik összege 1. Általánosan pedig nyilvánvaló, hogy **n véletlen szám mindegyikének előfordulási valószínűsége 1/n**. A valószínűségelmélet nyelvén ezt úgy mondjuk, hogy ilyenkor a lehetséges számok **egyenletes eloszlásúak**. Képlettel kifejezve, ha a lehetséges számokat A_i-vel jelöljük:

$$p(A_i) = 1/n \qquad \text{minden } i\text{-re.} \qquad (5.1)$$

Parapszichológiai kísérletben persze közvetlenül nem ez az 1/n valószínűség a fontos, hanem az, hogy az egymás után következő számokat semmilyen módon ne lehessen előre megjósolni. Ezért kell egyenletes eloszlásúnak lenniük. Ez azonban nem elég, ahogy rögtön látszani fog a következő triviális példán:

0123456789012345678901234567890123456789012345678901234567890123456789...

és így tovább akár a végtelenségig. Ha tetszőlegesen rábökünk a sorozat egy pontjára, és nem vesszük figyelembe a környezetét, akkor az egyes számok előfordulási valószínűsége itt is 1/10, ám az előző szám ismeretében már pontosan, azaz 1 valószínűséggel előre kitalálhatjuk, melyik lesz ott. Nekünk tehát az egyenletes eloszláson kívül azt is meg kell követelnünk, hogy egyik számot se lehessen megjósolni még az előzők ismeretében sem. Más szóval, hogy **az egymás utáni számok statisztikai értelemben függetlenek legyenek**.

E követelmény matematikai megfogalmazásához emlékezzünk vissza a feltételes valószínűség fogalmára a 3.33. alfejezetből. $p(A_i/B_j)$, azaz A_i feltételes valószínűsége B_j feltételével A_i bekövetkezési valószínűségét jelenti akkor, ha már tudjuk, hogy B_j vele együtt bekövetkezett. Most a legegyszerűbb esetben, ha csak közvetlenül egymás utáni számokat veszünk figyelembe, $p(A_i/B_j)$ az i-edik szám bekövetkezési valószínűsége a sorozat szóban forgó (mondjuk a 347.) helyén, amennyiben az előző (mondjuk a 346.) helyen B_j áll. Függetlenségi követelményünk pedig ebben a fogalmazásban az lesz, hogy $p(A_i/B_j)$ minden i-re és j-re ugyanakkora.

Hogy mekkora, az természetesen a lehetséges számok mennyiségétől függ. Ha ez n, akkor a kételemű kombinációk n^2-nyien vannak, mert az első helyen n szám lehet, és mindegyikhez a második helyen is n. Így a feltétel matematikai alakja:

$$p(A_i/B_j) = 1/n^2 \qquad \text{minden i-re és j-re.} \tag{5.2}$$

Remélem már rájöttek, hogy még ez sem elég, hiszen így nincs kizárva, hogy az egyes számok a kettővel előttük lévővel legyenek valamilyen kapcsolatban, aminek alapján következtetni lehet rájuk. (Aki szeret számokkal játszani, érdemes konstruálnia olyan sorozatot, amelyben ez megvalósul, miközben az (5.1) és az (5.2) feltétel érvényben marad.) Vagy a hárommal előttük lévővel, és így tovább. Tökéletes véletlen sorozat azt jelenti, hogy **a lehetséges számok valószínűsége ugyanakkora az előttük lévő bármilyen hosszú sorozat bármelyikének bekövetkezése esetén**. Ezt nem írom fel képlettel, az értelme bizonyára anélkül is világos.

5.12. A véletlenszerűség ellenőrzése

Az előző alfejezet definícióiból következik, hogy a véletlenszerűség ellenőrzését az (5.1) és az (5.2) képlet (illetve a többelemű sorozatokra felállítható, ezekkel analóg képletek) teljesülésének ellenőrzésével végezhetjük el. A matematikában ezt az ellenőrzést **illeszkedésvizsgálatnak** hívják, mivel azt vizsgáljuk, hogy véletlen számaink, illetve azok sorozatainak mért gyakoriságai mennyire illeszkednek az egyenletes (illetve általános esetben egy ismert konkrét) eloszláshoz.

Az eljárás talán úgy lesz érthető a legkönnyebben, ha egy példán mutatom be. Vizsgált számként vegyünk 125 darabot a 2.22 alfejezetben szereplő véletlenszám-táblázatból. Először megszámoljuk, hogy az egyes számokból mennyi fordul elő közöttük; az eredmény látható az 5.1. táblázaton.

i	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
f_i	9	15	15	11	18	16	10	13	8	10

5.1. táblázat. Véletlenszám-táblázat első 125 számának (i) gyakorisága (f_i).

Nullhipotézisnek természetesen az egyenletes eloszlást választjuk, mivel azt tudjuk számszerűen jellemezni. Ha a mért gyakoriságok egyenlő valószínűségűek, akkor az elméleti várható értékük F = 125/10 = 12,5. Ettől való eltéréseiket az 5.2 táblázat mutatja:

i	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
f_i- F	-3,5	2,5	2,5	-1,5	5,5	3,5	-2,5	0,5	-4,5	-2,5

5.2. táblázat. Az előző táblázat gyakoriságainak eltérése az F = 12,5 elméleti gyakoriságtól.

(Ellenőrzésül adjuk össze az 5.2 táblázat számait; akkor nem hibáztunk, ha nulla jön ki.) Minél nagyobbak ezek a különbségek (mármint abszolút értékben), annál valószínűbb, hogy a mért gyakoriságok eltérnek az egyenletes eloszlástól. De mivel az abszolút érték matematikailag túl kényelmetlenül viselkedő mennyiség, helyette megint a négyzetekkel számolunk, képezve a következő statisztikai változót:

$$\chi^2 = {}_{i=0}\Sigma^9(f_i - F)^2/F \qquad (5.3)$$

Ugye, ráismernek erre az x-szerű görög betűre a négyzeten? Ő nem más, mint a jó öreg chi-négyzet, amit azért jelölnek így, mert a nevét viselő eloszlást követi. Esetünkben 9 szabadsági fokkal: olyan illeszkedési próbánál, ahol az egyes gyakoriságok elméleti várható értéke ismert, a szabadsági fokok száma mindig eggyel kisebb a vizsgált elemek számánál. Az 5.2 táblázatból az eltérések négyzetösszege 102,5, ezt osztva 12,5-del χ^2 értéke 8,2. A chi-négyzet eloszlás kritikus értékeinek az internetről letölthető táblázatából látjuk a 9 szabadsági foknál, hogy ez a 8,2 messze nem szignifikáns, tehát a nullhipotézist nem vetjük el: feltételezzük, hogy bár aktuális mintánkban a számok gyakorisága jócskán ingadozik a 12,5 körül, ez az ingadozás még belül van a véletlen természetes tartományán. A táblázat számairól elhihetjük, hogy egyenletes eloszlásúak.

A chi-négyzetes illeszkedésvizsgálatot alkalmazni lehet nemcsak az egyenletes, hanem minden más eloszlás ellenőrzésére is, ahol az egyes elemek elméleti valószínűségét ki tudjuk számítani. Fenti eljárásunkhoz képest annyi a különbség, hogy az (5.3) képlet összegében a tagok nevezője nem mindig ugyanaz az F lesz, mint itt, hanem minden tagban a neki megfelelő elméleti gyakoriság. (A miénk egy olyan speciális eset volt, ahol az összes elméleti gyakoriság azonos.) A próba azonban **csak akkor ad a statisztikusok megítélése szerint reális eredményt, ha az elméleti gyakoriságok mind nagyobbak nullánál, és legalább 80%-uk nem kisebb ötnél**. (Vargha 2000, 431. oldal).

Példánkban egyelőre csak az (5.1) képletet ellenőriztük, de nyilvánvaló, hogy az (5.2) képlet pontosan ugyanígy ellenőrizhető, hiszen a számpárok mért gyakoriságát a táblázatból csak össze kell számolni, elméleti gyakoriságuk pedig esetünkben $1/10^2 = 0{,}01$ lesz. Ekkor persze nem elég az első 125 szám, hiszen velük F = 1,25, ami ötnél kisebb.

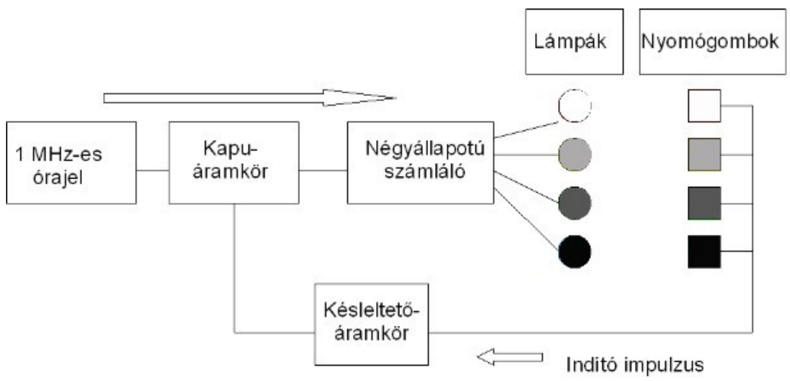
A véletlenszerűségnek számos más próbája is használatban volt már gyakorlatilag a véletlenszám-generátorok parapszichológiai alkalmazásának kezdetétől (Dudewicz és Ralley 1981, Knuth 1981, Marsaglia 1985). Ezek ismertetése meghaladja e könyv kereteit mind terjedelemben, mind a megértésükhöz szükséges matematikai ismeretek szerint. Az érdeklődők megtalálják őket a hivatkozott munkákban, illetve a mai statisztikai szakirodalomban találkozhatnak még újabb módszerekkel is. A chi-négyzetes illeszkedésvizsgálat mindenesetre változatlanul a legnépszerűbb szinte mindenütt, ahol véletlen számokat alkalmaznak, műszaki, természet- és embertudományi ágakban egyaránt.

5.2. Helmut Schmidt alapkísérletei

Helmut Schmidt eredeti hazájában, Németországban szerzett fizikus diplomát, majd az Amerikai Egyesült Államokba emigrálva egy ideig a seattle-i Boeing repülőgépgyárban dolgozott, mielőtt csatlakozott volna Rhine intézetéhez. Még a Boeingnél konstruálta meg első véletlenszám-generátorát, és azzal ott Seattle-ben végzett úttörő jelentőségű parapszichológiai kísérleteket 1967 – 68-ban. (Valószínűleg főnökei tudtával, mert 1969b cikkében közli, hogy a kísérlet idején a Boeing munkatársa volt.) John Palmer 1985-ös fogalmazása szerint (Palmer 1985, 97. oldal) „a kísérleti parapszichológiában az elektronikus véletlen esemény generátorok (REG-ek), vagy más néven véletlenszám-generátorok (RNG-k) bevezetése volt az utóbbi 15 év talán legfontosabb módszertani fejleménye". („Perhaps the most important methodological advance in experimental parapsychology during the past 15 years has been the introduction of electronic random event generators (REGs), also called random number generators (RNGs)."

5.21. Az első Schmidt-generátor szerkezete és működése

Ez a generátor még nem számítógéphez kötve működött, hiszen a hatvanas években Amerikában is csak szekrényméretű és nehezen hozzáférhető gépek léteztek. Önálló kis doboz volt, rajta négy nyomógombbal és a hozzájuk tartozó egy-egy kijelző lámpával. Ezek mindegyike a négy prekogníciós céltárgy egyikének felelt meg. A kísérleti személy a gombnyomással arra tippelt, hogy a következő pillanatban melyik lámpa gyullad majd fel. Hogy a gombnyomáskor mi történik, azt az 5.1. ábra szemlélteti (Schmidt 1970b, a részletes műszaki leírás Schmidt 1970a-ban található):



5.1. ábra. Helmut Schmidt első véletlenszám-generátorának szerkezete.

A kísérlet ideje alatt a négyállapotú számláló folyamatosan jár, 1000 lépéssel másodpercenként; ezt vezérli az 1 Mz-es órajeladó, amelynek léptető impulzusait a kapuáramkör átengedi mindaddig, míg a késleltető áramkörtől jelet nem kap. Amikor valamelyik nyomógombot megnyomják, a késleltető áramkör működni kezd. Hogy mennyi idő múlva bocsátja ki a bezáró jelet a kapuáramkör felé, azt egy hozzá csatolt Geiger – Müller-féle részecskeszámláló első impulzusa határozza meg; ennek időpontja pedig attól függ, hogy az ugyanott elhelyezett, radioaktív preparátumból mikor érkezik az első elektron. A stroncium-90-et tartalmazó preparátum sugárzási intenzitása úgy van beállítva, hogy a késleltetési idő átlaga egy tizedmásodperc legyen. Mivel a radioaktív bomlás kvantumfolyamat, a részecskék bomlási időpontja határozatlan, azt előre semmilyen módon nem lehet megjósolni. Így lesz véletlen az is, hogy amikor a kapu bezár és leállítja a számláló lépkedését, az épp melyik lámpánál tart, vagyis mi lesz az aktuális próba céltárgya a négy lehetőség közül. Mivel a késleltetési idő (átlagosan 0,1 s) szinte észrevehetetlenül rövid, a céltárgynak megfelelő lámpa a gombnyomás után látszólag rögtön felgyullad. Amikor mindez lezajlott, egy regisztráló áramkör feljegyzi ennek a céltárgynak a sorszámát, együtt a megnyomott gomb sorszámával.

Ugyanezt ki is nyomtatja lyukszalagon. Ezután fél másodperc múlva a kapuáramkör ismét kinyit, folytatódik a számláló lépkedése, és jöhet a következő próba.

Az általa **kvantummechanikai véletlenszám-generátornak** hívott eszköz használata Schmidt szerint a következő előnyökkel jár (Schmidt 1969a):

a. Az eszköz könnyen szállítható, tehát a kísérleti személy hazaviheti és otthon dolgozhat vele.
b. Az adatrögzítés automatikus és csalásbiztos.
c. A próbák közötti időtartam akármekkora lehet, időkorlát nincs.
d. A visszajelzés gyakorlatilag azonnali.

A b. pontban állított csalásbiztosságot a szkeptikus bírálók természetesen kétségbe vonták, és talán valóban túl naiv dolog feltételezni, hogy egyetlen kísérleti személy sem volt technikailag elég ügyes egy ilyen eszköz feljegyzett adatainak megváltoztatásához, ha egyedül hagyták vele. E lehetőséget Schmidt maga is szinte kezdettől tudatosította, és mindössze egyetlen személyt hagyott ellenőrzés nélkül a kísérlet egy viszonylag rövid szakaszában. A többiekkel saját állítása szerint végig együtt volt az illetők saját lakásában (Schmidt 1969a, 103. és 105. oldal; Palmer 1985, 107. oldal).

A céltárgyak véletlenszerűségét a chi-négyzetes illeszkedési próbával ellenőrizte egy 5 millió számot tartalmazó sorozaton, továbbá annak összes 1000- és 10000-tagú részsorozatán. A hosszú alapsorozatot részenként vette fel, rendszerint egy-egy kísérleti ülést követően, beépített automatikus léptető (mondhatni „gépi gombnyomó") alkalmazásával. Ugyancsak ellenőrizte az egymás utáni számpárok függetlenségét az (5.2) és (5.3) képletek szerint. Az egyenletes eloszlástól nem talált több szignifikáns eltérést, mint amennyi a nullhipotézis szerint következik az elsőfajú hiba valószínűségéből.

Kritika érte azt az eljárását is, hogy mindössze a kísérlet teljes próbaszámát rögzítette előre, azt nem, hogy ehhez az egyes részvevők külön-külön mennyivel járulnak hozzá. Sokan ugyanis azt hiszik, hogy ha mindenki akkor hagyja abba a tippelgetést, amikor egy jó sorozat után a találatiaránya épp romlani kezd, akkor összesítésben a véletlennél több találat érhető el akkor is, ha a jó tippek esélye végig pontosan 50%. Magam is ismerek olyan szerencsejátékost, aki szerint ez a módszer a ruletten garantált nyerést biztosít. (Ő ugyan még nem gazdagodott meg belőle.)

Ez az elképzelés azonban hibás, bármilyen logikusan hangzik. Ha a kísérlet statisztikai nullhipotézise szerint kizárólag véletlen találatok vannak, és a cél mindössze a véletlen találatiaránytól való eltérés kimutatása, akkor mindegy, hogy ki tippel és külön-külön mennyit. A „jókor kell abbahagyni" módszer egyszerűen azért nem működik, mert az esetek átlag felében a játékos eleve nem kezd a véletlen találatarányon felüli sorozattal, tehát nincs mit jókor abbahagynia. Ilyenkor összeszedett veszteségét hosszú távon épp kiegyenlítik azok a nyereségei, amikre a szerencsés sorozatok időben elkapott abbahagyásával szert tesz. (Feltéve természetesen, hogy a nyerés esélye próbánként tényleg 50%. A rulettben ennél egy picivel kisebb, így hosszú távon jellemzőbb a veszteség.) Más persze a helyzet, ha az egyes részvevők teljesítménye közötti különbségekre vagyunk kíváncsiak, vagy ha a mért hatás nagysága is fontos a „puszta véletlen" cáfolatán túl: akkor valóban célszerű mindenkivel ugyanannyi próbát végeztetni. Mivel a pszichológiában rendszerint ilyen kérdéseket tesznek fel, nem csoda, hogy ezt a követelményt a pszichológusoknak már az egyetemen beleverik a fejükbe, és aztán dogmaként ragaszkodnak hozzá akkor is, amikor történetesen nem indokolt.

5.22. Prekogníció

A részvevőket Schmidt körülbelül 100 személy közül választotta ki aszerint, hogy egy előkísérletben ki milyen eredmény ért el. (Ez a szelekciós módszer később is szokása maradt.) Gondot fordított rá, hogy minden kiválasztott csak akkor üljön le a generátorhoz, amikor már türelmetlenül várta az alkalmat, és a figyelmét semmi más nem kötötte le. Közben is mihelyt a lelkesedése csökkent, vagy úgy érezte, hogy most már kevésbé lenne sikeres, a játékot egy időre abbahagyták. Ezekről a pszichológiai fogásokról Schmidt a cikkeiben igen szűkszavúan írt, pedig jó lenne egyetmást ennél részletesebben ellesni tőle, mert szinte mindig a többieknél sokkal jobb eredményei voltak; én amikor találkoztam vele néhány konferencián, a személyes érintkezésben is elég zárkózottnak bizonyult, és inkább csak fizikai természetű elméleti kérdésekről beszélgettünk.

Az első kísérletben három személy összesen 63 066 próbájának összesítéséből Z = 6,36 jött ki. Hogy ez milyen szinten szignifikáns, annak megállapítását szívesen feladnám gyakorlásnak, de sajnos nem érdemes, mert a táblázat véget ér Z = 3.99-nél, ami $\alpha = 0{,}0001$-nél kisebb elsőfajú hibának felel meg.

A második kísérlet hozott egy újdonságot: a részvevők minden ülés elején választhattak, hogy a céltárgyat eltalálni akarják vagy elkerülni. (Ezért az eredménnyel Önök már találkoztak a 3.71. alfejezetben.) A berendezésbe Schmidt beépítette azt a lehetőséget, hogy a feljegyzett eredmények mellett jelezze a kétféle üzemmódot is, tehát nem lehetett csalni az utólagos átértelmezéssel (ahogy egyes figyelmetlen bírálók feltételezték). Ezzel a választási lehetőséggel egy személy élt a kiválasztott három közül.

Most hárman összesen 20 000 próbát végeztek, és összesített eredményük, ha az elkerüléses rész többlet-találatait értelemszerűen negatív előjellel vesszük számításba, Z = 6,55 lett. Érdekes, hogy egyikük, egy bizonyos J. B. nevű hivatásos médium (hölgy), aki részt vett már az első kísérletben is, most sokkal jobb találatarányt ért el; pontosabban az érdekes inkább az a megjegyzés, amit cikkében Schmidt ehhez a tényhez (mint lábjegyzetet) hozzáfűzött (Schmidt 1969a, 107. oldal):

„Röviddel a második kísérlet előtt e cikk szerzője alkalmat adott J. B.-nek, hogy bemutassa 'pszichometriai' képességét. (Ez a kifejezés azt jelenti, hogy tárgyhoz kötődő, rejtett információ merül fel szabad képzettársítások folyamán.) Néhány ilyen próbálkozásból ítélve J. B. ezirányú képessége tényleg kiváló lehet. A siker bizonyosan megnövelte az önbizalmát, ugyanakkor részben megszüntette a szerző előítéleteit a hivatásos médiumokkal szemben, így pszichológiailag kedvezőbb munkafeltételeket teremtett.”

(„Shortly before the second experiment, the writer gave JB the opportunity to demonstrate abilities in 'psychometry' (a term meaning free association tests of ESP with the use of token objects) which might be, as judged from a few tests only, quite outstanding. This certainly did raise JB's self-confidence, removed some of the writer's prejudices against professional mediums, and thus create psychologically more favorable working conditions.”)

Hát bizony a hivatásos médiumokkal szemben sokunknak vannak előítéleteink, sőt (ami lényegesebb) utóítéleteink, azaz konkrét tapasztalataink is. Én magam még egyetlen olyannal se találkoztam, aki csalásbiztos körülmények között ESP-ben tehetségesebbnek bizonyult volna az átlagembereknél. Ezért számomra igen megszívlelendő tanulságot jelent, hogy a kételyein és a gyanakvásán felül tudott emelkedni az az ESP-kutató, akit a szakmában mindmáig a legkreatívabb és emberileg az egyik legbölcsebb személyiségnek tartok.

5.23. Clairvoyance

Az előző berendezéshez képest most az volt a különbség, hogy a céltárgyakat (négy számot véletlenszám-táblázatból vett és utána még egyszer véletlenszerűen összekevert sorrenddel) egy magnószalag tárolta, arról olvasta le őket egy áramkör a kísérleti személy gombnyomásai után. Így az ESP-vel kitalálandó információ a tippelés időpontjában már létezett, innen a „clairvoyance” elnevezés. Mint maga Schmidt megjegyezte, ezt a helyzetet fel lehet fogni prekogníciónak is, mert a helyes céltárgyról a vevő később (gyakorlatilag a gombnyomás után azonnal) tudomást szerez a megfelelő lámpa felvillanásával, tehát módja van „prekognizálni”, hogy melyik lámpa gyullad majd fel. Ha számolunk a pszichokinézis (szokásos rövidítéssel PK, definíciója a következő alfejezetben) lehetőségével, van egy hasonló alternatív értelmezési lehetőség az előző, prekogníciós kísérletben is, nevezetesen az, hogy a gombnyomással egyidejűleg a kísérleti személy PK-val beugrasztja a generátort a kiválasztott lámpát felgyújtó állapotba. 1969a cikkében Schmidt természetesen megemlítette ezt a lehetőséget is.

A részvevők most is választhattak kitalálásos és elkerüléses üzemmód között, és ezt az opciót ezúttal mindnyájan kihasználták. A kísérletben összesen hat személy vett részt, közülük ketten-ketten mindig párban szerepelve váltogatták egymást közös név alatt. A próbák teljes száma 15 000 volt; Schmidt fenntartotta a lehetőséget, hogy ha a részvevők akarják, ezt a számot felemeljék 30 000-re, ezért a statisztikus kiértékelésnél a kapott elsőfajú hibavalószínűséget kettővel meg kellett szorozni.

Az eredmény ezúttal Z = 5,0 lett, ami a 0,25 véletlen találati valószínűség fölötti 6,9% többletből jött össze. Ettől az előző prekogníció-kísérlet 5,3%-os többlete nem különbözik szignifikánsan. „Nincs tehát jele annak – vonta le a következtetést Schmidt (1969b, 305. oldal) –, hogy a prekogníció vagy PK típusú teszt inkább vagy kevésbé 'bonyolult' a clairvoyance vagy prekogníció típusú tesztnél.” („Thus there is no indication that the precognition – PK type test is more or less 'difficult' than the clairvoyance – precognition type of test.”)

Ami a kísérlet pszichológiai oldalát illeti, a clairvoyance-cikkben is találunk figyelemre méltó megjegyzéseket. A kísérleti személyek kiválasztását célzó szűrési fázisban több jelölt egymás jelenlétében tippelgetett, „játékos formában” („in the form of games”), és ekkor a kísérletvezető (maga Schmidt) személyesen alig foglalkozott velük. Nem így a kiválasztottak hivatalos menetei során: legeredményesebbnek azt találták, hogy minél kevesebb zavaró körülmény legyen, és hogy a kísérletvezető osztatlan figyelmével a kísérleti személy felé forduljon („the experimenter could give the subjects his undivided attention”). Ez utóbbi követelményt Schmidt olyan komolyan érvényesíteni próbálta, hogy egy-egy hosszabb időszakban kizárólag egyetlen személlyel (illetve ez esetben néha egyetlen párral) dolgozott. Ekkor viszont kifejezetten „kényeztette” őket („was very indulgent with the subjects”), például bármikor felhívhatták, hogy most rögtön kísérletezni akarnak, és akkor ő máris sietett hozzájuk a berendezéssel. Magától értetődik, hogy közben sokat beszélgetett is velük, többek között saját ESP-élményeikről, meg általában az egész parapszichológia jelentőségéről. A clairvoyance-kísérlet kiválasztott részvevői egyébként mind mélyen érdeklődtek a paranormál jelenségek iránt, például egy kivétellel rendszeresen jártak egy „paraképességeket fejlesztő tanfolyamra”. Szóval akár tetszik ez egy materialista kutatónak, akár nem, módszertani szempontból igencsak célszerű, ha a kísérletező hozzászokik a lelkes New Age hívőkkel való foglalkozáshoz, sőt, lehetőleg megpróbálja szeretni őket – ami szerencsére egyáltalán nem nehéz, saját magyar tapasztalataim szerint ezek az emberek nagy többségükben igazán kedvesek és jóindulatúak, függetlenül attól, hogy a világot más színben látják, mint a magamfajta hitetlen.

5.24. Pszichokinézis

Erről a parapszichológiában szintén feltételezett és vizsgált jelenségről eddig nem szóltam, és később sem sokat fogok, mert jelenleg alig foglalkoznak vele. Kutatása azonban harminc – negyven évvel ezelőtt épp Helmut Schmidt munkásságának fontos eleme volt; lehet ugyan, hogy PK-kísérleteivel ő tudtán kívül igazából az ESP-t kutatta (ezt az állítást nemsokára megmagyarázom), de mivel idevágó cikkeiben PK-ról ír, és mivel ezek a cikkek fontosak mind tartalmilag, mind módszertanilag, mind történetileg, ezt a jelenséget teljesen mi sem kerülhetjük meg.

5.241. A pszichokinézis definíciója és két alaptípusa

Az ESP definíciójának mintájára (lásd 1.2.fejezet) a pszichokinézis definíciója a következő: **élőlényeknek a környezetükre gyakorolt olyan hatása, amely egyelőre nem magyarázható az ismert fizikai kölcsönhatások alapján.** Elfogadott rövidítése **PK**. Két fajtáját különböztetjük meg. **A makro-PK olyan hatás, amely céltárgyának tulajdonságaiban vagy mozgásállapotában közvetlenül észlelhető változást okoz.** Például az asztalon megmozdul egy álló gyufásdoboz anélkül, hogy bárki hozzáérne (vagy ráfújna stb., egyszóval valamilyen ismert fizikai módon kontaktusba kerülne vele), vagy meghajlik egy fémrúd ugyanilyen körülmények között. Ezzel szemben a **mikro-PK olyan hatás véletlenszerűen viselkedő rendszerekre, amit csak statisztikus vizsgálattal lehet kimutatni**. Például ha egy feldobott kockát valaki a távolból úgy befolyásol, hogy az szignifikánsan többször essen valamelyik lapjára, mint ahányszor véletlenül várható.

A makro-PK-ról azt írja a Parapszichológia GYIK (Gyakran Ismételt Kérdések), amit tudományos parapszichológia hivatalos szakmai egyesülete, a Parapsychological Association adott ki: „Mivel igen nagy a csalás lehetősége, és bűvészmutatványokkal viszonylag könnyű a paranormális jelenségeket nagy pontossággal utánzó hatásokat kelteni, e nagyméretű effektusokra igen kevés megbízható bizonyíték van. Ismerünk néhány esetet, melyekben kis tárgyak valóban elmozdultak, általánosságban véve azonban a nagyméretű PK, más szóval makro-PK létezése ma még erősen megkérdőjelezhető.” (Szilágyi András fordítása.) Ugyanakkor a Parapsychological Association l975. évi konferenciáján (idézi Honorton 2015), az elnök javasolta megfontolásra az a nézetet, miszerint „az agy nem az elme *létrehozója*, hanem *közvetítője* az idegszövetre való pszichokinetikus hatása révén.”

5.242. Schmidt első PK-kísérlete

Ehhez a kísérlethez (Schmidt 1970c) az előzőkben alkalmazott, stronciumos véletlenszám-generátort úgy alakította át, hogy csak két kimenete legyen: +1 és -1. Ezek véletlenszerű ½ – ½ relatív gyakoriságát és az egymás utáni számok függetlenségét ismét ellenőrizte az előző típus ellenőrzéséhez használt tesztekkel.

A visszajelzés is megváltozott, mégpedig két szempontból. Egyrészt a visszajelző panel elkülöníthetővé vált magától a generátortól, hogy az utóbbi a próbák alatt ne legyen keze ügyében a kísérleti személynek. (Schmidt őrizte egy másik helyiségben). Másrészt az érdekesség kedvéért ezen a visszajelző panelen most kilenc kis lámpa helyezkedett el köralakban, és a generátor +1 kimenetére az épp égő lámpától az óramutató járásával egyező irányban lévő gyulladt meg (miközben az előző kialudt), a -1 kimenetre a másik oldalon lévő. Így a kísérleti személy azt látta, hogy az égő lámpa lép egyet vagy az egyik, vagy a másik irányban, a feladata pedig alaphelyzetben az volt, hogy a +1 kimenetnek megfelelő, vagyis az óramutató járásával egyező irányú lépkedést elősegítse saját pszichokinetikus hatásával. Akik jobban szerették a másik irányt segíteni, azoknak az előzékeny Schmidt beépített egy kapcsolót, amely a két kimenethez tartozó lépkedési irányt megcserélte, akár menet közben. Statisztikailag a kísérlet mindig akkor volt sikeres, ha a +1-ek aránya szignifikánsan meghaladta a véletlen eloszlás szerinti 1/2-et.

A generátor egyhuzamban mindig 128 számot készített, körülbelül másodpercenként egy számmal, vagyis a lámpa másodpercenkénti lépkedésével. Így egy menet nagyjából két percig tartott. A kísérleti személyek egy ülésben négy menetet végeztek, úgy, hogy közben is módjuk volt szünetet tartani a menetek között. A meneteket indító gombot mindig a kísérletvezető nyomta meg. (Ez most látszólag lényegtelen információ, de később lényeges lesz.)

Egy előkísérletben, amelynek teljes menetszámát Schmidt 216-ban határozta meg, összesen 18-an 129-cel kevesebb +1-et produkáltak a véletlen várható értéknél (Z = -1,55). A részvevők között most csak egyetlen ígéretes személy volt, ezért célszerűbbnek látszott a fő kísérletet inkább a többiekkel végeztetni, és eleve negatív eredményt várni. Ez a stratégia be is vált: 256 menet (azaz összesen 32768 próba) a véletlen várható értéknél 302-vel kevesebb találatot eredményezett. Ez megfelel (tessék utánaszámolni) Z = -3,33-nak, ami 0,001 szinten szignifikáns.

Idézem Schmidt cikkének utolsó előtti bekezdését (Schmidt 1970c, 181. oldal):

„ A kísérletet itt PK-kísérletként tárgyaltuk, de az eredmény elvben tulajdonítható prekogníciónak is a kísérletvezető vagy a kísérleti személy részéről. Mivel a generált számok sorozata döntő mértékben függött attól az időponttól, amikor a menet kezdődött, és mivel mindig a kísérletvezető döntötte el, a kísérleti személlyel összhangban, hogy az indító kapcsolót mikor fordítja át, prekogníció révén képesek lehettek a meneteket olyan időpontokban indítani, amelyek kedveztek a kívánt irányú eredménynek."

(„The experiment has been discussed in terms of PK, but in principle the result could certainly also be ascribed to precognition on the part of the experimenter or the subject. Since the sequence of generated numbers depended critically on the time when the test run began, and since the experimenter, in consensus with the subject, decided when to flip the start switch, precognition might have prompted experimenter and subject to start the run at a time which favored scoring in a certain direction.")

Schmidt tehát észrevette a prekogníciós értelmezés lehetőségét, ahogy azonban nemsokára látni fogjuk, kutatási programja egyértelműen a véletlenszám-generátoros kísérletek pszichokinézises értelmezésén alapult.

5.25. Állati PK

Alighogy kész volt az iménti kísérlettel, amely bizonyította számára, hogy új véletlenszám-generátora a pszichokinézis vizsgálatára is alkalmas, Schmidt még 1970-ben megpróbált utat törni egy másik, addig járatlan tartományban: következő cikke (Schmidt 1970d) állatok PK-képességének vizsgálatáról szólt.

A másodpercenként vagy +1-et vagy -1-et előállító, kétállapotú generátor most két infralámpát vezérelt úgy, hogy +1 után a következő másodperce egy zárt, º0 C körüli hőmérsékletű fülkében lévő lámpa kapcsolt be, -1 után egy másik a fülkén kívül. A lámpák és a generátor tíz napig folyamatosan működtek, és minden nap fél órára a fülkében egy macskát helyeztek el. Az első öt ilyen időszak alatt a macska közvetlenül a lámpa mellé települt, és szemlátomást élvezte annak melegét. („The cat settled down immediately next to the lamp and obviously enjoyed the generated heat when the lamp was on.") Ekkor a véletlenszám-generátor szignifikánsan több +1-et produkált a véletlen szerint várhatónál (Z = 2,42). A következő öt alkalommal viszont bebújt egy sarokba, és a fülkéből rögtön kisietett, ahogy az ajtót kinyitották. („When the door to the sack was opened, the cat was hidden in a corner and raced out immediately.") Ezeken a napokon a +1-ek aránya valamivel kevesebb lett, mint ½.

Bár a kísérlet összesítésben sikertelen lett, a macska viselkedésére tekintettel Schmidt mégis biztatónak ítélte, és beállított egy másikat csótányokkal.

Ezeket olyan dobozban tartották, amelynek fenéklapját párhuzamos, szigeteletlen fémhuzalok hálózata borította, úgy, hogy az egyes huzalok váltakozva egy állítható feszültségforrás pozitív és negatív kimenetéhez kapcsolódtak, és a dobozban elég sűrűn helyezkedtek el ahhoz, hogy a legtöbb ott tartózkodó csótánynak nagy valószínűséggel legyen pozitív és negatív huzalon álló lába is. Következésképp valahányszor a feszültséget bekapcsolták, az állatok nagy részét áramütés érte. Hogy a feszültség mikor legyen bekapcsolva, azt a kétállapotú véletlenszám-generátor döntötte el, ismét minden másodpercben egyszer, menetenként 64 folyamatos próbával, és naponta négy menettel, amelyek egymástól ötperces szünetekkel voltak elválasztva. Áramütés a +1 kimenethez tartozott. A feszültség nagyságát úgy állították be, hogy a kísérleti alanyok szemmel láthatóan reagáljanak rá, de ne szenvedjenek maradandó sérülést; ha valamelyik a heves reakciótól a hátára fordult, a folyamatosan ott tartózkodó Schmidt azonnal talpra állította. Mivel ésszerű volt feltételezni, hogy az áramütést a csótányok enyhén szólva nem szeretik, esetleges PK-hatásuknak abban kellett megnyilvánulnia, hogy a generátor szignifikánsan kevés +1-et generál a menetek alatt.

A kísérlet első sorozatának 100 menetében a +1-ek száma 3309 lett, 109-cel *több*, mint a véletlen várható érték. Az ennek megfelelő $Z = 2{,}7$ szignifikáns $\alpha = 0{,}01$ szinten. A második sorozat 400 menetének eredménye $k = 13109$, vagyis $Z = 3{,}85$ ($\alpha = 0{,}0001$). A generátor naponta végzett véletlenszerűségi tesztjei most sem mutattak ki semmilyen rendellenességet.

Megjegyzendő még, hogy a napok négy menetén belül a „találatszám” következetesen csökkenő tendenciájú volt, hasonlóan az ESP-ábrás kísérletekhez: az első két és a második két menet összesített találatszámainak különbségére $Z = 1{,}84$, ami egyvéges próbával 5%-os szinten szignifikáns. („Növekedési hatás” a szakmában nem ismert, ezért itt sem várható, a kétvéges próba tehát nem indokolt.)

Ehhez az eredményhez Schmidt a következő megjegyzéseket fűzte:

„A kapott pszí-hibázás jelezheti azt a tényt, hogy a pszí-jelenségek állatoknál éppen olyan nehezen megfoghatók, mint embereknél. Egy másik magyarázat az lehet, hogy a csótányok a létért való harc során soha nem találkoztak áramütéssel, így nincsenek felkészülve arra, hogy hatékonyan megbirkózzanak vele. („Cockroaches in their struggle for survival never encountered electric shocks and are therefore not prepared to cope with shocks effectively.” Schmidt 1970d, 261. oldal.)

Mivel Schmidt fizikus, megbocsáthatjuk utóbbi gondolatának nyilvánvaló biológiai naivitását. Amikor állatokat kondicionálnak fájdalmas ingerrel, nem az inger konkrét formája számít, hanem maga a fájdalom, és az bőven elég. Konkrétan pedig a csótányok az idegélettan kedvelt kísérleti állatai, és tudomásom szerint a fiziológus kutatók még soha nem panaszkodtak, hogy nehéz lett volna őket áramütéssel kondicionálni. Későbbi összefoglaló ismertetésében Palmer (1985) egy harmadik – sokunk szerint igencsak kézenfekvő – értelmezést fogalmazott meg: „Értelmesebb dolog feltételezni, hogy a pszí-hatás forrása Schmidt volt, különösen ha meglehetős biztonsággal feltételezhetjük, hogy nem kedveli a csótányokat!” („It makes somewhat more sense if one assumes that Schmidt was the psi source, especially if one is safe in assuming that Schmidt does not like cockroaches!”)

Később Schmidt (1978a) még végzett hasonló kísérleteket algákkal, ahol a generátor a rájuk eső fényt szabályozta, élesztősejtekkel, ahol a közeg hőmérsékletét, és gyümölcslegyekkel, ahol azt a döntést, hogy életben hagyják-e őket vagy megölik. Kissé más, érzékenyebbnek feltételezett statisztikai adatfeldolgozással megismételte eredeti csótányos kísérletét is. Mindezek eredménye azonban teljesen véletlenszerű lett.

5.26. Egy korai replikáció

Az első publikált replikációt az ausztrál Eve André (1972) végezte, ugyanazzal a kilenclámpás generátorral, mint 1970-ben Schmidt. Ez a kísérlet szerintem azért tanulságos, mert megmutatja, hogy hogyan *nem* érdemes nekilátni egy tiszta és egyszerű eredmény replikációjának.

André is két sorozatot végzett, de a kettőt nem ugyanolyan körülmények között és csak részben ugyanazokkal a statisztikai hipotézisekkel. Az első sorozatban a három kísérleti személy a másik kettő valamelyikével mint kísérletvezető is működött, és tapasztalataikat közben rendszeresen megbeszélték egymással; a második sorozatban egyedül és egymástól függetlenül magával Andréval dolgoztak. A visszajelzés módja is változott: a második sorozatban a kilenc helyen lépkedő lámpa helyett a panelen csak egy vagy két lámpa maradt, azok gyulladtak fel a generált számnak megfelelően. Az első részben vizsgálták a környezet hőmérsékletének és páratartalmának, valamint az égbolt fedettségi szintjének hatását, vagyis a napi átlagos találatarány összefüggését ezekkel az időjárási paraméterekkel. Mindkét sorozat meneteit külön is elemezték aszerint, hogy délelőttiek vagy délutániak. Vizsgálták az összefüggést a kísérleti személyek fizikai, szellemi és érzelmi állapotával, az utóbbiakat a két sorozatban két különböző állapotjelző skálával jellemezve. PK mellett prekogníciót is mértek Schmidt másik, négyállapotú generátorával. Végül a második sorozatban tesztelték a csökkenési és az U-hatás esetleges jelenlétét, és a variancia esetleges eltérését véletlen szerinti értékétől.

Ennyi statisztikai próba közül természetesen az lenne a meglepő, ha nem kaptak volna itt-ott szignifikáns eredményt. Hiszen például egy $\alpha = 0,05$ szintű szignifikancia az elsőfajú hiba definíciójából következően átlag minden húsz próbából egyszer kiadódik. Viszont épp ezért kevéssé meggyőző, hogy az első sorozat két személynél és összesítésben szignifikáns találattöbbletet adott a délelőtti ülésekben, illetve a nedves napokon, míg véletlenszerűt délután és amikor a levegő száraz volt; vagy hogy a második sorozatban szignifikáns csökkenési hatást észleltek, de csak bizonyos hangulatban lévő személyeknél; vagy hogy ugyancsak a második sorozat prekogníciós találatszámainak az első 16 ülés külön összesítésében 0,01 szinten túl nagy volt a varianciája. Természetesen nem állítom, hogy ez mind statisztikai műtermék, hiszen elképzelhető, hogy némelyik valódi összefüggést tükröz. Csak ilyen körülmények között nem lehet tudni, hogy melyek azok, ha van köztük ilyen egyáltalán. Amikor kicsi és labilis hatásokat vizsgálunk, kiváltképp érvényes az a közmondás, hogy aki sokat markol, keveset fog.

5.3. Schmidt kísérletei a pszichokinézis fizikai természetéről

5.31. Belsőleg különböző generátorok

Schmidt előző kísérleteinél említettem, hogy amikor a feladat prekogníció volt, véletlenen felüli találatarányt elvben el lehetett érni pszichokinézissel is (már persze amennyiben ez a jelenség létezik), hiszen a tipp eldöntése után a kísérleti személy befolyásolhatta a generátort úgy, hogy az a tippelt lámpát válassza ki. Következő kísérletéhez (Schmidt és Pantas 1972) beépített a generátorba egy olyan üzemmódot, amelyben ez a fajta befolyásolás lehetséges maradt, de a közvetlen prekogníció ki volt zárva. A kísérleti személynek adott visszajelzésen ez nem látszott. Arra volt kíváncsi, hogy a fizikailag különböző, de pszichológiailag (azaz visszajelzésileg) egyforma üzemmódok eredménye különbözik-e egymástól.

Az új, „PK-orientáltnak” hívott üzemmódban éppúgy tippelni kellett a következő lámpára, mint előzőleg, de a tipp csak akkor lett sikeres – vagyis a generátor csak akkor választotta a tippelt lámpát –, ha a következő generált szám a 4-es volt. (Természetesen lehetett volna bármelyik másik is, Schmidt történetesen ezt választotta.) Így a véletlenen felüli találatokhoz a generátort a négyesre kellett „ráPKzni”, bár a kísérleti személyek ezt nem tudták.

A lebonyolításban Schmidt ismét új ötlettel állt elő. Minden részvevő végig együtt volt, figyelték épp tippelgető társukat, és az eseményekhez megjegyzéseket fűztek. A feladat a következő lámpa elkerülése volt, sőt, mindenki csak addig folytathatta a tippelgetést, amíg ez sikerült neki. (Tipikus instrukció Schmidt részéről, ahogy cikkében idézi: „Képzelje el, hogy megégeti magát vagy bombára lép, ha az a lámpa gyullad fel, amit kiválasztott.”) Egy előkísérlet szerint ilyen körülmények között pszí-hibázás várható, ami nem csoda az elkerülhetetlen szorongás miatt; mivel a feladat most kerülés volt, a pszí-hibázás természetesen azt jelenti, hogy a felgyulladó lámpát a véletlenül várhatónál *gyakrabban* találják el. Egy-egy nap vagy csak prekogníció-orientált, vagy csak PK-orientált üzemmódban dolgoztak. (Ismétlem, erről kizárólag Schmidt tudott.)

18 csoport a két üzemmódban összesen 500 – 500 próbát végzett. A találatarány a prekogníciós üzemmódban 29,8% lett, azaz Z = 2,68, míg a PK-üzemmódban 31,4%, azaz Z = 3,3. Mindkettő legalább 0,01 szinten szignifikáns, egyvéges próbával, mert Schmidt eleve csak ilyen irányú eltérést várt. Egymástól viszont nem különböznek szignifikánsan.

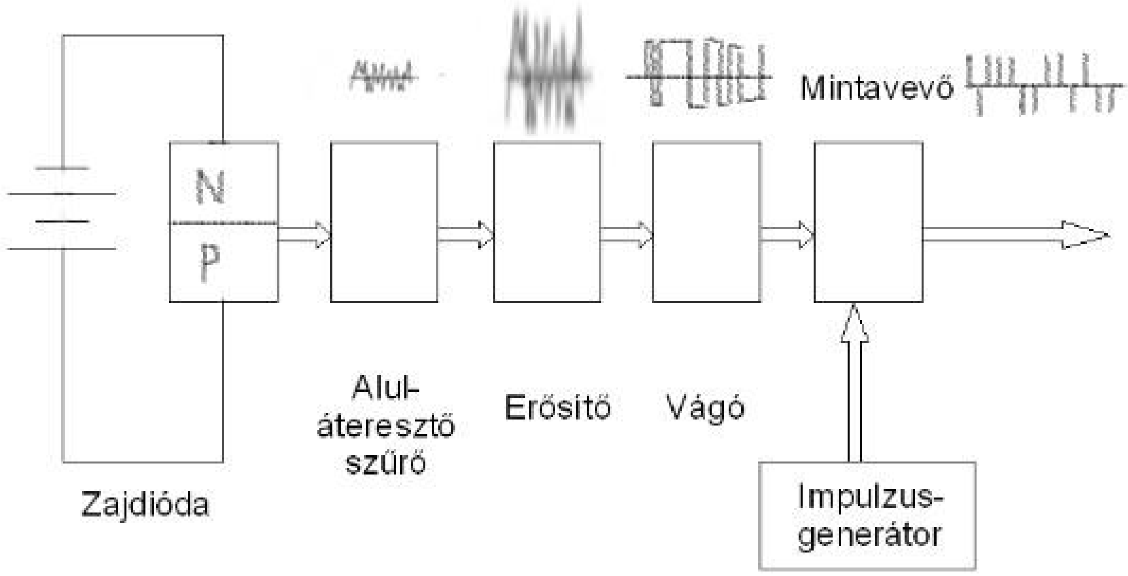
Ugyanezt a két-üzemmódos kísérletet Schmidt megismételte egyetlen kiválasztott személlyel (Lee Pantas, a kísérletről írt cikk társszerzője, akkoriban szintén a Rhine-intézet munkatársa), aki viszont tudta, hogy mikor melyik üzemmódban dolgozik. Ő prekognícióval 500 próbában 32,8%-ot (Z = 4,0), PK-val ugyancsak 500 próbában 30,0%-ot (Z = 2,6) ért el, vagyis eredménye gyakorlatilag ugyanaz volt, mint a csoportoké.

A cikk „Konklúzió” szakaszában Schmidt jelzi az irányt, amerre kutatási programjával haladni akar (Schmidt és Pantas 1972, 232. oldal): „Az, hogy a pszi (legalább nagyjából) egyformán jól működik a kétféle feltételek között, bátorítást ad további kísérletekre, ahol drasztikusabban különböző fizikai feltételek hatását hasonlítjuk össze.” („This finding that psi operates (at least approximately) equally well under both conditions gives encouragement for further experiments to compare psi under more drastically different physical conditions.”)

5.32. Különböző sebességgel generált véletlen számok

A következő összehasonlítási feltétel: a véletlen számok generálási sebessége. Egyelőre nem azzal a kinyilvánított céllal, hogy kiderüljön magának a sebességnek a szerepe, hanem hogy a nagy sebesség miatt aránylag gyorsan nagy statisztikai mintát lehessen összegyűjteni, és ezzel a PK kimutatása könnyebb és ismételhetőbb legyen.

Radioaktív sugárzást alkalmazó generátor itt már nem volt megfelelő, mert nagy sebességhez túl intenzív (azaz veszélyes) sugárforrásra lett volna szükség. Ezért Schmidt másképp, zajdiódával működő generátort konstruált, amely aztán hamar általános lett a kutatásban. (Ezidőtájt már a műszaki tudományokban is zajdiódás véletlenszám-generátorokat használtak, főleg szimulációkhoz.) Ezt az eszközt sematikusan az 5.2. ábra szemlélteti.



5.2. ábra Zajdiódás véletlenszám-generátor, Jahn és mások (1997) alapján.

A zajdióda gyorsan és kaotikusan változó jelszintet produkál, amit előbb „lelassítanak”, azaz kiszűrik belőle a túl nagy frekvenciájú összetevőket, majd erősítés után egy-egy pozitív és negatív küszöbszint felett levágják az amplitúdót is. Így olyan négyszögjel alakul ki, amelyben a nulla szint feletti és alatti részek véletlenszerű hosszúságban váltakoznak. Ebből mintát véve pozitív és negatív impulzusok sorozata jön létre, ami megfeleltethető két számnak, az általános konvenció szerint plusz és mínusz egynek. Hogy az eredeti nullszint csúszkálásának hatását kiegyenlítsék, ezt az elsődleges sorozatot összehasonlítják egy determináltan váltakozó +1, -1, +1, -1, +1, -1, +1, -1... sorozattal, és +1 ott lesz, ahol a két összehasonlított szám egyezik (tehát vagy mindkettő +1, vagy mindkettő -1).

Schmidt generátorában a számsorozatot 30 és 300 szám/másodperc sebességgel lehetett előállítani. A kísérleti személyek kétféle visszajelzés közül választhattak. Az egyik hang volt, fejhallgatóval a bal, illetve a jobb fülbe adott kattanás formájában. 30-as sebességen ezeket külön-külön hallották, a 300-ason pedig a két összefolyó hang viszonylagos intenzitásából érezhették, hogy pillanatnyilag melyikük van többségben. A másik lehetőség vizuális volt, egy tárcsás kijelző mutatója állt be folyamatosan az aktuális találataránnyal arányos távolságra a középtől. Mechanikai tehetetlensége miatt a mutató még a 30-as sebességen is folyamatosan mozogni látszott, és Schmidt a mozgás csillapítási tényezőjét úgy állította be, hogy látványra a kétféle sebességű üzemmód megkülönböztethetetlen legyen.

A kísérleti személyeket ismét szűrte, ekkor még csak a lassú generátoron. Az előkísérletben húszan végeztek 3000 – 5000 próbát a két sebesség és a két visszajelzési üzemmód mind a négy kombinációjával. Összesítve a találatarány 51,4% lett (Z = 4,03), külön az auditív visszajelzéssel 51,5% (Z = 3,2), a vizuálissal 51,4% (Z = 2,48). (Remélem ebből Önök már rögtön arra gondoltak, hogy az auditív visszajelzéssel több próba volt.) A főkísérletre hat személyt választott ki. Ők egy ülésben 10 és 40 közötti számú, egyenként kb. 3 másodpercig tartó menetet végeztek, ahol a meneteket 5 – 40 másodperces szünetek választották el egymástól. A gyors és a lassú üzemmódot ülésenként váltogatták.

Ezek a részvevők tudták, hogy itt kétféle sebességről van szó, de hogy mikor melyikkel van dolguk, azt csak az auditív visszajelzésnél volt módjuk kitalálni. Mindegyikük bármikor tetszés szerinti visszajelzést választhatott, és minden tervezett ülés előtt néhány nemhivatalos „bemelegítő" menettel felmérték, hogy megfelelő állapotban van-e a kísérlethez. Ha bármi kétely merült fel, az ülést elhalasztották.

A menetek teljes száma a két üzemmód és a kétféle visszajelzés mind a négy kombinációjában 200 volt; 1 menet a lassú üzemmódban 100, a gyorsban 1000 próbából állt (a gyorsban azért tízszer többől, hogy az aktuális üzemmódra a menet idejéből se lehessen következtetni). A kapott találatarányok (%-ban) és mellettük zárójelben a Z-értékek az 5.3. táblázaton láthatók:

	Lassú auditív	Lassú vizuális
Gyors auditív	51,4 (3,90)	51,9 (5,28)
Gyors vizuális	50,36 (3,20)	50,39 (3,46)

5.3. Táblázat. Schmidt kétsebességes kísérletének eredményei.

Megjegyzendő, hogy a vizuális visszajelzésnél a lassú és a gyors üzemmódban ugyanaz a három részvevő szerepelt, egyénenként a kettőben közel azonos próbaszámmal. Így itt a sebesség hatását megbízhatóan össze lehet vetni pszichológiailag azonos körülmények között. Az auditív visszajelzés esetében a két üzemmód adatai részben más személyektől származnak; ahogy azonban a táblázatból leolvasható, a két üzemmódban kapott eredmény viszonya gyakorlatilag nem függ a visszajelzés módjától.

A sebesség hatása viszont a kísérletben egyértelműen kijött. A találatarány az összes lassú menet összesítésében 51,6%, ugyanez a gyors menetekre 50,37, közöttük a különbségi Z értéke 4,75, ami legalább $\alpha = 0{,}0001$ szinten szignifikáns. (Sőt, bizonyára még erősebben, mert ekkora hibavalószínűség a táblázat 3,9-es végéhez tartozik.) A két üzemmódban kapott Z és vele a szignifikanciaszint alig különbözött egymástól, mivel a gyors menetekben ugyanannyi idő alatt tízszer annyi próbát végeztek, így statisztikailag a több próba nagyrészt kiegyenlítette a kisebb találatarány hatását. Nem vált be tehát Schmidtnek az a reménye, hogy gyors generátorokkal ki lehet használni a nagy minta előnyeit. Akkoriban a parapszichológusoknak más szempontjuk még nem volt – mint már említettem, az egész témában leginkább csak a lélek meg az anyagtalan elme „bizonyítása" érdekelte őket, a jelenségek természete sokkal kevésbé –, ezért ezt a kísérletet sokáig nem ismételték meg, és eredménye gyakorlatilag feledésbe merült. Mi azonban tartsuk észben, mert később fontos lesz: Schmidt kísérleti személyei *a lassú generátorral markánsan nagyobb találatarányt értek el, mint a gyorssal*.

5.33. Egyszerű és összetett generátor

Ebben az időben kezdett kialakulni Schmidtnek az a hipotézise, hogy a PK működése nem függ a befolyásolt rendszer fizikai jellegétől, csak attól, hogy a befolyásoló személy mit akar elérni. Saját szavaival: „Úgy látszik, hogy kockákra, elektronikus berendezésekre és más eszközökre irányuló

PK-kísérletek egymáshoz hasonló eredményt mutatnak, bármi is az illető berendezés. Ez felveti a kérdést, hogy vajon egy PK-teszt kimenetele független-e a véletlen eseményeket előállító rendszer szerkezetétől és a benne zajló véletlen folyamat természetétől" (Schmidt 1974a, 47. oldal). („PK tests with dice, electronic equipment, and various other devices appear to have produced scoring of comparable magnitude regardless of the nature of the testing device. This raises the question of whether or not the outcome of a PK test is independent of the structure of the randomizer and the nature of the underlying random process.") Ezt a tulajdonságot később úgy hívta, hogy a PK **célvezérelt** (angolul goal-oriented vagy goal-directed, Schmidt 1974c), akárcsak azok a technikai berendezések, amelyek egy fizikai változó (pl. hőmérséklet, nyomás stb.) értékét egy állandó sávon belül tartják. Ott persze ismert az a visszacsatolásos szabályozó folyamat, amelynek révén a cél megvalósul, hiszen e szabályozás eszközeit magunk állítjuk elő. A PK-val kapcsolatban ilyen folyamatot nem ismerünk, és Schmidt egyelőre nem is tételezett fel róla semmit a létezésén kívül.

Következő kísérletében (Schmidt 1974a) arra kérdezett rá, hogy az elért PK-hatás nagysága függ-e a befolyásolt rendszer fizikai komplexitásától. A komplexitást itt az jelentette, hogy a visszajelzett számot hány elemi eseményből állítják elő. Az „egyszerű" üzemmódban egyből, akárcsak az eddigi véletlenszám-generátoros kísérletekben: a három másodpercenként előállított számok mind megfeleltek egy-egy visszajelzett eredménynek. Az „összetett" üzemmódban viszont a generátor három másodperc alatt száz véletlen számot állított elő, és az eredmény a többségbe került szám lett. (Holtverseny esetén a próbát kihagyták.) Az egyszerű generátor radioaktivitásos, az összetett zajdiódás elven működött. Egy előre magnószalagra vett véletlenszám-sorozat felhasználásával külön áramkör döntötte el, hogy a berendezés melyik próbában melyik generátor eredményét jelezze vissza és jegyezze fel; ezt a kísérlet alatt sem a kísérleti személy, sem a kísérletvezető nem tudta megállapítani, de a két üzemmódban elért eredményt a berendezés külön összesítette.

A visszajelző panel, helyileg elkülönítve magától a generátortól, ezúttal egyszerűen két lámpát tartalmazott, egyet-egyet a találat és a hibázás jelzésére. Ezeket a kísérleti személy a panelen tetszés bárhova felerősíthette, sőt akár a szoba falára is, és többféle színű villanykörték közül választhatott. Minden egyes próbát pedig maga indított egy kapcsolóval. Egy ülésben a részvevők tetszés szerinti számú próbát végezhettek, és közben bármikor tarthattak szünetet. Csak a kísérlet próbáinak teljes száma volt előre meghatározva.

Az első kísérlet négy részvevőjét Schmidt azok közül választotta ki, akik előző kísérleteiben sikeresnek bizonyultak. A próbák száma 1000 volt, amiből az egyszerű üzemmódra 515, az összetettre 496 jutott. Az egyszerű üzemmódban a részvevők összesítve 58,0% találatarányt produkáltak (Z = 3,66), az összetettben 51,2%-ot (Z = 0,54). A kettő között a különbségi Z = 2,2, ami 0,05 szinten szignifikáns.

A második kísérlet három szakaszból állt, részben különböző részvevőkkel, akik csak az első szakaszban tudták, hogy itt két különböző generátor összehasonlítása a cél. A próbák számát Schmidt mindhárom szakaszban 1000-re tervezte, de ezt végül kevéssel túllépték. (A többlet ez eredményt lényegében nem befolyásolta.) Az eredmény látható az 5.4. táblázaton:

	Egyszerű	Összetett	Együtt
Próbák	1695	1609	3304
Találatarány (%)	55,3	53,8	54,5
Z	4,4	3	5,2

5.4. táblázat. A kétféle komplexitású generátorral végzett kísérlet eredményei.

A két üzemmód eredménye nem különbözött szignifikánsan. (Z = 0,99, ha pedig az első kísérlettel is összesítjük, Z = 1,85.) Schmidt ebből levonta az alábbi következtetést, amit ő **ekvivalencia-elvnek** nevezett:

Ha két rendszer olyan véletlenszerű jeleket ad ki, amelyek PK nélkül statisztikusan egyenértékűek (azaz megkülönböztethetetlenek), akkor a PK egyforma mértékben hat rájuk, feltéve, hogy érzékszervileg egyenértékű feltételeket alkalmazunk.

Ez az elv hamar népszerű lett az akkori tudományos parapszichológiában, pedig átfogó jellegéhez képest elég bizonytalan tapasztalati alapon áll. Schmidtnek ezt a kísérletét azóta sem ismételte meg senki, ebben pedig a kétféle üzemmódbeli találatarány különbsége, ha nem is szignifikáns, elég nagy ahhoz, hogy gyanús legyen. Kiváltképp ha tudatában vagyunk a másodfajú statisztikai hiba lehetőségének: annak, hogy a nullhipotézist (ez esetben a két üzemmódban kapható eredmény azonosságát) elfogadjuk, noha az nem igaz. Még az a tény sem ejtett senkit gondolkodóba, hogy az első kísérlet szignifikáns különbséget mutatott, a kettő együttes különbségi Z-je (1,85) szerint pedig a nullhipotézis elvetése mindössze α = 6,5% valószínűséggel lett volna hibás. Dehát akkoriban a célvezéreltség gondolata igen vonzónak tűnt; én például még 1989-es *Utazás Paramerikában* című könyvemben is úgy írtam róla, mint a legígéretesebb elméleti irányról a pszí-jelenségek magyarázata felé vezető úton.

De még ha el is fogadjuk az egyszerű és az összetett generátorral kapott eredmények statisztikai egyenlőségét, akkor is van rá egy másik, egészen egyszerű magyarázó hipotézis. Maga Schmidt néhány régebbi cikkében már utalt arra a lehetőségre, hogy itt esetleg nem PK működik, hanem prekognitív időzítés: a mindenkori következő próbát akkor indítják, amikor a generátor magától a kívánt számot adja ki, befolyásolás nélkül. Nos, hogy ha így van, akkor itt semmi különbséget nem várhatunk a két üzemmód között. Jókor kell a próbát indítani, vagyis amikor a következő szám +1 lesz, amit aztán majd látunk a visszajelző lámpán; hogy ez a +1 miféle generátorból jön, az nyilvánvalóan mindegy. Érdekes (és bevallom, számomra kicsit lehangoló), hogy komplexitás-kísérletéről írt cikkében Schmidt ezt az eshetőséget már nem említette meg.

5.34. PK tárolt véletlen számokon

„Ha az ESP nemkauzális olyan értelemben, hogy egy véletlen esemény kiválthat egy időben korábbi hatást (a kísérleti személy helyes választását), akkor esetleg számba kell vennünk annak lehetőségét, hogy a PK is nemkauzális olyan értelemben, hogy egy véletlen folyamatot befolyásolni lehet a kísérleti személy későbbi törekvésével" – írta Schmidt következő cikke (Schmidt 1975) bevezetőjében. („If ESP is noncausal in the sense that a future random event may produce an earlier effect (the subject's correct response), we may have to consider the possibility that PK is noncausal in the sense that a present random process may be affected by the subject's PK effort made at some future time.") Ezen az analógián alapszik az a – még a parapszichológiában is váratlan – ötlete, hogy PK-val befolyásolni próbáljon olyan véletlen jelsorozatot, amely nem a befolyásolás időpontjában születik, hanem valamikor *a befolyásolás előtt*.

Technikailag a dolog egyszerű volt: +1-eket és -1-eket előállító véletlenszám-generátorával jelsorozatot állított elő, ezt magnószalagra vette, és később lejátszotta a kísérleti személyeknek olyan visszajelzéssel, mintha a jelek akkor jönnének a generátorból. A feladat pedig ugyanaz volt, mint korábban, vagyis hogy a kiválasztott „jó" jelből több legyen a másiknál.

Néhány felderítő jellegű kísérlet után (a cikkben ezeket is valamennyire részletezi) három „hivatalos" sorozatot végzett három különböző módszerrel, mindháromban a múlt felé ható PK-hatást célozva meg.

Az első kísérletben szimultán generált és előre felvett véletlen számok befolyásolását hasonlította össze. A felvett számokat tartalmazó magnószalagokat véletlenszerű döntéssel két csoportra osztotta, kísérletiekre és kontrollokra, amelyekből értelemszerűen csak a kísérletieket játszotta vissza a részvevőknek. Szimultán befolyásolás szándékával két sorozatot végzett, 20, illetve 30 személlyel, majd az utóbbiak részt vettek egy harmadik sorozatban előre felvett számokkal. (A cikkben nem írja, hogy ők erről a változtatásról tudtak-e, de valószínűleg nem, mert hangsúlyozza a szimultán és a felvett üzemmód azonos feltételeit.) A két szimultán sorozatban az eredmény Z = 3,34 és 3,59 lett, a felvettben Z = 3,14. A kontrollszalagokon semmi hasonló hatás nem mutatkozott (Z = 0,40). Remélem, most már nem kell külön számítással bemutatnom, hogy a három kísérleti Z között nincs szignifikáns különbség.

A második kísérlet két szempontból eltért az elsőtől. Egyrészt itt a szimultán és a felvett számok egyesével össze voltak keverve a meneteken belül: a visszajelzett sorozat minden páros sorszámú tagját a generátor akkor állította elő, míg a páratlan sorszámúak a tároltak közül érkeztek. (Igazából így lett volna célszerű csinálni már az első kísérletben is; két üzemmód időbeli elkülönítése mindig kockázatos a találatarány időfüggése miatt, lásd 3.5. alfejezet.) Másrészt minden felvett számot a berendezés *négyszer* játszott vissza a sorozat különféle helyein. Ezzel Schmidt azt a feltételezését akarta igazolni, hogy ha egy felvett szám befolyásolására valaki többször koncentrál, akkor a befolyásolás sikeresebb lesz. 30 jelentkező közül kiválasztott 20 személy eredményei szerint igaza is lett, ahogy az 5.5. táblázaton látható:

	Szimul-tán	Négyszer visszaját-szott
Próba	20480	5120
Találattöbblet	167	151
Találatarány (%)	50,82	52,95
Z	2,33	4,22

5.5. táblázat. Schmidt visszaható PK-kísérletének eredményei.

A négyszer visszajátszott számok véletlen feletti találataránya (2,95%) tényleg közel négyszer akkora, mint a szimultán számoké (0,82%). Vegyük észre ugyanakkor, hogy ez az utóbbi 0,82% többlet gyanúsan kicsi a Schmidt által rendszerint elért többletekhez képest, még kisebbet csak a gyors-generátoros kísérletrészben láttunk (5.32. alfejezet). Ennek a ténynek majd akkor lesz jelentősége, amikor ezekre a kísérletekre vázolni fogok egy másik alternatívát Schmidt saját értelmezésével szemben.

A harmadik kísérletben a felvett számok közvetlenül nem kerültek kapcsolatba a részvevőkkel, hanem azt határozták meg, hogy nekik a feladat egy-egy próbában (Schmidt saját szóhasználatával) „könnyű lesz vagy nehéz". Konkrétan: itt két véletlenszám-generátor működött, egyik a jó számot 7/8 valószínűséggel, a másik ugyanazt 1/8 valószínűséggel állította elő. Nyilvánvaló, hogy a kísérleti személyeknek az volt a kedvező, hogy minél több próbában az első („könnyű") generátor működjön. Hogy mikor melyik működött, azt szabta meg a felvett véletlen számok sorozata. Ha tehát azt akarták, hogy minél több „könnyű" próbájuk legyen, érdemes volt ezt a sorozatot visszamenőleg befolyásolniuk.

Ezzel a módszerrel Schmidt végzett egy elő- és egy főkísérletet. Az előkísérlet 2560 próbájából a felvett véletlen számok 1341-ben döntöttek a „könnyű" és 1219-ben a „nehéz" generátor mellett; erre Z =

2,41. A főkísérlet 10240 próbájából pedig 5223 lett „könnyű” és 5017 „nehéz” (Z = 2,03). Az összesített Z = 2,89 ismét szignifikáns 0,01 szinten.

Ha a kísérleti személyeknek ilyen jól sikerült PK-val elérniük, hogy a véletlen szerintinél sokkal több „könnyű” próbájuk legyen, akkor természetesen azt várjuk, hogy az így önmaguknak teremtett esélyt ki is használják, vagyis kiváltképp a könnyű próbákban tényleg számottevően a véletlenen felüli eredményt érnek el. Most jön a meglepetés: nem így történt. A könnyű generátorral összesítésben elért találatarányuk 87,29% volt, *kisebb* a véletlen szerinti 87,5%-nál; a nehéz generátorral a találatarány 12,71%, de ez legalább meghaladja a véletlen szerinti 12,5%-ot. Együtt persze így is 51,0%-ban kaptak „jó” számot, de ez teljes egészében a kétfajta próba egyenlőtlen gyakoriságának köszönhető: ha mindkét generátor pontosan a véletlen szerint generált volna „jó” és „rossz” számokat, vagyis 7/8, illetve 1/8 valószínűséggel, akkor az adott megoszlásukban ugyanez az 51,0% összesített találatarány jött volna ki. Ha tehát a helyzetet Schmidt értelmezése szerint értékeljük – vagyis feltételezve, hogy itt a kísérleti személyek működtették saját PK-jukat –, akkor azt látjuk, hogy ők *kizárólag* az előre felvett számok generálását befolyásolták, a nekik közvetlenül visszajátszottakét egyáltalán nem. Véleményem szerint ez elég furcsa eljárás *az ő szempontjukból*; annál természetesebb viszont Schmidtéből, aki az egész kísérlettel azt akarta bizonyítani, hogy a véletlenszám-generátorok befolyásolhatók időben hátrafelé ható pszichokinézissel. Neki csak az volt fontos, hogy az előre felvett sorozat mutasson szignifikáns eltérést a véletlenszerűségtől. (Visszaköszönnek a csótányok, ugye? Velük kapcsolatban is arra a következtetésre jutottunk, hogy a kapott hatás forrása valószínűleg maga a kísérletvezető volt.) Hogy ő milyen módon fejthette ki a hatást, arra még visszatérek a Princetoni Egyetemen végzett munka ismertetése után, az ottani eredmények fogják ugyanis a legerősebb érvet szolgáltatni saját hipotézisem mellett.

Schmidtnek ezt a kísérletét a következő két évben háromszor ismételték meg, részben az övétől különböző eljárásbeli részletekkel (Millar 1976, Houtkooper 1977, Davis és Morrison 1977), de mindháromszor vagy sikertelenül, vagy (Houtkooper) két sorozatban egymásnak ellentmondóan. Schmidt viszont ismét szignifikáns eredményt kapott több replikációs kísérletben. Egyikben (Schmidt 1977) ismét új hang-visszajelzést alkalmazott, ahol a hang magassága függött a generált számoktól, és a feladat a hang magasítása vagy mélyítése volt (összesített Z = 3,56). Egy másikban (szintén Schmidt 1977) négy személy próbálta befolyásolni ugyanazt az előre felvett véletlenszám-sorozatot; itt nem kaptak szignifikáns eltérést a véletlentől. Egy harmadikban (Terry és Schmidt 1977) a felvett véletlen számok a hangjelzések közötti időtartamot határozták meg, és a kísérlet hipotézise szerint a hangokra való várakozás arra késztette a kísérleti személyeket, hogy az időtartamokat PK-val csökkentsék. Itt tehát öntudatlan PK-ról volt szó, azaz lett volna, mert a kísérletnek ez a része nem adott szignifikáns eredményt. A próbák egy részén végzett tudatos PK-befolyásolás viszont annyiban sikeres lett, hogy szignifikáns pszí-hibázással végződött. Egy negyedik kísérletben (Schmidt 1978b) kellemes fény-visszajelzés időtartamát határozták meg fele részben szimultán, fele részben tárolt véletlen számok; a kétfajta véletlen szám generálását a kísérleti személyek ugyanolyan mértékben tudták befolyásolni (Z = 3,12 és Z = 2,91). Felhívom a figyelmet arra, hogy ezekben a kísérletekben Schmidt már nem érte el a részéről korábban megszokott, imponáló szignifikanciaszinteket, tehát nála is fellépett ugyanaz a „hosszútávú csökkenési hatás”, mint a Rhine-intézet ESP-ábrákkal dolgozó kutatóinál.

Amiben ezekkel a felvett számokkal kapcsolatban valószínűleg igaza volt, az a többször kifejtett véleménye, miszerint a visszamenőleges befolyásolás minden eddiginél csalásbiztosabb módszer a kísérleti személyek részéről. A tárolt véletlen számok sorozatáról ugyanis a kísérletvezető rögtön a generálás után másolatot készíthet, amivel a kísérleti személyek soha nem kerülnek kapcsolatba, és a végén a „jó” és „rossz” számok mennyiségét ezen a másolaton számolja meg. A kísérleti személy pedig akár hazaviheti a berendezést, amely a számokat visszajátssza neki, és otthon akkor játszhat vele, amikor erre a leginkább kedve van. Ez a körülmény pszichológiailag nyilván igen kedvező – már amennyiben itt tényleg pszichokinézis történik, és azt tényleg a kísérleti személy fejti ki.

5.35. Pszeudo-véletlenszámok magszámainak visszaható befolyásolása

A visszamenőleges PK sikerei után Schmidtnek kialakult az az elméleti hipotézise, miszerint a pszichokinézis mechanizmusára a kvantumelmélet egyik speciális értelmezése alapján lehet ígéretes fizikai modellt alkotni, amelyben kulcsszerepe van a kvantumrendszerek emberi megfigyelésének. Amikor például egy véletlenszám-generátor működését visszamenőleg akarjuk befolyásolni, erre a hipotézis szerint csak úgy van esélyünk, ha a generált véletlen számokat senki nem ismeri meg a befolyásolás időpontja előtt. Következő kísérletében tehát a visszamenőleg befolyásolandó számok egy részét valaki megfigyelte, másik részét nem. Tett azonban a helyzetbe még egy csavart, ami a parapszichológiában szintén újdonságnak számított: az úgynevezett pszeudo-véletlenszámok használatát.

5.351. Pszeudo-véletlenszámok és algoritmikus véletlenszám-generátorok

A latin „pszeudo” előtagot magyarul „ál”-nak szokás fordítani; például aki a tudományos parapszichológiát áltudománynak tartja, az angolul „pseudoscience”-t mond. Eszerint a pszeudo-véletlenszám ál-véletlenszámot jelent. Annyiban ez reális, hogy ezeket a számokat nem természeti kvantumfolyamat hozza létre, hanem egy matematikai algoritmus, tehát elvileg determináltak, úgyhogy a kiindulási paraméterek és számítási lépések ismeretében előre kitalálhatók. Annyiban azonban a név félrevezető, hogy ha egy sorozatukat megfigyelve csak maguk a számok ismertek egy adott lépésig, akkor az előző számokból a következő nem határozható meg, mert statisztikailag azoktól független. Mindjárt elmagyarázom részletesebben, hogy ez a helyzet miképp áll elő.

A véletlenszám-algoritmusok lényege, hogy egész számok egy széles tartományán belül sorra az összes számon végigfutnak, minden számot az előzőből képezve ugyanazzal a számítási eljárással. Ezt a végigfutást először megmutatom egy olyan példán, amely a mi céljainkhoz még túl egyszerű, viszont könnyen érthető. Legyen a kiválasztott tartomány 1 és 100 közötti (ez 99 darab számot jelent), kezdjük a sorozatot 1-gyel, és az algoritmus a következő: az utoljára képzett számhoz mindig adjunk 9-et, és ha az eredmény nagyobb száznál, akkor ezt a százat vonjuk ki belőle. A sorozat tehát úgy kezdődik, hogy 1, 10, 19, 28, … 91, 100. Ezután a következő szám 109 lenne, de ebből a kivonással 9 lesz; majd a sorozat folytatódik tovább, mint 18, 27, 36, … 99, (ismét kivonással) 8, 17, stb. Látszik, hogy az első számjegyek növekedésével párhuzamosan a második számjegyek mindig eggyel csökkennek, és az egyszámjegyűek is tizenegy darabos csoportonként mindig egyet lépnek kilenctől visszafelé. Kilenc darab ilyen tizenegyes csoport után visszajutunk 1-hez, és ezalatt mind a 99 szám pontosan egyszer sorra került.

Az így generált számok sorrendje persze a legcsekélyebb mértékben sem véletlenszerű, hiszen mindegyikről pontosan tudni lehet, hogy melyik másik után következik. Sőt, vegyük észre: ez igaz marad akkor is, ha az „adj hozzá kilencet” egyszerű művelete helyett bármilyen komplikált műveletet alkalmazunk! Nem lehet tehát véletlenszerű sorrendet előállítani? Ezekkel a számokkal közvetlenül tényleg nem, de nem is ezek sorozatát alkalmazzák véletlen számsorozatként. Hanem mindegyiket megfeleltetik mondjuk nullának vagy egynek egy másik, úgynevezett „leképezési szabály” szerint. Legegyszerűbb talán az, ha 0 lesz a tartomány első felébe tartozó számokból, 1 pedig a második felébe tartozókból. (Az iménti példában tehát 1, 2, … 49 mindegyike nullát generálna, 51, 51, … 100 pedig egyet, és az ötvenet kihagynánk.) Az algoritmus akkor jó, ha *ezek a nullák és egyek követik egymást véletlenszerűen*. Kicsit matekosabban fogalmazva a követelmény az, hogy a tartomány első vagy második felébe egyaránt ½ valószínűséggel essenek a számok attól függetlenül, hogy az előttük lévők a tartomány melyik felébe estek.

(Látszik, hogy a mi egyszerű példánk ezt a követelményt messze nem teljesíti. Például az első 49-be eső számok közül a 41-nél kisebbek után szintén az első 49-be eső szám következik. Márpedig ezek jó nagy többségben vannak, arányuk 40:9. Itt tehát 0 után sokkal nagyobb valószínűséggel jön 0, mint 1. Az így generált sorozat úgy kezdődik, hogy 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, ... stb.)

A tartomány szélessége a mai számítógépekben legalább 2^{31}. Ez olyan sok számot jelent, hogy ha a generátor másodpercenként ezret készít belőlük, akkor is több mint két napig tart, amíg az összesen végigfut. Konkrét algoritmusokra itt nem térek ki, az érdeklődők jónéhánnyal megismerkedhetnek többek között Lewis és Payne (1973), Lewis (1975), Dudewicz és Ralley (1981) és Marsaglia (1985) munkáiban.

A pszeudo-véletlenszámoknak vannak figyelemre méltó előnyeik a fizikai eljárással generált „igazakhoz” képest. A fizikai véletlenszám-generátort a kísérlet közben rendszeresen tesztelni kell aszerint, hogy az általa készített sorozatok tényleg véletlenszerűek-e, hiszen bármikor elromolhat. A pszeudo-változatot elég egyszer alaposan kivizsgálni, és ha akkor megfelelőnek bizonyul, utána mindaddig megbízhatunk benne, amíg maga az őt futtató számítógép nem romlik el. De akkor majdnem biztosan úgyis fejreáll az egész program; annak valószínűsége elhanyagolható, hogy csak a generált számok válnak kevésbé véletlenszerűvé. További előny, hogy míg a fizikai generátorok mindig más és más sorozatot generálnak, tehát egy kísérletben felhasznált konkrét sorozatukat soha nem lehet pontosan ugyanúgy reprodukálni, a pszeudo-generátor a maga természete szerint ugyanazt a sorozatot adja ki, ha ugyanonnan indítják. Így például a mi területünkön ellenőrizhető, hogy egyes számok nem változtak-e meg pszichokinézis hatására, amit (ha a PK létezik) a fizikai generátorok esetén nem zárhatunk ki. Az ellenőrzés igen egyszerű: ha a PK bármelyik számot megváltoztatja, akkor az eredetivel azonos kezdőszámtól újra indított algoritmus más sorozatot fog produkálni, mint az eredeti. (Már most jelzem, hogy ilyet eddig soha senki nem tapasztalt.) Pszeudo-véletlenszámok sorozatával bármilyen tehetséges „parafenomén” mindössze azt teheti, hogy prekogníció révén ráhangolódik; így ezek használatával elkerülhető az az értelmezési bizonytalanság (prekogníció vagy PK), ami például Schmidt első kísérleteit jellemezte, és aminek természetesen ő is tudatában volt.

5.352. Schmidt pszeudo-véletlenszámos kísérlete

Az algoritmikus generátor itt pszeudo-véletlenszámok 512-elemű folyamatos meneteit generálta, mindegyiket egy olyan számtól kezdve, amelyet viszont fizikai véletlenszám-generátor állított elő. Ezeket a kezdőszámokat megállapodás szerint **magszámnak** hívják (angolul **seed number**). A pszeudo-véletlenszámok generálási sebessége vagy 6 szám/másodperc volt, vagy ennek duplája. Így egy menet a lassú generálással kb. 80, a gyorssal kb. 40 másodpercig tartott. Visszajelzésre mind képpel, mind hanggal több lehetőség volt, és a menetek előtt Schmidt javasolt egy-egy rövid meditációt is. A magszámok felét a számítógép kinyomtatta, és Schmidt hangosan végigolvasta őket; a másik fele a gép memóriájában maradt, azokat nem látta senki (Schmidt 1981).

Schmidt elképzelése szerint itt az történik, hogy a kísérleti személyek pszichokinézissel úgy befolyásolják (visszamenőleg) a generált magszámokat, hogy az azokból kiinduló pszeudo-véletlenszámok sorozataiban a véletlenszerűnél több lesz a kívánt szám. Ez a mechanizmus azonban, ha a kvantummechanikai hipotézis igaz, csak akkor működik, ha a magszámokat a kísérlet előtt senki nem észleli. Ellenkező esetben ugyanis megszűnik kvantummechanikai bizonytalanságuk, és utána már nem befolyásolhatók.

A kísérletben 100 menetet végeztek kiválasztás nélküli, önként jelentkezők, majd további 50 menetet a közülük kiválasztottak (4 személy). Az előbbiek összesítésben Z = 2,19 (α = 0,05), az utóbbiak Z = 3,42 (α = 0,001) eredményt értek el. Az előzetesen megnézett magszámokból induló részsorozatokban a találatszám önállóan is szignifikáns volt, a kiválasztott személyeknél α = 0,01 szinten. Schmidt ebből arra következtetett, hogy mivel a magszámok emberi észlelése nem akadályozta meg befolyásolásukat, a kvantummechanikai hipotézisnek az eredmény ellentmond.

5.36. További kísérletek a kvantummechanikai hipotézis tesztelésére

Az előző alfejezetben ismertetett kísérletnek nemcsak az volt az újdonsága, hogy a magszámok egy részét egy ember megfigyelte, hanem az is, hogy a kísérleti személyeknek a magszámokból kiinduló pszeudo-véletlenszámokat jelezték vissza, nem közvetlenül magukat a befolyásolandó véletlenszámokat. Így fennállt a lehetőség, hogy a kvantummechanikai hipotézis kudarcáért esetleg ez a közvetett jelleg a felelős. Schmidttel ebben az időben már találkoztam személyesen, és tőle tudom, hogy a kvantummechanikai hipotézishez nagy reményeket fűzött. Kézenfekvő volt tehát, hogy az emberi megfigyelés hatását közvetlenebb módon is vizsgálja. A továbbiakban elhagyta az algoritmikus véletlenszámokat, és tudomásom szerint később sem tért vissza rájuk.

Az emberi megfigyelés közvetlen hatásának próbájaként a magnószalagra vett véletlenszámokat két kísérleti személy (S1 és S2) próbálja utólag befolyásolni (Schmidt 1984). Mégpedig egyrészt két különböző sorrendben (S1 előbb és S2 később, vagy fordítva), másrészt egymással egyező, illetve ellentétes irányban. Így négy üzemmódot kapunk, és mindegyikben egy-egy Z-értéket:

Z1: S1 előbb, S2 később, mindkettő +1-többletet akar;
Z2: S1 előbb, S2 később, S1 +1-, S2 -1-többletet akar;
Z3: S2 előbb, S1 később, mindkettő +1-többletet akar;
Z4: S2 előbb, S1 később, S2 +1-, S1 -1-többletet akar.

Mindegyik Z-t +1-többlet esetén tekintjük pozitívnak. Ha a kvantummechanikai hipotézis igaz, akkor a második befolyásolási törekvés garantáltan sikertelen, így várhatóan Z1 = Z2 és Z3 = Z4. Ha a sorrend nem számít, akkor Z1 = Z3 és Z2 = -Z4.

A két személy közül S1 már korábban is ért el szignifikánsan pozitív eredményeket, S2 ekkor vett részt először parapszichológiai kísérletben. Talán nem érdektelen tudnunk, hogy ezúttal S1 maga Schmidt volt. A négy üzemmód mindegyikében 2560 próbát végeztek, 128-próbás menetekre osztva (20 menet üzemmódonként). A részvevők nem tudták (maga Schmidt sem), hogy mikor próbálnak egy-egy számsorozatot elsőként, és mikor másodikként befolyásolni.

Ugyanezt a kísérletet Schmidt megismételte másik S2-funkciójú személlyel, és még előttük úgy is, hogy mind S1, mind S2 ő maga volt. (Ez esetben a Z1 és a Z3, illetve a Z2 és a Z4 üzemmód egybeesik.) A három sorozat eredményei az 5.6. táblázaton láthatók:

Sorozat	Részvevők	Z1	Z2	Z3	Z4
1.	H. S.	1,82	0,71		
2.	H. S. és D. S.	1,75	1,02	-0,28	0,36
3.	H. S. és R. S.	1,03	2,4	0,53	1,25

5.6. táblázat. Eredmények Schmidt kísérletében, ahol a véletlen számokat két személy akarta befolyásolni.

Milyen következtetést lehet levonni ezekből az adatokból? Schmidt meggondolása szerint akkor várható pozitív eredmény, ha S1 (azaz ő maga) az időben első befolyásoló személy, mert ez következik a kvantummechanikai hipotézisből. Ez az eset az első és a második üzemmódban áll elő, így a pozitív eredmény várományosa a Z1 + Z2 változó. Ezt kell a további két üzemmód eredményéhez viszonyítani, amelyben S1 előtt a számokkal valaki más már foglalkozott, és amelyek összesített Z-je S1 szempontjából Z3 – Z4. (Z4 azért szerepel negatív előjellel, mert ekkor S1 -1-többletre törekedett, a mért Z viszont +1-többlet szerint van definiálva.) A nullhipotézis szerint a sorrend nem számít, így (Z1 + Z2) és (Z3 + Z4) egyenlő, különbségük tehát 0. Az első eset (Z1 + Z2)-jéből levonva a második eset (Z3 – Z4)-ét kapjuk az összesített Z = (Z1 + Z2 – Z3 + Z4)/2 változót. (Vigyázat, Schmidt cikkében itt az előjelek tévesen szerepelnek; ez nyilván csak elírási hiba, mert a végeredmény már a jó képletnek felel meg.) Kettővel pedig azért kell osztani, mert az egyes Z-k varianciája 1, így négyük összegének varianciája 4, tehát az összeg szórása 2. Mindez azonban csak a második és a harmadik sorozatban érvényes, mert az elsőben egyedül S1 szerepel. Ekkor a nullhipotézis az, hogy a befolyásolás sorrendje nem számít, tehát az első üzemmód érdektelen; így az összesített Z egyszerűen azonos a második üzemmódban kapott Z-vel.

A három sorozatban kapott Z-értékek: 0,71, 1,7 és 2,07. Ezeket már a szokott módon lehet összesíteni egyetlen standard normál változóvá, azaz a végeredmény $(0{,}71 + 1{,}7 + 2{,}07)/\sqrt{3} = 2{,}59$. Mivel ez szignifikáns 0,01 szinten, Schmidt szerint a kísérlet igazolta a kvantumelméleti hipotézist. Egy lehetséges alternatív következtetésre később visszatérek.

A megfigyelés szerepének egy másik, közvetlenebb tesztjében (Schmidt 1985) a tárolt és később befolyásolni próbált véletlenszámok felét egy aranyhal „figyelte meg” úgy, hogy +1 esetén enyhe áramütést kapott, -1 esetén semmit. Magukról a számokról a kísérleti személyek többféle, választható visszajelzést kaptak. Egy folyamatos menet 128 számból állt, egy „blokk” 64 menetből a hal által megfigyelt és másik 64 menetből nem-megfigyelt számokkal. A kísérletet összesen 16 blokkot, azaz 128*2*64*16 = 262144 bináris számot tartalmazott. Az első 8 blokkban a kísérleti személy egy régebben már kipróbált és sikeres karateoktató volt, a második nyolcban maga Schmidt.

A hal által megfigyelt számokra a véletlenszerűségtől való eltérést jellemző Z változó értéke összesítésben 0,04 lett, a nem megfigyeltekre viszont 3,47 ($\alpha = 0{,}001$). A kettő különbsége is szignifikáns volt 0,01 szinten. Idézem Schmidt cikkének befejező mondatait (Schmidt 1985, 77. oldal):

„Mivel a PK korlátait kevéssé ismerjük, a kísérletvezető torzító PK-jának lehetőségét nem lehet teljesen elhanyagolni egy olyan kísérletben, amely számára különösen izgalmas. Az ilyen kételyek csak fokozatosan ülhetnek el, ahogy a munka folytatódik és az eredményt mások is megismétlik.”

(„With the limits of PK effects not well understood, the possibility of experimenter PK distorting the outcome of a particularly exciting experiment can never be quite dismissed. Such doubts can only gradually disappear as the work is continued and replicated.")

A rossz hír az, hogy Schmidtnek ezt a kísérletét azóta sem ismételték meg.

5.4. Véletlenszám-generátoros parapszichológiai játékok

1983-ban maga Schmidt írt arról a lehetőségről, hogy a parapszichológiai kísérletet be lehetne építeni a már akkor is népszerű videojátékokba (Schmidt 1983): „Némelyik játékot alig kell ehhez megváltoztatni. Amikor a játékos ügyesen beirányozza fegyverét az ellenséges űrhajó felé, egy véletlen pénzfeldobás-szerű döntés meghatározhatja, hogy lövésére az felrobban-e, vagy a lövedék visszapattan róla." („Some games need little change. When the player skillfully guided his missile toward the enemy ship, you can let a truly random cointoss determine whether the ship blows up or the missile is repelled.") Néhány egyszerű játékot tervezett is Atari számítógépre, és ezeket akkori munkahelye, a texasi Mind Science Foundation 15 dollárért forgalomba hozta; a velük kapott eredmények azonban nem ismeretesek.

5.41. Psi Invaders

Az ötlet annyira kézenfekvő, hogy már előtte több kutatónak eszébe jutott. Charles Honorton és Lawrence Tremmel a hetvenes évek vége felé a „Space Invaders" játékból készített kísérletre alkalmas programot (Honorton és Tremmel 1980). Támadó klingon űrhajókra kellett lőni, de sajnos azok el voltak bújva űrbeli akadályok mögé, úgyhogy a találat véletlen esélye ¼ volt. Egy-egy játékban 48 lövés állt rendelkezésre, és 48/4=12 találat fölött a támadók visszavonultak, pont annyi vagy kevesebb találatnál azonban elözönlötték a játékos felségterületét. A találatokat az ellenséges hajó felrobbanásának hangulatos fény- és hangeffektusai jelezték. A hibázások egy részénél a támadó visszalőtt, és fokozatosan súlyosbodó roncsolást vitt végbe a saját űrhajón.

A játéknak volt egy ESP- és egy PK-orientált változata. Az előbbiben egy véletlenszám-generátor minden lövéshez kijelölte négy céltárgy valamelyikét, és ha azt a játékos eltalálta, akkor a játékban is talált. (Honortonék a cikkben nem közlik, hogy a játékosnak konkrétan mire kellett tippelnie és hogyan.) A PK-orientált esetben egyszerre két négyállapotú véletlenszám-generátor működött, és akkor volt találat, ha ketten ugyanazt a számot adták ki. Az ESP-orientált menetek egy részében a generátor a céltárgyat előállította már a lövés előtt (clairvoyance-üzemmód), a másik részében csak utána (prekogníció-üzemmód).

Egy évig tartó kísérletben 443 menetre került sor. Mindet összesítve az eredmény Z = 2,34 lett, ami 0,05 szinten szignifikáns. (Itt nyilván kétvéges próbát kellett alkalmazni, mert előzmények hiányában nem zárhatták ki pszí-hibázás lehetőségét.) Az ESP- és a PK-orientált változat eredménye statisztikailag nem különbözött egymástól. Külön az ESP-üzemmódon belül azonban a teljes hatás a prekogníciós üzemmódra koncentrálódott. Ez azért rejtélyes, mert visszajelzés a clairvoyance-üzemmódban is volt, tehát a kísérleti személyek itt is alkalmazhattak prekogníciót, ha már az jobban ment nekik. Józan ésszel azt várnánk, hogy emiatt a clairvoyance-üzemmódú eredmények csak jobbak lehetnek a prekogníció-üzemmódúaknál. Akkor még ezt a furcsa különbséget el lehetett ütni azzal, hogy bizonyára véletlen volt; ekkora statisztikai hiba nem különösebben valószínűtlen, ha maga az eredmény aránylag gyenge szinten szignifikáns. Csakhogy azóta Honorton tesztelte a két üzemmód különbségét egy kipróbáltan tehetséges kísérleti személlyel (Malcolm Bessent), és ugyanezt kapta (Honorton 1987), méghozzá úgy, hogy menet közben nem tudta sem a kísérletvezető, sem a kísérleti személy, hogy mikor melyik üzemmódban vannak.

A két véletlenszám-generátor közül az ESP-orientált menetekben csak az egyikkel (amely alagútdiódával működött) jött ki pozitív eredmény (Z = 2,82), a másikkal (amely lavinadiódás alapon működött) még a véletlennél is rosszabb (Z = -0,43). Ez utóbbi különbséget szintén nem sikerült értelmezni sem akkor, sem azóta, ráadásul egy párhuzamosan futó másik kísérletben (Tremmel és Honorton 1983) a két dióda közül pont fordítva, a lavinadiódással kaptak sokkal jobb eredményt.

Honortonék eredetileg arra számítottak (nem egyedül), hogy a játék motiváló ereje mentesíti a kísérletvezetőt a kísérleti személyek lelkesítésének feladata alól, és így a különben gyenge kommunikációs tehetségű kutatók is jó eredményeket érhetnek el. Az összesen 443*48=21265 próbában kapott Z = 2,34 ebből a szempontból nem különösebben ígéretes (a hatásméret mindössze $2,34/\sqrt{21265} = 0,016$), hiszen semmivel sem jobb, mint a tipikus ESP-ábrás eredmények, nem is beszélve Schmidt véletlengenerátoros, de nem játékszerű kísérleteinek eredményeiről.

Később Honorton és intézetének dolgozói más játékprogramokat is terveztek (összefoglalva: Berger, Schechter és Honorton 1985, Broughton 1993), de látványos áttörést ezekkel sem értek el. Az összesített találatarány a többi játékban rendszerint gyengébb volt az imént részletezett Psi Invadersnél. Az első, felderítő jellegű sorozatokban kaptak néhány érdekes összefüggést személyiségjellemzőkkel és a visszajelzéssel, amit részben sikerült megismételni egy 60 000 egyedi próbát tartalmazó, célzott kísérletben is (Berger 1986). Ezek a programok tulajdonképpen csak annyiban tekinthetők játéknak, hogy bennük a visszajelzés játékszerű volt; a velük „játszó" kísérleti személyek mindig tudták, hogy parapszichológiai kísérletben vesznek részt, és alapvetően az volt a céljuk, hogy jó kísérleti eredményt érjenek el.

5.42. Véletlenszám-generátoros kísérletek játékszerű visszajelzéssel

Richard S. Broughton és James Perlstrom (1986) a durhami Institute for Parapsychology-ban (ez a Rhine-intézet folytatása, 1980-tól Rhine nélkül) egy kereskedelemben forgalmazott, OINK! nevű számítógépes játékba építette bele a mikro-PK tesztjét. A játékosok képviseletében a gép kockákat dobált (mármint szimulálva a képernyőn), aminek kimenetelét Broughtonék változatában egy véletlenszám-generátor határozta meg. A generátort Dick Bierman fizikus és egyben pszí-kutató készítette az amszterdami Parapszichológiai és Fizikai Kutatóintézetben. Kísérleti személyeik nagy része a közeli Duke Egyetem hallgatója volt; hogy a helyzet még érdekesebb legyen, a szervezők azt mondták nekik, hogy a számítógép össze van kötve a rivális Észak-Karolinai Egyetem géptermével, ahol egy ottani diák játszik. Valójában az ellenfél a számítógép által szimulált játékos volt, akinek találataránya természetesen a véletlen átlag körül mozgott annak rendje és módja szerint. Broughtonék néhány pszichológiai jellemző hatását akarták felderíteni, mindenekelőtt a versenyhelyzet által kiváltott aggodalomét, amit részben a sportpszichológiából kölcsönzött kérdőívvel mértek. Meglehetősen komplikált statisztikai elemzésüket nem részletezem (utána lehet nézni a cikkben), végeredményben azt kapták, hogy az erősebben aggódók enyhén, de szignifikánsan rosszabb PK-eredményt értek el a kevésbé aggódóknál. Ez várható volt, hiszen a kutatók általában ezt a benyomást szerezték már az ESP-ábrás kísérletekben is (3.423. alfejezet). Az összesített találatszám nem tért el szignifikánsan a véletlen várható értéktől, tehát a játékszerű helyzet náluk sem bizonyult különösebben termékenynek.

Ugyanabban az intézetben George Hansen (1990) végzett játékszerű mikro-PK kísérletet. Arra a kérdésre keresett választ, hogy növeli-e a találat valószínűségét, ha ugyanazt a céltárgyat ketten akarják ugyanúgy befolyásolni. Apple II gépek képernyőjén lóverseny zajlott, és a lovak sebességét bináris (azaz két számot, ez esetben 0-t és l-et előállító) véletlenszám-generátor határozta meg, másodpercenként 14,5 frekvenciájú mintavétellel: l-re a soron következő ló lépett egyet, 0-ra nem. A játékosok feladata az volt, hogy a nekik kisorsolt ló minél gyorsabban menjen. Tudtuk nélkül a futamok felében két versenyző ugyanazt a lovat kapta, a másik felében egymással versengőket. Hansen várakozásával ellentétben a „kooperatív" menetekben, vagyis amikor a játékosok ugyanazt a lovat favorizálták, az illető ló lépéseit meghatározó számok között a véletlen szerinti 50%-nál kevesebb 1 volt, bár nem szignifikánsan. Amikor egymás ellen kellett PK-zniuk, saját lovukra a külön összesített eredmény pozitív lett, de a 0,05-ös szignifikanciaszintet ez a találatszám sem érte el. A kettő különbsége kétvéges próbával szignifikáns lett volna (Z = -2,058) az ellentétes befolyásolás javára; mivel azonban Hansen erre nem számított, a statisztikai hipotézist egyvéges próbára állította fel, amely szerint bármekkora negatív Z a következtetés szempontjából nem különbözik a nullától.

5.43. Rejtett ESP videojátékokban

1986-87-ben magam is Honorton princetoni intézetében dolgoztam, többek között kísérleti videojátékok programozásán, és már akkor elkezdtem két olyan játék tervezését, amelyben a parapszichológiai komponens el van rejtve a játékos elől. Egyik karatemeccset utánzott, a másik, „Kvarkok" címmel, hasonlóan lövöldözős volt a Psi Invaders-hez, azzal a különbséggel, hogy nem pszichokinézis, hanem prekogníció vizsgálatára irányult. A véletlen számokat egy algoritmus állította elő (5.351. alfejezet), tehát a véletlentől szignifikánsan különböző eredményt csak úgy lehetett elérni, hogy a játékos közvetlenül az egyik „jó" szám generálása előtt nyomja meg a mintavevő gombot. A Kvarkokban ez értelemszerűen a lövés, a Karatében az ütés vagy rúgás pillanata volt. Mindkét játékban megmaradt az ügyesség szerepe: a célzás egy bizonyos pontosságán belül a játékos mindig talált, csak a pontos és a pontatlan célzás közti határsávban döntött a generált szám. A kísérlet szempontjából a program természetesen csak ez utóbbi próbákat vette figyelembe, míg a teljesítmény szokásos pontozásában és a rekordlista felállításában mindkét fajta (vagyis az ügyességi és a parapszichológiai) találat azonos szerepet játszott. A játékokat az akkor divatba jött Commodore Amiga számítógépre írtam, amelynek a korabeli gépek átlagához képest igen fejlett grafikus lehetőségei voltak (messze megelőzve az IBM-típusú PC-ket), és a képernyőn mozgó alakokat elég könnyű volt programozni.

A két játékot 1987 nyarán próbáltam ki, már itthon egy ifjúsági házban, ahol nyáron mindig sok gyerek nyüzsgött. Az ottani kultúrprogramok szervezője igen segítőkész volt, az Amigát beállítottuk egy terembe, ahol bárki szabadon játszhatott vele. Ráadásul ez még a PC-k rohamos elterjedése előtt történt, a gyerekek nem voltak elkényeztetve az enyémeknél sokkal profibb kivitelezéssel, három dimenzióval és sztereó dübörgéssel. Így elég sok tapasztalatot szereztem arról a kísérlettípusból, amely látszólag szokásos videojáték, és a játékosok ennek megfelelően állnak is hozzá. A játékok parapszichológiai jellegéről a környéken senki nem tudott, még a kultúrfelelős sem; azt mondtam, hogy újonnan fejlesztett játékaimat akarom kipróbálni.

A végeredmény: sem a Kvarkok, sem a Karate találatszáma nem különbözött szignifikánsan a véletlentől, és nem volt semmi gyanús a variancia alakulásában sem. Egyáltalán, semmi jel nem utalt arra, hogy a siker érdekében a gyerekek igénybe vettek volna parapszichológiai képességet. Mivel több napig egyfolytában figyeltem őket, a kudarc okáról van némi elképzelésem, amit persze alapvetően csak szubjektív vélekedés; az viszont tény, hogy ez a rejtett-pszís játékszerű kísérletfajta ez esetben egyáltalán nem bizonyult eredményesnek.

Az okok közül az egyik valószínűleg általánosan érvényes a játékokra, és tulajdonképpen előre gondolhattunk volna rá. Emlékezzünk vissza az ESP fellépésének pszichológiai körülményeire (3.42. alfejezet): ez az erősen koncentráló és agresszív tudatállapot, ami ilyenkor a játékosokat jellemzi, a kísérletekben kifejezetten ellenjavallt. Ide a laza, feszültségmentes elvárás lett volna optimális, ahol az ember bízik a sikerben, de nem erőszakolja azt. A lövöldöző gyerekek ettől az állapottól természetesen igen messze voltak.

A másik ok konkrétan az időzítéses kísérletekre vonatkozik, ahol a lényeg a megfelelő időpont kiválasztása. Be kell vallanom, addig a nyárig én egyszerűen nem tudtam, hogy a gyerekek ezeket a játékprogramokat milyen stílusban kezelik; ha tudom, eleve nem ilyenbe építem bele az időzítést. Ők ugyanis gyakorlatilag egyfolytában lőttek. A felügyelőjük mondta is nekem, hogy újabban kaphatók olyan joystickek, amiken a tűzgombot be lehet akasztani, hogy még nyomni se kelljen, magától tüzel megszakítás nélkül. Maguk a játékok úgy voltak megkonstruálva, hogy a lövés semmibe se került. Talán léteztek másfélék is, ahol mondjuk van egy adott mennyiségű töltény, tehát érdemes odafigyelni arra, hogy az ember csak megfelelő célzás után lőjön, de ott mindenesetre nem ilyenek voltak. A gyerekek pedig természetesen az én programjaimra is a megszokott stílusukat vitték át, noha itt minden lövés pontlevonással járt, amire ugyan felhívtam a figyelmüket, de szemlátomást hiába.

Ennyit az álcázott játékkísérletekről.

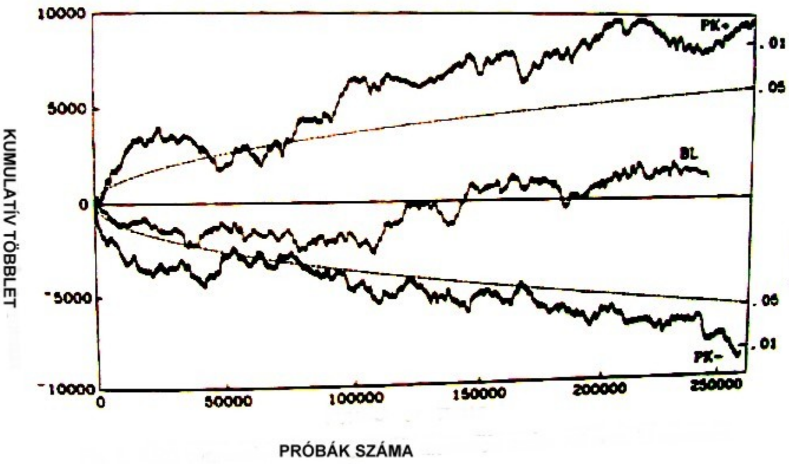
5.5. A Princeton Engineering Anomalies Research (PEAR) program

A cím fordítása: Princetoni Mérnöki Rendellenességek Kutatóprogramja. Nem tudnám tömörebben és autentikusabban összefoglalni, mint ahogy saját vezetői, Robert G. Jahn és Brenda J. Dunne tették 1997-ben (Jahn és Dunne 1997, 209. oldal):

„A PEAR program 18 éve folyamán körülbelül 150 önként jelentkező személy végzett kísérleteket ember és gép kölcsönhatásának széles tartományában, annak vizsgálatára, hogy az emberi szándék hogyan befolyásolja véletlenszerűen működő fizikai eszközök kimeneti viselkedését. Ezek elektromos, mechanikus, folyadékdinamikai, optikai vagy akusztikai eszközök voltak, makro- vagy mikroszkopikusak, az információ kezelése és visszajelzése szempontjából digitálisak vagy analógok. Az adatgenerálási sebesség széles tartományban változott."

(„Over the eighteen year history of the PEAR program, some 150 volunteer operators have performed a wide range of human/machine experiments designed to assess the influence of human intention on the output behavior of a variety of random physical systems. These devices are electrical, mechanical, fluid dynamical, optical, and acoustical in character; macroscopic or microscopic in scale; digital or analog in their information processing and feedback displays. They generate data over a broad range of rates.")

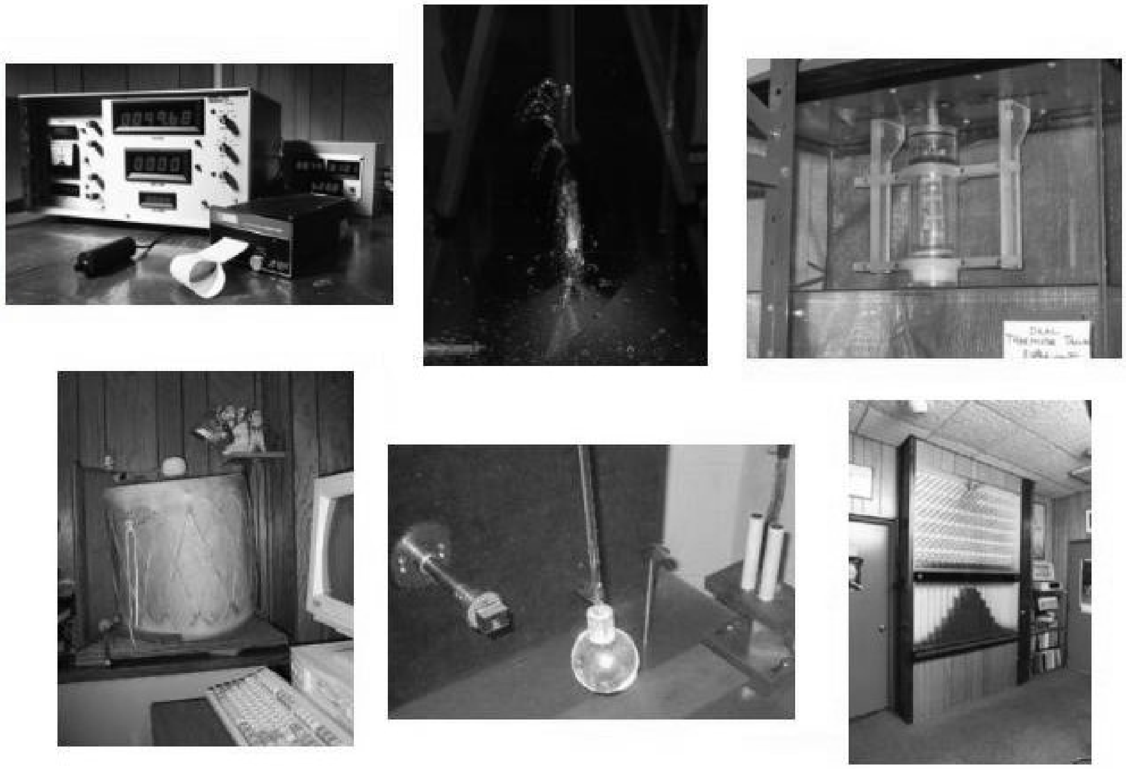
Jahn és munkatársai tehát mikro-pszihokinézist vizsgáltak. Alapmódszerük az úgynevezett **tripoláris protokoll** volt, amelyben a befolyásolás szándéka szerint három üzemmódot variáltak: a pozitív üzemmódban a -1-nek és +1-nek nevezett véletlenszámok közül a +1-nek kellett többségbe kerülnie, a negatívban a -1-nek, az alapszint-üzemmódban (angolul „baseline mode") egyiknek sem. E harmadik üzemmód célja tehát szándékosan a véletlenszerű eredmény volt. (Természetesen az alkalmazott véletlenszám-generátorok véletlenszerűségét rutinszerűen ellenőrizték a szokott próbákkal emberi szándék távollétében is.) Az üzemmódok jelölése náluk PK+, PK- és BL. Ők nem az egyedi véletlen számokat jelezték vissza, hanem bizonyos mennyiségük (általában 200) összegét, és ezt nevezték egy próbának. Az eredmények megjelenítésére pedig a kumulatív, vagyis egy adott próbaszámig felhalmozódott, véletlenen túli többletet alkalmazták, ahogy az 5.3. ábrán látható (Jahn, Dunne és Nelson 1987).



5.3. ábra. A PEAR programban 1987-ig végzett zajdiódás kísérletek összesített eredménye. A jobboldali függőleges tengely számai a szignifikanciaszintet jelentik.

Jahn és munkatársai legtöbbet az 5.2 ábrán bemutatott zajdiódás véletlenszám-generátorral kísérleteztek. 1997-es összefoglalójuk szerint a kísérletekben generált próbák teljes száma üzemmódonként 2 497 200 volt; ezek összesített eredménye látható az 5.3 ábrán. A PK+ és PK- üzemmód találatszáma különbségi próbával vethető össze (lásd 3.51 alfejezet), ebből a különbségi Z-érték 3,81, ami 0,0001 szinten szignifikáns. Megjegyzendő azonban, hogy mivel ez az imponáló szignifikanciaszint rengeteg próbából állt elő, a találatarány igen kicsit tér el a véletlen szerinti 1/2-től: ahogy az ábráról leolvasható, az eltérés a PK+ üzemmódban körülbelül 10000/2500000 = 0,004, a PK- üzemmódban még ennél is valamivel kevesebb. Csak ezért nem lett volna érdemes évekig dolgozni az egyetem mérnökkarán rendelkezésre álló csúcstechnika bevetésével. Annál is inkább, mert ugyanezt a módszert követve és ugyanezt a technikát alkalmazva egy német – amerikai együttműködésű, 500 000 próbából álló kísérletben az eredmény sem a PK+, sem a PK- üzemmódban nem volt szignifikáns, és a kettő különbsége sem (Jahn és mások 2000).

Csináltak azonban mást is, nevezetesen olyan PK-kísérleteket, ahol nem zajdiódát, hanem egy sor más labilis működésű fizikai rendszert kellett befolyásolni (5.4. ábra, átmásolva a Nelson 2008 előadás anyagából a szerző engedélyével). Ezek közül a golyókról és az ingáról közöltek cikket (Nelson, Dunne és Jahn 1983, 1988; Nelson és mások 1994), illetve Roger D. Nelson beszélt róluk összefoglalóan egy konferencián (Nelson 2008).



5.4. ábra. A PEAR-kísérletekben befolyásolt rendszerek balról jobbra és fentről lefelé sorrendben: zajdióda, szökőkút, termisztor, dob, inga, lefelé hulló golyók.

A golyós kísérletben 9000 kb. golflabda nagyságú, polisztirol golyó hullott lefelé egy olyan, saját vastagságuknál alig szélesebb dobozban, ahol a falból eltérítő szögek álltak ki. Ezeken minden golyó vagy balra, vagy jobbra térült 50 – 50% valószínűséggel. (Ezt a szerkezetet eredetileg Francis Galton brit statisztikus találta ki 1894-ben, és azóta sok helyen használják a Gauss-eloszlás szemléltetésére.) A golyók végül 19 rekeszben gyűltek össze, ahol egy optoelektronikus berendezése megszámolta őket. Az előlap üvegén át a kísérleti személy az egész folyamatot láthatta. Az ő feladata az volt, hogy a golyókat pszichokinézissel vagy jobbra, vagy balra térítse a zajdiódás kísérlet PK+ és PK- üzemmódjának megfelelően, illetve az alapszint-üzemmód szerint hagyja őket befolyásolás nélkül. Így az eredményt hasonlóan kellett statisztikusan kezelni, mint a diódás véletlengenerátornál, csak itt a véletlen eloszlás nem volt olyan pontosan specifikálható, mivel a golyók mozgása a környezeti feltételek (hőmérséklet, légnedvesség stb.) miatt ingadozóbb volt, mint a zajdióda működése. Ezért nem törődtek külön a jobb és bal irányú eltéréssel, csak egyrészt a két üzemmódban mért átlag különbségével, másrészt különbségükkel az alapszint-üzemmódban mért átlaghoz képest. A befolyásolás nélküli eloszlás külön kalibrációs menetekkel mérték ki.

A nullhipotézis természetesen az volt, hogy a PK+ és PK- üzemmódban kijövő átlagos eltérés ugyanakkora, vagyis különbségük egy 0 várható értékű normális eloszlást követ. A szórást azonban most nem lehetett elméletileg meghatározni, épp az imént említett bizonytalanságok miatt. Ez esetben a szabványos módszer az, hogy az elméleti szórást magukból az adatokból mért szórással helyettesítik. Az így becsült szórásnak természetesen van némi bizonytalansága, tehát a kiválasztott elsőfajú hibához tartozó kritikus értékek most nem pontosan a standard normál Z szokásos értékeinek (1,96 stb.) felelnek meg. Hogy ilyenkor mi a teendő, azt külön alfejezetben mutatom meg, mert ez a helyzet – amikor a szórást csak becsülni lehet a mért adatokból – igen gyakori a pszichológiában és általában az élőlényekkel foglalkozó tudományokban, ezért az idevágó statisztikai próba a legnépszerűbbek közé tartozik.

5.51. A t-próba

Emlékezzünk vissza a 2.13. képletre, amellyel egy tetszőleges normális eloszlású változó értékéből a neki megfelelő standard normál Z értékét kiszámíthatjuk:

$$Z(h) = (h - \mu)/\sigma$$

ahol h az eredeti változó értéke, μ az ő normál eloszlásának várható értéke, σ pedig ugyanennek az eloszlásnak a szórásparamétere. Mi ezt a képletet olyankor alkalmaztuk, amikor előbb egy binomiális eloszlást közelítettünk normális eloszlással. Normális eloszlás azonban nemcsak a binomiális eloszlás közelítéseként jön létre; van egy még fontosabb helyzet, amikor szerepet kap.

Egyáltalán, a binomiális típusú változó – azaz a „sikerek” száma olyan próbák sorozatában, amelyeknek csak két kimenetele lehet – eléggé speciális; a legtöbb mért változó nem ilyen, az emberek testmagasságától és más testi jellemzőitől az évente egy területre hulló csapadékmennyiségig. Ezeknek számos (gyakran végtelen sok) lehetséges értéke lehet. A nevük *kvantitatív* változó (szemben a binomiálissal). Meghatározásuk menete rendszerint az, hogy megmérünk belőlük egy mintát (például 100 véletlenszerűen kiválasztott 2009-es magyar újszülött súlyát stb.), és annak számtani átlagát számítjuk ki.

A mért mintaátlag természetesen nem egyenlő a teljes populáció átlagával, amelyből a mintát vettük. Előző példánkban a 100 kiválasztott baba átlagos súlya valószínűleg nem egyezik meg a 2009-ben született összes magyar baba súlyának átlagával. Lehet, hogy véletlenül megegyeznek, ha mondjuk dekagrammra kerekítünk, de a pontosságot növelve előbb-utóbb biztos eltérés lesz köztük. Van tehát a mért mintaátlagnak valamekkora hibája. Ezt a hibát természetes úgy jellemeznünk, hogy megadjuk a mért mintaátlag szórását, amely sok mintát mérve a kapott átlagokból éppúgy meghatározható, mint az átlag (2.11. képlet a 2.33. alfejezetben).

Van egy igen fontos és szerencsés matematikai tény, ami lehetővé teszi, hogy a Z-próbához nagyon hasonlóan haladjunk tovább. Ugyanis **ahogy a minta mérete nő, a mintaátlag valószínűségeloszlása egyre közeledik a normális (Gauss-) eloszláshoz**, függetlenül attól, hogy az eredeti adatok eloszlása mi volt. Általában n = 30 fölött a mintaátlagot gyakorlatilag normális eloszlásúnak tekintik. És egy másik fontos összefüggés: **a mintaátlag szórása egyenlő a mintaelemek szórásának √n-ed részével** (ahol n természetesen a mintaelemek száma). Ezt az $s/\sqrt{n}$ mennyiséget **standard hibának** hívjuk. Nem kell tehát megmérnünk sok mintát ahhoz, hogy a mintaátlag szórását meghatározzuk, ez megtehető az aktuális egyetlen mintánkból is, csak annak szórását kell elosztanunk a mintaméret négyzetgyökével. Így ha $n>30$ és van egy nullhipotézisünk, mondjuk hogy az átlag egy adott M szám, akkor a mintaátlag szórását a standard hibával (a mintaszórás √n-ed részével) helyettesítve egyszerűen a Z-próbát alkalmazhatjuk, ahol a minta mért átlagát m-mel jelölve most

$$Z = (m - M)/(s/\sqrt{n}), \qquad \text{ha } n >= 30. \qquad (5.4)$$

Ezt a matematikai tételt, miszerint az átlag nagy mintákon mindig normális eloszlású, várható értéke megegyezik a teljes populáció átlagértékével, és szórása a mintaszórás √n-ed része, **centrális határloszlás-tételnek** nevezik.

Igen ám, de gyakran nem teljesül az n>30 feltétel. Ekkor sajnos hiába helyettesítünk be az 5.3 képletbe, a kapott változó nem lesz standard normál eloszlású. Ezért a statisztikai névkonvenció szerint nincs is jogunk Z-nek jelölni. Helyette az ugyanígy kiszámított, de t-vel jelölt változóval számolunk, aminek az eloszlását kb. száz éve már meghatározták (hitték volna: a neve **t-eloszlás**), és azóta a t változó tipikus szignifikanciaszintekhez tartozó kritikus értékei táblázatból kikereshetők.

$$t = (m - M)/(s/\sqrt{n}) \tag{5.5}$$

Ahhoz azonban, hogy t valóban t-eloszlású legyen, az eredeti adatoknak (amiket átlagoltunk) normális eloszlásúnak kell lenniük. Ez a feltétel kis minták esetén számít igazán, a mintamérettel harminchoz közeledve a normalitástól való eltérés hatása fokozatosan csökken.

A t változó eloszlása hasonlóan haranggörbe alakú, mint Z-é, csak szélesebb, ezért a kritikus értékek kicsit távolabb vannak az átlagtól. Hogy mennyivel távolabb, az függ a mintamérettől: ez természetes, hiszen mint említettem, n=30 fölött az eloszlás már gyakorlatilag a standard normális eloszlással azonos, így akkor t kritikus értékei megegyeznek Z megfelelő kritikus értékeivel. Itt is használjuk a szabadsági fok fogalmát, mint a chi-négyzet (3.431. alfejezet) és az F-eloszlásnál (3.62. alfejezet): **ha az átlagolt mintaelemek száma n, akkor a mintaátlag t-eloszlásának szabadsági foka n-1**.

A következő táblázat mutatja t kritikus értékeit kétvéges próbához (az első oszlopban a szabadsági fok látható):

	5%	2.5%	1%	0.5%	0.1%	0.05%
1	6.314	12.71	31.82	63.66	318.3	636.612
2	2.920	4.303	6.965	9.925	22.3	31.60
3	2.353	3.182	4.541	5.841	10.2	12.92
4	2.132	2.776	3.747	4.604	7.17	8.610
5	2.015	2.571	3.365	4.032	5.89	6.869
6	1.943	2.447	3.143	3.707	5.208	5.959
7	1.894	2.365	2.998	3.499	4.785	5.408
8	1.860	2.306	2.896	3.355	4.501	5.041
9	1.833	2.262	2.821	3.250	4.297	4.781
10	1.812	2.228	2.764	3.169	4.144	4.587
11	1.796	2.201	2.718	3.106	4.025	4.437
12	1.782	2.179	2.681	3.055	3.930	4.318
13	1.771	2.160	2.650	3.012	3.852	4.221
14	1.761	2.145	2.624	2.977	3.787	4.140
15	1.753	2.131	2.602	2.947	3.733	4.073
16	1.746	2.120	2.583	2.921	3.686	4.015
17	1.740	2.110	2.567	2.898	3.646	3.965
18	1.734	2.101	2.552	2.878	3.610	3.922

19	1.729	2.093	2.539	2.861	3.579	3.883
20	1.725	2.086	2.528	2.845	3.552	3.850
21	1.721	2.080	2.518	2.831	3.527	3.819
22	1.717	2.074	2.508	2.819	3.505	3.792
23	1.714	2.069	2.500	2.807	3.485	3.768
24	1.711	2.064	2.492	2.797	3.467	3.745
25	1.708	2.060	2.485	2.787	3.450	3.725
26	1.706	2.056	2.479	2.779	3.435	3.707
27	1.703	2.052	2.473	2.771	3.421	3.690
28	1.701	2.048	2.467	2.763	3.408	3.674
29	1.699	2.045	2.462	2.756	3.396	3.659
30	1.697	2.042	2.457	2.750	3.385	3.646
32	1.694	2.037	2.449	2.738	3.365	3.622
34	1.691	2.032	2.441	2.728	3.348	3.601
36	1.688	2.028	2.434	2.719	3.333	3.582
38	1.686	2.024	2.429	2.712	3.319	3.566
40	1.684	2.021	2.423	2.704	3.307	3.551
42	1.682	2.018	2.418	2.698	3.296	3.538
44	1.680	2.015	2.414	2.692	3.286	3.526
46	1.679	2.013	2.410	2.687	3.277	3.515
48	1.677	2.011	2.407	2.682	3.269	3.505
50	1.676	2.009	2.403	2.678	3.261	3.496
60	1.671	2.000	2.390	2.660	3.232	3.460
70	1.667	1.994	2.381	2.648	3.211	3.435
80	1.664	1.990	2.374	2.639	3.195	3.416
90	1.662	1.987	2.368	2.632	3.183	3.402
100	1.660	1.984	2.364	2.626	3.174	3.390

5.7táblázat

5.8

Ha például n = 10, akkor a szabadsági fokok száma 9, és a t-táblázatból α = 0,05 elsőfajú hibához $t_c(0,05) = 2,262$ kétvéges kritikus érték tartozik. (Ismétlő feladat: mennyi az ugyanehhez az α-hoz tartozó kétvéges kritikus Z?)

Lássunk egy példát. Az 5.5 táblázat mutatja a PEAR egy elképzelt sorozatának eredményeit a golyós kísérletben. (Azért elképzeltet, mert az egyedi számok a cikkben nem szerepelnek, csak az összesítés.) Minden menet egy balra befolyásolt, egy jobbra befolyásolt és semerre nem befolyásolt részből állt, vagyis a 9000 golyó háromszor zúdult le a szögek között egymás után. A semerre nem befolyásolt rész golyóinak átlagos pozícióját vesszük nullának, és ezt vonjuk ki a másik két rész átlagos végpozícióiból; ezeket a különbségeket jelentik a táblázat Bal és Jobb feliratú oszlopai, az aktuális különbségértékeket százzal szorozva, hogy a számok ne legyenek kényelmetlenül kicsik. (Az ilyen szorzószámok t értékéből úgyis kiesnek.)

Menet	Bal	Jobb
1	-	0,11

	1,56	
2	0,24	0,56
3	-5,23	-3,77
4	0,02	0,59
5	-8,25	0,55
6	0,34	0,86
7	-0,66	-1,34
8	-3,65	2,87
9	-4,24	5,29
10	-0,03	0,82
Átlag	-2,3	0,65
Szórás	2,98	2,51
Standard hiba	0,94	0,79
t	-2,44	0,82

5.8.. táblázat. Egy képzelt sorozat adatai és kiértékelésük t-próbákkal.

Ezt a táblázatot Excelből másoltam ide. Az átlagot nyilván mindenki könnyen ki tudja számítani, a szórást viszont érdemesebb rábízni az Excelre, amelyben erre rendelkezésre áll egy STDEV nevű függvény. Itt például a megfelelő rubrikába beírtam, hogy STDEV(b2:b11) a „Bal" oszlophoz, és STDEV(c2:c11) a „Jobb"-hoz. (Ez utóbbit akár át is lehet másolni az előbbiből.) A standard hiba számítási képlete pedig b13/SQRT(10), ill. c13/SQRT(10) volt.

Látjuk, hogy a balra befolyásolt esetben t értéke -2,44. A negatív előjel várható volt, hiszen az eloszlást balra nyomva az átlagos golyópozíció nyilván csökken. A szabadsági fokok száma 9, tehát a kétvéges kritikus érték 2,262, az eloszlás bal szélén értelemszerűen -2,262. Így a kapott -2,44 szignifikáns 0,05 szinten, a 0,82 pedig nem szignifikáns még 0,05 szinten sem. Ismétlem, ez konstruált példa; a princetoniak golyós kísérletében a véletlen átlagtól való eltérés olyan kicsi volt, hogy ekkora mintán semmi remény nem lett volna a kimutatására.

5.52. Kísérletek többféle fizikai rendszeren

A golyós berendezéssel 87 sorozatban 1131 tripoláris menetet végeztek, ahol egy tripoláris menetnek a balra, jobbra és semerre befolyásolt három összetartozó menet együttese számít. A balra befolyásoltak és a semerre sem befolyásoltak különbségére az átlag -0,0057 volt, a megfelelő t-érték pedig -3,79. Mivel ekkora mintán a mintaátlag már nyugodtan standard normál eloszlásúnak tekinthető, ez a t gyakorlatilag Z, szignifikanciaszintje tehát a Z-próbának megfelelő eljárással állapítható meg; a balra befolyásolt golyók átlagos véghelyzetéről így 0,0001 valószínűséggel állíthatjuk, hogy nem véletlenül tért el balra a semerre nem befolyásolt golyók véghelyzetének átlagától. Jobbra-befolyásolt esetben t = 0,05 lett, ami nyilvánvalóan nem szignifikáns. Ha a balra és a jobbra befolyásolt golyók véghelyzetét egymással vetjük össze, t = 3,89 jön ki, majdnem ugyanaz, mint a balra befolyásoltak és a semerre sem befolyásoltak összevetésénél, és ugyancsak igen közeli a zajdiódás kísérlet összesítésében kapott Z = 3,81-hez.

A többi fizikai rendszerről kevés konkrét adat áll rendelkezésre, de egy összefoglaló cikkben róluk is szó esik. Mégpedig tömören a következő (Jahn és Dunne 1997, 210. oldal) :

„Az eredmények nagysága és jellege viszonylag érzéketlen arra, hogy a véletlenszerűen működő rendszerek mely típusát alkalmaztuk. Bizonyos esetekben a kísérleti személyre jellemző eloszlási tulajdonságok is hasonlóak."

(„The scale and character of the results are relatively insensitive to the particular random device employed. In some cases, the characteristic operator signatures are quite similar from one device to another.")

Jahn és munkatársai ezt az eredményt olyan stílusban közlik, mintha mi sem volna természetesebb, mint hogy golyókat, zajdiódát, termisztort, vízsugarat, dobot és ingát ugyanazzal a hatással egyformán lehet befolyásolni. Nagyvonalúságuk nem előzmény nélküli a parapszichológiában, hiszen már Schmidt sem akadt fenn azon, hogy kísérleti személyei a radioaktív preparátummal és a zajdiódával működő véletlenszám-generátort egyforma hatékonysággal befolyásolták. Ő ezt a PK egyik alaptulajdonságának tekintette, ahogy meg is fogalmazta az ekvivalencia-elvben (5.33. alfejezet):

„Ha két rendszer olyan véletlenszerű jeleket ad ki, amelyek PK nélkül statisztikusan egyenértékűek (azaz megkülönböztethetetlenek), akkor a PK egyforma mértékben hat rájuk, feltéve, hogy érzékszervileg egyenértékű feltételeket alkalmazunk."

A PK oldaláról szemlélve ennek még van is értelme, hiszen a PK működési mechanizmusa (még ha ez a jelenség esetleg létezik is) annyira ismeretlen, hogy róla bármit feltételezhetünk. Node a másik oldalon itt jól ismert fizikai rendszerek vannak, és ha a helyzetet azok felől vesszük szemügyre, a Schmidt-féle ekvivalencia már sokkal irreálisabb. Egy fagolyóra mechanikai erővel kell hatni ahhoz, hogy mozgásában valamerre eltérüljön, egy zajdióda kimenő jelének növelése vagy csökkentése a belső elektromos tér változtatását igényli, egy radioaktív preparátum bomlása jelenlegi tudásunk szerint semmilyen fizikai módon nem befolyásolható, vagyis ha valahogyan mégis, akkor *nem* mechanikai vagy elektromos erővel. A PK azonban mindezeket tudja, oda se neki. Méghozzá egyforma mértékben, és még annyiban is egyformán, hogy az alkalmazó személy egyéni tulajdonságai ugyanúgy érvényesülnek a különféle rendszereken.

Ezzel a felfogással veszedelmesen közel kerülünk a „mindenható szellem" fogalmához, ami a vallásokban és az ezotériákban mindennapos, de létezésére semmilyen valóságosan megfigyelhető tény nem utal. Ezzel együtt nem lehet apriori kizárni, hogy létezik, és hogy a PK-ban az ő tevékenysége nyilvánul meg. Mivel pedig a mai tudományos parapszichológia főáramában a közkeletű világkép tényleg a modern ezotériák világképével rokon, nem meglepő, hogy a kutatók zöme vidáman együtt él egy parttalanul mindenre képes PK elképzelésével. Ebben a világképben nem az oksági összefüggések, hanem az analógiák dominálnak, amit legjobban talán Hermész Triszmegisztosz híres mondása jellemez az asztrológiáról: „Ami fönt van, ugyanaz, mint ami lent van.” A bolygók eszerint nem *hatnak* ránk abban az értelemben, ahogy egy biliárddákó hat a golyóra vagy a mágnes a vasszemcsére, hanem konstellációik és az emberi sors tipikus helyzetei között *párhuzam* érvényesül, és ezért az előbbiek jelzései lehetnek az utóbbiaknak. Így gondolkodva tényleg nem tűnik abszurdnak, hogy egy szellemi befolyás ne függjön a befolyásolt agyagi rendszer konkrét tulajdonságaitól, csak attól, hogy milyen eredményt céloz meg, és a végén milyen eredményről értesül.

A racionális gondolkodás azonban más logikát követ. Amikor a mindennapi életben levest főzünk vagy befoltozunk egy kilyukadt bicikligumit, nem analógiákat használunk fel, hanem oksági összefüggéseket. Hogy a racionális gondolkodás mennyivel hatékonyabb az analógiásnál, az talán leginkább abból az egyszerű tényből látszik, hogy ahol felismerjük egy folyamat oksági összefüggéseit, ott mindenütt azokat használjuk, az analógiák csak az okságilag nem ismert folyamatok kezelésében jutnak szerephez. Az ajtót még a legmenőbb ezoterikus guru is kilinccsel nyitja ki, nem varázsigével. A tudományban és a technikában pedig, ahol döntő követelmény a *megbízhatóság*, kizárólag oksági magyarázatokat fogadnak el; ha egy jelenségkörben pillanatnyilag ilyen nincs, akkor előfordulnak használhatónak bizonyult analógiák, de mindig azzal a távolabbi igénnyel, hogy ezeket visszavezessék oksági folyamatokra.

Ha mindezek tudatában a princetoniak többféle rendszeren végzett kísérleteit szemügyre vesszük, nehéz helyzetbe kerülünk: épp a (mechanikai, elektromos stb.) rendszerek sokfélesége miatt igen kevés esély látszik arra, hogy az emberi szándék és a rendszer működése közt észlelt összefüggést valami közös oksági folyamatra vissza tudjuk vezetni. Amennyiben ragaszkodunk ahhoz a feltevéshez, hogy itt az ember PK-val befolyásolja a fizikai rendszert, fel kell tételeznünk, hogy más és más rendszerre a PK más és más mechanizmussal hat, a rendszer fizikai sajátosságaihoz idomulva. De ekkor miért nincsenek különbségek egyrészt a hatékonyságában, másrészt a befolyásoló személyek egyéni sajátosságainak megnyilvánulásában? Ekkor a PEAR-kísérletekben kapott univerzalitás az egész alapfeltevést megkérdőjelezi.

Nem tudom megállni, hogy a helyzet szemléltetésére ne meséljek el egy viccként forgalomban lévő történetet, ami talán nem való egy tankönyvbe, de szerintem nagyon jellemző. Az orvosnál azt mondja egy páciens: „Doktor úr, komoly bajom van. Ha itt megnyomom, fáj, ha itt, akkor is, ha itt, akkor is... Akárhol nyomom meg magam, belefájdul! Ez valami szörnyű, az egész testre kiterjedő nyavalya lehet, de vajon mi?” Az orvos: „Én már tudom, Uram: Önnek el van törve az ujja!”

Nos, szerencsére van a PK-nak egy ellenhipotézise, amivel a különféle rendszerekkel kapott azonos eredmény sokkal érthetőbb. Ettől persze a hipotézis még nem biztos igaz, csak egy fokkal kevésbé abszurd a pszi-jelenségek alapvető abszurditásán belül. Először Edwin C. May vetette fel (May és mások 1985) „Intuitív adatszortírozás” (Intuitive Data Sorting, IDS) néven, majd a neve „Döntéserősítő elmélet” lett (Decision Augmentation Theory, DAT).

5.53. A mikro-PK kísérletek értelmezése prekogníciónal

Ezt a lehetőséget valójában már Helmut Schmidt is számba vette, csak aztán elfeledkezett róla. Az 5.242. alfejezetben már idéztem idevágó megjegyzését, de most hogy ne kelljen keresgélni, idézem újra: (Schmidt 1970c, 181. oldal):

„ A kísérletet itt PK-kísérletként tárgyaltuk, de az eredmény elvben tulajdonítható prekogníciónak is a kísérletvezető vagy a kísérleti személy részéről. Mivel a generált számok sorozata döntő mértékben függött attól az időponttól, amikor a menet kezdődött, és mivel mindig a kísérletvezető döntötte el, a kísérleti személlyel összhangban, hogy az indító kapcsolót mikor fordítja át, prekogníció révén képesek lehettek a meneteket olyan időpontokban indítani, amelyek kedveztek a kívánt irányú eredménynek.”

May alternatív hipotézise annyival mond ki többet ennél, hogy szerinte ilyen **prekognitív időzítés történik *minden* mikro-PK kísérletben, maga a mikro-PK pedig nem létezik**. A rendszerek működését ilyenkor egyáltalán nem befolyásolják, a véletlenszám-generátor csak dobálja ki a számokat ugyanúgy, mintha befolyásolni senki nem is akarná. A kapott számok között „mindössze” azért nő a kívánt szám gyakorisága, mert a minta számait olyan időpontokban veszik, amikor a generátor magától azt a számot adja ki. A „mindössze” idézőjelét az a körülmény indokolja, hogy ehhez prekognícióra van szükség, hiszen ha a kísérlet módszertanilag helyesen van beállítva, a generátoron semmilyen módon nem látszik, hogy az általa generált következő szám mi lesz.

A prekognitív időzítés hipotézise itt olyan, mint a viccbeli ujjtörésé: az összes észlelt, heterogén jelenséget (a különféle rendszerekkel kapott pozitív eredményt) egyetlen közös okra vezeti vissza. Igaz, ez az ok egész más, mint amit az eredeti kísérletek végzői feltételeztek, azaz nem PK, hanem prekogníció. Mondhatnánk: na és, egyik éppolyan ismeretlen dolog, mint a másik. Ez igaz, csak nem mindegy, hogy a további kutatást milyen irányban és milyen munkahipotézissel végezzük. Ha egy ismeretlen terepen el akarunk jutni távoli végcélunkhoz, a siker egyik feltétele, hogy lehetőleg az odavezető úton induljunk el, még akkor is, ha a további útvonalat részletesen nem látjuk.

Prekognitív időzítést feltételezve Schmidt számos kísérleti eredménye új megvilágításba kerül. Ezt egyszer már említettem az 5.33. alfejezet végén, ahol az egyszerű és az összetett generátor különbségéről volt szó. De nyilvánvaló, hogy a „visszamenőleges befolyásolás” sikere ugyanilyen egyszerűen értelmezhető, és egyáltalán, a prekognitív időzítés minden olyan esetben ugyanazt a várható eredményt adja, ahol az összehasonlított generátorokból ugyanolyan visszajelzés érkezik. Ha a kísérleti személy nem tesz mást, mint egy véletlen jelsorozatból egyesével kikapkodja a szívének kedves számokat, akkor mindegy, hogy az a véletlen jelsorozat milyen forrásból érkezik. Nem részletezem most Schmidt konkrét kísérleteit ebből a szempontból, de az érdeklődő és gondolkodásra kész Olvasónak ajánlom, hogy az 5. 24 – 5.36. alfejezeteket gondolja át újra a prekognitív időzítés feltételezésével. A PEAR golyós, termisztoros stb. kísérleteiben nyilvánvalóan ugyanez a helyzet: aki ott időzített, annak nem kellett alkalmazkodnia a „befolyásolandó” rendszer fizikai tulajdonságaihoz, elég volt ráéreznie azokra az időpontokra, amikor az illető rendszer magától a kívánt jelet adta ki.

Mivel a prekognitív időzítés a PK-tól függetlenül is érdekes és többfelé ágazó téma, részleteivel a következő (6.) fejezet külön foglalkozik.

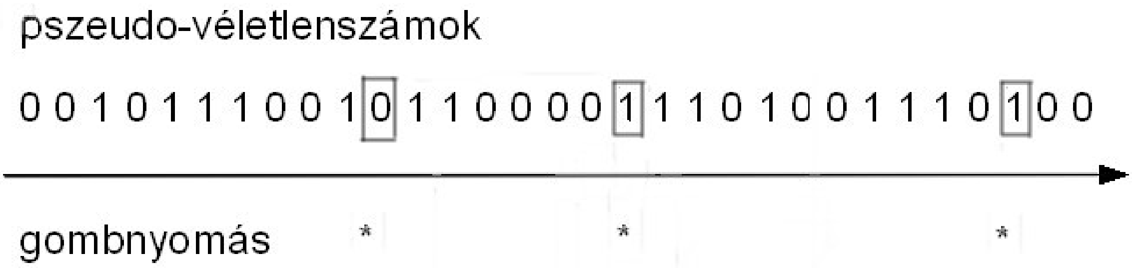
5.4. A véletlenszám-generátoros kísérletek összesített eredménye

Radin és Nelson (1988) a szakirodalomban addig közölt véletlenszám-generátoros PK-kísérletek eredményeit összesítette, 65 szerző 152 cikkének adatai alapján. 597 kísérletet találtak, amelyekből a PEAR 258 kísérlettel részesedett. Az összesített találatarány a véletlen 50% helyett majdnem pontosan 51% volt, ami nem valami látványos többlet, de a nagy minta miatt mégis erősen szignifikáns, a megfelelő Z 6-nál nagyobb (a cikkben számszerű értéket nem közölnek, csak ábrát, de abból ennyi biztonságosan megbecsülhető). A kísérletek egy részében a véletlenszerűség ellenőrzésére olyankor is felvettek adatokat, amikor a generátor kimenetét senki nem akarta befolyásolni, de különben minden körülmény azonos volt a kísérleti sorozatokéval. Ilyen **kontrollkísérletből** Radin és Nelson 235-öt talált, összesített eredményük még az $\alpha = 0,05$ szignifikanciaszintet sem közelítette meg.

6. Prekognitív időzítés

6.1. Egy tipikus időzítés-kísérlet

A prekognitív időzítés spontán esetére már hoztam példát, saját esetemet New Yorkban a Keresztény Ifjúsági Házzal (már ha az nem puszta véletlen volt, ami spontán esetekben soha nem zárható ki). De természetesen vannak kísérletek is. Könnyű olyan számítógépi programot írni, amelyben egy algoritmikus véletlenszám-generátor (lásd 5.351. alfejezet) folyamatosan mondjuk nullát vagy egyet állít elő, és a kísérleti személy gombnyomására kijelzi a közvetlenül azután készített számot (6.1. ábra). A számok közül az egyiket kinevezzük „jó” számnak, és a feladat az, hogy minél többször azt válasszuk ki. A találatot vissza lehet jelezni valami szép ábrával és dallammal, a hibázást pedig értelemszerűen olyasmivel, ami kevésbé vonzó.



6.1. ábra. Prekognitív időzítés pszeudo-véletlenszámok sorozatán

Ebből a típusból egy saját kísérletemet mutatom be, amit a nyolcvanas évek második felében végeztem (Vassy 1990). Az alkalmazott véletlenszám-generátor (Tausworthe 1965, Whittlesey 1968) másodpercenként 114 bináris (azaz 0 vagy 1) számot készített, amelyek közül az 1-et neveztem ki a kívánt számnak; valahányszor a gombnyomás után a generátor kimenete 1 volt, a képernyőn megjelent egy színes ábra, többnyire valami egyszerű animációval kiegészítve. Ugyanakkor megszólalt egy néhány hangból álló dallamocska. A képeket és a dallamokat a program véletlenszerűen választotta ki egy tárolt készletből. 0 esetén a képernyő üres maradt, és csak egy mély, hörrenésszerű hang hallatszott. (Erre azért volt szükség, mert különben nem derült volna ki biztosan, hogy valamelyik billentyűt megnyomták.) A kísérleti személyek mind a kép- mind a hang-visszajelzést be- és kikapcsolhatták tetszésük szerint.

Minden menet 36 gombnyomásból állt, a teljes kísérlet pedig 100 menetből. A kiértékelés statisztikai változója az a

$$h = {}_{i=1}\Sigma^{f}((k_i - Np_o)^2/(Np_o(1-p_o)))$$

volt, amit a 2.431. alfejezetben ismertettem, most $f = 100$, $N = 36$ és $p_o = ½$ paraméterekkel. Ennek a h-nak a nullhipotézis szerint chi-négyzet eloszlása van, esetünkben 100 várható értékkel. Magára a találatszámra nem állítottam be statisztikai próbát, mert már tudtam tapasztalatból, hogy a részvevők között szinte biztosan lesznek pszí-hibázók. (A végén kiderült, hogy most történetesen az összesített Z is szignifikánsan pozitív lett volna, de ez akkor már természetesen nem számított.) A mért h statisztikai próbája esetünkben egyvéges, mert az eloszlás bal farkának, azaz a menet-találatszámok túl kicsi ingadozásának, a feltett kérdés szempontjából nem volt jelentősége.

A 100 formális próba összesen 7 részvevőjét egy szűrőfázisban választottam ki 27 önként jelentkező közül, aszerint, hogy néhány próbamenetben mennyire voltak eredményesek. A formális szakaszban a szűrés alatti meneteiket természetesen nem vettem figyelembe. A szűrőfázis meneteinek teljes száma 178 volt, és a végén az összes (szűrő + formális) menet eredményét is kiértékeltem ugyanúgy, mint a formális menetekét.

A véletlenszám-generátor magszámául 6579201 és 6579300 közötti számokat választottam (az első, azaz 6579201 egy külön véletlen döntés eredménye volt), menetenként eggyel növekvő sorrendben. Minden magszámhoz ellenőriztem a belőle kiinduló sorozat véletlenszerűségét a szokott chi-négyzet próbával (lásd 5.12. alfejezet), 200 darab 500-elemű sorozaton és teljes, 100 000 elemű sorozatukon is. A teszt szerint a sorozatok enyhe tendenciát mutattak arra, hogy bennük a számok eloszlása közelebb legyen az egyenleteshez, mint amennyire a véletlen ingadozások indokolnák; alkalmazásuk során ez természetesen csak a 2. típusú hiba valószínűségét növeli (lásd 2.31. alfejezet), tehát nem állt fenn az a veszély, hogy egy szignifikánsan nagy h a véletlenszám-generátor hibája miatt jöjjön ki.

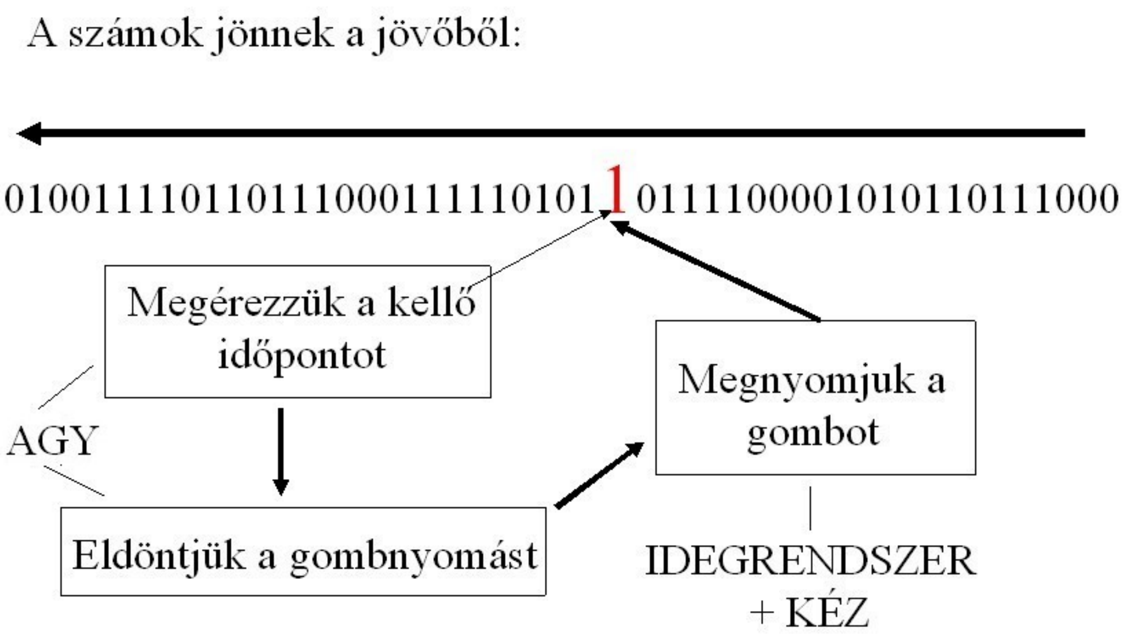
A h változó mért értéke a formális menetekben 136,89 volt, ami a Wilson – Hilferty-féle közelítéssel (lásd 3.431. alfejezet) Z = 2,39-nek felel meg, és szignifikáns $\alpha = 0{,}01$ szinten. Az összes 278 menetre h = 344,11 volt, azaz Z = 2,64, szintén $\alpha = 0{,}01$ szignifikanciaszinttel. Ez első látásra azt jelenti, hogy a szűrés nem volt különösebben eredményes, hiszen a kiválasztottak nem produkáltak szignifikánsabb eredményt a többieknél; a kísérlet elsődleges célja azonban nem az időzítés *tényének* tesztelése volt, hanem egy további kérdés tisztázása, amit mindjárt részletezni fogok, és ahhoz érdemes volt kiválasztani a viszonylag stabil eredményt produkáló részvevőket.

6.2. Az időzített cselekvés fiziológiai bizonytalanságának problémája

Az iménti kísérletben a véletlenszám-generátor 114 számot készített másodpercenként. Ha elképzeljük, hogy a kísérleti személy prekognícióval ráérez az aktuális következő számra, majd közvetlenül valamelyik „jó” szám előtt megnyom egy gombot a billentyűzeten, felmerül egy kínos probléma. Ahhoz ugyanis, hogy a kiválasztott számot eltalálja, 1/114 másodpercen belüli pontossággal kell cselekednie. Márpedig a pszichológiában rég ismert tény (lásd például Woodworth és Schlosberg 1961), hogy erre senki nem képes: az emberi reakcióidő olyan Gauss-eloszlást követ, aminek szórásparamétere átlagosan 30 ms (millisecumdum, azaz ezredmásodperc).

Gondoljuk végig részletesebben, mi történik itt. Ha feltételezzük, hogy a prekogníció magát a jövőben bekövetkező eseményt jelzi előre, akkor egy időzítési aktus lefolyását a 6.2. ábrával lehet szemléltetni:

6.2. ábra. A prekognitív időzítés



mechanizmusa, ha a prekogníció a jövőbeli eseményre irányul.

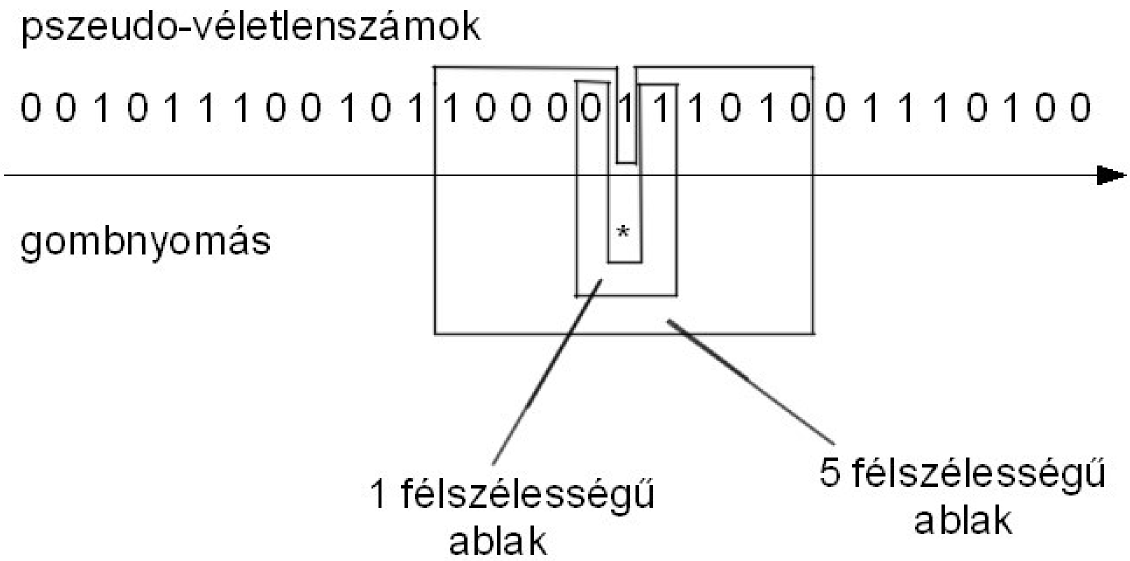
A reakcióidő ez esetben az az időtartam, amire az agyban, az agy és a kéz közötti idegekben és magában a kézben lezajló elektromos és mechanikai folyamatoknak van szükségük. Az átlagosan 30 ms bizonytalanság pedig abból fakad, hogy ezek a folyamatok nem mindig azonos sebességgel mennek végbe. Lefolyásuk átlagos időtartamát (azaz esetünkben az átlagos reakcióidőt) jelöljük t_r-rel, két egymás utáni szám generálása közötti időtartamot pedig t_g-vel. Nyilván az a legésszerűbb, ha a kiválasztott 1-es generálási pillanata előtt a gombot (t_r+ t_g/2) idővel nyomjuk meg. Tegyük fel, hogy prekogníció révén ebben az időpontban megtudjuk, hogy most jön az 1-es, és agyunkban elindul a gombnyomáshoz vezető folyamat. A bizonytalanság miatt azonban előfordulhat, hogy vagy túl korán, vagy túl későn ér el odáig, hogy a gomb ténylegesen lenyomódjon. Mekkora annak valószínűsége, hogy mégis pont beletalálunk ebbe a t_g szélességű időszakaszba? Számoljunk t_g = 1/114 = 0,009 másodperc, kerekítve 0,01 másodperc lépésközi idővel, mint az én kísérletemben, és tételezzük fel, hogy a gép előtt átlagos reakcióidő-bizonytalanságú személy ül. Ekkor a reakcióideje 30 ezredmásodperc, azaz 3 századmásodperc szórásparaméterű Gauss-eloszlást követ. 3 századmásodpercnek a 0,01 másodperc, vagyis 1 századmásodperc lépésközi idő pont az egyharmada, tehát azt kell meghatároznunk, hogy a Gauss-eloszlás csúcsától jobbra és balra 1/6 szórásnyi pont közé mekkora valószínűség esik. A Z-táblázatból ez könnyen megy, az eredmény kb. 13%. Másképp fogalmazva, durván 87% annak valószínűsége, hogy emberünk a kiválasztott számot elszalasztja, még akkor is, ha optimálisan időzít, azaz akciójának kezdete pont saját átlagos reakcióidejével előzi meg a kiválasztott szám előtti időszakasz közepét.

87% bizony sok. Mivel a prekogníciós találat eleve igen kis valószínűséggel lép fel, akkora további gyengülésnek detektálhatatlanná kellene tennie. A kísérletben mégis szignifikáns eredmény jött ki, és természetesen nemcsak ebben: végeztek pozitív eredményű kísérleteket még sokkal gyorsabb véletlenszám-generátorral is (pl. May, Hubbard és Humphrey 1984, ahol a generálási frekvencia 1000 volt másodpercenként).

6.21. A blokk-időzítés hipotézise és cáfolata

Edwin C. May hamar előállt egy lehetséges magyarázattal. Rámutatott, hogy a véletlenszám-sorozatokban szükségképp vannak olyan részsorozatok, amelyekben a jó és a rossz szám nem pont fele-fele arányban fordul elő; sőt, igazából az ilyen, pontosan kiegyensúlyozott részsorozat elég ritka. (Ajánlom, ellenőrizzék a 6.1. ábra sorozatának különféle elemszámú darabjain.) Az időzítőnek tehát elég azt megéreznie, hogy mikor jön egy hosszabb, mondjuk 100-elemű részsorozat, amelyben a jó szám 50%-nál nagyobb arányban szerepel. Ha ez az arány például 52%, és ő a részsorozat közben akármikor nyomja meg a gombot, akkor a találat valószínűsége 52% lesz. Ehhez pedig természetesen már nem kell időben pontosan nyomnia. Ha a generálási frekvencia például 100/másodperc, elég egymásodperces pontosság, amire bárki könnyen képes. Az időzítésnek ezt a feltételezett mechanizmusát **blokk-időzítésnek** neveztük el.

Oké, ez hihető magyarázat, de ettől még nem biztos igaz. Imént leírt kísérletemmel pont azt akartam megállapítani, hogy igaz-e. Algoritmikus véletlenszám-generátort alkalmazva, ha a program tárolja a magszámot és azokat a lépésszámokat, amelyek elteltek két egymást követő gombnyomás között, akkor utólag az egész kísérletet pontosan vissza lehet játszani, tehát megvizsgálhatjuk, hogy találat esetén a kiválasztott számok környezetében tényleg több volt-e a „jó” szám, és ha igen, tényleg a kapott találatiaránynak megfelelően volt-e több. Ez esetben persze, mivel itt nem magát a találatarányt mértem, hanem a találatarány ingadozását a h chi-négyzetes változóval, értelemszerűen a kiválasztott számok környezetében is ugyanazt a h változót kellett mérni. Nos, ezt megtettem a kiválasztott számok körüli egy, kettő, három, stb. félszélességű szakaszokra (ezeket hívom ablakoknak), egészen 16-ig, ahogy kettő közülük látható a 6.3. ábrán.



6.3. ábra. Egy kiválasztott szám 1- és 5-félszélességű környezete.

Az eredmény: a nullák és egyek aránya a kiválasztott számok semmilyen környezetében *nem tért el* szignifikánsan a véletlen szerinti fele-fele aránytól. Pedig ezek a környezetek az eredetinél nagyobb statisztikai mintát alkottak, tehát a rájuk alkalmazott próba statisztikusan erősebb volt a kiválasztott számokra alkalmazott próbánál, vagyis kisebb volt a másodfajú hiba valószínűsége. Így ugyanakkora hatásnak még jobban ki kellett volna ugrania.

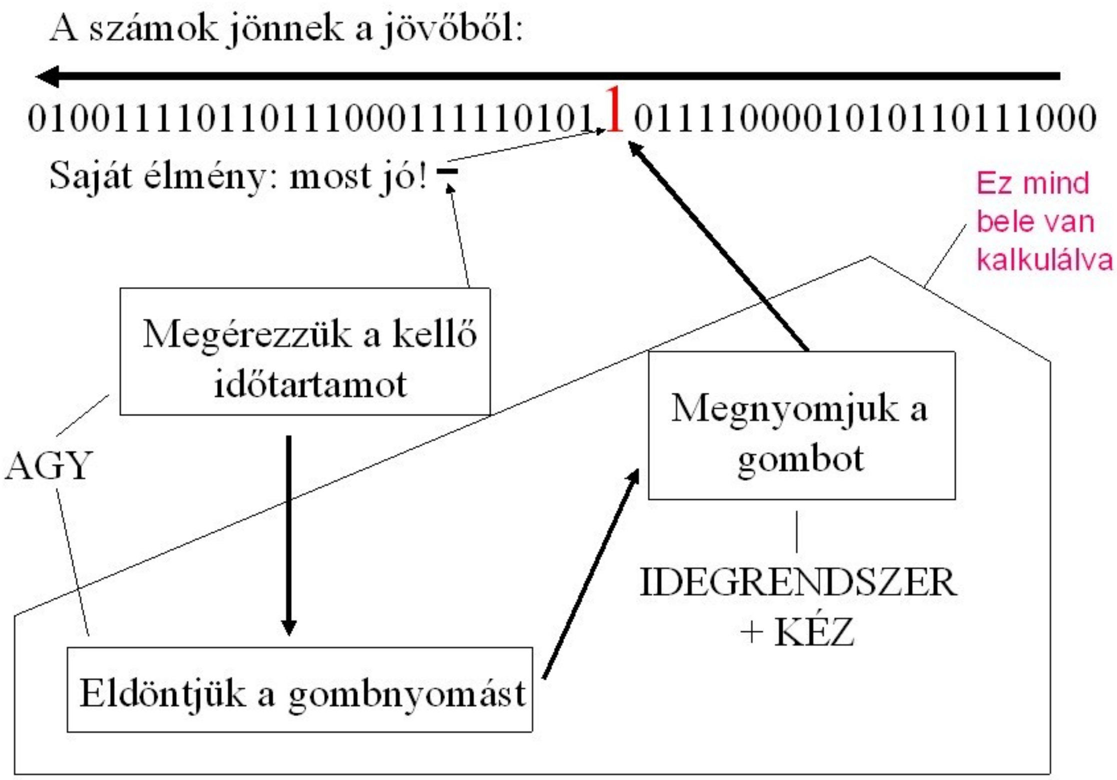
Kísérletem részvevői eszerint mégsem blokkra időzítettek, hanem a számokat a sorozatból egyesével kapkodták ki, annak ellenére, hogy ilyen gyors véletlenszám-generátorral erre még prekognícióval sem látszott esélyük. Akkor hát hogyan csinálták?

6.22. Saját élmény prekogníciójának hipotézise

Egy ideig úgy tűnt, az emberi idegrendszer számára túl gyors időzítést sehogy se lehet értelmezni. Többen már olyasmin morfondíroztunk, hogy itt talán valami egészen radikális eltérés van a természetben eddig ismert folyamatoktól, azaz a prekogníció nem egyszerűen a jövőből a múlt felé tartó információáramlás, hanem olyan korreláció két időpont eseménye között, amit semmiféle információáramlásnak nem lehet megfeleltetni (Vassy 1990). Ezt a gondolatmenetet nem részletezem itt, mert azóta találtunk értelmesebbet (azaz ha úgy tetszik, konzervatívabbat), amely a prekogníció alapvető abszurditásán belül bármilyen gyors időzítést megmagyaráz.

Nézzük meg újra a 6.2. ábrát! Ott, ugye, azt tételeztük fel, hogy az agyba valahogy információ kerül a jövőből közeledő számokról. Ezeknek a számoknak az érkezési ideje független a prekognizáló személytől, neki kell alkalmazkodnia hozzájuk. Ezért nem tud pontosan időzíteni, ha túl gyorsan jönnek. Valami olyan mechanizmus kellene, amibe a reakcióidő bizonytalansága eleve bele van kalkulálva, így nem okozhat bajt. Nos, ilyen mechanizmus tényleg elképzelhető, és mások már régebben ki is találták; most csak az volt a feladat, hogy a prekognitív időzítésre alkalmazzuk.

Lényege az, hogy nem egy objektív eseményt (például egy „jó” szám érkezését) prekognizálunk, hanem azt a *saját megfigyelésünket,* hogy egy esemény (most a „jó” számnak megfelelő visszajelzés) bekövetkezett. Ez látszólag nem nagy különbség, mégis megszünteti a reakcióidő bizonytalanságából eredő nehézséget. Ekkor ugyanis nem számít, hogy a prekogníció aktusa és az illető esemény között pontosan mennyi idő telik el: a visszajelzett esemény észlelése automatikusan annyi idővel előbb jelzi saját bekövetkezését, amennyi *abban a konkrét esetben* kell (azaz kellett) a döntési és cselekvési folyamat lejátszódásához. Ezt a mechanizmust a 6.4. ábra szemlélteti:



6.4. ábra. Prekognitív időzítés az esemény saját tapasztalatának megérzésével.

Vegyük észre, hogy itt előáll egy furcsa logikai hurok: az ember előre megérez egy olyan eseményt, amit aztán maga hoz létre. Mint Münchhausen báró, aki önmagát a saját hajánál fogva emelte föl. Ez persze csak a mesében lehetséges, és a logikai hurkot tudatosítva elkerülhetetlenül az az érzésünk támad, hogy a dolog így nem működhet. A pozitív visszajelzés akkor jön létre, ha a gombnyomás kellő időpontját eltaláltuk, azt viszont csak akkor találjuk el a véletlennél nagyobb valószínűséggel, ha megtörténik a pozitív visszajelzés. Melyik itt az ok, és melyik az okozat? Először nevezzük ki oknak mondjuk a gombnyomást, ami a köznapi felfogással ésszerűbb, hiszen a számítógépi program működése olyan, hogy egy billentyű megnyomása tényleg kivált valamilyen visszajelzést. Csakhogy amennyiben nem véletlenszerűen pozitív vagy negatív visszajelzést vált ki, hanem valamivel valószínűbben pozitívat, akkor a folyamat nem kezdődhet itt; akkor valaminek meg kell előznie, ami a gombnyomási időpont kiválasztását befolyásolja. És ez a valami feltételezésünk szerint a visszajelzés, mert egyelőre úgy néz ki, hogy csak így lehetséges a gyorsan generált számok időzítése. Oda lyukadtunk ki tehát, hogy az ok mégiscsak inkább a visszajelzés. Node visszajelzés nincs gombnyomás nélkül!

Ez a körben forgó logika emlékeztet a prekogníció egy általános paradoxonára, aminek neve **beavatkozási paradoxon**: ha egy eseményt prekognizálunk, és bekövetkezését valamilyen okból nem tartjuk kívánatosnak, rendszerint megtehetjük, hogy megakadályozzuk. Akkor viszont mit prekognizáltunk? Jól látszik, hogy a prekognitív időzítés konkrét problémáján túl a prekogníció puszta léte miatt eleve valószínűtlen, hogy a szokásos oksági logika sérülését megúszhatjuk. Az ugyanis feltételezi az idő szigorú egyirányúságát. Nem meglepő, ha a prekogníció olyan helyzeteket teremt, ahol két esemény összefügg egymással, de nem dönthető el, hogy közülük melyik az ok és melyik az okozat. Ilyen helyzetek létéből nem a prekogníció lehetetlensége következik, hanem az, hogy az oksági viszonyra vonatkozó tudásunk hiányos.

Hadd hozzak egy tanulságos idevágó példát. Eleai Zénó ókori filozófus „bebizonyította", hogy mozgás nincs, mert feltételezése logikai paradoxonokhoz vezet. Az egyik ilyen paradoxont Achilles és a teknősbéka futóversenyével szemléltette, ahol a gyorslábú hős ad bizonyos kezdeti előnyt lomhább ellenfelének. Elindulnak; mire Achilles elér a teknőc indulási helyére, az természetesen egy kicsit már odébb ment. Mire Achilles odáig ér, a teknőc egy még kicsibbel még odébb ment; és így tovább. Így hát lehetetlen utolérni és megelőzni! Ez a következtetés ellentmond a köznapi tapasztalatnak, de logikailag támadhatatlan, nem igaz?

Nos, támadhatatlan azzal a logikával, ami az ókori görögöknek rendelkezésükre állt. Bármilyen éles elméjűek voltak azonban (Zénóval az élen), nem ismerték a modern matematikát, és benne a végtelen sorok elméletét. Mi már ismerjük, hát számítsuk ki, mennyi idő múlva éri utol a V sebességű Achilles a v sebességű teknőcöt, ahol V>v, és kezdetben van köztük d távolság. Ha végtelen idő jön ki, Zénónak igaza van, ha véges, tévedett. A kezdeti távolság megtételi ideje nyilván d/V. Ezalatt a teknőc dv/V utat tesz meg. Ezt Achilles átszáguldja dv/V^2 idő alatt, amire a teknőc előrébb lesz dv^2/V^2 távval. Így folytatva Achilles futási időtartamai egy végtelen sorozatot alkotnak, amely $dv^{(i-1)}/V^i$ általános alakban írható fel, és ha a tagjait mind összeadjuk, megkapjuk a találkozásig eltelt időt: $_{i=1}\Sigma^{\infty}((d/v)(v/V)^i)$. Mivel v/V egynél kisebb, ez az összeg véges, és értéke d/(V-v) (Bronstejn és Szemengyajev 1987, 232. oldal). Ahogy mellesleg elemi számítással is lennie kell, hiszen kettejük relatív sebessége V-v, és ezzel Achillesnek d távolságot kell behoznia. A tanulság: ahol a logikánk ellentmond a tapasztalatnak, ott érdemes gyanakodnunk, hogy még javításra vagy kiegészítésre szorul.

Most ismertetek egy lehetőséget arra, hogy a visszajelzés prekognícióján alapuló időzítést a 3.76. alfejezet aktivációs modellje alapján hogyan képzelhetjük el. Minden gombnyomás előtt az egyes időpontok versenyeznek azért, hogy a kísérleti személy mikor nyomjon. Most egyetlen agyi akkumulátort tételezünk fel, amelynek aktivációja egy küszöbérték elérése esetén elindítja a gombnyomás folyamatát. Nyilván ennek is van egy lassan növekvő alapszintje, ami a nyomásra irányuló, általános indítékot képviseli, és van egy véletlenszerűen ingadozó, járulékos bemenete. E kettő előbb-utóbb a küszöb eléréséhez vezet prekogníció nélkül is, és mivel ilyenkor az akkumulátor egyik bemenete sem kötődik a gombnyomás eredményéhez, az eredmény véletlenszerűen vagy „jó", vagy „rossz" időpont lesz. Maguk a „jó" és „rossz" időpontok nem adnak az akkumulátornak bemeneti járulékot, mert feltételezésünk szerint nem őket prekognizáljuk közvetlenül, hanem a visszajelzés élményét; ez az élmény azonban ad egy kis további járulékot abban az időtartamban, aminek folyamán a gombnyomás őt létrehozza. Találati motiváltság esetén ez a járulék „jó" számok visszajelzése részéről pozitív, „rossz" számok visszajelzése részéről negatív, pszí-hibázásra való motiváltság esetén fordítva.

Anélkül, hogy pillanatnyilag megpróbálnánk a folyamatot konkrétan modellezni (különös tekintettel a logikai hurokra, aminek a megoldásáról tudomásom szerint ma senkinek nincs említésre méltó elképzelése), talán érdemes végiggondolnunk egy olyan analóg helyzetet, ami köznapi gondolkodásunknak ismerősebb. Képzeljük el, hogy a prekogníció tehetségével felszerelt agynak van egy speciális telefonkészüléke, amivel felhívhatja a jövőt. Időzítés esetén mindössze egy kérdést tehet azonban fel: „Ha most megnyomom a gombot, az jó lesz nekem?" A válasz az imént feltételezett harmadik akkumulátor-járulék formájában érkezik, amely mindig sokkal kisebb a véletlenszerűen ingadozó járuléknál, tehát az aktiváció a gombnyomási küszöböt rendszerint vele együtt sem éri el. Ilyenkor gombnyomás nincs, ennélfogva a harmadik járulék véletlenszerű, hiszen visszajelzés sincs, ami befolyásolhatná. A jövő ilyenkor mintegy „hasból tippel", és azt a tippet üzeni vissza. Néha azonban az aktiváció küszöb fölé kerül, és ilyenkor az agy elindítja a gombnyomást. Ekkor még mindig több eset lehetséges. 1. A visszajelzett esemény a „rossz" számhoz tartozik, a harmadik járulék negatív volt, de a második véletlenszerű járulék történetesen olyan nagy és pozitív, hogy a nettó aktiváció mégis küszöb fölé került. 2. A visszajelzett esemény a „jó" számhoz tartozik, a harmadik járulék pozitív, de történetesen a második járulék is olyan nagy, hogy az aktiváció a küszöböt a harmadik nélkül is meghaladta volna. 3. A visszajelzett esemény a „jó" számhoz tartozik, és a tőle eredő járulék épp elegendő volt a küszöb eléréséhez vagy meghaladásához. Mivel harmadik járulék kicsi, az első eset némileg csökkentett valószínűsége és a harmadik eset némileg növelt valószínűsége együtt is csak kicsivel emeli a találatarányt. (Vagy a hibázási arányt, ha a „jó" és „rossz" szám szubjektív értelme felcserélődik.)

Ha az időzítés valami ehhez hasonló mechanizmussal működik – legalábbis annyiban, hogy a visszajelzés élménye egy agyi akkumulátor aktivációját befolyásolja visszamenőlegesen –, akkor adódik belőle egy kísérletileg ellenőrizhető hatás. Nem tudjuk ugyan, hogy az akkumulátor „harmadik bemenete", amely a visszajelzéstől származik, időben milyen lefolyással adódik hozzá az aktivációhoz, de ha nem egyetlen adagban, hanem apránként, akkor annál nagyobb lesz, minél hosszabb ideig érvényesül. Vagyis a prekogníció annál hatásosabban fog működni, minél több idő telik el két szám generálása között. *Lassúbb generátorral eszerint nagyobb hatás várható, mint gyorsabbal.* Emlékezhetünk, Schmidtnek volt egy PK-kísérlete lassú és gyors generátorral (5.32. fejezet), ahol pont ez jött ki. Azt a kísérleti helyzetet azonban nem lehet egyszerűen átértelmezni egyedi véletlen számok prekognitív időzítésre, mert egy-egy gombnyomással nem egyenként a számokat választották ki, hanem 100-, illetve 1000-elemű sorozataikat. A sorozathossz-függésről a következő alfejezetben lesz szó.

6.3. A feladat komplexitásának hatása

A mikro-PK időzítéses átértelmezésének ötlete széles körű vitát keltett a tudományos parapszichológiában. Az ellenvélemények egy része azon a tényen alapult, hogy számos PK-kísérlet volt sikeres olyankor is, amikor a kísérleti személynek nem volt módja egyedi véletlen számok időzítésére, mert azokból a generátor egész sorozatokat gyártott egyhuzamban, ő pedig csak ült ott és „azt kívánta", hogy minél több jó szám jöjjön ki. Ilyen volt például a PEAR-kísérletek mindegyike, de már Helmut Schmidt imént említett kétsebességes kísérlete is. Itt ráadásul a gombot nem a kísérleti személy nyomkodta, hanem maga Schmidt, tehát ha a hatás időzítésből származott, akkor a prekogníciót produkáló személy is ő volt. Válaszul Edwin C. May felhívta a figyelmet arra, hogy bármilyen komplikált módon és bármennyi áttétellel indítanak el egy kísérletet, „valaki valamikor biztos megnyom egy gombot” indításul, és az a valaki eszerint időzítheti a kezdetet úgy, hogy a számára kívánatos végeredmény jöjjön ki.

Vegyük észre, hogy ennek az illetőnek nem kell tisztában lennie a kísérlet belső részleteivel. Elég azt kérdeznie a jövőtől: „Ha most indítok, az jó lesz nekem?” Tegyük fel például, hogy egy kutató teszteli saját kedvenc hipotézisét, miszerint egy vegyes nemű diákcsoportból a lányok tehetségesebb prekognizálók (vagy PK-zók) a fiúknál. Képzeljük el először, mi történne, ha a véletlenszám-generátorral déli 12 órától kezdve másodpercenként indítana egy különben teljesen ugyanolyan kísérletet, mondjuk 1 percig bezárólag. (A valóságban ez persze nem lehetséges, mert egyrészt a kísérlet bizonyára tovább tartana egy másodpercnél, másrészt ha már előtte is volt egy vagy több ugyanolyan, akkor a részvevők nyilván másképp viselkednek, mint amikor szűzen kezdik. De nekünk most az egészre csak mint gondolatkísérletre van szükségünk.) A generátor kezdőszáma rendszerint függ a kezdési időponttól, mert azt a számítógép belső órájának állásából szokás kiszámítani, tehát az egyes kísérletekben a generált jelsorozat is más és más lesz. Ezért még ha a kísérleti személyektől teljesen eltekintünk, akkor is a másodpercenként indított, összesen hatvan darab kísérlet más és más eredményt ad. Egyesekben a lányok érnek el több találatot, másokban a fiúk. Ha a teszt egyvéges, mert csak a „lányok jobbak” eshetőségre van beállítva, akkor 60 közül várhatóan 60*0,05=3 lesz szignifikánsan pozitív α=0,05 szinten. Az indítónak tehát az a feladata, hogy prekognícióval ráérezzen azokra az időpontokra, amikor ez az eset bekövetkezik, és akkor a kívánt eredményt kapja meg. Hasonló a helyzet a PEAR PK-kísérleteiben, amelyeket különféle fizikai rendszereken végeztek, mivel a lehullott golyók pozíciója, a szökőkút vízoszlopának magassága és a többi rendszer mért változója a mérés indítási időpontjától függően magától is ingadozik.

Amikor azonban a gombnyomás egy egész véletlenszám-sorozatot indít el, felmerül a kérdés, hogy a prekognícióval elérhető találatarány nem lesz-e kisebb, mint amikor a számokat egyesével időzíthetjük. Az ismert természeti kölcsönhatásokhoz szokott intuíciónk azt jósolja, hogy kisebb lesz; de mivel az ESP egy csomó szempontból nem az ismert kölcsönhatásokhoz hasonlóan viselkedik, előfordulhat, hogy a találatarány nem függ a sorozat hosszától. A Schmidt-féle célvezéreltség (5.33. alfejezet) kifejezetten ez utóbbi esetet valószínűsíti: eszerint a prekogníció által szolgáltatott információ mennyisége mindig idomul a feladat nehézségéhez, úgyhogy egy hosszabb sorozat időzítésekor pont annyival ad több információt, mint egy rövidebb sorozat időzítésénél, hogy a találatarány ugyanakkora legyen. Feltéve természetesen, hogy a cél a találatarány; ha mondjuk az elért szignifikanciaszintet jelöljük ki célnak, akkor célvezéreltség esetén az marad ugyanakkora, és hosszabb sorozatnál ehhez kisebb találatarány is elég.

6.31. A reciprok négyzetgyökös szabály

Mindezt matematikailag is pontosan meg lehet fogalmazni, és kiszámítható a találatarány függése a sorozathossztól abban az esetben, ha a prekogníció által adott információmennyiség (lásd 3.3. alfejezet) nem függ az időzített sorozat hosszától. (Vagyis ha Schmidt célvezéreltségi hipotézise *nem* érvényes.) Jelöljük a sorozathosszt n-nel, a találatarányt p-vel, a véletlen találati valószínűséget pedig p_o-lal; írjuk fel továbbá p-t a következő alakban:

$$p = p_o + \delta \qquad (6.1)$$

δ tehát a mért találatarány többletének várható értéke a véletlen találati valószínűségen felül. Tételezzük fel továbbá, hogy

$\delta << p_o$ és ugyancsak $\delta << (1 - p_o)$
(6.2)

azaz δ sokkal kisebb mind p_o-nál, mind $1\text{-}p_o$-nál. Ezt a feltevést az ESP gyenge volta indokolja, és minden számítást erősen leegyszerűsít; matematikailag azt jelenti, hogy ha egy kifejezésben p_o vagy $1\text{-}p_o$ és δ mellett δ^2 és/vagy δ magasabb hatványa is szerepel, ez utóbbi elhanyagolható.

A p találatarány azt jelenti (lásd 3.35. alfejezet, 3.15. képlet), hogy a prekogníció egy próbában átlagosan

$$I(\text{céltárgyak, tippek}) = p*\log(p/p_o) + (1\text{-}p)*\log((1\text{-}p)/(1\text{-}p_o))$$
(6.3)

információt ad, tehát n próbában ennek n-szeresét (mivel az egyes próbák statisztikailag függetlenek). Ha ez egy állandó I mennyiség, akkor a 6.1 képletet behelyettesítve

$$I = n((p_o + \delta)\log((p_o + \delta)/p_o) + (1\text{-} (p_o + \delta)\log((1\text{-} (p_o + \delta)/(1 - p_o)))$$
(6.4)

Mivel bármely a ($\neq 0$) számra $\log(1/a) = -\log(a)$, és bármely két a, b számra $\log(ab)=\log(a)+\log(b)$, ez az egyenlet a következő alakra hozható:

$$I = n((p_o + \delta)\log(p_o + \delta) - (p_o + \delta)\log(p_o) + (1 - p_o - \delta)\log(1\text{-} p_o - \delta) - (1 - p_o - \delta)\log(1 - p_o))$$
(6.5)

Mivel most δ sokkal kisebb p_o-nál és $(1\text{-} p_o)$-nál, felhasználhatjuk a logaritmusfüggvénynek egy közelítő alakját, amely szerint (Bronstejn és Szemengyajev 1987, 455. oldal)

$$\log(p_o + \delta) = \delta + \delta^2/2 \qquad (6.6)$$

Ezt alkalmazva (a megfelelő változtatással $\log(1 - p_o - \delta)$-ra is), végül azt kapjuk, hogy

$$I = n\delta^2 p_o/(2(1\text{-}p_o)) \qquad (6.7)$$

Innen a találati valószínűség véletlenen felüli többletére a következő kifejezés adódik:

$$\delta = \sqrt{(2I(1\text{-}p_o)/(np_o))}$$
(6.8)

Mivel most a találati valószínűség sorozathossz-függése érdekel minket, a sorozathossztól nem függő tényezőket az egyszerűség kedvéért összevonhatjuk egy közös c állandóba. Ezzel végül megkapjuk az úgynevezett **reciprok négyzetgyökös szabályt**:

$$\delta = c/\sqrt{n} \tag{6.9}$$

Az egyes kísérletekben a c állandó értéke természetesen más és más, függően a véletlen találati valószínűségtől, a részvevők tehetségétől, aktuális állapotától és a körülményektől. Ha azonban sok kísérlet találatarányát megvizsgáljuk n függvényében, akkor ennek a reciprok négyzetgyökös függésnek ki kell ugrania (már persze ha érvényes). Ezt a vizsgálatot May és néhány munkatársa 1985-ben elvégezte az akkori irodalomban fellelhető 425 ilyen kísérlet adatainak feldolgozásával (May és mások 1985), amelyekben a sorozathossz 144 és 266 000 000 között változott. Statisztikai eljárásuk, a regresszióelemzés módszerét itt nem ismertetem, megtalálható minden statisztika-tankönyvben; számunkra most érdekes eredménye az a szám, amely n hatványkitevőjének legvalószínűbb értékét és annak statisztikai szórását jellemzi. Mint már a középiskolában meg kellett (volna) tanulni, a négyzetgyöknek 1/2 kitevő felel meg, a reciprok négyzetgyöknek pedig -1/2. Nos, a regresszióelemzésből -l/2±0,025 jött ki. Eszerint a találatarány véletlenen felüli többlete meglehetősen nagy pontossággal *tényleg a sorozathossz négyzetgyökével fordítottan arányos*.

Három dolgot azonban itt feltétlenül meg kell jegyeznünk.

Egyrészt: ez a 425 kísérlet a végzőik saját felfogása szerint PK-kísérlet volt, csak May és munkatársai értelmezték át prekognitív időzítéssé. Ha nem volt igazuk, vagyis itt tényleg mikro-PK működött, akkor a regressziós eredmény szerint a mikro-PK működik úgy, hogy minden kísérlet találataránya egy sorozathossztól független információmennyiségnek felel meg. Az, hogy a reciprok négyzetgyökös szabályt eredetileg időzítésre vezettük le, nem jelenti azt, hogy mikro-PK-ra nem lehet érvényes; tapasztalt érvényessége tehát önmagában nem bizonyítja, hogy az elemzésbe bevont kísérletekben nem mikro-PK, hanem időzítés történt.

Másrészt: May és munkatársainak elemzésben a sorozathossz nem pont ugyanazt jelentette, mint ahogy ezt a fogalmat az előző bekezdésekben használtam, vagyis nem az egy gombnyomással kiválasztott véletlenszámok számát, hanem a kísérlet teljes mintaméretét. (Az összegyűjtött cikkekből nem is mindig derült ki, hogy egy-egy gombnyomás mekkora sorozatot indított.) Így a kapott reciprok-négyzetgyökös függésből az következik, hogy *az időzítéshez felhasznált prekognitív információ* – vagy a PK-befolyásolás mértékének megfelelő információ – *mennyisége nem függött attól, hogy a kísérletekben milyen nagy mintát mértek*. Mintha a Természet azt mondaná a kísérletező stábnak: „Adok nektek I információt, ami függ a tehetségetektől, pillanatnyi lelkiállapotototoktól és a körülményektől, de attól nem, hogy a kísérletben mennyi próba lesz. Sok próbában ugyanaz az I oszlik el, mint kevésben."

Harmadrészt: keveset tudunk arról, hogy a Mayék által összegyűjtött és elemzett kísérletekben mit lehet a legreálisabban célnak tekinteni. Ha a találatarányt, akkor a reciprok négyzetgyökös szabály érvényessége cáfolja Schmidt célvezéreltségi hipotézisét. Ha azonban a cél a minél erősebb szignifikanciaszint volt, vagyis a minél nagyobb összesített Z érték, akkor az eredmény összhangban marad ezzel a hipotézissel, mert matematikailag könnyen belátható, hogy I és Z összefüggéséből a mintaméret kiesik: $Z = (n(p_o+\delta) - np_o)/\sqrt{(np_o(1-p_o)}$, vagyis $p_o=1/2$ helyettesítéssel $Z = 2n\delta/\sqrt{n} = 2\delta\sqrt{n}$, majd a (6.8) képletből δ-t behelyettesítve $Z = 2\sqrt{(2I)}$. Ha tehát a kísérletben rendelkezésre áll egy adott I információmennyiség a mintamérettől függetlenül, ez ugyanaz, mint ha egy adott Z állna rendelkezésre, szintén függetlenül a mintamérettől; ez utóbbi feltétel pedig a célvezéreltségből is következik, ha a cél a minél nagyobb Z.

6.32. Kísérlet a célvezéreltség közvetlen tesztelésére

Annak eldöntésére tehát, hogy a prekogníció célvezérelten működik-e, olyan kísérlet kellett, ahol egyrészt sorozatokat időzítenek, másrészt a cél egyértelműen a találatarány. Ezeken kívül volt egy harmadik követelmény is: az, hogy a kísérleti személy, aki a gombokat nyomkodja, ne tudjon a sorozatokról, mert akkor esetleg másképp működik saját elvárásai szerint, mint amikor az egyedi számokat kapkodja ki.

Ilyen kísérleteket én végeztem a nyolcvanas évek közepén (Vassy 1986). A számítógép 0 és 1 pszeudo-véletlenszámokat készített változó hosszúságú sorozatokban; minden sorozat végén a véletlenszám-algoritmus eldöntötte, hogy a következő sorozat milyen hosszú lesz, majd a program tárolta az egész elkészített sorozatot. Ezután várt a következő gombnyomásig, és akkor jelezte ki a sorozat első tagját, majd megint várt a következő gombnyomásig, akkor jelezte ki a másodikat (ha volt második), és így tovább. A kísérleti személy tehát úgy látta, hogy minden gombnyomására megjelenik egy csillag a képernyőn, mégpedig 0-ra a bal, 1-re a jobb oldalon (hogy ő melyikre törekedjen, azt eldönthette a menet előtt), és azt hitte, a csillag helyzete minden egyes gombnyomásnál attól függ, hogy ő hogyan időzít. A valóságban csak a sorozat kezdetét volt módjában időzíteni, ekkor kellett olyan időpontot kiválasztania, hogy az akkor induló sorozatban minél több 1-es legyen. Így a célja a találatszám és vele a találatarány maximálása volt. A találatokat a csillag helyzetén kívül jelezte egy rövid dallam is.

Öt ilyen kísérletet végeztem. Az első háromban a sorozathossz 1 és 5 között változott, majd az eredmények ismeretében célszerű volt a hosszabb sorozatokat elhagyni. Így a negyedik kísérletben 1, 2 és 3, az ötödikben 1 és 2 elemű sorozatok szerepeltek. Az összesített eredmény a 6.1 táblázatban látható:

Sorozathossz	h	Z(Wilson - Hilferty)	α
1	199,6	4,22	0,0001
2	139,4	0,92	nem szignifikáns
3	64,1	-0,11	nem szignifikáns
4	13,1	-1,96	nem szignifikáns
5	24	-0,19	nem szignifikáns

6.1. táblázat. Időzítési eredmények változó hosszúságú sorozatokon.

A kép meglehetősen egyértelmű: a kísérleti személyeknek csak az egyelemű sorozatokat, vagyis az egyedi számokat sikerült kimutatható mértékben időzíteniük. Ez nyilvánvalóan cáfolja a célvezéreltséget, összhangban van viszont a reciprok négyzetgyökös szabállyal, vagyis a sorozathossztól független információmennyiség hipotézisével. Részletes statisztikai elemzéssel kimutatható (Vassy 1986), hogy ennek nem mond ellent a kételemű sorozatok Z = 0,92 eredménye sem, csak az $1/\sqrt{2}$-es csökkenés miatt a véletlentől való eltérés nem válhatott szignifikánssá. A hosszabb sorozatok eredménye ugyanettől a szabálytól természetesen már annyira felhígul, hogy gyakorlatilag elvész a véletlen zajban.

A reciprok négyzetgyökös szabály – konkrét tartalmán túl – azért is jelentős, mert az első igazolt mennyiségi összefüggés volt a tudományos parapszichológiában. Arról persze még mindig nem tudunk semmit, hogy a jövőből kapható információmennyiség miért és milyen mechanizmussal marad állandó az időzített sorozat hosszának változtatásával.

6.4. Az időzítés tényének egy általános módszertani következménye

Képzeljünk el egy orvostudományi kísérletet az X gyógyszerjelölt anyag hatékonyságának tesztelésére: n páciensnek beadják, másik n-nek placebót adnak, majd egy idő múlva megmérik a gyógyulásukban elért haladást egy alkalmasan választott statisztikai változóval, és X-et akkor nyilvánítják hatékonynak, ha a vele elért haladás szignifikánsan meghaladja a placebóval elértet. Tegyük fel, hogy a mért statisztikai változó valamilyen mérsékelt, mondjuk 0,01-os szinten bizonyul szignifikánsnak.

Egy ilyen kísérletben tehát van 2n személy, akiket az elején két n-tagú csoportra osztanak: az egyik csoport X-et kap, a másik placebót. A csoportbeosztás többféle módszerrel történhet, manapság egyre inkább egy számítógépi véletlenszám-generátor felhasználásával. A pácienseknek képezik valamilyen sorrendjét, például a nevük ábécérendje szerint, majd a sorszámaikat az ugyanolyan sorszámú véletlen számmal helyettesítik, és ha az páros, akkor a személy az X-es csoportba kerül, ha páratlan, akkor a placebósba. A véletlen számok kiindulási számát (talán emlékeznek, ezt magszámnak hívjuk) az ilyen programok tipikusan a gép belső órájának állásából számítják ki, aminek felbontása elég nagy, rendszerint 0,001 másodperc. Valaki természetesen elindítja ezt a programot, és ha ez a valaki érdekelt a kísérlet sikerében – vagyis abban, hogy az X-es csoport szignifikánsan jobb gyógyulási eredményt érjen el a másiknál –, és van tehetsége a prekognícióhoz, akkor időzíthet aszerint, hogy az X-es csoportba az eleve jobb gyógyulási esélyű páciensek kerüljenek. Még akkor is (ez a lényeg), ha X teljesen nem hatásosabb a placebónál.

Ilyenkor tehát előfordulhat, hogy a kapott szignifikáns különbség nem a vizsgált anyag tulajdonságainak következménye, hanem az öntudatlanul végzett prekognitív időzítésé. Akár Schmidt vagy a princetoniak kísérleteiben, ehhez az időzítőnek semmit nem kell tudnia az alkalmazott véletlenszám-generátor működéséről, vagy más olyan folyamat részleteiről, amivel a vizsgált személyeket csoportokba sorolja. Elég azt kérdeznie a jövőtől: „Jó lesz-e nekem, ha most ezt és ezt csinálom, vagy nem lesz jó?” Tetszik vagy nem tetszik, e lehetőséget nem lehet kizárni, amikor a teszteredmény csak annyira szignifikáns, amennyire a prekogníció-kísérletek lenni szoktak.

7. Szabad-válaszos kísérletek

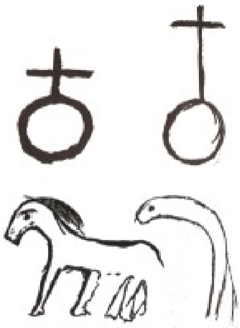
Eddig olyan kísérletekről volt szó, ahol a lehetséges céltárgyak ismertek: ESP-ábrák, más egyszerű alakzatok, véletlen számok vagy gombnyomási időpontok. Az életben előforduló, spontán telepátia és prekogníció eseteiben viszont az embernek olyasmiről támad sejtése vagy képi benyomása, amire nem számított, vagyis nem volt miből választania. Ezt a helyzetet a laboratóriumban szintén utánozni tudjuk az úgynevezett szabad-válaszos módszerekkel.

Mint a név is jelzi, ekkor a vevő a nulláról indulva fantáziál azzal az elvárással, hogy lehetőleg az jusson eszébe, amit telepatikusan adnak neki, vagy amit később egy előre kijelölt helyzetben ő maga tapasztalni fog. Benyomásait hangszalagra mondja vagy/és leírja, illetve lerajzolja a későbbi kiértékeléshez. A kiértékelés módja és a céltárgy jellege szerint a módszernek több változata van.

7.1. Korai telepátia-kísérletek képekkel

1882 – 83-ban, nem sokkal a brit Society for Psychical Research megalakítása után, az egyesület két tekintélyes tagja, Frederick W. H. Myers és Edmund Gurney kísérleteket végzett képek telepatikus átviteléről. Az adó Douglas Blackburn újságíró, a vevő pedig George Albert Smith hivatásos bűvész volt (Swann 1987). Az utóbbi körülmény miatt nem csodálkozhatunk, hogy a látványos eredményeket kétkedés fogadta; Myers és Gurney ugyan meg volt győződve arról, hogy számba vettek és kiküszöböltek minden csalási lehetőséget, de ha két naiv tudós egy profi bűvésszel áll szemben, az ő önbizalmuk valóban nem sokat jelent. Blackburn 1908-ban nyilvánosan beismerte, hogy csaltak, Smith viszont továbbra is tagadta ezt (Thouless 1972, 41. oldal).

A kísérletet nemsokára más párokra is kiterjesztették, részben úgy, hogy az adó és a vevő nem ismerte egymást, tehát részükről a csalás kevésbé volt valószínű (Guthrie 1884; Thouless 1972, 42. oldal). Két példa látható ebből a 7.1. ábrán. 1886 és 1888 között Németországból Max Dessoir filozófus és esztéta, Franciaországból A. Schmoll hipnóziskutató hasonló kísérleteiről számolt be a Society for Psychical Research folyóirata, majd 1890-től Albert von Schrenck-Nortzing német pszichiáter kezdett kiterjedt kísérletsorozatba, részben amatőrökkel, részben azidőtájt jól ismert európai parafenoménekkel és spiritiszta médiumokkal (Swann 1987). Pár évtizeddel később Upton Sinclair amerikai író tett közzé nagy érdeklődést kiváltó könyvet saját feleségével végzett képtelepátia-kísérleteiről (Sinclair 1930), amelyhez személyes ismerőse, Albert Einstein írt előszót.



7.1. ábra. Két próba Guthrie kísérletéből. Bal oldalon az adó, jobb oldalon a vevő rajza.

Ezekben a kísérletekben két alapvető hibát fedezhetünk fel. Egyrészt az adó maga választotta ki a céltárgyat minden próbához, aszerint, hogy pillanatnyilag épp mi jutott eszébe. Pedig ahogy egy választásos kísérletben elengedhetetlen a céltárgyak objektív véletlenszerűsége, az attól való eltérés itt is hamis egyezést eredményezhet. Ha például egy nap minden újság tele van egy repülőgép-szerencsétlenség hírével, és mind az adó, mind a vevő repülőgépet rajzol, enyhén szólva gyanús, hogy ennek oka nem telepátia volt. Egyáltalán, ha két ember azonos kultúrkörnyezetben él, spontán felmerülő tudattartalmaik között a véletlennél eleve több egyezésre számíthatunk, aminek mértéke azonban nem ismert, tehát matematikailag nem vehető számításba.

A másik hiba, hogy a telepatikusan adott kép és a vevő rajza közötti hasonlóságot pusztán szubjektív alapon állapították meg. Ilyenkor tág tér nyílik a belemagyarázásra. Hasonlít például a két rajz a 7.2. ábrán? Aki nagyon szeretné, annak bizonyára, hiszen mindkettőn van egy függőleges vonal, toldalékkal a tetejükön. Sokan viszont nyilván úgy gondolják, a kettőnek semmi köze egymáshoz.

7.2. ábra. Egy próba Schrenk-Nortzing 1888-as kísérleteiből (Swann 1987). Balra az adó, jobbra a vevő rajza.

7.11. A vakzsűrizés

A szabad-válaszos kísérletek kiértékelésének máig használatos alapmódszerét Whately Carington (1941, 1942) alkalmazta először. Lényege, hogy a vevő rajzát odaadják egy zsűrinek (amely állhat egy vagy több személyből), együtt több lehetséges céltárggyal; ezek között ott van az igazi, vagyis amit a rajz készítőjének vennie kellett, de a zsűri nem tudja, hogy melyik az. Neki sorba kell raknia a céltárgyakat a rajzhoz való hasonlóság szerint, kezdve azzal, amelyik szerinte a leginkább hasonlít. A kapott sorrend statisztikus feldolgozása többféleképp végezhető, ezekre majd részletesen visszatérek. Whately Carington (mindkét szó a vezetékneve, mint nálunk mondjuk Kisfaludy Stróbl) egyszerűen azt a próbát tekintette találatnak, amikor az igazi céltárgy az első helyre került. Nála a zsűri mindig tíz lehetőség közül választott, így a véletlen találat valószínűsége p_o=1/10 volt. Ezután a feldolgozás menete azonos a választásos kísérletekével: megszámoljuk a találatok számát, a próbaszám és p_o ismeretében kiszámítjuk a találatszámnak megfelelő Z-t, majd annak értékéből a szignifikanciaszintet, ha érdemes (lásd 2.34. alfejezet). Az 1940-es években ez Rhine-ék nyomán már jól ismert eljárás volt.

Whately Carington kísérlete tíz próbából állt, és a zsűrinek egy-egy próbában adott „hamis” képeket a többi kilenc próba célképe alkotta. Már akkor kiderült, hogy ez nem a legjobb megoldás: a vevő rajza sokszor feltűnően hasonlított valamelyik *másik* próba célképéhez. Felmerült tehát a gyanú, hogy ilyenkor annak a másik próbának a telepatikus adása zavart be; ha valamit akkor (1941-ben) már tudtak a telepátiáról, az az volt, hogy tudatosan nem irányítható, és nem sokat törődik a tér- és időbeli viszonyokkal. Whately Carington ellenőrizte ezt a feltételezést öt további kísérletben úgy, hogy a zsűri a rajzokat nemcsak az illető kísérlet többi célképével hasonlította össze, hanem a másik négy kísérlet célképeivel is. Az a hipotézis, hogy a rajzok jobban hasonlítanak a saját kísérlet képeihez, mint a kísérlettől független képekhez, 0,001 szignifikanciaszinten beigazolódott (Thouless 1972, 47 – 48. oldal).

Ezt a hibát könnyű kiküszöbölni: a célkép mellé minden próbában olyan további képeket társítunk, amiknek a zsűrizésen kívül semmi más szerepük nincs, és azokat sem az adó, sem a vevő soha nem látja. (Vagy legalábbis nem látja az adott kísérlettel összefüggésben.) Arra természetesen ügyelni kell, hogy a csaliképek minél kevésbé hasonlítsanak a célképre és egymásra. A mai standard eljárás szerint előre összeállítunk adott (pl. 4 vagy 5) elemszámú képcsoportokat, azokból minden próba elején kisorsolunk egyet, majd a kisorsolt csoportból a célképet, és a vevő rajzának elkészülte után a zsűri a kisorsolt csoport képeit kapja meg, mindig az eredeti sorrendjükben.

Whately Caringtonnak az az eljárása, hogy a csaliképek megegyeznek a többi próba célképeivel, más szempontból is kifogásolható. A zsűri ilyenkor ritkán tudja függetleníteni magát az előző próbák tapasztalataitól, és ha egy képet egy régebbi próba célképeként azonosítani vélt, akkor a későbbi próbákban már eleve vonakodni fog attól, hogy az első helyre tegye. Vagyis a képek sorrendbe állításánál (tudatosan vagy tudattalanul) más szempontja is lesz, mint hasonlóságuk a vevő rajzához. Ezzel ugyan hamis találatot nem lehet okozni, azaz nem nő az elsőfajú hiba valószínűsége, nő viszont a másodfajú hibáé: a zsűri ilyenkor csökkenti saját esélyét arra, hogy a rajzhoz legjobban hasonló képet győztesnek hozza ki.

Van itt még egy ravasz hibaforrás, amire a kezdő kísérletezők rendszerint nem gondolnak, pedig kellene. Amikor a kisorsolt célképet odaadjuk az adónak, ő valószínűleg nemcsak messziről nézegeti, hanem kézbe is fogja. Ennek pedig a kép anyagán nyoma maradhat, például egy-két apró gyűrődés, vagy olyan ujjlenyomat, ami piszkos vagy zsíros kéz esetén látszik. A zsűrinek pedig nincs más dolga, mint a képeket ilyen szempontból alaposan átvizsgálni, mert ha tartalomtól függetlenül a viszonylag legmegviseltebbet teszi az első helyre, a véletlennél máris több esélye van a találathoz. Azt a feltételezést, hogy a képtelepátia-kísérletek esetleges pozitív eredménye ebből a műtermékből származik, a **zsíros ujj**

hipotézisének (greasy finger hypothesis) hívják. Kiküszöbölése szintén kézenfekvő: két azonos képegyüttest alkalmazunk, és az adónak következetesen az egyikből adunk, a zsűrinek a másikból.

7.12. René Warcollier megfigyelései a képtelepátia tulajdonságairól

René Warcollier francia vegyészmérnök és jómódú feltaláló a 20. század első évtizedében kezdett telepátiával foglalkozni, és munkássága lényegében a két világháború közötti időszakot öleli fel. Módszertanilag ő ahhoz a korai nemzedékhez tartozott, amely még nem volt felvértezve matematikai statisztikával, és különben is szinte egyetlen követelményt se tartott be, amit ma kötelezőnek tekintünk. Eredményei a telepátia létezésének bizonyítására nyilvánvalóan nem alkalmasak. Viszont hatalmas tömegű kísérletet végzett, és azokból olyan következtetéseket vont le, amelyek számunkra is megszívlelendők. A jelen összefoglaló alapját angolul megjelent könyvei képezik; az egyik egy cikkgyűjtemény, a másikat a Sorbonne-on tartott előadásaiból állították össze (Warcollier 1939 és 1948).

Módszeréről saját szavait idézem (Warcollier 1948, 5. oldal):

„Minden kísérletet éber állapotban végeztünk. Egyikünk adó vagy más néven ágens volt, a másik vevő, más néven percipiens. Általában kijelöltünk egy időpontot, amikor az adónak koncentrálnia kellett egy képre, amit ő maga spontán választott, és rögtön le is rajzolt. Ezzel egy időben a vevő az adóra összepontosította a figyelmét, elméjéből minden gondolatot kitisztított, és megjegyezte a tudatában ekkor megjelent képeket. Ezeket ő is mindjárt lerajzolta. Mindkét részvevő elküldte rajzát és a rajzhoz fűzött megjegyzéseket a csapat többi tagjának. A levelek keresztezték egymást, keletkezési helyük és idejük megállapítható volt a postabélyegzőből.”

(„All of the experiments were conducted in the waking state. One of us would serve as sender or agent and another as receiver or percipient. Generally, a time would be set when the agent was to concentrate on an image spontaneously selected by him, which he then drew immediately. Simultaneously the percipient focused his attention on the agent, cleared his mind of all thoughts, and noted the mental images appearing in his consciousness. These impressions he, too, drew at once. Each participant sent his drawings and comments to the other members of the team. Letters crossed in the mail and postmarks showed the time and place of the experiment.”)

Az adó és a vevő rajzának egyezését a csapat tagjai szubjektív döntéssel állapították meg. Mint a következő példákból látszani fog, ez sok esetben nem volt nehéz, a rajzok valóban szembetűnően hasonlítottak egymásra. Bizonyításnak azért nem fogadhatók el, mert egyrészt nem tudjuk, hány próbából választották ki őket, másrészt nem zárhatjuk ki az adó és a vevő öntudatlan egymásra hangolódását telepátia nélkül is.

Érdemes elolvasni Warcollier könyveit, mert sok éles szemű megfigyelést tartalmaznak, emellett általános szemléletük mentes bármiféle misztikumtól. Számára a telepátia nyilvánvalóan ugyanolyan természeti jelenség volt, mint azok az elektromos és egyéb jelenségek, amikkel mérnöki munkájában találkozott. Most azonban csak a végkövetkeztetéseit foglalom össze, elsősorban azért, mert ezek a fent említett hibák miatt úgyis csak a további munka ösztönzésére és termékeny munkahipotézisek felállítására alkalmasak, önmagukban származhatnak félreértett véletlen tendenciákból is.

Függetlenség a távolságtól. Az adó és a vevő távolságát széles skálán variálták, bár erről konkrét számokat Warcollier nem közöl. Általános következtetése azonban világos (Warcollier 1948, 6. oldal): „Úgy látszik, a távolság az eredményeket soha nem befolyásolta.” („Distance never seemed to affect the results.”)

Az adás és a vétel nem egyidejű (Warcollier 1948, 14. oldal): „A telepatikus kommunikáció nem pillanatszerű. A telepatikus képet nem pont akkor fogadják, amikor küldik. Van egy bizonyos időkésés, ami tarthat néhány másodpercig, percig vagy kiterjedhet több napra.

(„Telepathic communication is not instantaneous. The telepathic image is not received at the same time when it is sent. There is a certain lag in time which can last a frew seconds or a few minutes, or it may extend to several days.")

Elemekre bomlás (Warcollier 1948, 9.oldal): „A telepatikus kép nem úgy továbbítódik, ahogy egy rádión küldött fotó. A kép zavaros lesz, összetevő elemeire bomlik, amelyek gyakran új mintázattá alakulnak át. Ritkán érkezik meg egészben és szervezetten."

(„The telepathic image is not transferred in the same was as a wireless photo. The image is scrambled, broken up into component elements which are often transmuted into a new pattern. It seldom arrives complete and organized.")

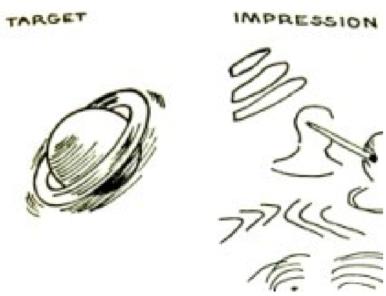
A telepatikusan küldött képeknek ez a tulajdonsága nagyon általános, nemcsak Warcollier kísérleteiben, hanem gyakorlatilag mindig, amikor ilyen kísérletet végeztek. Illusztrációnak álljon itt két példa Warcollier (1948) könyvéből:

7.3. ábra. Warcollier telepátia-kísérleteiből. „TARGET" az adó, „IMPRESSION" a vevő rajza, mint a további ábrákon is.

Az átvitt képek tudattalan feldolgozása (Warcollier 1948, 14. oldal): „Az elemek torzulnak vagy átszabják magukat új mintázattá. Továbbá másodlagos feldolgozás megy végbe, gyakran nagy számú asszociációt váltva ki, amelyek hozzáfűződnek a benyomáshoz, amikor a telepátia tárgya egy kép."

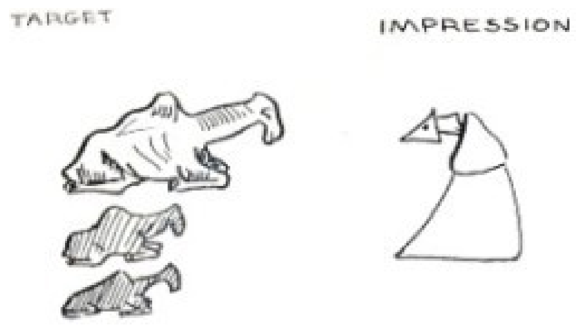
(„The elements become distorted or they reconstitute themselves into new patterns. Moreover, secondary elaboration takes place which frequently gives rise to a large number of associations that attach themselves to the impression that is received when a drawing is a telepathic target.")

Warcollier ezt a folyamatot úgy képzeli el, hogy a tudattalan pszichikumban egy látens kép keletkezik, és később az tudatosodik apránként. Közben természetesen átalakulhat, részben spontán hibák következtében, részben belső érzelmi és elvárásbeli hatásokra. Amikor például a célkép a Szaturnusz bolygó volt (6.4. ábra), a vevő néhány részlettel együtt egy tengelyt is lerajzolt két állvány között, ami jöhetett a forgás képzetéből.



7.4. ábra. A forgás képzetének szimbolikus megjelenítése.

Egy másik alkalommal a célkép tevéiből csak a vízszintes fejtartásuk mehetett át, majd ugyanezt a tartást a vevő egy hosszú nyakú és kicsit púpos szerzetesen képzelte el (7.5. ábra):



7.5. ábra. Tevékből barát Warcollier egyik kísérletében.

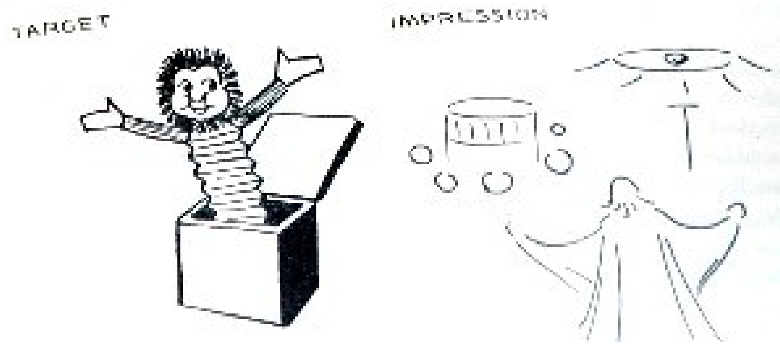
Mai ismereteink birtokában valószínűbbnek látszik, hogy itt nincs látens kép, azaz a célkép egészének tudattalan képzete, amely az agyban reprezentálódna. Ehelyett azok az összetevői aktiválódnak (lásd 3.76. alfejezet), amelyekről a vevőnek van emléknyoma. Többségüknél persze az aktiváció kevés ahhoz, hogy az illető elem tudatosodjon, ahogy a választásos helyzetben is az aktivált céltárgy csak néha győzött a választási versenyben. Ezen az alapon rögtön érthetővé válik, hogy miért „esik elemeire" a kép: a számos aktivált reprezentáció közül jó, ha egy-kettő tudatosodik, így még ha van is a vevőnek reprezentációja az egész képről (pl. „fekvő teve"), akkor is valószínűtlen, hogy pont az a tudatosodók között lesz. Néha sikerülhet neki (lásd 6.1. ábra), csak sokkal ritkábban, mint valamelyik vagy akár több – de mindenesetre kevés számú – elemnek, hiszen azok többen vannak.

Érzelmek könnyebb átvitele (Warcollier 1948, 10. oldal): „Az érzelmi vagy affektív összetevők nagyon fontosak, és a spontán telepátia alapját képezik. Érzelmi állapotokat általában könnyebb venni, mint intellektuális anyagot. Igen nehéz telepatikusan közölni tisztán intellektuális képeket, például az ábécé betűit."

(„The emotional or affective components are of great importance and form the basis of spontaneous telepathy. Emotional states tend to be more easily perceived than intellectual material. It is extremely difficult telepathically to communicate purely intellectual images, such as letters of the alphabet.")

A vevő érzelmi viszonya a különféle alakzatokhoz egyénenként változik, és ez a viszony nyilván befolyásolja, hogy kinél melyik elem milyen könnyen aktiválható. (Vagyis hogy az egyes elemek agyi akkumulátorainak milyen erős egyéb bemeneti aktivációjuk van, ha a helyzetet a választás Usher – McClelland féle modelljében fogalmazzuk meg, lásd 3.77. alfejezet.) Ezért ugyanaz a kép lehet egy adó – vevő párnak könnyű, míg egy másiknak nehéz telepatikus céltárgy. Ebből a szempontból nem tűnik szerencsésnek, hogy Warcollier aránylag egyszerű képekkel dolgozott, hiszen ezeken rendszerint csak egy olyan elem van, amihez érzelmileg viszonyulni lehet. Így ha az véletlenül nem aktiválódik könnyen, a próba valószínűleg sikertelen lesz. A szabad-válaszos módszer mai alkalmazói, mint látni fogjuk, viszonylag bonyolult képekkel próbálkoznak, amelyeken több érzelmileg színezett elem található, tehát a telepátia mintegy „válogathat” ezek között.

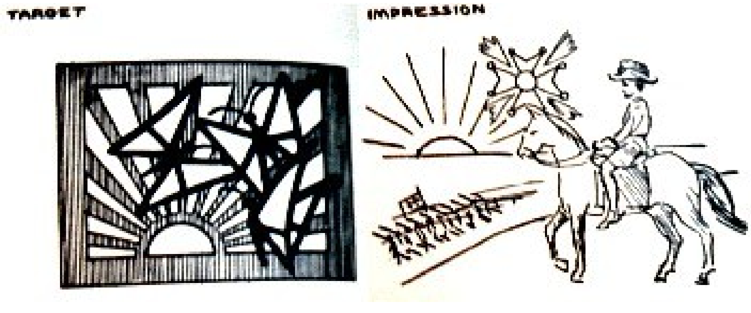
A mozgás kiemelt szerepe. Warcollier megfigyelése szerint az átlagosnál jobban átmennek azok a célképek, amelyeken implikált mozgás szerepel, vagyis olyan tárgy, ami közismerten mozogni szokott. Példának a kereket, a propellert és a dobozból kiugró krampuszfigurát hozza fel (Warcollier 1948, 36. oldal), az utóbbit illusztrálva a 7.6. ábrán reprodukált esettel:



7.6. ábra. Implikált mozgás vétele és kifejezése.

A könyv ehhez fűzött kommentárjából kitűnik, hogy akkoriban az ilyen figurák feje egyúttal búgócsiga volt, amit le lehetett venni és külön működtetni. Forgását itt egy körhinta-szerű tárgy fejezi ki a vevő rajzának jobb felső sarkán. Közben azért a kitárt karok is megjelennek, biztos ami biztos, a fej köralakja pedig mindjárt több példányban.

Törekvés az értelmes eredményre. Amikor a célkép egy vagy néhány eleme tudatosodik, gyakran úgy rendeződnek el – részeként a már említett tudattalan feldolgozásnak –, hogy valami értelmezhető alakzatot adjanak ki. Ez a jelenség, amit közel száz éve a Gestalt-pszichológusok fedeztek fel, jól ismert a pszichológia kevésbé egzotikus területeiről, például megjelenik töredékes képek észlelésében. A parapszichológusok nem örülnek neki, mert rendszerint egy csomó kiegészítéssel jár a vevő képzeletéből, és az így létrejött képen a tényleg telepatikusan vett részletek gyakran már csak periférikus szerepűek, tehát nehéz észrevenni egyezésüket a célkép megfelelő részleteivel. Warcollier egyik próbájában a nap előtt repkedő lepkék képéhez a vevő
egész jelenetet fantáziált Napóleonról a csatamezőn (pedig feltehetőleg nem is tudta, hogy Napóleonnak a neve miatt magyarul köze van a naphoz):



7.7. ábra. Nap és Napóleon.

Még szerencse, hogy azért odabiggyesztette az igazi napot meg egy csillagszerű és picit lepkeszerű idomot is.

A telepátia viszonya a memóriához. Nekünk ez a téma különösen fontos, mivel az aktivációs modellben a memória szintén alapvető szerepet játszik. Warcollier több általános következtetést fogalmazott meg, összefoglalva kísérleteinek tapasztalatait. Például (Warcollier 1948, 62. oldal): „A telepátia a memóriától függ. Lehetetlen volna fogadni és megérteni egy telepatikusan közölt dolgot előzetes tapasztalat nélkül arról, amit tartalmaz.” (Telepathy is dependent upon memory. It would be impossible to receive a telepathic communication and to understand it without having had some prior experience with the conception it contains.”) Vagy konkrétabban (Warcollier 1948, 48. oldal): „Minden valószínűség szerint a benyomás gerjesztő hatással van bizonyos emléknyomokra... A memória az, ami gerjesztve van, nem a tudatba érkező benyomás elemei.” („In all probability elements of the impression stimulate certain memory traces... It is the memory that has been excited and not the elements of the impression that comes to consciousness.”)

Ez úgy hangzik, mint az aktivációs modell első megfogalmazása. Van azonban egy nem elhanyagolható különbség: Warcollier elképzelése szerint az emléknyomokat a feltételezett látens kép gerjeszti, amelynek ehhez léteznie kell az agyban önálló reprezentációként. Más szóval, a telepátia mechanizmusa itt még a klasszikus „átvitel”, amelynek során az egyik agyból a kép valamilyen formában átkerül a másikba. Az aktiváció csak ezután következik, már a vevő agyán belül. (Warcollier 1948, 49. oldal): „A látens kép benyomása gerjeszti a vevő képzeletét és emlékeit.” („The impression of the latent image excites the imagination and the memories of the percipient.”) Sőt, Warcollier egész konkrétan az adó agyi elektromos aktivitásának áttevődését tételezi fel a vevő agyába (Warcollier 1948, 71. oldal): „Azt hiszem, az adóban lezajló elektromos aktus, amit a tárgy vált ki, képes spontán és dinamikusan gerjeszteni egy hasonló energiamintázatot a vevőben.” („I believe that a pattern of electronic action in the agest, which is stimulated by an object, is able spontaneously and dynamically to stimulate a similar energy pattern in the percipient.”)

Egy másik helyen látszólag kerek-perec tagadja azt a mechanizmust, amit az aktivációs modell feltételez (Warcollier 1948, 55. oldal): „Nem akarom azt a benyomást kelteni, hogy a telepatikus hatás közvetlenül a memóriát gerjeszti.” („I do not wish to leave the impression that the telepathic impact excites the memory directly.”) Indoklásul egy példát hoz fel (Warcollier 1948, 55. oldal): „Ha egy négyzet telepatikus hatása közvetlenül a tudatos memóriát befolyásolná, az eredménynek komplett négyzetnek kellene lennie, nem pedig négy derékszögnek.” („If the telepathic impact of a square acted directly upon the conscious memory, the result should be a complete square and not four right angles.”) Itt természetesen arra a bizonyos „elemekre bomlásra” utal, ami, mint említettem, tényleg általánosan érvényes. A beszúrt „tudatos” jelző azonban elárulja, hogy itt valójában nem az aktivációs modell mechanizmusával vitatkozik, mert abban nem a tudatos memória aktiválásáról van szó. Ráadásul meglehetősen naiv az a gondolat, amin a négyzetes példája alapul, hogy a gerjesztés (azaz a mi fogalmazásunkban aktiváció) csak a teljes célképre vonatkozhat. A pszichológiában ma már evidenciának számít, hogy egy látott vagy elképzelt kép strukturális részletei az agyban külön-külön is reprezentálódnak, tehát külön aktivációjuknak semmi akadálya.

Warcollier néha eltért a szabványos képtelepátiától abban, hogy az adás tárgyául nem képet, hanem egy egész helyszínt jelölt ki, ahol az adó tartózkodott. Ezt csak futólag említi (Warcollier

1939, 23 – 24. oldal), és szemlátomást nem tartja jelentős módszertani újításnak, de később mások visszatértek rá (vagy újra felfedezték), és egy külön kísérleti paradigma alapja lett (lásd 7.4. alfejezet).

7.2. Telepátia álomban

7.21. A módszer

A vakzsürizés módszerét Whately Carington után először álombeli telepátia vizsgálatában alkalmazta Montague Ullman pszichiáter és Stanley Krippner pszichológus a New York-i Maimonides Kórház álomkutató laboratóriumában. Kísérleteikről könyvet írtak (Ullmann, Krippner és Vaughan 1973), ami gyakorlatilag az egyetlen forrásmunka álombeli telepátiáról.

Mint közismert, az ember kevés álmára emlékszik ébredés után, ráadásul többnyire azokra is elmosódottan és hézagosan. Leginkább még azt lehet visszaidézni, amiből épp felébredtünk. Ez a tapasztalat adta az ötletet Ullmanéknak az álmok regisztrálásához: az alvó személy agytevékenységét folyamatosan figyelemmel kísérték elektro-enkefalográfon, és mindig akkor ébresztették fel, amikor néhány perce már álmodott. (Az EEG görbéin az álomszakaszok könnyen felismerhetők.) Ilyenkor magnóra mondatták vele a legutóbbi álmát. Éjszakánként tipikusan négy-öt ilyen esemény zajlott le; másnap a magnóra vett álmokat legépelték. Közben egy másik személy – a telepatikus adó – egész éjjel készenlétben állt, előtte egy képpel, és mikor az EEG-vel megfigyelt partnerének elkezdődött egy álomszakasza (erről ő azonnal jelzést kapott), nekilátott arra koncentrálni, hogy az álomban a kép megjelenjen. Az éjszaka összes álmát együtt nevezzük a vevő **mentációjának**, ami tulajdonképpen ugyanolyan szerepet tölt be, mint képtelepátiánál a vevő rajza az esetleg hozzá fűzött megjegyzésekkel. Egy próbának itt értelemszerűen egy-egy éjszaka teljes eseménysorozata számít.

A kísérlet próbasorozatokból állt, a próbák számát minden sorozatban előre meghatározták. Amikor a sorozatnak vége volt, az abban született összes mentációt odaadták egy zsűrinek, együtt a sorozat összes célképével, egymáshoz képest természetesen véletlenszerű sorrendben. Például egy tíz próbából álló sorozatban ez tíz képet és tíz mentációt jelentett. A zsűri feladata az volt, hogy a mentációkat minden képhez sorbarakja hasonlóság szerint, első helyre az illető képhez leghasonlóbbat, másodikra az utána következő leghasonlóbbat, és így tovább. Találatnak azt tekintették, ha a kép adásának napján készült mentáció a sorrend első felébe esett; a véletlen egyezés valószínűsége tehát $p_o = 0,5$ volt. (Mint a 7.11. alfejezetben említettem, ez nem a leghatékonyabb zsűrizési mód, mert a zsűri így minden próbában ugyanazokat a képeket látja, és nehezen tudja magát függetleníteni az előző próbák eredményétől.)

7.22. Eredmények és tanulságok

Ezekről a kísérletekről 1989-ben írtam egy összefoglaló ismertetést (Vassy 1989, 5. fejezet), és mivel álombeli telepátiáról azóta semmi új információ nem látott napvilágot, az a legegyszerűbb, ha az ott leírtakat változtatás nélkül idézem.

Kísérleteik egy részében, amit ők „szűrésnek” neveztek, sok személyt vizsgáltak elsősorban vevőként, hogy aztán a tehetségesnek bizonyulókkal hosszabb sorozatokat tartsanak. Később hat ilyennel végeztek összesen 11 kísérletet, egyenként 7 – 26 próbával. Ezek egy részében az adó is a már kiválasztott „tehetségesek” közül került ki, más részében a laboratórium munkatársaiból. Két kísérlet prekogníciós jellegű volt: az adó ezekben csak reggel választotta ki és nézte meg a képet, miután a vevő álmait és asszociációit leírták. (Megjegyzendő, hogy e két kísérlet összesen 16 próbájából 14 volt találat.) Ullman és Krippner összefoglaló könyvének megjelenéséig, beleértve az összes kísérletet – a szűréseket is –, 450 egyedi próbát tartottak, és az ezekben kapott 284 találat, amely ötvenkilenccel több a véletlen átlagként várhatónál, 10^{-7} szignifikanciaszinten igazolja, hogy az álmok és a képek hasonlósága nem kizárólag véletlen egyezésektől eredt.

Néhány általános tanulság röviden, amit Ullmanék levontak a munkájuk során összegyűlt tapasztalatokból. A szűrővizsgálatokban azok a személyek bizonyultak jó vevőnek, akik elfogadták az ESP lehetőségét – emlékezzünk a más módszerrel kimért „juh – kecske" hatásra –, és nem idegenkedtek a kísérleti körülményektől, úgymint EEG-felvétel, éjszakai felébresztés stb. Nyolcvan kipróbált személy közül 56-nál találtak telepátiára utaló elemeket az álomleírásokban; mivel a szűrési fázisban vevőnként általában csak egy próba volt, nem lehetett statisztikát csinálni, ezért a talált egyezések egy része bizonyára véletlen, de annyit így is valószínűnek tartanak, hogy kb. a próbák felében működött telepatikus hatás. Ez lényegesen jobb arány, mint ami kártyaválasztásos kísérletekben tipikus. A pszichoanalízissel hivatásszerűen foglalkozó Ullman megállapítása szerint a vevők tudattalan pszichikumában a telepatikus információ hasonló szerepet játszik, mint amit „normál" módon szereztek az álom előtti napokban: olyan történetekbe épül be, amelyek a személy rejtett vágyait vagy konfliktusait jelenítik meg, gyakran szimbolikus formában. Ezért nem különösebben lényeges, hogy a telepatikus adáss az általa befolyásolt álommal időben egybeessen. Mint Freud írja és Ullman idézi: „Teljesen elfogadható feltevés, hogy a telepatikus üzenet a vevőhöz azonnal megérkezik, de tudattalan marad, és csak a következő éjjel jelenik meg álmában... A rejtett álomtartalmak gyakran várnak készenlétben a nap folyamán, míg aztán egy tudatalatti vágy kapcsolatot talál velük és álommá alakítja őket. (Freud 1953)." Ilyen „nem egyidejű" hatást nemcsak prekogníciós álomkísérletekben találtak – amelyek értelmezéséhez persze Freud magyarázatát ki kell tágítani az álomnál *később* érkező üzenetekre –, hanem máskor is: előfordult, hogy a vevő álomleírása feltűnően hasonlított a kísérlet egy másik napján szereplő képhez. Hogy ez nemcsak véletlen volt, azt abból is valószínűnek tartották, hogy csak az egyik kísérleti személyüknél vették észre, de nála többször. (Ebben a kísérletben a zsűri nemcsak sorba rakta az álomleírásokat, hanem külön-külön pontozta a képekhez való hasonlóságukat egy és száz közötti skálán; így a hasonlóság mértékét becsülni lehetett.)

Végeztek olyan, 12 próbából álló kísérletet, ahol egyszerre több adó szerepelt ugyanazzal a képpel, de ez a találatok arányát nem növelte. Szintén hatástalan maradt az a próbálkozás, amikor több egymás utáni próbában ugyanaz volt a leadott kép.

Egy másik ötlet viszont sikeresnek bizonyult: ekkor az adót ellátták olyan tárgyakkal, amelyek kapcsolódtak a kép témájához, és ő ezeket használta adás közben, vagy játszott velük. Ezt „multiszenzoros", vagyis „többérzékszerves" adásnak nevezték. Ugyanaz az adó – vevő pár ilyen módszerrel lényegesen jobb eredményt ért el: nyolc próbából mind a nyolc találat volt, méghozzá hat úgy, hogy a zsűri a megfelelő álomcsoportot a megfelelő képhez első helyre rangsorolta. (Ezt nevezhetjük mondjuk „telitalálatnak".) Nem multiszenzoros kísérletükben hát próbájukból öt volt sikeres, ebből telitalálat négy.

7.23. Egy sikertelen replikáció

Álom-telepátiával egyetlen csoport kísérletezett a Maimonides kutatóin kívül, David Foulkes wyomingi pszichológus vezetésével. Foulkesnek saját állítása szerint (Foulkes 1973) eredetileg az volt a véleménye, hogy telepátia nem létezik, és arra gyanakodott, hogy Ullmanék csalás vagy önbecsapás áldozatai lettek; kísérletük pontos utánzásával ki akarta deríteni, milyen módszertani hibák vezethettek a pozitív eredményhez. Ez nem sikerült annyiban, hogy nála nem jött ki pozitív eredmény, két kísérlete közül egyik sem lett statisztikusan szignifikáns. Annyiban viszont kielégítő volt, hogy megfelelt a telepátia lehetetlenségét valló nézetének. Csakhogy közben az észlelt „minőségi" egyezések hatására – amelyek az alkalmazott statisztikai módszer gyengesége miatt számszerűen nem voltak elegendők meggyőző eredményhez – ő maga megváltoztatta véleményét... Utólag a kísérlet statisztikai sikertelenségét a gyanakvó és hűvös légkörrel magyarázta, amellyel ő és munkatársai a kísérleti személyeket körülvették. (Vessük össze ezt a 3.423. alfejezettel.) „A vevő úgy érezhette magát, mint egy vádlott a nem éppen vele szimpatizáló bíróság előtt. Bizonyos mértékig ebben az érzésben mi is osztoztunk: mintha a kísérlet esetleges sikere leleplezné, hogy nem voltunk elég elővigyázatosak ...Személy szerint engem különösen megrázott, hogy mekkora pánikba estem, mikor egyszer úgy tűnt, mégiscsak kijön valami telepatikus hatás."

Ez a példa jól szemlélteti a reprodukálhatóság egyik fő problémáját: a parapszichológiában tipikus, hogy a pszí-jelenségek létét tagadó kísérletezőknek semmiféle pozitív eredmény nem jön ki. Amit okozhat a Foulkes által vázolt és náluk nyilván jellemző szituáció, de okozhat az is, hogy épp ellenkezőleg: a pszí-jelenségekben hívő kísérletezők manővereznek öntudatlanul úgy, hogy az objektíve nem létező hatás valamilyen műtermék révén látszólag kijöjjön.

Mellesleg ebben a Foulkes-féle történetben nekem kicsit gyanús, hogy egy meggyőződéses pszí-szkeptikus veszi a fáradságot, és pont a legkomplikáltabban kivitelezhető módszerrel kezd dolgozni. (Bár ezt indokolhatja, hogy Ullmanék ezzel a módszerrel sokkal többet elértek, mint Rhine és köre a kártyákkal, tehát a támadásnak érdemes volt erre koncentrálnia.) Nem lehet, hogy Foulkes célja valahol tudat alatt mégis a bizonyítás volt, nem a cáfolat? Hisz a végén „megtért", ami rajta kívül tudomásom szerint még egyetlen pszí-tagadóval sem fordult elő. Persze a legtöbb harcos tagadó éppúgy hitalapon áll, mint a hívők, és Foulkes talán ebben kivétel volt. Végtére aki egyszerűen csak a józan ész alapján tartja a telepátiát nagyon valószínűtlennek, nem pedig ideológiai meggyőződésből, az a létezését különösebb szívfájdalom nélkül elismerheti, ha a saját szemével látja.

7.3. Ganzfeld

1970 után az álombeli ESP vizsgálatát nem folytatták, nyilván főleg azért, mert túl költséges és időigényes volt. Született viszont a szabad-válaszos módszernek két további, olcsóbb és könnyebben kivitelezhető változata. Időben az elsőt Charles Honorton vezette be, aki egy darabig Rhine intézetében dolgozott, de már ott kialakult az a véleménye, hogy a szabad-válaszos módszer termékenyebb lehet a Rhine által favorizált kártyaválasztásnál. Ezen annyira összekülönbözött Rhine-nal, hogy távoznia kellett az intézetből; ekkor egy darabig besegített a Maimonides-beli parapszichológiai laboratórium munkájába, ahol elkezdte saját kísérleteit. 1974 és 1979 között ő lett a laboratórium vezetője (Bem 1993). A Ganzfeld-módszerről szóló első közleménye 1974-ben jelent meg (Honorton és Harper 1974); előző évben már beszámolt róla a Parapsychological Association konferenciáján.

Charles Honorton

7.31. Módszer

A Ganzfeld német szó, jelentése „egész tér”; az 1930-as években találták ki a Gestalt-pszichológia elvei alapján (Metzger 1930, Avant 1965). Esetünkben arra utal, hogy a vevőt látás és hallás szempontjából homogén, szerkezet nélküli közegben tartják (Bertini, Lewis és Witkin 1964, 1969). Technikailag az történik, hogy a szemét félbevágott pingponglabdával fedik le, a helyiségben pedig halvány, általában vörös lámpa ég, amitől ő mindenütt egyenletes, tompa fényt lát. Az auditív „egész teret” olyan hanggal biztosítják fülhallgatón keresztül, amelyben széles sávban minden frekvencia előfordul. Ez az úgynevezett **fehérzaj** hasonlít egy vízesés vagy a tenger morajához, és Ganzfeld-kísérletekben az utóbbiakkal helyettesíthető is. Miután a kísérleti személy (ez esetben a vevő) eltölt így legalább 15 percet, az adónak egy másik helyiségben megmutatnak egy képet, amit ő szintén kb. negyed óráig néz, és próbál telepatikusan átadni. Ezalatt a vevő magnószalagra mondja a benyomásait. Utána jön a vakzsűrizés (lásd 7.11. alfejezet) az álomkísérletekkel azonos módon.

A Ganzfeld-helyzet három pszichológiai hatását szokták kiemelni, mint az ESP szempontjából kedvezőt (Glicksohn 1986). Először: a külső érzékszervi ingerek csökkenésével nagyobb esély van az ESP-eredetű inger észlelésére, mert az előbbiek kevésbé nyomják el. Másodszor: sok ember 20 – 30 perces Ganzfeld-helyzet után úgynevezett **módosult tudatállapotba** kerül, hasonlóan az álomhoz vagy például a hipnózishoz, amelyben a pszichikum működésére a szokásostól eltérő szervezettség jellemző. Feltételezték, nem utolsósorban az álomkísérletek sikerei alapján, hogy néhány ilyen típusú állapotban az ESP-eredetű információ könnyebben tudatosodhat. (Voltak hasonló tapasztalatok izomrelaxációval is, pl. Braud és Braud 1973, 1974; meditációval, például Dukhan és Rao 1973; hipnózissal, például Casler, 1962, 1964; összefoglalja Honorton 1977.) Harmadszor: valószínű, hogy a szokatlan környezet némileg fellazítja az ember rutinszerű gondolkodási sémáit és automatizmusait. Ilyenkor a képzelet élénkebbé és csapongóbbá válik, az egymás utáni képzetek rendje kevésbé meghatározott. Így a tudattalanul vett információ azoknál is könnyebben elérheti a tudatosság szintjét, akik nem kerülnek módosult tudatállapotba.

Saját tapasztalataim szerint van egy negyedik előny is. A parapszichológiai kísérletek résztvevői, akik nagy többségükben ezotéria-hívők, rendszerint vonzódnak a szokatlan és egzotikus külsőségekhez, ezzel is hangsúlyozva elkülönülésüket a mindennapok lelkileg szürkébb világától. A szemre ragasztott fél-pingponglabdák és a fülhallgató ezért a helyzetet eleve rokonszenvessé teszi nekik. A tengerzúgáshoz hasonló fehérzaj ráadásul sokuknak ismerős az ugyanilyen aláfestésű meditációs gyakorlatokból. Márpedig egy parapszichológiai kísérlet sikerének elengedhetetlen feltétele, hogy a részvevők minél komfortosabban érezzék magukat, amihez így a Ganzfeld kellékei minden bizonnyal hozzájárulnak.

A módszernek 1973 óta több változatát alkalmazták, miközben azonos maradt az alapelv, a vevő külső érzékelésének csökkentése. Változhat például a kísérlet egyes fázisainak időtartama, a céltárgyak jellege (kép, videofelvétel, tárgy stb.), a kísérleti személyeknek adott instrukciók, a zsűri létszáma és jellege (pl. önzsűrizés, amit maga a vevő végez, lásd később). A statisztikus kiértékelés két eljárását a következő alfejezetben részletesebben is ismertetem, az elsőt egy általános módszertai tanulsága miatt, a másodikat pedig mert sokan alkalmazzák a parapszichológiában.

7.311. Standardizált pontozás

A zsűri értékelő eljárásának egyik módja az, hogy minden képet pontoz a vevő mentációjához való hasonlóság szerint. Ehhez adott egy skála, például egytől százig (a határok természetesen lehetnek máshol is). A pontokat egyszerűen át lehet alakítani sorrenddé, és aztán az elemzés mehet tovább a szokott módon. Maguk a pontértékek önmagukban nem különösebben informatívak, mert erősen függnek a zsűri szokásaitól: van, aki minden képet a skála alja vagy teteje körül helyez el, mások a leghasonlóbbnak eleve a felső, a legkevésbé hasonlónak az alsó határpontot adják, hogy a különbségek minél nagyobbak legyenek, és így tovább. Annak érdekében, hogy az egyes pontértékeknek is legyen értelmük, Stanford és Mayer (1974) bevezette az úgynevezett **standard pontszámot.** A Ganzfeld-kísérletekben tipikus négy zsűrizési céltárgyat feltételezve, jelöljük ezek pontszámát egy adott próbában p1, p2, p3 és p4-gyel. Kiszámítjuk az átlagukat és a szórásukat, pm-mel, illetve ps-sel jelölve: pm = (p1+p2+p3+p4)/4, ps = $\sqrt{((p1-pm)^2 + (p2-pm)^2 + (p3-pm)^2 + (p4-pm)^2)/3}$. Ekkor a P1-nek megfelelő standard pontszám a következő lesz:

$$Z1 = (p1-pm)/ps \qquad (7.1)$$

A többi pontszámra ugyanez az értelemszerű változtatással. Ezt a változót Stanford azért jelölte Z-vel, mert a statisztikában már ismert volt: bármilyen statisztikai változót a fenti eljárás szerint szabványosítva a kapott új változót **standardizált alaknak** hívják és Z-vel jelölik (Vargha 2000, 3.4.1. alfejezet).

A Z jelölés bizonyára ismerős, hiszen végig így jelöltük a standard normál eloszlású változókat. Nem lepődnék meg, ha sokan kapásból feltételeznék, hogy a jelölés esetünkben is a Stanford-féle standard pontszám ilyen eloszlását jelzi. Ez azonban nem így van; sokkal inkább az a helyzet, hogy a standard normál változók Z jelölése származik a standard normál Z-t definiáló 2.13. képlet és a standardizálás általános 7.1. képletének hasonlóságából. A standard pontszám eloszlása sokféle lehet aszerint, hogy a zsűri a pontozásban milyen stratégiát követ. Ha például a pontszámokat igyekszik a lehető legegyenletesebben elhelyezni a rendelkezésre álló skálán, akkor George Hansen (1985) szimulációs vizsgálatai szerint az eloszlás olyannyira nem hasonlít a normálishoz, hogy nem is egy, hanem két maximumhelye van. Hansen átszámította egy 565 próbából álló Ganzfeld-kísérlet pontszámait standard pontszámokra, és meghatározta azok gyakoriságának eloszlását – amit a a statisztikában **hisztogramnak** neveznek –, és annak alakja sokkal jobban hasonlított a szimulációval kapott kétcsúcsú görbéhez, mint a harang alakú normálishoz. Tartsuk tehát észben, hogy amikor valahol találkozunk standardizált alakú változóval, annak Z jelölése nem szükségképpen takar standard normál eloszlást. Ezért nem jogos alkalmazni rá az olyan statisztikai eljárásokat, amik csak normális eloszlású változóra érvényesek.

7.312. A céltárgyak rangösszege

Képzeljük el, hogy egy 20 próbából álló szabad-válaszos kísérletben, ahol a zsűri négy képből választott, a próba céltárgyát kilencszer tette az első helyre, hétszer a másodikra, háromszor a harmadikra és egyszer a negyedikre. Egy másik 20-próbás kísérletben az első helyezések száma szintén 9, a másodikoké 1, a harmadikoké 4 és a negyedikeké 6. Ránézésre is azonnal látszik, hogy az első kísérlet sikeresebb volt a másodiknál, igaz? Pedig a szokásos kiértékelés szerint, amelyben csak az első helyezések számát veszik figyelembe, a kettő eredménye azonos: Z = (9 - 5 -0,5)/√(20*(1/4)*(3/4)) = 3,5/1,94 = 1,8, kétvéges próbával még épp nem szignifikáns.

Valamiképp nyilván érdemes lenne figyelembe vennünk a további helyezéseket is az elsőn kívül. Kézenfekvő gondolat, hogy adjuk össze a helyezési számokat; minél kisebb ez az összeg, annál valószínűbb, hogy a célképek hasonlítottak a nekik megfelelő mentációhoz. A statisztikában a helyezési szám neve **rang** (angolul **rank**), ezért a szóban forgó összeget **rangösszegnek** (**rank sum**) hívják. Értéke példánk első kísérletében (9 * 1) + (7 * 2) + (3 * 3) + (1 * 4) = 36, a másodikban (9 * 1) + (1 * 2) + (4 * 3) + (6 * 4) = 47. Csak ismerni kell a rangösszeg eloszlását, kijelölni belőle a szokásos elsőfajú hibavalószínűségeknek megfelelő elvetési tartományokat, és máris alkalmazható a statisztikai próbák logikája. Nos, ezt az eloszlást Solfvin, Kelly és Burdick (1978) meghatározták, és kimutatták azt is, hogy 20 próba fölött jól közelíthető normális eloszlással. Ennek alapján pedig a kapott S rangösszeget át lehet transzformálni standard normál eloszlású Z-vé a következő képlettel, ahol N a próbák, R a céltárgyak száma (példáinkban N = 20, R = 4):

$$Z = ((N(R+1)/2) - S \pm 0{,}5)/\sqrt{(N(R^2-1)/12)} \qquad 7.2$$

A plusz-mínusz 0,5 a folytonossági korrekció (lásd 3.34. alfejezet); a két előjel közül azt kell választani, amelyik a zárójelen belüli kifejezés értékét csökkenti.

A példa első kísérletében S = 36, amiből Z = (20*5/2 – 36 -0,5)/√(20*15/12) = 13,5/5 = 2,7. A második kísérletben S = 47 és ezzel Z = 0,5. A különbség szembetűnő. Ugye, érdemes volt ezt a módszert alkalmazni a közvetlen találatok binomiális próbája helyett?

Az elsőfajú hiba valószínűségeit Milton és Stevens (1997) kiszámította és táblázatba foglalta a próbák száma, a céltárgyak száma és a rangösszeg sokféle kombinációjára olyan esetekben, amikor az eloszlás normális közelítése nem alkalmazható, vagyis amikor N < 20. Ugyanitt közlik a számítás C nyelvű számítógépi programját is. Milton (1997) 42 Ganzfeld-kísérlet adatain kimutatta, hogy ez a módszer érzékenyebb az első helyezések számának binomiális próbájánál, vagyis erősebb szignifikanciaszintet eredményez. Ehhez persze az kellett, hogy a második és a további helyezések száma is tükrözzön valamennyi pszí-hatást, azaz a rangok növekedésével a számuk csökkenő tendenciát mutasson.

7.32. A Ganzfeld-helyzet hatásának közvetlen vizsgálata

Mindjárt Honorton első Ganzfeld-kísérlete után Braud, Wood és Braud (1974) olyan replikációt végzett, amelyben a Ganzfeld-helyzet hatását össze tudták hasonlítani egy Ganzfeld nélküli, de különben az eredeti kísérletével teljesen azonos helyzet hatásával. Vagyis a kísérlet két részében minden ugyanaz volt, csak az egyikben a vevők szemére nem tettek pingponglabdát, és a fülükbe nem játszottak fehérzajt, ők egyszerűen csak üldögéltek egy gyengén megvilágított szobában.

Az előkészítő Ganzfeld-helyzet (illetve az üldögélés, lásd fent) 30 percig, a vevő benyomásainak összegyűjtése közvetlenül ezután 5 percig tartott. A céltárgyat húsz csoportból és csoportonként hat képből az adó választotta ki minden próba elején, véletlenszám-táblázat felhasználásával. A próba után a kiválasztott csoport képeit a vevő megkapta szabványos sorrendben, és maga végezte a zsűrizést, vagyis a képek sorrendbe rakását saját benyomásaihoz való hasonlóság szerint. Találatnak azt tekintették, ha a próba célképe a sorrend első három helyének valamelyikére került.

Néhány további kiegészítést érdemes megjegyeznünk:

A vevő előkészítését (pongpong-labdák felszerelése stb.) az adó végezte, ezzel is segítve egymásra hangolódásukat. A fülhallgatón át hallott hang intenzitását a vevő maga állíthatta be. A részvevőket felvilágosították arról, hogy a kutatók eddigi tapasztalatai szerint a kísérlet helyzete kedvez a telepátia érvényesülésének. A próba után a vevőktől egy kérdőíven megtudakolták, hogy érzésük szerint mennyire kerültek fizikailag és szellemileg relaxált állapotba; a ganzfeldes csoport és a kontrollcsoport között ebből a szempontból nem volt szignifikáns különbség. A várakozással összhangban különböztek viszont aszerint, hogy a testérzékelésük milyen mértékű volt.

Mindkét csoportban tíz adó – vevő pár szerepelt, mindegyik egy próbával. A két csoportot összesítve a találatok száma 15; mivel a véletlen találat valószínűsége itt 1/2, a szórás $s = \sqrt{(20*1/2*1/2)} = 2{,}24$, így $Z = (15–10-0{,}5)/2{,}24 = 2{,}01$. Az eredmény tehát szignifikáns $\alpha = 0{,}05$ szinten, ilyen kis elemszámnál nem rossz. Ami pedig a lényeg: a ganzfeldes csoport tíz találatot ért el ($Z = 2{,}85$, $\alpha = 0{,}01$), a kontrollcsoport pedig ötöt ($Z = 0$). A kettő közötti különbség szintén 0,05 szinten szignifikáns (tessék ellenőrizni különbségi próbával a 3.51. vagy a 3.53. alfejezetben leírtak szerint). Ebből Braudék levonták azt a következtetést, hogy a Ganzfeld-helyzet a telepátiát valóban elősegíti.

Helyénvaló azonban két kritikai megjegyzés.

Egy: az adó ugyanazt a képegyüttest használta, mint a vevő a zsűrizéshez. Mint Whately Carington kísérleteinél (7.11. alfejezet) említettem, így a vevő a célképet a rákerült apró fizikai jelekből is felismerheti, vagy tudattalanul megérezheti, hogy melyik az. Első látásra ugyan ellenvethető, hogy ha ez történt volna, akkor nem lehetne különbség a Ganzfeldes és a kontrollcsoport között; nem tudhatjuk azonban, hogy a Ganzfelddel kiváltott tudatállapot nem teszi-e könnyebbé a tudattalanul észlelt gyűrődések vagy piszokfoltok tudatosulását. (Hiszen Honorton pont abból indult ki, hogy pontosan ezt teszi a szintén tudattalanul vett ESP-információval; a zsűrizésnél a vevő elvileg már nincs ugyanabban az állapotban, de bizonyos utóhatásokat nem zárhatunk ki.) Mindenesetre ez az 1974-es Braud – Wood – Braud kísérlet a mai módszertani követelményektől elmarad, így következtetéseit bizonyos fenntartással érdemes fogadnunk.

Kettő: Amikor egy kísérleti és egy kontrollcsoport eredményét hasonlítjuk össze, mindig fennáll a lehetőség, hogy a kívánt hatást a kísérletvezető a személyek „ügyes” csoportba sorolásával éri el, felhasználva saját prekognitív ráérzését (lásd 6.4. alfejezet). Jelen esetben a besorolást egy pénzérme feldobásával, azaz „fej vagy írás” módszerrel végezték. Hogy ki, azt a cikkben nem közlik, de valószínűleg a kutatók egyike, akik nyilvánvalóan pont a kapott különbséget akarták kimutatni. William G. Braud közismerten sikeres kísérletező, előzőleg számos esetben kapott szignifikáns ESP-eredményt Ganzfeld nélkül is, tehát kissé gyanús, hogy most a kontrollcsoportja ennyire sikertelen maradt.

A következő másfél évtizedben még három hasonló kísérletet végeztek. (Összefoglalva: Schouten 1981; Murke és mások 1988. Ez utóbbi cikket mindazoknak érdemes elolvasniuk, akik két helyzet kísérleti összehasonlítását célozzák meg, mert belőle számos módszertani finomságot tanulhatnak.) Ezekben a replikációkban nem született szignifikáns eredmény, így összehasonlításra sem volt mód.

7.33. ESP-ábrák kontra Ganzfeld az összesített eredmények alapján

Megbízhatóbb következtetésre jutunk akkor, ha sok Ganzfeld-kísérlet összesített eredményét vetjük össze a választásos kísérletek tipikus eredményeivel. Eltérően az álombeli telepátia kiértékelési módjától, a Ganzfeld-kísérletek területén nem azt szokták találatnak tekinteni, amikor a zsűrizésnél a célkép (vagy másfajta céltárgy) a sorrend első felébe, hanem amikor kifejezetten az első helyre kerül. A zsűrinek adott csaliképek száma pedig a kialakult szabvány szerint három, azaz a zsűri a célképpel együtt próbánként négy képpel dolgozik. Így a véletlen találat valószínűsége 1/4.

A szakmában leginkább elfogadott összefoglaló elemzés (Bem és Honorton 1994) 38 kísérletre terjedt ki, amelyek közül 28-at 1974 és 1981 között végeztek, további tízet pedig utána egy Honorton által kezdeményezett, automatikus módszerrel. Az összesített találatarány az első 28 kísérletben 35%, a második 10-ben 32% volt. Ha kiszámítjuk az egy próbában átment információ mennyiségét a 3.35. alfejezet Kullback-féle képletével, 35%-ra 0,036 bitet, 32%-ra 0,018 bitet kapunk. Az ESP-ábrás kísérletekben a véletlen 0,2 találati valószínűség helyett átlagosan valamivel kevesebb, mint 0,22 jött ki (2,10. ábra), ami kerekítve legfeljebb 0,002 bit átvitt információmennyiséget jelent. *A választásos helyzet 2 ezredbitjével szemben tehát a Ganzfeld-helyzet 18, ill. 36 ezredbitet eredményezett, vagyis legalább kilencszer többet*. Ez az adat szerintem meggyőzően mutatja a Ganzfeld fölényét a választásos módszerrel szemben, míg azt a kérdést természetesen nyitva hagyja, hogy a több átvitt információ mennyiben köszönhető a szabad-válaszos helyzetnek általában, és mennyiben a Ganzfeldnek speciálisan.

7.34. A „Ganzfeld-vita"

A Ganzfeld-kísérletekről összefoglaló elemezést és bírálatot írt Ray Hyman kognitív pszichológus 1985-ben, amit közölt a Journal of Parapsychology (Hyman 1985). A tudományos parapszichológia történetében talán mindmáig ez volt az egyetlen olyan külső bírálat, amely a kísérleti beszámolók részletes ismeretén alapult, és a további munkához is megszívlelendő javaslatokat tartalmazott. Honorton segítségével Hyman a szakirodalom 1974 és 1981 közötti időszakából 34 Ganzfeld-témájú cikket gyűjtött össze, összesen 42 kísérletről. Nagy részük természetesen nem pusztán a telepátia létezésének kimutatását célozta, hanem összefüggést keresett pszichológiai változókkal, például személyiségjegyekkel; Hyman azonban kizárólag azt a kérdést tette fel, hogy ezek a munkák módszertanilag megfelelőek voltak-e a telepátia létezésének igazolásához.

Az általa talált hibák közül itt azokat fogom ismertetni, amelyek saját véleményem szerint a legfontosabbak, és azóta is előfordulnak a parapszichológiában (illetve nemcsak ott). A komoly érdeklődőknek ajánlom az eredeti cikk áttanulmányozását, mert a többi észrevétele sem érdektelen.

7.341. Alternatív statisztikai változók

Egy szabad-válaszos kísérlet adatait többféle módon lehet statisztikailag elemezni. Találat lehet az, ha a célkép a zsűri által felállított sorrend első felébe esik; ezt csinálták az álombeli telepátia kutatói. De találat lehet az is, ha a célkép pontosan az első helyre kerül; ez volt Honorton választása többek között. Bonyolultabb, de érzékenyebb eljárás a rangösszeg statisztikai próbája (lásd 7.312. alfejezet). A negyedik változatban pedig a zsűri minden képet elhelyez egy skálán a mentációhoz való hasonlóság szerint (mint például a következő alfejezetben ismertetendő, automatizált kísérletben), és az elemzett statisztikai változó a célkép által elért hely ezen a skálán, viszonyítva a csaliképek helyéhez (például standardizált pontszámokkal, lásd 7.311. alfejezet). Nos, Hyman kimutatta, hogy az addig végzett Ganzfeld-kísérletekben mind a négy elemzési mód előfordult, és később minden olyan kísérletre sikeresként hivatkoztak, amelyben valamelyik elemzési mód szerint legalább 0,05 szinten szignifikáns eredmény jött ki. Matematikailag világos, hogy ha két statisztikai változó egymástól független, akkor annak valószínűsége, hogy véletlenül vagy egyik, vagy másik a 0,05 valószínűségű elvetési tartományba essen, már nem 0,05 lesz, hanem több. Hogy pontosan mennyi, azt a valószínűségelmélet alaptételeinek felhasználásával elég könnyen maghatározhatjuk.

Ha a két változó szerinti 5%-os szignifikancia a nullhipotézis szerint soha nem léphetne fel egyszerre, azaz az „egyik változó szignifikáns 0,05 szinten” és a „másik változó szignifikáns 0,05 szinten” események egymást kizárnák, akkor a kettő valószínűségét össze lehetne adni ahhoz, hogy „legalább az egyik szignifikáns” esemény valószínűségét megkapjuk. Ilyenkor a két 0,05 valószínűségből 0,1 lenne. (Gyakran így is járnak el: ezt hivjuk **Bonferroni-féle korrekciónak**.) Általában persze a két változó szerinti szignifikancia nem zárja ki egymást, tehát az összeadás helytelen volna. Mivel viszont a feltételezésünk szerint a két változó eredményének szignifikáns volta független esemény – azaz bármelyik bekövetkezése nincs hatással a másik bekövetkezési valószínűségére –, kiszámítható a „legalább az egyik szignifikáns” esemény komplementerének valószínűsége, vagyis az, hogy mekkora valószínűséggel nem szignifikáns egyikük sem. 0,05 szignifikanciaszinttel számolva annak valószínűsége, hogy az „egyik változó értéke nem szignifikáns”, nyilván 0,95, és ugyanekkora annak valószínűsége is, hogy „a másik változó értéke nem szignifikáns”. Ezért annak valószínűsége, hogy „sem az egyik, sem a másik értéke nem szignifikáns”, a két 0,95 valószínűség szorzata: 0,95*0,95=0,9025. Ezt 1-ből kivonva megkapjuk a keresett valószínűséget arra, hogy legalább az egyik változó a nullhipotézis teljesülése esetén mégis szignifikánsnak adódik: 1-0,9025=0,0975, más szóval 9,75%.

Ha pedig n darab van belőlük, és mind független egymástól, akkor értelemszerűen a 0,95-öt az n-edik hatványra kell emelni, majd a hatvény értékét kivonni 1-ből. Ez természetesen kisebb lesz a Bonferroni-féle 0,5n-nél, de az eredeti 0,05-nél nagyobb.

Esetünkben a változók nem függetlenek, mert ha egy próbában például találat van az első helyre kerülő célkép szerint, akkor biztos találat van a sorrend első felébe kerülő célkép szerint is; Hyman számítógépen lejátszott egy csomó véletlen találgatást, és megmérte, hogy a lehetséges négy változóval számolva az elsőfajú hiba mennyire növekszik meg. 0,05-ös szignifikanciaszinten vizsgálva 0,152 jött ki, azaz ha nincs telepátia, ekkora valószínűséggel fog a négy változó valamelyike az 5%-os elvetési tartományba esni. Ekkora tehát az elsőfajú hiba igazi valószínűsége a kutatók által vélt 0,05 helyett, azaz *több mint háromszoros*.

7.342. Egyvéges próba kétvéges helyett

Hyman következő észrevétele: amikor egy kísérletben pozitív irányú eltérés jött ki a véletlen várható értéktől, a kutatók rutinszerűen egyvéges próbát alkalmaztak, hivatkozva arra, hogy a Ganzfeld helyzetében pszí-hibázás nem szokott előfordulni, így ők annak lehetőségét nem vették számításba. Amikor azonban az eltérés mégis negatív irányú volt, és elérte a kétvéges próba valamelyik szignifikanciaszintjét, mindig pszí-hibázásnak nyilvánították a kétvéges próba alapján. Ilyenkor egyetlen kísérletező sem jelentette ki, hogy az eredményt véletlennek kell tekinteni azon az alapon, hogy Ganzfeld-kísérletben a parapszichológusok közfelfogása nem számol pszí-hibázással. Így valójában az egyvéges $\alpha = 0,05$ reálisan nem ennyi, hanem ennek a kétszerese. (Az előző hibával együtt tehát már legalább hatszoros hibavalószínűségnél tartunk.)

7.343. Egyéb alternatív elemzési módok

Honorton kísérleteiben a zsűrizést rendszerint maga a vevő végezte, azon feltételezés alapján, hogy saját fantáziaképein ő tud leginkább kiigazodni. A Ganzfeld-kísérletekben ez az eljárás általánossá vált, de kizárólagossá nem: előfordult külső zsűrizés is. Néha pedig mind a kettőt alkalmazták ugyanazokon az adatokon, és ha valamelyik szignifikáns eredményt adott, azt elfogadták sikernek. Statisztikailag tehát ugyanazt a hibát követték el, mint a többféle változóval.

Ugyancsak szabvánnyá vált a nullhipotézist az elméleti véletlen eloszlás szerint felállítani, ahogy már a választásos kísérletekben láttuk. Ez sem volt azonban kizárólagos. Néha az eredményt olyan kontrollpróbák sorozatából kapott eredménnyel vetették össze, ahol nem volt Ganzfeld-helyzet. Ez természetesen nem baj mindaddig, amíg egy adott kísérleten belül *csak* így csinálják; ha viszont a szignifikanciaszintet kiszámítják a véletlen szerinti és a kontrollsorozat szerinti nullhipotézisből kiindulva is, és aztán az a siker, ha valamelyik eléri legalább a 0,05-öt, akkor az elsőfajú hiba megint inflálódik. Márpedig a Hyman által elemzett kísérletek között ilyen bizony előfordult.

7.344. Ugyanaz a céltárgy adásra és zsűrizésre („zsíros ujj")

Ezt a hibát már említettem a 7.11. alfejezetben. Szomorú tény: Hyman találkozott vele az általa vizsgált kísérletek 55%-ban. Mint írja, a Ganzfeld-kísérletek csak 1980 táján jutottak el odáig, hogy kikopjon a gyakorlatból.

7.345. Nem kielégítő ellenőrzés

A mai technikai lehetőségek mellett ha az adó és a vevő csalni akar, nincs különösebben nehéz dolga. Magam is láttam olyan „telepatikus" bűvészműsort, ahol a bekötött szemű és a színpadon háttal ülő „fenomén" mindig pontosan megmondta, hogy a közönségnek milyen egyjegyű számot mutatnak fel. Nem tudom persze pontosan, hogy milyen trükkel csinálták, de ha nekem kellene megszerveznem, egyszerűen egy olyan rádióvevőt tennék a fenomén zsebébe, ami egy relé meg egy kis dugattyú közbeiktatásával annyiszor megböki, ahányszor a nézőtéren ülő segéd a saját zsebében megnyom egy gombot. Az efféle csalás elkerülésére mind az adót, mind a vevőt célszerű folyamatosan figyelni valakinek. A Hyman által megvizsgált kísérletek közel negyedrészében erről nem gondoskodtak.

7.346. Az eredmények erősen függnek a kísérletvezetőtől

A kísérletvezető jelentékeny hatása a parapszichológiában akkor már szinte közhelynek számított; Adrian Parker svéd parapszichológus egyenesen azt írta, hogy „a kísérletvezető-hatás a parapszichológia egyetlen megállapítása". („It can be claimed that the experimenter effect is parapsychology's one and only finding." Parker 1978.) Csak azért térek ki rá, mert Hyman a Ganzfeld-kísérletekben egy fontos statisztikai eljárással mutatta ki, amit érdemes alaposabban megismernünk (lásd a következő alfejezetet). Hyman természetesen tudta, hogy ilyen általánosságban ezzel nem mond újat, de elemzéséből az is kiderült, hogy véletlenen felüli teljes hatás mindössze négy kutató kísérleteiből származik. Ők (Honorton, Sargent, Sondow és Raburn) átlagosan 44% találatarányt értek el, míg a többi tizenegy kutató kísérleteinek átlagos találataránya 26%. (A véletlen találati valószínűség 25%.) Ez a tény mindenképp óvatosságra int a Ganzfeld-módszer általános használhatóságát illetően, mivel azt mutatja, hogy így is ugyanolyan nehéz stabil eredményt elérni, mint a régebbi módszerekkel. A siker egy Ganzfeld-kísérletben is erősen függ a kísérletező stáb megfoghatatlan és tudományosan mindeddig specifikálhatatlan „pszí-kiváltó" képességétől. És hogy ez a képesség nem teng túl a piacon, az látszik a 11 : 4 arányból a sikertelen kísérletezők javára.

7.3461. A varianciaanalízis

Hyman kiszámította az egyes kutatók által a Ganzfeld-kísérletekben elért hatásméreteket. (A hatásméret definíciója a 2.442. alfejezetben található; mint láttuk, azért kiváltképp alkalmas több kísérlet eredményének összevetésére, mert matematikailag nem függ a mintamérettől). Ezek persze nem voltak ugyanakkorák, de eltéréseik lehettek a mintavételi ingadozás következményei is. Hogyan lehet statisztikailag megállapitani, hogy nemcsak erről volt szó, hanem a hatásméret a kutatók között szisztematikusan is különbözött egymástól?

Az eljárást, amelynek neve **varianciaanalízis**, ismét egy egyszerűsített példán mutatom be. Tegyük fel, hogy három kísérletezőnk van, K1, K2 és K3, és ezek mindegyike négy kísérletet végez. A kapott hatásméretek (százzal szorozva a könnyebb olvashatóság kedvéért) a 7.1. táblázaton láthatók, célszerűen mindjárt a kísérletezőnkénti átlaggal és varianciával együtt, amikre később szükségünk lesz:

	K1	K2	K3
	10	5	9
	14	10	11
	12	5	13
	16	8	7
Átlag:	13	7	10
Variancia:	6,666666667	6	6,666666667

7.1.Táblázat.

Most az egy-egy kísérletvezetőhöz tartozó adatokat nevezzük egy-egy mintának, azaz a példában három mintánk van. Ezek átlagai 13, 7 és 10. Az egyes adatok jócskán szóródnak a mintákon belül is; mindegyik mintában van olyan adat, amely feltűnés nélkül beleférne valamelyikbe a másik kettő közül. A nullhipotézisünk természetesen az, hogy a minták között pusztán véletlen különbségek vannak, vagyis a *mintákon belüli* ingadozás kellően indokolja a *minták közötti* ingadozást is. Valamiképpen e kétfajta ingadozást kell tehát összevetnünk egymással. Nos, az ingadozás mértékét, mint már tudjuk, a szórás jellemzi; illetve a vele egyenértékű szórásnégyzet, aminek matematikailag rendszerint kényelmesebb tulajdonságai vannak. A szórásnégyzeteket, azaz a varianciákat kell tehát szemügyre vennünk: innen az eljárás neve.

A minták közötti és a mintákon belüli ingadozást egyszerűen és szemléletesen át lehet tekinteni akkor, ha minden adatot egy-egy háromtagú összegre bontunk. Először is, van az összes (példánkban 12 darab) adatnak egy átlaga, aminek neve **összátlag**. Ez jelen esetben 10, és minden adatnak ez lesz az első összetevője. Aztán vannak a mintaátlagok, jelen esetben 13, 7 és 10. A második összetevő az épp illetékes mintaátlag és az összátlag különbsége, vagyis az a szám, ami jellemzi a minták közötti eltéréseket. Így az első két tag összege mindig az aktuális mintaátlagot adja ki. Végül a harmadik összetevő az, ami ezek után marad, vagyis ami nem más, mint az adat eltérése saját mintaátlagától; ezek a harmadik összetevők adják a mintákon belüli változékonyságot. Az eredményt a 7.2. táblázat mutatja. Az egyes adatok szám szerint ugyanazok, mint a 7.1. táblázat megfelelő adatai, csak a fenti bontásban.

K1	K2	K3
10+3-3	10+(-3)-2	10+0-1
10+3+1	10+(-3)+3	10+0+1
10+3-1	10+(-3)-2	10+0+3
10+3+3	10+(-3)+1	10+0-3

7.2. táblázat. A 7.1 táblázat adatai összetevőkre bontva.

A varianciát a 2.33. alfejezet 2.11. képlete alapján kell kiszámítani, csak természetesen a gyökvonás nélkül. Ha rátekintünk a 7.2. táblázatra, rögtön látszik, hogy a 2.11. képletben (m_i – m)-mel jelölt különbségek itt már készen vannak, mégpedig a második tagok a minták közötti, a harmadikak pedig a mintákon belüli variancia számításához. Csak négyzetre kell emelni őket, aztán összeadni, aztán elosztani a szabadsági fokok megfelelő számával. Ez utóbbi, mint emlékszünk a 3,62 alfejezetből, mindig annyi, ahány egymástól független elemünk van; most a minták közötti varianciára 2, a mintákon belülire 11 (tessék utánagondolni, hogy miért). Így a minták közötti variancia a következő lesz:

s^2(minták közötti) = (9+9+9+9+9+9+9+9+0+0+0+0)/2 = 72/2 = 36.

A mintákon belüli variancia pedig

s^2(mintákon belüli) = (9+1+1+9+4+9+4+1+1+1+9+9)/11 = 34/11 = 58/11 = 5,27.

A kettő statisztikai összehasonlítására már van módszerünk, mégpedig az F-próba (3,62. alfejezet). Ne is húzzuk az időt: F = 36/5,27 = 6,83. Az F-eloszlás kritikus értékeinek táblázatában megkeressük a 2 és 11 szabadsági fokokhoz tartozó kritikus értéket; 0,05 hibavalószínűségre ez 3,98, míg 0,01 hibavalószínűségre 7,21. Így a kapott F = 6,83 szignifikáns 0,05 szinten, de 0,01 szinten már nem az.

A varianciaanalízis alkalmazásának két feltétele van: az adatok normális eloszlása és mintavarianciáik azonossága. Ez utóbbi azt a követelményt jelenti, hogy a mintákból számított varianciák ne különbözzenek egymástól szignifikánsan, amit páronkénti F-próbával ellenőrizhetünk. Példánkban a három variancia olyan közeli egymáshoz, hogy gyakorlatilag biztosan nem különböznek. Az adatok normalitása ilyen kis mintán közvetlenül nem ellenőrizhető, de mivel a Ganzfeld-kísérletekben egy tipikus binomiális változót mérünk – a találatok számát próbánként 1/4 találati valószínűség mellett –, elegendően nagy mintákra joggal bízni lehet a normalitási feltétel teljesülésében is. (A fenti példában nem, mert itt a minták túl kicsik, de ez úgyis csak illusztráció volt.)

A varianciaanalízis gyakori neve az angol „analysis of variance” rövidítésével ANOVA. Léteznek változatai az itt bemutatottnál bonyolultabb helyzetekre is, ezért e legegyszerűbbet **egyszempontos, független mintás varianciaanalízisnek** hívjuk.

7.347. Honorton válasza

Hyman bírálatára Honorton újabb elemzésekkel válaszolt (Honorton 1985). Cikkeik összevetése jól mutatja, hogy ugyanabból a tapasztalati anyagból, lényegében ugyanazokkal a statisztikai eljárásokkal, mennyire más következtetésekre lehet jutni.

Több alternatív változó alkalmazását Honorton közvetlenül nem cáfolhatta, hiszen az olyan tény volt, amit az eredeti közleményekből bárki ellenőrizhetett. Stratégiája ehelyett annak kimutatására irányult, hogy a Ganzfeld-kísérletek összesített eredménye akkor is erősen szignifikáns marad, ha minden kísérletet ugyanazzal a változóval elemzünk. Közös változónak ő a zsűrizésben első helyre került céltárgyak – az úgynevezett **közvetlen találatok** – számát válaszotta, mivel ezt tette a legtöbb eredeti kísérletező is. A Hyman által elemzett 42 kísérlet közül így 28 maradt, 10 különböző kutatócsoporttól, összesen 835 próbával. Ezekre összesítésben Z = 6,60 jött ki, ami szignifikáns $\alpha = 10^{-9}$ szinten. Ha feltételezzük, hogy a többi olyan Ganzfeld-kísérlet, amelyben a szokásos vakzsűrizést alkalmazták, átlagosan pont a véletlennek megfelelő eredményt hozta volna, ezeket is beszámítva Z = 5,67, ami még mindig erősen szignifikáns.

Alkalmazva a 2.43. alfejezetben bemutatott eljárást, a kapott Z = 6,60 akkor hígul fel az 5%-os szignifikancia határáig, ha 423 darab, átlagosan Z = 0 eredményű kísérletet veszünk még hozzá az eredeti 28-hoz. Tekintve a módszer időigényességét, meg azt, hogy egy tipikus Ganzfeld-kísérlet kb. 30 próbából áll, ez „6 évig óránként egy próbát jelent, 40 órás munkahéttel, munkaszüneti napok nélkül.” („One psi ganzfeld session per hour for over 6 years, assuming 40-hour weeks and no vacations.” Honorton 1985, 62. oldal.)

A bírálat többi részével szemben Honorton hasonló válaszstratégiával élt: megismételte Hyman számításait azon a 28 kísérleten, amikben rendelkezésre állt a közvetlen találatok száma. Ennek az eljárásnak kapásból megvan az az előnye (mármint a pszí-hívők számára), hogy a kisebb mintán kevésbé ugranak ki az esetleg létező olyan összefüggések, amik az eredmény validitását kérdésessé tehetik. Honorton elemzésében például nem volt szignifikáns a kísérletvezetők hatása. (Ugyanazt a 28 kísérletet másképp elemezve azonban Rosenthal (1986) rajtuk is kimutatott szignifikáns egyenetlenséget kísérletvezetők szerint.) Ráadásul a két legsikeresebb kutató, Carl Sargent és maga Honorton, ebből a kisebb adatbázisból 14 kísérlettel, azaz 50%-ban részesedett, mivel mindketten következetesen a közvetlen találatok számát használták statisztikai változóként. Úgyhogy pusztán az adatok leszűkítése azt eredményezte, hogy Hyman elemzésével ellentétben Honortonnál az összesített eredmény statisztikailag helytálló volta sokkal kevésbé kérdőjeleződött meg.

7.348. Hyman és Honorton közös közleménye

A parapszichológia körüli vita gyakran hitvitára emlékeztet, mivel mindkét oldal képviselői rendszerint ideológiai alapon állnak, és számukra fontosabb saját felfogásuk népszerűsítése, mint az, hogy a szóban forgó tárgyról igaz ismeretek szülessenek. Ezért számított mérföldkőnek Hyman és Honorton közös közleménye, amellyel a Ganzfeld-kísérletekről szóló vitát részükről lezárták (Hyman és Honorton 1986): ebben kölcsönösen elismerték a másik helytálló érveit, és arra helyezték a hangsúlyt, amiben egyet tudtak érteni. Egy hasonló eset előfordult régebben holland és német parapszichológusok és szkeptikus bírálóik között, ami az úgynevezett „Marburgi manifesztumban”, öltött testet (Frazier 1984), de Hyman és Honorton közleménye volt az első, amely részletes elemzéseken alapult.

A közlemény fő megállapításai a következők (Hyman és Honorton 1985, 352 – 354. oldal):

„A kísérletek, mint csoport, eltértek az ideális normától több alternatív elemzési mód alkalmazásában, a céltárgyak nem kielégítően véletlenszerű kiválasztásában, az érzékszervi átszivárgás elégtelen kiküszöbölésében, esetenként hibás statisztikai számításokban és gyenge dokumentációban.” („The experiments as a group departed from ideal standards on aspects such as multiple testing, randomization of targets, controlling for sensory leakage, application of statistical tests, and documentation.”)

„A többféle elemzési mód, az utólagos adatkiválasztás és az asztalfiók-hatás által okozott statisztikai torzulás mértékéről valószínűleg továbbra is eltér a véleményünk, de egyetértünk abban, hogy az összesített eredmény szignifikanciaszintje ezekkel a tényezőkkel értelmesen nem magyarázható meg.” („Although we probably differ on the magnitude of the biases contributed by multiple testing, retrospective experiments, and the file-drawer problem, we agree that the overall significance observed in these studies cannot reasonably be explained by these selective factors.”)

„Az általunk elemzett adatbázisból nem lehet szilárd következtetést levonni a módszertani hibák és az elért eredmény összefüggéséről.” („The present data base does not support any firm conclusion about the relationship between flaws and study outcome.”)

„A végső ítélettel várni kell olyan Ganzfeld-kísérletekig, melyeket a kutatók szélesebb köre végez el szigorúbb minőségi követelményeket betartva... Ha ilyen körülmények között parapszichológusok és más kutatók továbbra is szignifikáns eredményeket érnek el, akkor egy kommunikációs rendellenesség ténye bizonyítottá válik.” („The final verdict awaits the outcome of future psi ganzfeld experiments – ones conducted by a broader range of investigators and according to more stringent standards... If a variety of parapsychologists and other investigators continue to obtain significant results under these conditions, then the existence of a genuine communications anomaly will have been demonstrated.”)

Ezután konkrét módszertani javaslatokat fogalmaztak meg a jövő kísérletezői számára, hangsúlyozva a minden olyan részletre kiterjedő dokumentáció fontosságát, amelynek alapján az adott kísérletet bárki pontosan ugyanúgy meg tudja ismételni. Például nem elég az az információ, hogy a céltárgyakat minden próbához algoritmikus véletenszám-generátorral választották ki; közölni kell, hogy a választást végző személynek milyen egyéb kapcsolata volt a kisérlettel (az a legjobb, ha semmilyen), hogy pontosan mi volt a generátor algoritmusa, és hogy a magszámot milyen módon határozták meg (például a vevő születésnapjának nyolcjegyű dátumát kivonva a kísérlet napjának dátumából). A kísérletről szóló közleménynek tartalmaznia kell, hogy a részvevők pontosan milyen tájékoztatást és instrukciókat kaptak, hogy a zsűrinek átadott képek sorrendjét hogyan határozták meg, hogy a zsűri döntését milyen módon regisztrálták, hogy mikor és hogyan kapott a vevő visszajelzést a próba céltárgyáról, és így tovább. Aki hiteles Ganzfeld-kísérletet akar végezni, Hyman és Honorton közös közleményét mindenképp érdemes alaposan áttanulmányoznia.

7.349. Hozzászólások

A Journal of Parapsychology 1986 decemberi száma nyolc reflexiót közölt Hyman és Honorton elemzéseire és/vagy közös közleményére. A bennük megfogalmazott gondolatokból a továbbiakban kiemelem a szerintem legfontosabbakat.

James E. Alcock (a szkeptikus odalról) a Hyman által talált módszertani hibákból arra következtet, hogy a Ganzfeld-kísérletek általában slendrián módon megtervezettnek és kivitelezettnek tekinthetők, ezért jogos feltételeznünk, hogy más hibáik is lehettek, amik a cikkekből nem derülnek ki. „Nehezen hihetünk a közölt eljárásokban, eredményekben vagy következtetésekben, tekintve, hogy az ilyenfajta kísérletek alapvető módszertani szabályait megsértették.” („We can hardly have a great deal of faith in the reported procedures or results or conclusions, given that basic standards of conduct for such experiments have been violated.” Alcock 1986, 346. oldal.) Ez a bírálat azért érdemel figyelmet, mert gyakran megfogalmazzák mások is a tudományos parapszichológiával szemben; maga Hyman is kitér rá egy későbbi összefoglaló cikkében (Hyman 1988). Egy módszertanra szakosodott és abban nagy tekintélyű pszichológus ugyan megjegyzi ugyanitt (Rosenthal 1986, 323. oldal), hogy „a viselkedéstudományokban kevés a hibátlan vizsgálat” („there are few flawless studies in behavioral sciences”), de ez nemigen lehet mentség; inkább csak azt jelenti, hogy a viselkedéstudományokban az eredményeket általában nagyobb gyanakvással célszerű fogadnunk, mint a természettudományokban. Nem mindegy azonban, hogy a viszonylag szilárd tudományos ismereteinkkel összhangban lévő eredményekről van-e szó, vagy azoknak ellentmondókról, hiszen az előbbieket még a módszertani gyanakvással együtt is sokkal könnyebb elfogadni. Akárcsak a mindennapi életben: ha például az ember tudja magáról, hogy rövidlátó lévén a távoli dolgokat nehezen azonosítja, és egyszer látni vél valakit mondjuk gólyalábakon, majd pedig egy másik valakit, amint kezeivel csapkodva repül, akkor mi sem természetesebb, mint hogy a második látványt inkább tulajdonítja saját rossz látásának, mint az elsőt. A parapszichológusok lázadoznak az ilyen megkülönböztetés ellen, pedig biztos ők is hasonlóan járnak el, amikor épp nem saját eredményeiket védelmezik.

Gerd H. Hövelmann német filozófus a javaslatokhoz hozzáfűzi, hogy a vevő zsűrizése alatt a kísérletvezető ne legyen ott. Általában ugyanis nemcsak ott van, hanem a zsűrizésben aktívan közreműködik, kérdéseket tesz fel, esetleg felhívja a figyelmet olyan hasonlóságokra, amik a vevő figyelmét elkerülték. Ő természetesen éppúgy nem ismeri az adás konkrét tárgyát, mint a vevő, de jelenléte Hövelmann szerint mindenesetre azt jelenti, hogy nem tudni, ki volt a vevő valójában (Hövelmann 1986). Honorton ez utóbbi szempontot lényegtelennek tartotta, annál lényegesebbnek viszont azt, hogy egy tapasztalt és barátságos kísérletvezető segítsen az alkalmasint elfogódott és a Ganzfeld-helyzettől kissé még kába vevő benyomásait felidézni. Sok év parapszichológiai gyakorlattal a háta mögött világosan látta, hogy egy-egy kísérlet sikere úgyis mindenekelőtt a kísérletvezető „ügyességén" múlik, ideértve mindent az optimális körülmények biztosításától a stáb kiválasztásán és betanításán át egészen saját viselkedéséig.

Ugyanezt a momentumot emeli ki más összefüggésben Rex G. Stanford (1986). Egyetért Hyman és Honorton módszertani ajánlásaival, de felhívja a figyelmet, hogy a Ganzfeld-módszer ugyanúgy nem garantálja a pozitív eredményt, ahogy a többi, jelenleg ismert parapszichológiai módszer sem. „A ganzfeldes ESP-kísérletekben a siker inkább művészeten múlik, mint tudományon." („There may well be more art to ganzfeld-ESP success than there is science." 386. oldal.) Ezt tudhatta akár tapasztalatból, mert ilyen kísérleteket maga is végzett. Az egész tudományág érdekében óvakodni kell tehát attól, hogy ezt a kísérletfajtát valamiképpen az egész pszí-kutatás próbakövének kiáltsák ki, amire ő a közös nyilatkozatban látott némi hajlandóságot.

Jessica Utts matematikus (egy időben az Amerikai Statisztikusok Szövetségének elnöke) a közös közleménynek azt a megállapítását kifogásolja, hogy „ha... parapszichológusok és más kutatók továbbra is szignifikáns eredményeket érnek el, akkor egy kommunikációs rendellenesség ténye bizonyítottá válik". Ő is elemezte ugyanis Hyman és Honorton adatait, és kiszámította, hogy amennyiben azok átlagos hatásmérete megfelel a valóságnak, akkor az egyes kísérletekben mekkora volt a szignifikáns eredmény valószínűsége. Mint tudjuk, ez a valószínűség erősen függ a statisztikai minta méretétől, vagyis esetünkben a próbák számától; ami pedig a Ganzfeld-kísérletek időigényessége miatt általában kicsi, legfeljebb pár tucat. Nos, a szóban forgó kísérletek nagy többségében a szignifikáns eredmény valószínűsége kisebbnek adódott 50%-nál. Ami kerek-perec azt jelenti, hogy *ha a kutatók továbbra is az eddigiekhez hasonló méretű statisztikai mintákkal dolgoznak, akkor Ganzfeld-kísérletekkel még az esetleg létező ESP kimutatására is alig van esélyük.* Általánosságban is figyelmeztet rá (Utts 1986, 398. oldal.), hogy „a parapszichológiában és a legtöbb más tudományágban túl nagy hangsúly van a statisztikai próbákon, és nem elég hangsúly a változók mennyiségi becslésén." („There is too much emphasis on testing in parapsychology and in most other sciences and not enough emphasis on estimation.") Aki e figyelmeztetés nyomán a témába jobban bele akar gondolni, érdemes újra elolvasnia e könyv 2.44. alfejezetét, amely pontosan erről szól ugyanebben a szellemben.

James McClenon tudományszociológus, aki a parapszichológia tudományos fogadtatásával már régebben is foglalkozott (McClenon 1992, 1984), naivitásnak tartja azt az elvárást, hogy további és már módszertani hibák nélkül végzett kísérletek nyomán a tudományos parapszichológia a tudomány elfogadott részévé válhat. Nagyon valószínűnek tartja, hogy ez esetben az új kísérletekről szóló információ el sem jut a tágabb tudományos közösséghez, illetve ami eljut róla, abban meg fogják kérdőjelelezni a Hyman és Honorton által javasolt eljárások betartását. Másrészt ha a további kísérletek sikertelenek lesznek, szerinte (McClenon 1986, 373. oldal) „a jövő parapszichológusai kétségkívül továbbra is hisznek majd a pszí-jelenségek létezésében, dacára annak, hogy nem tudják a Ganzfeld-kísérletek eredményét reprodukálni."

7.35. Automatizált Ganzfeld-kísérletek

7.351. Módszer

A Ganzfeld-módszer első évtizedének sikerei és a részletek széles körű vitái után Honorton kidolgozta az úgynevezett **autoganzfeld** eljárást, amelyhez minden, addig felmerült kritikát és javaslatot figyelembe vett (Berger és Honorton 1986, Honorton és mások 1990). Az alapelemek változatlanok maradtak: elkülönített adó és vevő, pongpong-labdák a vevő szemén, fehérzaj a fülében és négy kép a zsűrizésnél. A zsűrizést itt maga a vevő végezte a kísérletvezető segítségével; a vevőtől természetesen mindketten el voltak szigetelve. A céltárgyakat – ezúttal nemcsak képek lehettek, hanem kb. másfél perc hosszúságú videofilm-részletek is – négyes csoportokban egy számítógép tárolta, és a program véletlen döntéssel választott közülük minden próba elején. A véletlen döntéshez zajdiódás véletlenszám-generátort használt, majd a kiválasztott képet vagy filmet hatszor megmutatta az adónak egy monitoron a próba harmincperces aktív szakasza alatt. Aktív szakasznak azt az időszakot nevezzük, amikor a vevő magnószalagra mondja a benyomásait. Még ez előtt mind az adónak, mind a vevőnek egy másik szalagot játszottak le a **progresszív relaxáció** (Jacobson 1929) anyagával, amitől várhatóan egyrészt szellemileg ellazultak, másrészt egymáshoz hasonló tudatállapotba kerültek. A vevő ezután, ugyanerről a szalagról, a következő instrukciókat kapta, amelyeket az adó is hallott:

„Kérjük, hogy a kísérlet alatt mondjon ki hangosan minden képet, gondolatot és érzést, ami a tudatában felmerül. Egyikhez se ragaszkodjon, mindössze vegye tudomásul és közölje őket. Az ülés közben információt fogunk küldeni Önnek a céltárgyról. Ne próbálja előre elképzelni vagy kitalálni, mi lesz az. Szuggerálja viszont be magának, most mindjárt, azt a kívánságot, hogy ez az információ majd a megfelelő időpontban felmerüljön. Szemeit egész idő alatt tartsa nyitva, ha lehet, és a tudatát engedje szabadon áramlani a fejhallgatóban hallott hangon át. Egyikünk folyamatosan nézi majd egy másik helyiségből. Most helyezkedjen el a lehető legkényelmesebben, hagyja a testét teljesen ellazulni, tudatos kontroll nélkül. Mihelyt elindul Önben a spontán tudatfolyam, kezdje azt hangosan közölni velünk: minden gondolatot, képet és érzést egészen az ülés végéig."

(„During this experiment we want you to think out loud. Report all of the images, thoughts and feelings that pass through your mind. Do not cling to any of them. Just observe them as they go by. At some point during the session, we will send you the target information. Do not try to anticipate of conjure up this information. Just give yourself the suggestion, right now – in the form of making a wish – that the information will appear in consciousness at the appropriate time. Keep your eyes open as much as possible during the session and allow your consciousness to flow through the sound you will hear through the headphones. One of us will be monitoring you in the other room. Now get es comfortable as possible, release all conscious hold of your body, and allow it to relax completely. As soon as you begin observing your mental processes, start thinking out loud. Continue to share your thoughts, images, and feelings with us throughout the session.")

Az aktív szakaszban a vevő mentációját a kísérletvezető és az adó hallotta egyirányú hangkapcsolaton át. Az adó ugyanígy a zsűrizést is; ekkor az volt a feladata, hogy a vevőt telepatikusan próbálja a helyes választás felé befolyásolni. A kísérletvezető a mentációról jegyzeteket készített, amelyeket az aktív szakaszt követően a vevőnek visszaolvasott. Ezután a vevő szeméről levették a pingpong-labdákat, fejéről pedig a fülhallgatót, és lejátszották neki a zsűrizés négy céltárgyát. (Megmutatási sorrendjüket véletlenszerűen szintén a számítógépi program határozta meg.) A sorozatok egy részében a kísérletvezető aktívan együttműködött a vevővel a zsűrizésben, azaz felhívta a figyelmét olyan hasonlóságokra valamelyik céltárgy és a mentáció között, amiket ő észrevett, de a vevő nem. A zsűrizés alatt a program lehetőséget adott arra, hogy a négy lehetséges céltárgy akármelyikét akárhányszor újra megnézhessék. A vevő mindegyik céltárgynak a saját mentációjához való hasonlóságát felbecsülte egy 0 és 100 közötti skálán; ehhez nem számokat kellett mondania, hanem joystickkel a képernyőn beállítania egy jelet egy beskálázott vonalon. A program a négy ilyen skálajelből elkészítette a céltárgyak sorrendjét. Mikor a vevő jelezte, hogy döntése végleges, az igazi céltárgyat a program megmutatta neki és a kísérletvezetőnek is. Az adó csak ezután jöhetett ki a saját helyiségéből.

A kísérletekhez a vevők többnyire vagy az intézet (a princetoni Psyhophysical Research Laboratories) látogatói voltak, vagy a helyi újság hirdetésére jelentkezett környékbeliek, vagy az intézeti dolgozók ismerősei. Némelyik vevő adót is hozott magával, másoknak adóként az intézetből ugrott be valaki.

7.352. Eredmények

Honorton kísérlete 1983 februárjától 1989 szeptemberéig tartott. Ezalatt 11 sorozatot végeztek, és azokban összesen 355 próbát 241 vevővel. (Az adók számát nem közölték.)

Három sorozat (1., 2. és 3.) felderítő jellegű volt: az elsőben gyakorlatilag a berendezést próbálták ki, a másodikban azt, hogy a zsűrizést a kísérletvezető végzi a vevő helyett, a harmadikban a formális sorozatok vevői szerepeltek, ha a kísérlet annyira tetszett nekik, hogy egyetlen próbával nem elégedtek meg. (A parapszichológiában fontos, hogy a részvevők a kísérlet után is jól érezzék magukat, mert különben a rosszkedvük az eredményt esetleg időben hátrafelé is befolyásolhatná.)

Öt sorozatot (101., 102., 103., 104. és 105.) kifejezetten olyan vevőkkel terveztek, akik addig még soha nem vettek részt Ganzfeld-kísérletben. Mindegyik sorozat próbaszámát 50-re állították be. A másodikban (kódszáma 102) utólag megkérdezték a vevőt, hogy szerinte mennyi ideig volt a Ganzfeld-helyzetben; a harmadikban (103.) nem a vevő zsűrizett, hanem a kísérletvezető; a negyedikben és az ötödikben (104. és 105.) a részvevők egy speciális csoport, a közeli Juillard Művészeti Főiskola hallgatói voltak. Az ötödiket nem fejezhették be, mert közben az intézetet pénzhiány miatt be kellett zárni.

A 201 kódszámú, 20 próbásra tervezett sorozatban az addigiak során kiemelkedően sikeresnek ítélt vevők vettek részt, de ebből is csak hétre kerülhetett sor.

A 301 kódszámú, 50 próbás sorozat a képekkel és a filmrészletekkel végzett – ahogy ők hívták, **sztatikus** és **dinamikus** – próbák közvetlen összevetését célozta. A vevők itt is már kipróbált személyek voltak, mindegyikük végzett egy próbát képpel és egyet filmmel. Utána elkezdték a 302. sorozatot csak dinamikus céltárgyakkal, mert ezek sokkal termékenyebbnek bizonyultak, de ebben is csak 25-ig jutottak el.

Az egyes sorozatok paraméterei és eredményei a 7.3. táblázaton láthatók. A találatarányoknál tartsuk észben, hogy a véletlen találati valószínűség 25% volt.

Sorozat	Vevők száma	Próbák száma	Találatok száma	Találatarány (%)	Z

1	19	22	8	36	0,99
2	4	9	3	33	0,25
3	25	36	10	28	0,22
101	50	50	12	24	-0,3
102	50	50	18	36	1,5
103	50	50	15	30	0,67
104	50	50	18	36	1,6
105	6	6	4	67	1,78
201	3	7	3	43	0,69
301	25	50	15	30	0,67
302	25	25	16	64	3,93
Össze-sen	241	355	122	34	3,89

7.3. táblázat. Honorton autoganzfeld-sorozatai.

Az összesítés Z-je 0,0001 szinten szignifikáns. (Egyvéges próbában, mivel a korábbi Ganzfeld-kísérletekben pszí-hibázást alig észleltek, ezért a lehetőségét Honortonék itt nem vették számításba.) Az összesítés 34%-os találataránya nagyon hasonló az addigi Ganzfeld-kísérletekéhez (lásd 7.33. alfejezet).

A kapott adatokat Honorton néhány további szempontból is elemezte (Honorton és mások 1990).

A sorozatokban összesen 9 kísérletvezető működött; az általuk kapott eredmények chi-négyzetes homogenitási próbával egyenletes eloszlásúnak bizonyultak, vagyis nem voltak köztük szignifikánsan nagy különbségek. (A homogenitási próba hasonló a 5.12. alfejezetben ismertetett illeszkedési próbához; akit érdekel, utánanézhet a Honortonék 1990-es cikkében megadott irodalomban.) Meg kell jegyezni viszont, hogy a homogenitási próba – különösen viszonylag kicsi elemszámoknál – csak igen markáns egyenetlenség észlelésére alkalmas. Ahogy a 2.444. alfejezetben megmagyaráztam, a statisztikai próbák természetük szerint a nullhipotézist favorizálják: az attól való eltérést csak akkor mutatják ki, ha a mért adat az eloszlás szélső 5%-os (kétvéges próbában 2,5%-os) tartományába esik, és ehhez a létező eltérésnek elegendően nagynak kell lennie. Jelen esetben a hatásméretek (definíciójuk a 2.442. alfejezetben található) 0,08 és 0,72 között szórtak, de mivel az egyes kísérletvezetőkre csak pár tucat próba jutott, ez nem volt elég a szignifikáns chi-négyzethez. A fentiek szerint azonban naivitás lenne arra következtetnünk, hogy a kísérletvezetők mind ugyanazzal a hatásfokkal működtek.

Ugyanez mondható el arról, hogy Honorton az egyes sorozatokban elért hatásméretek között sem talált szignifikáns egyenetlenséget, szintén chi-négyzetes homogenitási próbával.

A dinamikus céltárgyakat, azaz filmrészleteket alkalmazó 190 próba 77 találatot adott: összesített találatarányuk így 40,5%, ami Z = 4,86-nek felel meg. (Honortonék cikkében Z = 4,62 van, mert ők közvetlenül a binomiális eloszlással számoltak, nem annak Gauss-féle közelítésével, és az úgy kapott α hibavalószínűségből számolták vissza a Z-t. Természetesen az ő eljárásuk pontosabb; a közelítő értéket itt azért közlöm, mert a tisztelt Olvasó az eddig tanultak alapján ezt tudja ellenőrizni.) Ezzel szemben a 165 sztatikus próbára a találatarány csak 27% volt, ami nem szignifikáns ($Z = 0,58$, a binomiális módszerrel 0,59). Ez fontos eredmény: *a dinamikus céltárgyak nemcsak hogy sokkal hatékonyabbaknak bizonyultak, hanem gyakorlatilag ők felelősek az egész kísérlet pozitív eredményéért*. Az előző Ganzfeld-kísérletekben pontosan ilyen céltárgy nem szerepelt, de olyan igen, amely több diaképből állt azonos témát körüljárva, és az adónak ezeket játszották le. Honorton visszamenőleg megvizsgálta, hogy az ilyen „kvázi-dinamikus" céltárgyak szintén sikeresebbek voltak-e a közönséges képeknél, és az jött ki, hogy igen: a javukra 0,05 szinten szignifikánsan nagyobb hatásméretet kapott.

Hasonló elemzéssel kimutatta, hogy amikor az adót a vevő hozta magával, nagyobb eséllyel értek el találatot, mint amikor az adó az intézet valamelyik dolgozója volt. Ez a hatás az autoganzfeld-kísérletben ugyan elmaradt a 0,05-ös szignifikanciaszinttől, a korábbi Ganzfeld-kísérletekkel összesítve azonban elérte azt.

7.353. Bírálat

A brit University of Hertfordshire Pszichológiai Tanszékének három kutatója, Richard Wiseman, Matthew Smith és Diana Kornbroth szerint még Honorton automatizált Ganzfeld-kísérletei sem teljesítették hiánytalanul a közös közleményben leírt módszertani feltételeket (Wiseman, Smith és Kornbroth 1996).

Bírálatukban egyetlen lehetőségre koncentráltak: a hangszivárgásra az adó és a kísérletvezető között. A céltárgyak kb. fele filmrészlet volt, amelyhez hang is tartozott, ezen kívül előfordulhatott, hogy az adó nem maradt csendben az adás alatt (bár erre kifejezetten instruálták). Az adó és a vevő fülkéje akusztikusan el volt szigetelve egymástól; a szigetelés módját és mértékét Honorton és munkatársai kellő részletességgel ismertették a kísérletről írt közleményükben, és ez ellen Wisemannék sem emeltek kifogást. Más volt azonban a helyzet az adó és a kísérletvezető között. A kísérletvezető aktívan befolyásolhatta a vevő mentációját, majd egyes sorozatokban a zsűrizést is, tehát ha ő (akár öntudatlanul, küszöbalatti érzékeléssel) szerzett valami információt a céltárgyról, annak sugalmazásával a mentáció és a céltárgy között egyezéseket hozhatott létre.

Wiseman, Smith és Kornbrot részletesen megvizsgálta az adó és a kísérletvezető helyisége közötti akusztikus útvonalakat, kikérve az eredeti tervezők és építők véleményét is. Munkájukat nehezítette, hogy Honorton, aki nyilván a legtöbbet tudott a laboratórium szerkezeti részleteiről, időközben meghalt. Így is kiderült azonban, hogy az adó és a kísérletvezető között mind a falak, mind az elektronikus összeköttetés kábelei alkalmasak voltak a hangok bizonyos mértékű továbbítására. Amikor a kísérletvezető fülhallgatójára jutó hangot a kísérletben alkalmazott erősítésen felül elektronikusan tovább hangosították, a vevőnek lejátszott filmrészletek zenéjét néha azonosítani lehetett. Ez különösen gyanús azért, mert a kapott pozitív eredmény gyakorlatilag teljes egészében a zenés céltárgyakkal végzett próbákból származik. Mindez természetesen csak lehetőség, a kísérlet konkrét körülményei között a *tudatosan észlelt* hangszivárgás kizárható. Így akárcsak a többi parapszichológiai kísérlet esetében, szubjektív megítélés kérdése marad, hogy a lehetséges hibaforrásokat egyúttal az eredmény aktuális magyarázatának tekintjük-e.

7.36. További Ganzfeld-kísérletek és metaelemzéseik

Honortont és a legtöbb más parapszichológust a Ganzfeld-módszer szinte kizárólag azért érdekelte, mert tőle a korábbi módszereknél erősebb bizonyítékot reméltek az ESP létezésére. Akadt azonban néhány kivétel, aki az ESP mechanizmusára vagy más jelenségekkel való összefüggéseire volt kíváncsi.

Ők a sikeresnek bizonyult módszert felhasználva speciális kérdéseket tettek fel az ESP működéséről, azzal, hogy szisztematikusan variálták a Ganzfeld-kísérlet körülményeit.

Rex G. Stanford (a PMIR-modelles, 3.22. alfejezet) a következő hipotéziseket tesztelte (Stanford és Angelini 1984): 1. Fehérzaj vagy ahhoz közeli hang növeli a találatarányt, mert a vevő mentális folyamatait kötetlenebbé teszi. 2. A Ganzfeld-helyzet nagyobb hatással van azokra a személyekre, akik általában jobban bele tudnak merülni egy-egy tevékenységbe a külső ingerek kizárásával. (Ezt a személyiségjellemzőt **abszorpciónak** nevezik.) Céltárgyként nem képeket alkalmazott, hanem szavakat a pszichológiában szokásos szabad-asszociációs feladatban. A vevőnek hangszalagról mondtak egy szót, amire az először eszébe jutó szóval kellett felelnie. Az ingerszavakat viszonylag jó eséllyel követő válaszszavak már ismertek voltak régebbi kísérletekből; minden próbában ezek közül sorsoltak ki egyet ESP-céltárgyként. Az egyes válaszok alapgyakoriságát magában a kísérletben mérték, ingerszavanként összesítve a vevők válaszait. Ehhez az alapgyakorisághoz viszonyították az ESP-céltárgynak kisorsolt szavak gyakoriságát, és az így kapott statisztikai változó értékét hasonlították össze fehérzajjal és anélkül, illetve vizsgálták összefüggését az egyes személyeknek az abszorpciós skálán kapott pontszámával.

Az abszorpcióra való hajlam szignifikánsan összefüggött a találataránnyal, de nem úgy, ahogy Stanford számított rá: az abszorpcióra kevéssé hajlamosak pszí-hibázást produkáltak, a hajlamosabbak eredménye viszont nem tért el véletlentől. Szintén a várakozással ellentétben a fehérzaj nem volt számottevő hatással sem a találatarányra, sem a válaszok kötetlenségének mértékére (amit azzal mértek, hogy az egyes ingerszavakra hányféle válasszó fordult elő). „Eszerint a Ganzfeld ESP-re kedvező hatásait talán nem a magasszintű mentális feldolgozás zaj miatti csökkenése közvetíti.” („Thus, any ESP-favorable effects of ganzfeld may not be mediated by a reduction in higher level processing occasioned by noise.” Stanford és Angelini 1984, 94. oldal.) Ugyanezt a következtetést vonta le Stanford egy másik hasonló kísérletéből (Stanford, Angelini és Raphael 1985).

Harmadik kísérletében (Stanford és mások 1989a, 1989b) képek szerepeltek prekogníció (vagy clairvoyance) céltárgyaként; a vevőnek csak az aktuális próba céltárgyát mutatták meg, a zsűrizést független személyek végezték. A vevők állapotát a mentáció kijelentéseinek időtartamával (átlag és szórás), a percenként kiejtett szavak számával és szövegében a konkrét főnevek arányával jellemezték. Mérték továbbá ezek időfüggését, a teljes mentáció időtartamát négy egyenlő részre osztva. Mindezek célja a Ganzfeld-helyzet pszichológiai hatásainak vizsgálata volt, részben itt is a fehérzaj szerepét járva körül, figyelembe véve olyan személyiségjellemzőket, mint az extraverzió – introverzió, az abszorpcióra való hajlam és a spontaneitás. A meglehetősen bonyolult elemzésekből Stanford azt a következtetést vonta le, hogy az ESP sikeres manifesztációjához egyrészt nincs szükség a befelé irányuló figyelem állapotára, másrészt ez az állapot nem elegendő a sikerhez, sőt, bizonyos körülmények között hátrányos lehet. („Our findings suggest that such a state is neither necessary nor sufficient for ESP-task success and can even be hurtful to it.” Stanford és mások 1989b, 119. oldal.) Szerinte a hangsúlyt érdemes inkább a spontaneitásra és az élénkség optimális szintjére helyezni. A következtetés meggyőző voltát azonban csökkenti az a tény, hogy mikor ezt a kísérletet később megismételték (Stanford és Frank 1991), a kapott összefüggéseket nem sikerült reprodukálni. A módosult tudatállapotok és az ESP összefüggéséről kialakult nézeteit, ebből következő módszertani javaslataival együtt, Stanford egy összefoglaló jellegű konferenciaelőadásban fejtette ki (Stanford 1985).

Angliában Melvyn J. Willin zenetanár zenei céltárgyakkal végzett ganzfeld-módszerű telepátiakísérleteket (Willin 1996a, 1996b). Ötperces részleteket alkalmazott a legkülönfélébb típusú zenékből, középkori énekektől mai popszámokig, 80 darab négyes csoportban. Az első sorozatban 100 pár vett részt, összesített találatarányuk 24% volt (a véletlen találati valószínűség 25%.) Utólagos elemzés szerint a találatarány időben csökkent – az első ötven próbáé 32%, a második ötvené 16% volt –, nagyobb volt a tanároknál (54,54%) és adminisztatív dolgozóknál (33,33%), mint a diákoknál (8,33%), és nagyobb volt barátok (25%), mint idegenek (14,28%) között. Ezek az összefüggések azonban kétségesek, mert az összevetett kategóriák mellett rendszerint számos egyéb kategória is szerepelt, tehát a fenti különbségeket sok lehetőség közül emelték ki. A második sorozat 16 próbából állt, olyan vevőkkel, akik az első sorozatban az átlagosnál sokkal sikeresebbek voltak; most azonban az összesített találatarányuk a véletlennek megfelelő 25% lett.

Az utrechti Parapszichológiai Intézetben Bosga, Gerding és Wezelman (1994) a Ganzfeld-kísérletben alkalmazott képek és a vevők érzelmi viszonyának szerepét vizsgálták. Két hipotézisük volt: a „jobban szeretett” képek a zsűrizésben gyakrabban kerülnek első helyre, és amennyiben ezt a nagyobb gyakoriságot beszámítják, a találatarány még így is nagyobb lesz a jobban szeretett képekre, mint a kevésbé szeretettekre. 150 próbából álló kísérletükben a nem parapszichológiai jellegű első hipotézis $\alpha = 0{,}0001$ szinten beigazolódott, ahogy várható is volt, a második azonban nem. Sőt, nem szignifikánsan ugyan, de tendencia mutatkozott a hipotézis ellenkezőjére: egyrészt a legjobban szeretett képek 43% arányban kerültek első helyre céltárgyként és 46%-ban csaliképként, másrészt a legkevésbé szeretettek 13%-ban céltárgyként és 9%-ban csaliképként. Az első hipotézisről a kutatók megjegyzik, hogy „triviálisnak látszhat, de a hatás mértéke olyan nagy, hogy komolyan számolni kell bármilyen 'igazi' pszí-hatás lefedésének lehetőségével.” („...may seem trivial but the size of this effect is of such a magnitude that one seriously has to wonder whether this effect is obscuring any 'true' psi effect.” 85. oldal.) Felvetik továbbá azt az eshetőséget, hogy az ilyen kísérletek sikerét (amikor sikeresek) nem a képek telepatikus átvitele vagy prekogníciója biztosítja, hanem a céltárgyak ügyes kiválasztása PK-val vagy prekognitív időzítéssel: ha a vevő által jobban szeretett céltárgyak a véletlen döntés során nagyobb valószínűséggel választódnak ki, akkor a zsűrizési aszimmetria miatt a találatarány nagyobb lesz a véletlen szerint várhatónál bármi egyéb pszí-hatás nélkül is.

A durhami Rhine-intézetben Kanthamani és Khilji (1990) a Ganzfeld-helyzetet az álommal vetette össze clairvoyance- (vagy prekogníció-) kísérletben, ahol az aktuális próba céltárgya (négytagú csoportból választott kép) a vevő számára ismert helyen volt elzárva, és a zsűrizés után azt meg is mutatták neki. 10 vevő végzett egy-egy próbát Ganzfeldben és álomban. A kutatók egy előkísérlet eredménye alapján azt a hipotézist állították fel, hogy az álompróbák összesítése szignifikánsan jobb lesz a Ganzfeld-próbákénál. Ez igazolódott is 0,05 szinten. A Ganzfeld-próbák összesítése a véletlen szerint várhatónál rosszabb lett, de önállóan nem szignifikáns mértékben. (Megjegyzendő, hogy a Rhine-intézet Ganzfeld-kísérletei többségükben negatív eredményűek voltak.)

A nyolcvanas évek második felétől több helyen alkalmazták Honorton automatizált módszerét, vagy ahhoz közeli módszert (Broughton, Kanthamani és Khilji 1989; Morris és mások 1993; Bierman és Gerding 1994.) A régebbi, automatizálás nélküli változattal is születtek Honortonékéhoz hasonló eredmények (Kanthamani és Broughton 1994; Dalton 1994, 1997; McDonough, Don és Warren 1994). Mégis, amikor Milton és Wiseman (1997) metaelemzést végzett az 1987 és 1996 közötti 31 kísérleten, összesítésben $Z = 0{,}87$-et, azaz messze nem szignifikáns eredményt kaptak. Ebből úgy tűnik, a Ganzfeld-módszer is ugyanúgy járt, mint az ESP-ábrák a kezdeti Rhine-korszak után: az imponáló sikert nem sikerült hosszabb ideig fenntartani.

Milton és Wiseman metaelemzéséhez két olyan hozzászólás érkezett, amiket érdemes megismernünk, mert általános tanulságaik vannak.

Jessica Utts statisztikus szintén összesítette Milton és Wiseman adatait, csak másképp. Milton és Wiseman a következő módon járt el: az egyes kísérletek mintaméretéből és találatszámából kiszámították a megfelelő Z értéket, majd ezeket összeadták és elosztották a kísérletek számának (N) négyzetgyökével. A 4.41. alfejezetben mi is ezt tettük, azon az alapon, hogy az egyes Z-k standard normál eloszlásúak, 0 várható értékkel és 1 szórással, összegük tehát szintén normális eloszlású, és szórása $\sqrt{(N)}$. Statisztikailag ez nem kifogásolható eljárás, csak egy vele a bökkenő: azonos súllyal kezeli az összes kísérletet, függetlenül attól, hogy azokat mekkora mintán végezték. Utts mutat egy egyszerű példát arra, hogy ez milyen torzulással járhat.

Két elképzelt kísérletet összesít, amelyek mindegyikében 1/4 a véletlen találati valószínűség. A próbák száma 100, illetve 20, a találatoké 40, illetve 2. A két Z-érték – érdemes gyakorlásképp ellenőrizni, még ha érthető módon fel is tételezzük, hogy az Amerikai Statisztikusok Szövetségének exelnöke nem számol hibásan – 3,09 és -1,98, eredőjük tehát $(3{,}09-1{,}98)/\sqrt{2} = 0{,}78$. Ha viszont a két kísérletet közvetlenül összesítjük, akkor a 120 próba 42 találata Z = 2,42-t ad. Az utóbbi szignifikáns, az előbbi messze van attól. Amikor Utts a közvetlen módszert alkalmazta Milton és Wiseman adataira, mégpedig a Bernoulli-eloszlást nem is közelítve Gauss-eloszlással, hanem egyenesen abból számolva, 0,05 szinten szignifikáns eredményt kapott.

Ez kétségtelenül jó hír volt a parapszichológusoknak, helyénvaló azonban két megjegyzés. Egyik: az Utts-féle elemzéssel az eredő találatarányra 0,27 jött ki, ami alig haladja meg a véletlen szerinti 0,25-öt (az összesítés is épp csak szignifikáns lett 0,05 szinten), tehát az 1987 és 1996 közötti Ganzfeld-kísérletek eszerint is messze kevésbé voltak sikeresek, mint az 1987 előttiek. A másik megjegyzés: Uttsnak valószínűleg igaza van abban, hogy ha a jelenség létezésére kérdezünk rá, nem helyes a nagy mintákon végzett kísérleteket azonos súllyal venni számba, mint a kis mintán végzetteket, ahogy Milton és Wiseman tette. Ha azonban az a kérdés, hogy a jelenséget mennyire lehet replikálhatóan kimutatni, akkor épp Utts módszere fedi el azt a tényt, hogy a kísérletek nagy része sikertelen volt, és a szignifikáns összesített eredményt kevés számú, de sikeres és viszonylag nagy mintán végzett kísérlet biztosította. A szomorú valóság az, hogy a legtöbb kutató a Ganzfeld-módszerrel sem tudta az ESP-t „elkapni", tehát ez a módszer sem bizonyult olyan termékenynek, ahogy Honorton és akkoriban még sokan mások számítottak rá.

Milton és Wiseman metaelemzését más szempontból bírálta Bem, Palmer és Broughton (2001). Megvizsgáltatták a szóban forgó kísérletekről – plusz 10 újabb kísérletről – szóló közleményeket abból a szempontból, hogy mennyire ragaszkodnak Honorton eredeti, az ő szóhasználatukban „standard" módszeréhez. A vizsgálatot a Cornell Egyetemen tanító Bem három szociálpszichológus doktorandusza végezte egymástól függetlenül, akik „addigra már jelentős gyakorlatot szereztek laboratóriumi kísérletek tervezésében és levezetésében" („had considerable experience in designing and conducting laboratory experiments", 2. oldal). A cikkekből csak a módszertani részt kapták meg, a kísérlet céljára és eredményeire vonatkozó részeket nem. Az értékelésre hétpontos skála szolgált, a „teljesen standard" és „egyáltalán nem standard" között; a nagyobb pontszám a standardhoz közelibb eljárást jelentett. Hogy mi számít standardnak, azt minden értékelő önállóan állapította meg Honorton és munkatársai eredeti közleményeinek módszertani leírásaiból. A mintaméretet és az alkalmazott statisztikai próbákat az értékelés során nem vették figyelembe. A három értékelő pontszámait minden kísérletre átlagolták, és minden egyes kísérletet besoroltak a „szabványos" vagy a „nem szabványos” kategóriába aszerint, hogy pontszámuk a skála középértékénél nagyobb vagy kisebb volt. Az eredmény: a „szabványosak” összesített Z-értéke 3,49, a „nem szabványosaké” -1,30 lett, a megfelelő átlagos találatarányok pedig 31,2%, illetve 24,0%. Ebből két nyilvánvaló következtetést lehetett levonni: egyrészt az eredeti eljárástól való eltérés a siker esélyét számottevően csökkentette, másrészt az eredeti módszerhez ragaszkodó kísérletek eredménye nem tért el szignifikánsan az eredeti eredményektől.

Elemzésük tanulságát Bem, Palmer és Broughton a következő módon folalták össze (1 – 2. oldal): „Számos negatív Z-értékű kísérlet jelentősen eltért a standard Ganzfeld-eljárástól. Ez a fejlemény se nem rossz, se nem váratlan. Sok pszí-kutató úgy véli, az alapeljárás megbízhatósága már eléggé bebizonyosodott ahhoz, hogy alkalmazzák további, felderítő jellegű vizsgálatokban. Így pontos ismétlés helyett úgy módosították azt, hogy a kutatást kiterjesszék ismeretlen tartományokra. Például eltérve a szokásos vizuális céltárgyaktól, Willin (1996a, 1996b) azt akarta megtudni, hogy az adók vajon tudnak-e zenei céltárgyakat közölni telepatikusan. Nem tudtak. Amikor az ilyen kísérleteket differenciálatlanul bedobják egy metaelemzésbe, az eredő hatásméret csökken miattuk, és a Ganzfeld-eljárás saját sikerének áldozatává válik.” („Several studies contributing negative Z scores to the analysis had used procedures that deviated markedly from the standard ganzfeld protocol. Such a development is neither bad nor unexpected. Many psi researchers believe that the reliability of the basic procedure is sufficiently well established to warrant using it as a tool for the further exploration of psi. Thus, rather than continuing to conduct exact replications, they have been modifying the procedure and extending it to unknown territory. For example, rather than using visual stimuli, Willin (1996a, 1996b) modified the ganzfeld procedure to test whether senders could communicate musical targets to receivers. They could not. When such studies are thrown into an undifferentiated meta-analysis, the overall effect size is thereby reduced and, perversely, the ganzfeld procedure becomes a victim of its own success.”)

Ehhez ismét ide kívánkozik két megjegyzés. 1. Mivel a fejlődés leginkább épp az „ismeretlen tartományokra” kiterjesztett vizsgálatokon múlik, ha ezekben a Ganzfeld-módszer nem bizonyul termékenynek, akkor sovány vigasz, hogy eredménye a módszertanilag pontos ismétlésekben kellően reprodukálhatónak bizonyul. 2. A pontos replikációk sikere ezzel együtt azt a reményt kelti, hogy a kísérleti körülmények hatásainak szisztematikus felderítésével a módszer alkalmassá tehető szélesebb körű felhasználásra is.

7.37. Az ESP PriSM-modellje Ganzfeld-helyzetben

(PriSM = Psi Reinforcement of Stochastic Mentation)

A 3.76. alfejezetben tárgyalt aktivációs modellhez hasonló elképzeléssel állt elő Paul Stevens (2000) olyan esetekre, amikor a vevő mentációjáról az adó folyamatosan értesül (mint a Ganzfeld-kísérletek többségében). Eszerint valahányszor a vevő a céltárgynak megfelelő dolgot mond, a vevő egy általános „helyeslő jelet” küld neki, amire ő hajlamosabb lesz az illető dolgot megismételni, illetve a mentációt ugyanabban a mederben folytatni.

Ez az elképzelés annyiban hasonlít az aktivációs modellhez, hogy nincs szükség a céltárgy konkrét agyi (illetve a főáramlatbeli parapszichológia szemléletével *elmebeli*) reprezentációjára a vevőnél, tehát az átvitel információigénye sokkal kisebb, mint amennyi a percepciós modell szerint volna. Annyiban azonban megmarad a percepciós modell keretein belül, hogy itt is jelzés történik az egyik embertől a másikhoz, nem pedig egy memóriatartalom aktivációja.

7.4. Távolbalátás

7.41. A Stanford Research Institute kísérletei

Távolbalátásnak (angolul **remote viewing**, szokásos rövidítésével **RV**) ma nem egészen ugyanazt nevezik, mint kitalálói, Harold Puthoff és Russell Targ. Ma például Warcollier képtelepátia-kísérleteit is így neveznék, és általában minden szabad-válaszos eljárást, amelyben nem próbálnak módosult tudatállapotot kialakítani. Az 1970-es évek elején azonban ez a módszer még azt jelentette, hogy a vevő szó szerint egy távoli helyszínről gyűjt benyomásokat anélkül, hogy tudná, melyik helyszínről van szó (Puthoff és Targ (1979, 27 - 28. oldal):

„A vevő és egy kísérletvezető az intézetben várt 30 percig, mielőtt az előbbi elkezdte benyomásainak rögzítését a célhelyszínről. Az odajutás útvonalleírását egy másik kísérletvezető kapta meg attól az intézeti vezetőtől, aki azt véletlenszerűen kiválasztotta egy száznál több elemű listából, és tartotta a birtokában. A célhelyszínt felkereső, úgynevezett **demarkációs csapat**, amely 2 – 4 kutatóból állt, autóval közvetlenül a célhelyszínre ment, anélkül, hogy érintkezett volna a vevővel és a vele maradt kísérletvezetővel. Ez a kísérletvezető nem ismerte sem az aktuális célhelyszínt, sem a lehetséges helyszínek listáját, nehogy akár küszöbalatti jelzésekkel arról információt adhasson a vevőnek. Így módja volt arra, hogy kérdésekkel segítsen tisztázni a vevő benyomásait. A demarkációs csapat a 30 perces utazást követően a megállapodás szerinti 15 percig tartózkodott a célhelyszínen. Ez alatt a **megfigyelési szakasz** alatt a vevő magnószalagra mondta benyomásait a célhelyszínről, és tetszése szerint rajzokat készített róla. Amikor a demarkációs csapat visszaért, mindezt megbeszélték, majd visszajelzés céljából elvitték a vevőt a célhelyszínre."

(„The subject was closeted with an experimenter at SRI to wait 30 minutes before beginning a narrative description of the remote location. A second experimenter then obtained from the division director a targer location from a set of traveling orders previously prepared and randomized by the director and kept under his control. The target demarcation team, consisting of two of four SRI experimenters, then proceeded by automobile directly to the target without any communication with the subject or experimenter remaining behind. The experimenter remaining with the subject at SRI was kept ignorant of both the particular target and the target pool so as to eliminate the possibility of cueing (overt or subliminal) and to allow him freedom in questioning the subject to clarify his descriptions. The demarcation team remained at the target site for an agreed-on 15 minute period following the 30 minutes allotted for travel. During the observation period, the remote-viewing subject was asked to describe his or her impressions of the target site into a tape recorder and to make any drawings he or she thought appropriate. An informal comparison was then made when the demarcation team returned, and the subject was taken to the site to provide feedback.")

A vevő szövegét legépelték és csatolták a rajzához, így jött létre az adott próba mentációja. Minden vevővel több próbát végeztek – négy és kilenc között –, majd egy független zsűrinek odaadták az összes mentációt és az összes célhelyszín leírását véletlenszerű sorrendben. Ezután a zsűri a hasonlóság szerint sorrendbe állította a mentációkat minden célhelyszínhez, amelyeket személyesen felkeresett. Statisztikai változónak a rangösszeget választották (lásd 7.312. alfejezet), nem a Gauss-eloszlásos közelítéssel, hanem közvetlenül kiszámolva a kapott vagy annál kisebb rangösszeg valószínűségét a nullhipotézis szerint: a kapottnál kisebb sorrendkombinációk számát elosztották az összes lehetséges sorrendkombináció számával (ez számítógéppel könnyen elvégezhető).

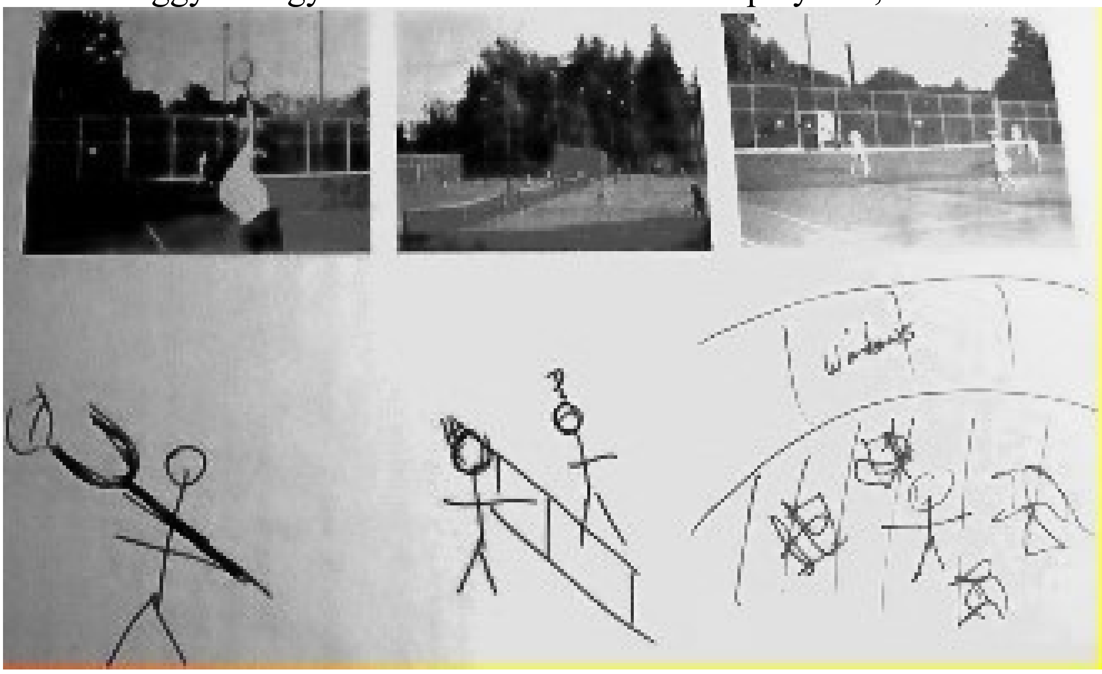
Erről a zsűrizési módról már a képtelepátiánál láttuk, hogy nem tökéletes (7.11. alfejezet). Kiváltképp ha a próbák száma nagy, mert ekkor a zsűrinek egyszerre sok képet kell áttekintenie, ami elkerülhetetlenül bizonyos részletek fölötti elsiklásra vezet (ezt tapasztalta például Targ és Morris (1982) egy kísérletben). Ráadaásul amikor a céltárgy nem kép, hanem helyszín, nemcsak a másodfajú statisztikai hibát növeli meg, hanem az elsőfajút is, ami sokkal nagyobb baj. Egy képet ugyanis a különböző nézők lényegében ugyanolyannak látnak, de egy helyszínt nem: itt a demarkációs csapat tág határok között szabadon dönti el, hogy mire koncentrál, ami bizonyos mértékig olyan, mintha a céltárgyat maguk választanák ki. Mivel a vevő ilyenkor igyekszik beleélni magát a demarkációs csapat helyzetébe, az adott időpont sajátosságai (pl. az időjárás, a nap feltűnő hírei) a mentációba könnyen beszivárognak, nemkülönben néhány utalás a kísérlet előző próbáira. Amikor két szkeptikus értékelő újrazsűrizte Puthoff és Targ egyik korai távolbalátás-kísérletét, pusztán ilyen elemekből a kilenc próba céltárgyainak sorrendjét csaknem teljesen képesek voltak rekonstruálni (Marks és Kamman 1980, idézi Scott 1988).

Amikor a zsűri nem önállóan és a kísérlet többi részvevőjétől függetlenül keresi fel a helyszíneket, hanem munkájához magától a demarkációs csapattól kap anyagot, akkor az információszivárgás veszélye még súlyosabb. Ha például a csapat fotókat készít az adott helyszínről, nem túl merész feltételezés, hogy esős időben ezek kicsit másképp néznek ki, mint amikor süt a nap, a vevő benyomásai pedig az időjárás ilyen különbségét szintén tükrözhetik a telepátiától függetlenül. Ugyanez a helyzet a napihírekkel, amelyek öntudatlanul szintén befolyásolhatják a helyszínen lévők érdeklődését és a vevő benyomásait egyaránt. Az ilyen természetű hatásokat nem lehet számszerűsíteni, ezért nem tudhatjuk, hogy mikor mennyire okoztak hamis találatot, de a lehetőségük fennáll, és ez elég ahhoz, hogy az eredményt kétségessé tegyék.

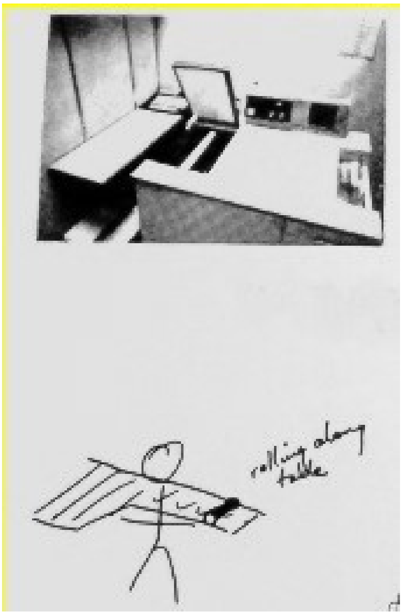
Az első kísérletekről Targ és Puthoff beszámolt a Nature folyóiratban (Targ és Puthoff 1974), majd cikkükhöz ugyanott többen hozzászóltak, és évekig tartó vita alakult ki (Marks és Kamman 1978, Tart, Puthoff és Targ 1980, Marks 1981, Puthoff és Targ 1981, Scott 1982, Marks és Scott 1986.) A helyzetet bonyolította, hogy Targ és Puthoff Nature-cikke egy olyan, nem távolbalátási, hanem szokásos képtelepátia-kísérlet leírásával kezdődött, amelyben a vevő Uri Geller volt. Őt akkor már világszerte jól ismerték, a popkultúrában mint nagy parafenomént, tudóskörökben inkább mint ügyes bűvészt, aki parajelenségeket utánoz. Később a Stanford Research Institute több munkatársa is megszólalt, és kétségeit fejezte ki afelől, hogy Targ és Puthoff a kísérleteket a valóságnak megfelelően írta le; szerintük egyrészt nem teremtettek csalásbiztos körülményeket, másrészt sokkal több próba volt a cikkben szereplőknél, és a véletlenül sikereseket azok közül választották ki (Randi 1980). Ezeket az állításokat azért érdemes fenntartással fogadnunk, mert minden kísérlethez hozzátaroznak olyan gyakorlópróbák – nemcsak a parapszichológiában –, amikről előre eldöntik, hogy *eredményüktől függetlenül* kimaradnak a statisztikus kiértékelésből, és ezért a körülményeiknek kevésbé kell szigorúaknak lenniük. A kutatók tisztességén múlik, hogy ezeket a próbákat valóban még az eredményük ismerete nélkül jelölik-e ki. Targ és Puthoff szerint ők így tettek, és a kísérlettel csak laza kapcsolatban lévő kollégáik a gyakorlópróbákat érthették félre formális és később letagadott kísérleti próbákként. Hogy igazat mondtak-e, azt kívülről nem lehet eldönteni, legfeljebb utólag valószínűsíteni abból, hogy módszerük sikeres lett-e mások kezében is.

Amennyiben ezek az első távolbalátási kísérletek módszertanilag helyesen voltak kivitelezve, eredményük imponáló. Viszonylag kis elemszámuk ellenére a négy sorozatból három lett szignifikáns legalább $\alpha = 0{,}001$ szinten, és az összesen 35 próbában a célhelyszínt a zsűri 17 esetben sorolta első helyre (Puthoff és Targ 1979). A fent vázolt kritikák dacára ez elég volt ahhoz, hogy a módszerre ráharapjon az amerikai hadsereg, és a következő húsz év folyamán egy kiterjedt kutatási programot finanszírozzon; ennek célja természetesen a gyakorlati alkalmazás volt, de melléktermékként született néhány jelentős alapkutatási eredmény is, amiket nemsokára ismertetek.

Puthoff és Targ cikkeinek szemléltető ábráin a célhelyszínek és a vevők rajzai meghökkentően hasoló részleteket tartalmaznak (lásd pl. 7.7. ábra). Reális értékelésükhöz azonban nem árt észben tartanunk, hogy a helyszínek általában még a képeknél is sokrétűbbek, és nem túl nehéz belőlük kiemelni hasonló elemeket bármilyen rajzhoz. Később, már a 2000-es években egy svéd kutatócsoport ezt képekre igazolta egy Ganzfeld-kísérlet olyan újraelemzésével, amelyben direkt kerestek feltűnően hasonló részleteket a mentációk és a célképek, illetve a mentációk és a csaliképek között; mint kiderült, az utóbbiakkal nagyjából ugyanannyit találtak, mint az előbbiekkel (Westerlund és mások 2004). A 7.8. ábrán látható rajz maga is veszít meggyőző erejéből, ha mellé tesszük készítőjének egy másik rajzát (Puthoff és Targ 1979, 47. oldal): itt egy xeroxgépet „látott” úgy, hogy mentációja hasonlóan meggyőző egyezést mutatott volna a teniszpályával, ha az lett volna a céltárgy (7.9. ábra).



7.8. ábra. Egy próba Puthoff és Targ (1979, 37. oldal) első kísérleteiből. Fent a célhelyszín fotói, lent a vevő rajzai.



7.9 ábra. Ezt rajzolta a 7.8. ábrán látható rajz készítője egy másik kísérletben, amikor a céltárgy egy fénymásológép volt.

Figyelemre méltó az a gondosság, amivel ezekben a kísérletekben a vevővel foglalkoztak. Folyamatosan együtt volt vele egy „kikérdező” („interviewer”), aki egyrészt tapintatosan igyekezett megakadályozni, hogy ő ráálljon egy rögzült gondolatsorra, másrészt amikor megakadt, általános kérdésekkel tovább lendítette. Például javasolta, hogy próbálja előre elképzelni azt a helyzetet, amikor a próba végén elviszik a helyszínre, és kiszáll az autóból. Mit lát majd ott? Vagy képzeletben szálljon el a helyszín fölött, és onnan vegye szemügyre. Mivel gyakran az első benyomások a leginformatívabbak, néha direkt elterelte a figyelmét a feladattól valami semleges téma felvetésével, majd hirtelen ismét rákérdezett: „No és milyen a helyszín, ahol most X épp körülnézeget?” Amikor a vevő egy túl konkrét benyomást közölt – például: „Látok egy tűzcsapot” –, akkor rákérdezett: „Milyen benyomásokból gondolja, hogy az?” Emögött az az általános tapasztalat áll, hogy a vizuális vagy más érzékszervi benyomások ilyenkor sokkal gyakrabban helyesek, mint a helyszínen sejtett dolgok neve és funkciója. Ezt már Ullmanék hangsúlyozták az álomkísérletekről szóló könyvükben (Ullman Krippner és Vaughan 1973), akárcsak később a Ganzfelddel dolgozó kutatók. A kikérdező fontos feladata volt továbbá, hogy a vevőt minél inkább érzelmi biztonságban tartsa, szavaival és viselkedésével folyamatosan azt a benyomást keltve, hogy ők itt semmi rendellenes dolgot nem csinálnak, a „távolbalátás” az ember természetes képességének számít. (Az európai olvasót talán meglepi, hogy a Stanford Research Institute kutatói szükségét érezték az ilyen biztatásnak. Vegyük figyelembe azonban, hogy az amerikai fehér középosztályban a konformitás igénye európai szemmel már szinte nevetségesen erős.) A kikérdező viselkedésének irányelveit Russel Targ később részletesen ismertette a Journal of Parapsychology-ban (Targ 1994).

7.42. A katonai program melléktermékei az alapkutatásban

Az amerikai hadsereg 1978-ban szervezett kutatási programot a távolbalátás alkalmazási lehetőségének vizsgálatára. A program fantázianeve többször változott 1995-ös megszűnéséig: Grillflame, Centerlane, Starburst, Stargate. Ekkor az eredmények alapkutatási jellegű részét felszabadították a titkosság alól. Néhány cikk már előbb is megjelent a csoport olyan kísérleteiről, amelyek nem kapcsolódtak szorosan a katonai programhoz.

7.421. A céltárgyak optimalizálása

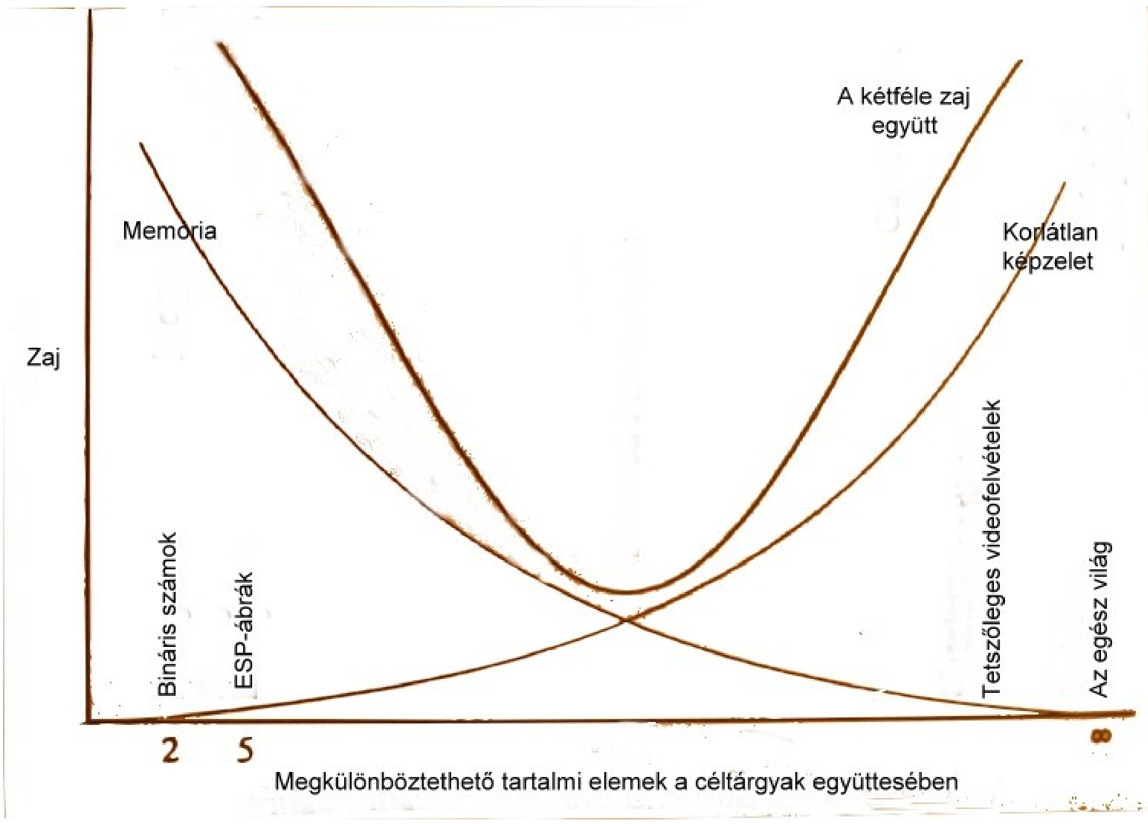
A program részvevőit részben „éles” helyszínekkel képezték ki, részben azonban képekkel, ami természetesen egyszerűbb. A képek között videofelvételek, saját szóhasználatukkal **dinamikus céltárgyak** is voltak; Honorton és munkatársainak tapasztalatai után (összefoglalóan lásd Bem és Honorton 1994) arra lehetett számítani, hogy ezek jobb eredményt adnak az állóképeknél. Nos, nem így történt: egy 1992-ben végzett kísérletben (Lantz, Luke és May, 1994) öt kiválaszott és régóta sikeresen működő vevő csak az állóképekkel bizonyult sikeresnek – összesítésben $\alpha = 0{,}01$ szinten –, videofelvételes próbáik rangösszege (7.312. alfejezet) hajszálpontosan a véletlen várható értéknek felelt meg.

Mi okozhatta a kudarcot? Mivel a kétféle céltárggyal ugyanazok a vevők dolgoztak (20 – 20 darabbal egyenként) ugyanolyan körülmények között, a gyanú rögtön magukra a céltárgyakra terelődött. Az álló és mozgó jellegen kívül ugyanis volt köztük még egy különbség. Az állóképeket viszonylag szűk körből válogatták össze, amely náluk már régebben termékenynek bizonyult: mind a Föld egy-egy tájának totálfotója volt, emberek, állatok és járművek nélkül. Nem törekedtek arra, hogy tipikus „szép tájak” legyenek, előfordulhatott köztük lerobbant iparvidék, sivatag, romos falu stb. is; fontos volt viszont, hogy ne váltsanak ki különösebb érzelmi hatást se pozitív, se negatív irányban. Ezzel szemben a videofélvételeket játék- és dokumentumfilmekből vették át, nemcsak hogy tartalmi megkötés nélkül, de egyenesen a minél nagyobb változatosság igényével. A vevők – ekkor már sok évnyi tanulás és kísérletezés után – az állóképes próbákban tényleg nem fantáziáltak olyan dolgokról, amikről tudták, hogy a célképen nem fordulhatnak elő, vagyis a mentációik tartalma ilyenkor körülhatároltabb volt. A kutatók hipotézise szerint ezért a videós próbákban a gyenge ESP-információt sokkal több belső eredetű „zaj" fedhette el, ami a zsűri számára csökkentette annak esélyét, hogy a mentációból a céltárgyat azonosítsák.

Ezt a hipotézist kézenfekvő módon úgy tesztelték, hogy a következő kísérletben a videofelvételekre ugyanolyan tartalmi megkötésekkel éltek, mint az állóképekre. Először 50 részletet kerestek a Föld egy-egy táját bemutató dokumentumfilmekből, ezek lettek a dinamikus céltárgyak; állóképnek pedig egy-egy jellemző képkockájukat választották, összesen tehát szintén 50 darabot. Az 1993-ban végzett kísérlet igazolta a hipotézist (Lantz, Luke és May 1994): mind a sztatikus, mind a dinamikus próbák összesítése szignifikáns eredményt adott, egyaránt $\alpha = 0{,}0001$ szinten.

Mint rögtön felhívták rá a figyelmet, ebből hiba lenne arra következtetnünk, hogy minél egyszerűbb a céltárgy – vagyis minél kevesebb azonosítható tartalmi eleme van –, annál könnyebb egy szabadválaszos ESP-kísérletben átvinni. Hiszen a lehetséges elemek számának csökkentésével előbb-utóbb eljutnánk a választásos kísérletek néhány ábrájához (pl. Zener-ábrák), amikről pedig már kiderült, hogy kevésbé sikeresek a szabad-válaszos kísérletek képeinél. Ott is van ugyanis belső zaj: a vevőnek gyakorlatilag mindig eszébe jut minden lehetséges ábra, amiket már jól ismer. May és munkatársai ezt a fajta belső zajt „memória-eredetű zajnak" nevezték, szemben a parttalanul változatos céltárgyak „korlátlan képzeletből eredő" zajával. A választásos kísérletekben az előbbi zaj túl nagy, első kísérletük dinamikus céltárgyú részében az utóbbi. A helyzetet a következő ábrával szemléltették (May, Spottiswoode és James 1994a):

7.10. ábra. Az ESP-információt elfedő zaj szintjének függése a céltárgyak lehetséges tartalmi elemeinek számától (az eredeti ábra feliratait magyarra cserélve).



Az ábrán jól látszik, hogy a lehetséges elemek számának növelésével a memóriától eredő zaj kezdetben igen nagy, aztán csökken, a korlátlan képzelettől eredő zaj pedig kezdetben nulla, aztán nő. Valahol középen van egy optimum, ahol a kettő együtt minimális. A megkülönböztethető tartalmi elemek számát a **céltárgyegyüttes sávszélességének** (**target pool bandwidth**) nevezték el, ők tudják miért. Választásos kísérletekben ez a sávszélesség kicsi, a saját első kísérletük videofelvételein nagy, az állóképeiken és második kísérletük videofelvételein közepes. Ez utóbbi az eredmény szerint közelebb van az optimumhoz. Mint a cikk végén megjegyzik: az optimum helyének meghatározása további kísérleteket igényel, amikhez először is módszert kell találni a megkülönböztethető elemek számának mérésére. E cél felé tett lépést jelentett a következő alfejezetben ismertetendő képjellemzők rendszere, amit az 1980-as években ugyanők dolgoztak ki. A céltárgyak megfelelő kiválasztásához hasznos tanácsokkal szolgál a katonai program egyik legsikeresebb vevője, Joseph McMoneagle is egy későbbi, saját tapasztalatait összefoglaló tanulmányában (McMoneagle 1997b).

7.422. Fogalmi képjellemzők

Fogalmi képjellemzők bevezetésének több indoka volt (May és mások 1990). A döntések pszichológiájában azt tapasztalták, hogy komplex helyzetek összehasonlításában az ember kevésbé hatékonyan működik, mint azok a gépi algoritmusok, amelyek a helyzetet elemekre bontják, majd az összehasonlítást az elemek rendszerén végzik el (Dawes 1988). Amikor a zsűri rangsorolja a célképeket a mentációhoz való hasonlóság szerint, a hasonlóság finom részletei elvesznek: két első helyezés például statisztikailag mindig egyenértékűvé válik, holott az egyik győztes kép esetleg majdnem holtversenyben győzött, a másik pedig nagy fölénnyel. A zsűri figyelmét könnyen elkerülhetik fontos részletek, illetve kénytelen szubjektíven eldönteni, hogy a részletek közül mit mennyire tekint fontosnak. Amikor többen zsűriznek, ilyen döntéseik és általában az összevetési kritériumaik nem szükségképp vannak összhangban egymással.

Képek tartalmának fogalmi elemzésére szinte már a szabad-válaszos módszer megszületésétől voltak próbálkozások. Honorton (1975) valamint a princetoni PEAR-csoport (Jahn, Dunne és Jahn 1980) megoldása egyaránt azon alapult, hogy minden képet (illetve célhelyszínt) bekódoltak bizonyos tulajdonságok megléte vagy hiánya szerint. Például hogy a képre vagy helyszínre inkább a nyílt vagy inkább a zárt tér jellemző, hogy inkább világos vagy inkább sötét, hogy inkább csendes vagy inkább zajos, és így tovább. Ugyanezt a kódolást ugyanezekkel a kategóriákkal elvégezték a mentációkra is. Így minden céltárgy és minden mentáció nullák és egyek egy-egy sorozatává alakult, amiket aztán matematikai algoritmussal össze lehetett hasonlítani. Az összehasonlítás konkrét módját nem ismertetem, mert sem Honorton, sem Jahn és Dunne módszerének nem lett folytatása, valószínűleg azért, mert nem bizonyultak hatékonyabbnak a szokásos emberi zsűrizésnél.

A katonai programban alkalmazott módszer közvetlen előzménye az úgynevezett „fogalmi elemzés” (concept analysis) volt, ugyanabban a csoportban 1979 nyarán (Targ 1994). A mentációkat a zsűri először fogalmak sorozatával jellemzi; például „szabad tér érzete”, „durva felületek”, „ovális alakzat”, „madarak” stb., egyszóval minden, ami a mentációban szerepel. Azután sorra meglátogatja a lehetséges helyszíneket, és mindegyikről megállapítja, hogy a mentációkhoz rendelt fogalmak mennyire jellemzők rá. Ehhez tízelemű skálát használ: a fogalom egyértelműen jellemző voltát jelenti a tízes pontszám, teljes hiányát a nulla, a többi a kettő között. Így minden mentáció – helyszín párhoz kap egy pontösszeget, majd egy pontátlagot, ha az összeget elosztja az illető mentációban szereplő fogalmak számával. (Erre a lépésre azért van szükség, hogy ne kerüljenek érdemtelenül előnybe a sok fogalommal leírható mentációk a kevéssel leírhatókkal szemben.) Így az átlagpontok olyan négyzetrácsos elrendezése áll elő, ahol minden sor egy-egy helyszínhez és minden oszlop egy-egy mentációhoz tartozik (lásd a 7.3. táblázatot; ez csak szemléltetés, három próba egy kísérlethez természetesen nem elég).

	1. mentá-ció	2. mentá-ció	3. mentá-ció
Metodista temp-lom	2,8	4,7	3,4
Óvoda játékter-me	3,8	3,7	5,1
Folyópart	4,5	3,4	1,9

7.3. táblázat. Pontátlagok egy képzeletbeli távolbalátás-kísérlet fogalmi képjellemzőket alkalmazó kiértékelésében.

A fenti táblázatból a zsűri nyilvánvalóan azt a következtetést vonja le, hogy az első mentáció leginkább a folyóparthoz, a második leginkább a templomhoz, a harmadik pedig leginkább a játékteremhez hasonlít. A mentációkhoz tartozó „igazi" helyszínek ismeretében ezután ugyanúgy lehet szignifikanciát számolni, mint a szokásos zsűrizésnél (7.11. illetve 7.311. és 7.312. alfejezet).

7.423. FOM-elemzés

FOM a „figure of merit" rövidítése, amire nem ismerek találó magyar kifejezést; mivel a merit érdemet jelent, a figure pedig ez esetben számszerű jellemzőt, még leginkább az „érdemjegy" jöhetne szóba, ha azt nem foglalná le az iskolai osztályzat. Mindenesetre a FOM is egy mentáció és egy céltárgy hasonlóságának mértékét fejezi ki, csak az eggidieknél érzékenyebben. Alkalmazását Edwin C. May és munkatársai egy 1990-es cikkükben foglalták össze (May és mások 1990).

Annyiban köze van a Targ-féle fogalmi jellemzőkhöz (7.422. alfejezet), hogy a céltárgyakat és a mentációkat itt is fogalmak együttesére írták át. Csak itt egyrészt nem a mentációkból, hanem a lehetséges céltárgyakból indultak ki, másrészt nem külön-külön jellemzőket választottak az egyes céltárgyakhoz, hanem egyetlen univerzális jellemzőhalmazt az összeshez. Ők történetesen képekkel dolgoztak, mégpedig összesen százzal, amelyek húsz ötös csoportba voltak osztva, és minden próbában először a csoportot, majd abból a próba aktuális célképét választották ki véletlenszerűen. A 7.421 alfejezet meggondolásai szerint ezek már optimalizált képek voltak, emberek és közeli felvételek nélkül. Az univerzális képjellemzők között elvont geometriai alakzatok (pl. háromszög, kör, V-alak stb.) éppúgy szerepeltek, mint a helyszín konkrét elemei (pl. híd, kastély, út stb.) és valamilyen tulajdonságot leíró fogalmak (pl. mesterséges, fénylő, romos stb.). Ha jól számoltam össze, több nekifutás után végül 131 ilyen képjellemzőben állapodtak meg:

Konkrétak:

Erőd, kastély, palota, templom (vagy más egyházi épület, pl. kolostor), mecset, pagoda, amfiteátrum, híd, gát, hajók, móló, motorizált jármű, oszlop, torony, szökőkút, kerítés, boltív, fal, emlékmű, út, kikötő, oázis, szántóföld (vagy kert vagy gyümölcsös), ipari terület, üdülő, vallási célú hely, mechanikai tárgyak, műszaki környezet, kereskedelmi célú hely, természeti környezet, városi környezet, falusi környezet, törtélelmi vagy régészeti helyszín, rom, plató, vízesés, gleccser, csatorna, sivatag, erdő, dzsungel, mocsár, izolált település, kisváros, nagyváros, hegycsúcs, dombok, hegyek, sziklafal, síkság, völgy, kanyon, kráter, behatárolatlan víz, behatárolt víz, részben behatárolt víz (pl. öböl), sziget, folyó (vagy patak), partvonal, növényzet.

Elvontak:

Sárga, narancssárga, piros, kék, zöld, lila, barna, fekete, fehér, szürke, fénylő, aranyszínű, ezüstszínű, krómszínű, rézszínű, nehezen kivehető, felhős, régies, erodált, sima, elmosódott, szemcsés, töredezett, csíkos, meleg, hideg, nedves, száraz, áramló, implikált mozgás, zsúfolt, békés, zárt, nyílt, rendezett, rendezetlen, épületek, emelkedő, lapos, világos és sötét részek együtt, határvonalak, föld – víz határ, föld – ég határ, egyetlen hangsúlyos elem, elemek szokatlan együttese, emberi készítmény, emberi készítmények hiánya, négyszög, háromszög, másféle sokszög, rács, kör (vagy ovális alak), gyűrűalak, henger, kúp, félkör (vagy boltív), szabálytalan alakok, ismétlődő motívum, lépcsős, párhuzamos vonal, függőleges vonal, vízszintes vonal, V-alak, fordított V-alak, más szögek, ív, hullámvonal, spirál, kanyargó vonal.

Hangsúlyozni kell, hogy a fenti képjellemző kategóriák kifejezetten az SRI kísérleteiben alkalmazott céltárgyakhoz készültek. Közülük az elvont jellemzők valószínűleg jól használhatók másféle céltárgyakon is, a konkrétakat azonban érdemes szükség szerint megváltoztatni és/vagy kiegészíteni. A „pagoda" például nyilván kihagyandó, ha tudjuk, hogy saját céltárgyainkon sehol nem fordul elő, míg a helyére bevehetjük például a világítótornyot, ha az előfordul. Amikor a célképek nem helyszíneket, hanem például tárgyakat ábrázolnak, azokra egész más konkrét jellemzők lehetnek érvényesek.

A FOM-elemzés további új eleme, hogy az egyes képjellemzők jelenlétét a célképeken nem egyszerűen „igen vagy nem" alapon határozzák meg, hanem az úgynevezett **fuzzy logika** szerint. Ez azt jelenti, hogy az illető képjellemző minden célképen kap egy számot 0 és 1 között aszerint, hogy jelenléte a képen mennyire látszik fontosnak. Ezt hívjuk **fontossági értéknek**. Ahogy May és munkatársai fogalmaznak, a kódolónak a következő kérdésre kell válaszolnia: „Vizuálisan milyen fontos ez az elem a képen?" („How visually important is this element to this photograph?") Ilyenkor kifejezetten csak a látható dolgok jönnek számításba, következtetni nem szabad; ha például a kép a Grand Canyon fentről, de az alján kanyargó Colorado folyó nem látszik, akkor a „folyó" nulla fontossági értéket kap. Az SRI minden célképét előbb egymástól függetlenül három kódoló látta el ilyen értékekkel, mind a 131 képjellemzőre, majd a végső értékeket közösen határozták meg. Mindez még az illető képekkel való kísérletek kezdete előtt történt, nehogy a mentációk ismerete esetleg befolyásolja a fontossági értékeket.

A kódolás nem egyszerű feladat, a kódolók figyelmetlensége sokat ronthat a későbbi eredményen. Aki ezt az eljárást alkalmazni akarja, mindenképp érdemes May-ék eredeti közleményét alaposan tanulmányoznia, mert abban még jó néhány megszívlelendő módszertani tanácsot talál.

A mentációk tartalmát szintén az univerzális képjellemzőkre kódolják át ugyanezzel a fuzzy logikával, a következő kérdésre válaszolva: „Mennyire biztos, hogy ez az elem jelen van ebben a mentációban?" („To what degree am I, the analyst, convinced that this element is represented in this response?") Erre a kérdésre a zsűri szintén egy 0 és 1 közötti számmal felel, amit a képen kapott fontossági érték analógiájára itt **jelenléti értéknek** nevezünk. Magától értetődik, hogy aki ezt a kódolást végzi, az nem tudhatja, hogy az adott mentáció próbájában mi volt a célkép. Az SRI-ben bevezetett konvenció szerint a vevő által szóban is megnevezett képjellemző (pl. odaírja, hogy „ez egy folyó") kötelezően 1 jelenléti értéket kap.

A többi már egyszerű számítás, amit manapság célszerűen géppel végeztetünk. Jelöljük az i-edik képjellemző jelenléti értékét a j-edik mentációban M_{ij}-vel, és fontossá-gi értékét a k-adik célképen C_{ik}-val.

Kiszámítjuk a kezelt, azaz j-edik mentáció **pontosságát** (**accuracy**) az illető, azaz k-adik célképre vonatkozóan a következő módon:

$$Acc_{jk} = ({}_i\Sigma min(M_{ij}C_{ik}))/{}_i\Sigma(C_{ik}) \qquad (7.3)$$

ahol az i indexre az összegezést a képjellemzők teljes halmazán kell elvégezni.

Szavakban: vesszük minden képjellemzőre a mentációban kapott fontossági érték és célképen kapott jelenléti érték közül a kisebbet, és ezeket összeadjuk; utána az összeget elosztjuk a képjellemzőknek az illető célképen kapott jelenléti értékei összegével. A pontosság annál nagyobb, minél több képjellemző szerepel minél nagyobb értékkel mind a célképen, mind a mentációban, és minél kevesebb olyan képjellemző van, ami kizárólag a célképen szerepel, a mentációban nem vagy csak alig. Maximális értéke 1, ami akkor jön ki, ha a kép minden jelen lévő eleme a mentációban is jelen van, méghozzá ugyanakkora fontossági értékkel, amekkora az elem jelenléti értéke a képen. Minimális értéke pedig 0, ha a mentáción és a képen közös elem egyáltalán nincs, még a legkisebb mértékben sem.

Ez azonban még nem elég. Gondoljuk meg: ha egy vevő a mentációjában felsorolja az összes lehetséges képjellemzőt, akkor a pontosság a maximális 1 értékű lesz, holott ekkor nincs okunk ESP-átvitelre következtetni. Ezért kiszámítjuk a **megbízhatóságot** (**reliability**) is a következő módon:

$$Rel_{jk} = ({}_i\Sigma min(M_{ij}C_{ik}))/{}_i\Sigma(M_{ik}) \qquad (7.4)$$

szintén az összes képjellemzőre összegezve.

Az előző képlethez képest az a különbség, hogy itt a mentáció jelenléti értékeinek összegével osztunk. Ha tehát a vevő parttalanul mindent felsorol, akkor a nevező igen nagy lesz, a megbízhatóság pedig kicsi.

A FOM értéke értelemszerűen a pontosság és a megbízhatóság szorzata:

$$FOM_{jk} = Acc_{jk}Rel_{jk} \qquad (7.5)$$

Most képzeljük el, hogy ezt a számítást elvégeztük a kísérlet egy adott próbájában a mentáció és minden lehetséges célkép között, majd a kapott FOM értékeket nagyság szerint sorbarakjuk. (Ehhez még nem kell tudni, hogy az „igazi” melyik kép volt.) Ha mondjuk van 100 képünk, ez 100 darab FOM. Amennyiben nem működött ESP, az „igazi” képpel kapott FOM a sorrendben bárhova azonos valószínűséggel kerülhet; hogy hova kerül, az teljesen a véletlentől függ. Ha tehát mondjuk bekerül az első ötbe (ez esetben egyszersmind az első öt százalékba is), és ebből arra következtetünk, hogy működött ESP, akkor legfeljebb 5% valószínűséggel hibázunk. Ismerős okfejtés, ugye? Bizony, ez a nagy előnye a FOM-elemzésnek: így már egyetlen mentációval is végezhetünk statisztikai próbát! Vagy általánosabban, kapunk egy mérőszámot arról, hogy a mentáció és a célkép hasonlósága a kísérlet adott próbájában mennyire meggyőző. Ennek akkor van nagy jelentősége, amikor a módszert a gyakorlatban akarjuk alkalmazni (erről később), mert így az alkalmazás előtt felbecsülhetjük, hogy mekkora kockázatot vállalunk.

A FOM számítását az SRI kutatói némileg egyszerűbbé tették azzal, hogy a képjellemzők kódolását 0,1-es lépésekre korlátozták, arra számítva, hogy a kódolók úgyse akarnak ennél finomabban becsülni. A célképek esetében pedig amelyik képjellemző 0,2 vagy ennél kisebb értéket kapott, azt elhanyagolták, azaz nullának tekintették, amelyik pedig ennél nagyobbat, azt egynek. A fuzzy logika elméletében ennek a transzformációnak a neve **alfa-vágás**, angolul **alpha-cut**. Vagyis a fuzzy logikát átváltották közönséges (éles) logikára: minden képjellemző vagy jelen volt a kódolt képen, vagy nem, közbülső eseteket kizárva. Emögött az a meggondolás áll, hogy tapasztalataik szerint az ESP nem szokta jobban átvinni egy céltárgy látványosabb elemeit a kevésbé látványosaknál, így nem volt érdemes az utóbbiakat kisebb súllyal venni figyelembe az előbbieknél. A mentáció esetében ilyen szempont nincs, ott megmaradtak a fuzzy logika mellett.

A FOM-elemzést személyre szabottá lehet tenni, ha valahonnan már tudjuk, hogy a vevő milyen képjellemzők jelenlétét vagy hiányát érzi meg jobban vagy kevésbé az átlagosnál. A 7.3 és 7.4 képletekben a képjellemzők jelenléti, illetve fontossági értékeit súlyozni lehet; ez a lehetőség szerepel a FOM kidolgozóinak 1990-es közleményében, de tudomásom szerint ők is csak egyetlen kísérletben alkalmazták, aztán felhagytak vele.

A FOM-elemzés arra is alkalmas, hogy mennyiségileg jellemezzük a kísérlet célképeinek páronkénti hasonlóságát egymáshoz, hiszen a 7.3 – 7.5 képleteket alkalmazni lehet két célkép adataira. Ez azért hasznos, mert a zsűrizési képcsoportok tagjainak célszerű minél különbözőbbeknek lenniük. A módszer konkrét részletei megtalálhatók May és mások (1990), illetve Utts (1988) cikkében.

7.424. A távolbalátással átvitt információ mennyisége

A 7.33. alfejezetben kiszámítottuk az átvitt információ mennyiségét tipikus választásos és Ganzfeld-kísérletekben: az eredmény próbánként átlagosan 2 ezrebdit, illetve 18 – 36 ezredbit volt. Olyan távolbalátási kísérletekben, ahol általában képeket használtak, és a zsűri öt képből álló csoportokkal dolgozott, a katonai programban kiképzett legeredményesebb részvevők – nincsenek sokan, egy kézen megszámlálhatók – a véletlen szerinti 20% találatarány helyett 35 és 40% közötti találatarányt szoktak elérni. Egyötödös véletlen valószínűség esetén 35% találataránynak a Kullback-képlet szerint (3.35. alfejezet 3.15. képlete) 88 ezredbit, 40%-nak pedig 151 ezredbit felel meg. Még mindig nem világrengető, de többszöröse a Ganzfeldes eredménynek; persze ennyit el is várhatunk, hiszen itt többszázas létszámból kiválasztott és több éven át szisztematikusan kiképzett emberekről van szó, nem is beszélve a rájuk fordított és a polgári pszí-kutatás költségeit messze meghaladó dollárösszegről. (Hogy ez mennyi volt, arról ma is csak találgatások vannak.)

A FOM-elemzésben alkalmazott képjellemzők módot adnak arra, hogy megvizsgáljuk: melyikük mennyire járul hozzá az információ átviteléhez. Más szóval, hogy egy-egy képjellemző egy kísérlet próbáiban átlagosan mennyi információt vitt át. Egy ilyen számítást 1990-ben elvégeztem a katonai program egyik legjobbnak tartott távolbalátási vevőjével, Joseph W. McMoneagle-lel végzett kísérlet adatain.

Ebben a számításban minden képjellemzőt külön-külön kezelünk, egymástól függetlenül, és így határozzuk meg az általuk átvitt információt. Abból a szempontból ők természetesen nem függetlenek, hogy legtöbbjük előfordulása bizonyos mértékig együtt jár néhány másikuk előfordulásával. (Például ha a folyó jelenléti értéke nem nulla, akkor valószínűleg a föld – víz határ jelenléti értéke sem az.) Ezért az általuk átvitt információmennyiségeket nem lehet a végén összeadni avégből, hogy megkapjuk a teljes mentáció által átvitt információmennyiséget, hiszen annak bizonyos részeit így többször vennénk figyelembe. Mint emlékezhetünk rá (3.36. alfejezet), az átvitt információmennyiség soha nem negatív (nullánál nem kisebb), pszí-hibázás esetén sem; ezért most célszerű bevezetnünk azt a konvenciót, hogy ha egy képjellemző félrevezető jellegűnek bizonyul, azaz a vevő inkább akkor hajlamos odaképzelni, amikor a céltárgyon nem fordul elő, akkor az általa átvitt információmennyiséget negatívnak tekintjük.

Legyen az épp munkába vett képjellemző mondjuk a „vízesés”. Először kiszámítjuk, hogy a vevő ezt a képjellemzőt milyen valószínűséggel szerepelteti a mentációiban: összeadjuk a „vízesés” jelenléti értékeit és az összeget elosztjuk a próbák számával. (Vagyis egy-egy tört értékű jelenlétet úgy fogunk fel, mintha több azonos próbából a kódoló ilyen arányban döntene úgy, hogy a „vízesés” a mentációban jelen van.) Ez az általános előfordulási valószínűség fogja a „véletlen találati valószínűség” szerepét játszani mindazokban a próbákban, ahol a vízesés a célképen előfordult. Az ilyen próbák egyértelműen azonosíthatók, mivel az alfa-vágás után minden próbáról meg tudjuk állapítani, hogy a célképén vízesés előfordult-e. Az aktuális találati valószínűség pedig, az előbbivel azonos meggondolás szerint, a vízesés jelenléti értékeinek átlaga lesz ugyenezekben a „vízeséses” próbákban, ahol tehát a célképen volt vízesés.

Nézzünk erre egy számpéldát. A kísérlet álljon 10 próbából, és közülük legyen a harmadik és a hetedik célképén vízesés. Tegyük fel, hogy a harmadikon a mentációban is van, mégpedig 0,5 jelenléti értékkel; ezen kívül van még a negyedikben 0,3 és a kilencedikben 0,4 jelenléti értékkel. A véletlen találati valószínűség így (0,5+0,3+0,4)/10=0,12. Az aktuális pedig 0,5/2=0,25. Innen a kullback-információ értéke, amit a vízesés jelenléte átvitt, és amit I(vízesés+)-szal jelölünk, mert lesz majd egy I(vízesés-) is:

I(vízesés+) = 0,25log(0,25/0,12) + 0,75log(0,75/0,88) = 0,09 bit
(7.6)

Nem elég azonban csak az olyan próbákkal számolni, ahol volt vízesés a céltárgyon. Az sem mindegy, hogy ahol nem volt, ott a vevő mennyire fantáziált róla mégis. A vízesés hiánya is információ, tehát az ő átvitelének információmennyiségét is ki kell számítanunk. A recept megvan hozzá, ugyanazt kell tennünk a vízesés hiányával, amit az imént tettünk a vízesés jelenlétével. A vízesés-hiány véletlen valószínűsége nyilván a vízesés jelenlétére kapott 0,12 komplementere (azaz 1-ből kivont értéke): 0,88. Az aktuális találati valószínűség pedig mindazon próbák jelenléti értékeinek komplementer értéke, amelyekben a célképen nem volt vízesés: (1+1+0,7+1+1+1+0,6+1)/8=0,91. Innen

I(vízesés-) = (0,91/0,88)log(0,91/0,8) + (0,09/0,12)log(0,09/0,12) = 0,007
(7.7)

Még a vízesés hiánya is pozitív járulékot ad, mert aktuális találati valószínűsége (0,91) nagyobb a saját véletlen találati valószínűségénél (0,88). A vízesés jelenléte mennyiségileg sokkal több információt közvetített; ehhez a hiányét hozzáadva az együttes információmennyiség csak kicsit nő, kerekítve 0,1 bitre (7.6 képlet). Ennyi tehát az az információmennyiség, amit példánkban a „vízesés” képelem próbánkénti átlagban átvitt.

McMoneagle kísérletében a legjobb és a legrosszabb, vagyis az átvitt információ szerinti sorrendben az első és az utolsó tíz helyre került képjellemzők a 7.4. táblázaton láthatók:

Képjellemző	Átvitt információmennyiség ezred-

	bitben
Fénylő felület	650
Lépcső	610
Ív	486
Határvonalak	396
Implikált mozgás	317
Négyszög	252
Sima felület	236
Félkör (vagy kupola)	213
Városi környezet	153
Völgy	140
...	
Nehezen kivehető	-48
Rendezett	-54
Hegycsúcs	-65
Párhuzamos vonal	-70
Kanyargó vonal	-70
Nyílt terület	-102
Felhős	-109
Hegyek	-116
Töredezett	-191
Elmosódott	-191

7.4. táblázat. Néhány képjellemző által próbánkénti átlagban átvitt információmennyiség egy 6-próbás kísérletben. A negatív érték azt jelenti, hogy az átvitt információ félrevezető volt.

Vegyük észre, hogy a hasznosnak bizonyult képjellemzők átvitt információmennyiségei abszolút értékben mennyivel nagyobbak a félrevezetők által átvitt információmennyiségeknél; ez természetesen azért van, mert McMoneagle kivételesen tehetséges vevő, az elemzett, mindössze 6 próbából álló kísérletben is szignifikáns eredményt produkált.

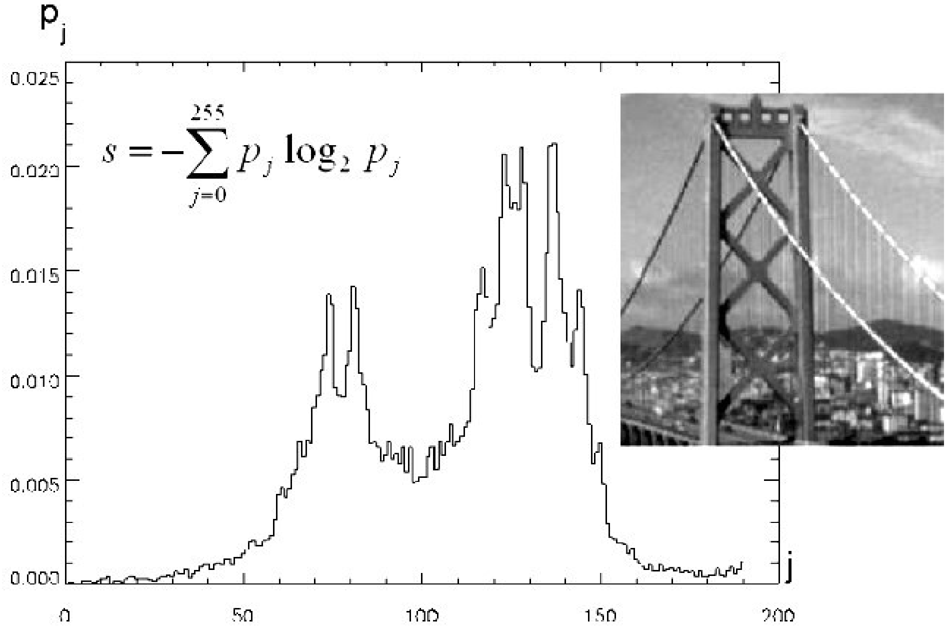
Az itt szereplő képjellemzők relatív hasznosságára nézve egyetlen kísérletből természetesen nem szabad messzemenő következtetéseket levonni. Biztos, hogy sok közülük véletlenül került a lista elejére, illetve végére, és más kísérletekben mások kerülnének oda. Kiváltképp mivel a próbák száma viszonylag kicsi, tehát a sorrendet jelentősen befolyásolhatja akár egyetlen telitalálat vagy nagy melléfogás is. A táblázat inkább csak a módszer szemléltetésére szolgál. Annyi talán még ezen a listán is figyelemre méltó, hogy az első tízbe csak két konkrét típusú képjellemző került, azok is a kilencedik és a tizedik helyre, a többi mind az elvontak közül való. Igaz, az utolsó tízben ugyanez a helyzet: ott is mindössze két konkrét képjellemző, a hegyek és a magányos hegycsúcs szerepel. Ennek legalább részben bizonyára az az oka, hogy McMoneagle szándékosan kerüli a túl konkrét értelmezését annak, ami a képzeletében megjelenik, sokkal inkább a vizuális részletekre koncentrál. Mindenesetre ha valakinél sikerül konzekvensen érvényesülő különbségeket megállapítani a képjellemzők relatív hasznosságára nézve, akkor ennek alapján alkalmazható a FOM súlyozott számításának módszere, amit a 7.423 alfejezet végén említettem.

7.425. A képi entrópiagradiens

Az entrópia matematikai fogalmával már találkoztunk a 3.32. alfejezetben: ott eseményrendszer entrópiájáról volt szó, ami jellemzi a megfigyelő előzetes bizonytalanságának mértékét arra nézve, hogy melyik esemény következik majd be. A fogalom értelme azonban általánosabb, másféle bizonytalanságok számszerűsítésére is használják. Szokták például mondani, hogy az entrópia általában a rendezetlenség fokmérője. Mint ilyen, fontos szerepet játszik a fizika energiával összefüggő folyamataiban, mivel az energia egyik alapvető formája, a hőenergia, intim kapcsolatban van az anyag részecskéinek rendezettségével, illetve rendezetlenségével.

May és munkatársainak figyelmét az entrópiára az a megfigyelésük terelte rá, hogy a rendellenes megismerés – ahogy ők az ESP-t hívták – különösen jól működött akkor, amikor a céltárgy kiváltképp dinamikus volt. Vagyis amikor az energia és az entrópia nagy változásaival járt együtt, mint például földalatti atomrobbantások, részecskegyorsítók vagy rakétakilövések esetén (May 2006). A kémprogram részvevőit ugyanis többek között ilyen céltárgyakon képezték ki, először természetesen hazaiakon, amiken a próbák eredménye ellenőrizhető volt. (Így egyúttal azt is vizsgálták, hogy a módszerrel az *ellenség* mennyit tudhat meg az amerikai létesítményekről.) Vegyük észre, hogy nem maga a nagy entrópia számított, hanem a nagy entrópia*változás*: ezért mindjárt arra gondoltak, hogy a képi céltárgyakon sem az erős rendezetlenség lehet ígéretes, hanem a rendezetlenség térbeli változásai.

Egy színes kép pontjait jellemezni lehet a három alapszín ottani intenzitásával. A számítógépek monitorján például a három alapszín a piros, a zöld és a kék; minden árnyalatot ezekből állítanak elő. Vagy tekinthetjük a színtől független fényintenzitást az egyes pontokban; azok eloszlására a 3.32. alfejezet 3.6 entrópiaképlete éppúgy alkalmazható, mint valószínűségekre, ahogy a 7.11. ábra szemlélteti (May 2006):



7.11. ábra. A fényintenzitás eloszlásának entrópiája a Golden Gate híd képén. Az intenzitást minden képpontban egy j=0 és j=255 közötti szám jellemzi. p_j értéke azt adja meg, hogy a j intenzitás a képen milyen arányban fordul elő, vagy másképp: ha véletlenszerűen kiválasztunk egy képpontot, mekkora annak valószínűsége, hogy ott a fényintenzitás j.

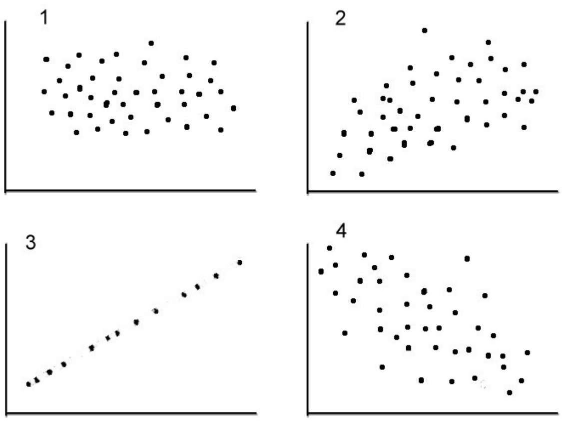
May és munkatársai a képek jellemzésére nem közvetlenül az intenzitás entrópiáját vezették be, hanem a képek téglalap alakú blokkjain számított entrópia térbeli változását. Ez utóbbi neve a matematikában **gradiens.** (Gradus fokot jelent latinul, a név bizonyára a fokozatossággal való kapcsolatból származik.) A 640-szer 480 pontból álló képeket 16-szor 12 pontból álló blokkokra osztották, ezeken határozták meg a három alapszínre az entrópiát, majd az entrópia szomszédos blokkok közötti különbségeit. A számítás részletes menete megtalálható May és mások (1994b) cikkében. Végül minden képre előállt egyetlen szám, az entrópiagradiens, amely annál nagyobb volt, minél élesebben változott az entrópia a szomszédos blokkok között (persze átlagban).

Ezt az eljárást alkalmazták a Lantz és mások (1994) által elvégzett két kísérlet célképein, és azt vizsgálták, hogy az egyes próbák sikere hogyan függ össze a próba aktuális célképének entrópiagradiensével. A vizsálat módszere a **korrelációszámítás** nevű statisztikai eljárás volt, amit a következő alfejezetben ismeretetek. Ebből az első kísérletre α=0,01, a másodikra α=0,05 szignifikanciaszinten az a tendencia derült ki, hogy *a nagyobb entrópiagradiensű képekkel az ESP nagyobb eséllyel volt sikeres*.

Később egy kísérletet direkt arra a célra terveztek, már a katonai programtól függetlenül, hogy a távolbalátás sikere és a célkép entrópiagradiense közötti összefüggést teszteljék (May, Spottiswoode és Faith 1998). 5 kipróbált vevő összesen 75 próbájának FOM-elemzéséből azonban magára az ESP-re most nem jött ki szignifikáns eredmény. Annál meglepőbb, hogy α=0,05 szinten így is kiugrott a várt kapcsolat a próba aktuális FOM értéke és a célkép entrópiagradiense között. A kutatók saját értelmezése szerint az ESP ezúttal nem volt elég erős a véletlen találatok várható számát szignifikánsan meghaladó eredményhez, ahhoz azonban elég erős volt, hogy az entrópiagradiens szerepe megnyilvánuljon. Ezt a gondolatot én nem tartom meggyőzőnek; parapszichológiai kísérletekben inkább a fordított eset szokott előfordulni, amikor a jelenség puszta kimutatása sikerül ugyan, de belső összefüggései elmosódnak épp a zajhoz képest alacsony jelszint miatt. Gyanús viszont, hogy itt kifejezetten az összefüggést akarták kimutatni, és ez az, amit el is értek, tehát visszaköszön az ismerős kísérletvezető-hatás. A 3.224 alfejezetben vázoltam azt a lehetőséget, hogy a kísérletvezető a saját prekogníciójával ráérez a kísérlet szabadon választható paramétereinek olyan kiválasztására, amelyek révén a célja megvalósul. Nagyon is elképzelhetőnek tartom, hogy May és munkatársai ezekben az entrópiagradienses kísérletekben valami ilyesmit tettek, természetesen tudatos meggondolás nélkül.

7.4251. Korrelációszámítás

Ezzel az eljárással két változó konzekvens együttjárásának mértékét határozzuk meg. Például mindenki érzi, hogy az emberek testmagassága és testsúlya között van összefüggés: minél magasabb valaki, tipikusan annál súlyosabb. Azt is érezzük azonban, hogy ez az összefüggés csak tendenciaszerűen érvényesül: vannak ellenpéldák, amikor két ember közül a magasabb egyúttal könnyebb. Az összefüggés tehát statisztikai természetű.



A 7.12. ábrán két változó közötti kapcsolat négy példája látható. A diagramok két tengelyén a két változó lehetséges értékei szerepelnek, a pontok pedig a két változó együttes megvalósulásai (például a magasságé és a súlyé egy-egy emberben). Az ilyen típusú diagramot a statisztikában **pontdiagramnak** hívják.

7.12. ábra. Két változó statisztikus kapcsolatának négy tipikus esete.

Az első diagramon nem látunk semmi összefüggést: a két változó egyikének bármelyik értékét választjuk ki, a másik megfelelő értéke attól még bármi lehet az illető változó határai között. A másodikon már nem: itt az összefüggés olyan, mint a testmagasság és a testsúly között, az egyik nagyobb értékéhez a másiknak is inkább nagyobb értéke tartozik. A harmadik ugyanennek szélsőséges esete, ahol az egyik változó értékéből a másik értékét pontosan kiszámíthatjuk. A negyedik pedig a második fordítottja.

A matematikai statisztikában bevezettek egy változót az effajta összefüggések számszerű jellemzésére. Most megmutatom, hogy ezt a változót hogyan számítjuk ki, és milyen tulajdonságai vannak.

Legyenek a két változó értékei X_1, X_2, … X_n és Y_1, Y_2, … Y_n, úgy, hogy az azonos indexűek tartoznak össze (pl. X_i és Y_i). A fenti diagramokon tehát minden pont egy-egy ilyen összetartozó párnak felel meg. Először is vegyük észre, hogy ha az egész ponthalmazt eltoljuk valamelyik tengely mentén, az összefüggés nem változik; így a számítást leegyszerűsíthetjük azzal, hogy az X tengely nullpontját az X-ek, az Y tengelyét pedig az Y-ok számtani átlagára állítjuk be. Jelen szempontunkból a két változónak nyilvánvalóan nem maga az értéke számít, hanem az értéke a saját átlagához képest. A számítást tehát azzal kezdjük, hogy a változók értékeiből levonjuk saját átlagukat. Az így kapott új változót kisbetűvel szokás jelölni:

$x_i = X_i - M(X)$ és $y_i = Y_i - M(Y)$ (7.8)

minden i-re, ahol M(X) az X-ek, M(Y) pedig az Y-ok átlaga. A továbbiakban már csak ezzel a két új változóval dolgozunk.

Azt akarjuk, hogy az összefüggést jellemző mérőszámunk nulla legyen az 1. diagram, pozitív legyen a 2. és 3. diagram, és negatív legyen a 4. diagram eseteiben. Némi töprengés után biztos sokan rájönnének – legvadabb reményeim szerint ezt egy páran az olvasást abbahagyva most meg is teszik –, hogy az x-ek és az y-ok értékeit páronként össze kell szorozni egymással, és a kapott szorzatokat összeadni. A 2. és a 3. diagram párjai ugyanis általában ugyanabba az irányba térnek el saját átlaguktól: vagy mindkettő felfelé, vagy mindkettő lefelé. A 4. diagramon fordíva, ahol az egyik nagyobb a saját átlagánál, ott a másik jó eséllyel kisebb az övénél. Az elsőn pedig teljesen összevissza. Ezért a 2. és 3 diagram pontjainak többségénél a szorzat pozitív lesz, a 4. diagram pontjainak többségénél negatív, az 1. diagram pontjai pedig nagyjából fele – fele arányban adnak pozitív vagy negatív szorzatot. Az összeg tehát értelemszerűen olyan lesz, amilyet előirányoztunk.

Ez azonban nem elég, mert van egy további cél: azt akarjuk, hogy mérőszámunk ne függjön az átlagtól való különbségek nagyságától, hanem kizárólag attól, hogy az összefüggés a két változó között milyen erős. Gondoljuk csak meg: ha a változók átlagtól való eltérései mondjuk 1 és 100 között helyezkednek el, akkor a szorzataik és így a szorzataik összege is sokkal kisebb lesz, mint akkor, ha az eltérések mondjuk 1 000 000 és 100 000 közöttiek. Az eltérések átlagos nagyságát matematikailag a *szórás* jellemzi; ezért célszerű a kapott összeget elosztanunk mind az x-ek, mind az y-ok szórásával. Mért statisztikai mintára a szórás (2.11. képlet a 2.332. alfejezetben), tartalmaz egy n-1 osztótényezőt, amit ez esetben elhagyunk, mivel hasonló osztót a szorzatok összegére sem vezettünk be. (Vagy mindkettőre bevezethetjük, ami persze ugyanaz.) Precízen most nem bizonyítom, de az ezzel foglakozó matematikusoknak elhihetjük, hogy az így definiált mérőszám az összefüggés hiánya esetén 0 lesz, pozitív (2. és 3. diagramszerű) összefüggés esetén pozitív, negatív (4. diagramszerű) összefüggés esetén negatív. Ezen túlmenően az értéke kötelezően -1 és +1 közötti; +1 akkor, ha az összefüggés olyan szigorúan determinált, mint a 3. diagramon, és -1 akkor, ha ugyanennyire determinált, csak negatív jellegű. Abszolút értéke annál nagyobb, minél "karcsúbb" a ponthalmaz, más szóval minél jobban egy pálcikához hasonlít, és minél kevésbé egy krumplihoz. Ezt a mérőszámot nevezzük **korrelációs együtthatónak**, jelölése **r** (vagy **r(X,Y)**, néha $\mathbf{r_{XY}}$, ha jelezni akarjuk,hogy az X és az Y változókra vonatkozik), és meghatározása az eddigiek szerint

$$r = {}_{i=1}\Sigma^n(x_i\, y_i)/\surd({}_{i=1}\Sigma^n(x_i x_i\,)_{i=1}\Sigma^n(y_i\, y_i)) \qquad (7.9)$$

A gyakorlatban természetesen nem kell papíron és tollal eszerint a képlet szerint számolni, mert az Excel vagy bármelyik statisztikai célprogram néhány egérkattintásra mindent megtesz helyettünk. Aki az előző fejezetekben megfogadta a tanácsomat, és néhány dolgot már kiszámított az Excellel, az magától rá fog jönni, hogy az r kiszámításához mi a teendő. Ezért most nem részletezem.

A 7.9 képletben definiált r igazából csak lineáris összefüggést mér két változó között. Ha például a 3. diagramon nem egyenes szerepelne, hanem egy U alakú görbe, akkor r ugyanúgy nullára jönne ki, mint az 1. diagram pontjain, holott az U alak nyilvánvalóan jelent bizonyos összefüggést. Ezért precízebben a most megismert r neve **lineáris korrelációs együttható**. A gyakorlatban a "lineáris" jelző rendszerint elmarad, ezért ha egyszerűen a "korrelációs együttható" nevet látjuk valahol, majdnem biztos, hogy erről a lineáris fajtáról van szó. Más fajták jellemző változói a statisztikai szakirodalomban természetesen megtalálhatók.

Mivel r-et mindig egy mintából határozzuk meg, értéke ki van téve az adatok mintavételi ingadozásának. Ha például két változó között igazából nincs összefüggés, akkor r-et az összes lehetséges változópárból kiszámítva nullát kapnánk. A minta azonban az összes lehetőségnek (statisztikai műszóval a teljes **populációnak**) rendszerint csak töredékét teszi ki, így szinte biztos, hogy a belőle kiszámított r valamennyire eltér a nullától. Felmerül tehát a kérdés: ilyenkor hogyan döntjük el, hogy igazából nulla-e vagy nem?

Nyilván sokan máris rájöttek, hogy ez ugyanaz a kérdés, amit általában a statisztikai próbák helyzetében teszünk fel. Emlékeztetőül: ha egy adott módszerrel és adott részvevőkkel ESP-ábrás kísérletet végzünk, és 25 próbából mondjuk 9 találatot kapunk, akkor hogyan döntjük el, hogy a véletlen találati valószínűséget meghaladó találatarány csak ebben a mintában lett ilyen, vagy jellemző általában az ezzel a módszerrel és ezekkel a részvevőkkel végzett kísérletekre? Most tehát szeretnénk statisztikai próbát végezni r-re azzal a nullhipotézissel, hogy értéke 0, vagyis hogy a két vizsgált változó között nincs lineáris összefüggés.

Ha r-et sok mintából meghatároznánk, értéke valamennyire ingadozna, tehát jellemezhető egy valószínűségeloszlással. A 7.9 képletből sejthető, hogy ez az eloszlás nem túl egyszerű, és nyilván függ a két eredeti változó eloszlásától. Szerencsére azonban *kétvéges próbák céljából* (vigyázzunk: egyvégesek céljából nem!) r értékét át lehet transzformálni egy olyan változóvá, amely jó közelítéssel az ismert t-eloszlással rendelkezik:

$$t(r) = r\sqrt{((n-2)/(1-r^2))} \quad (7.10)$$

ahol a szabadsági fokok száma n-2 (n természetesen a mért párok számát jelenti). Innen az eljárás pontosan ugyanaz, mint amit a t-próbáról szóló 5.51. alfejezetben megismertünk.

Néha szükség van nemcsak a linerális összefüggés létének tesztelésére, hanem r egy konkrét értékének tesztelésére is, vagy akár arra, hogy két különböző mintán mért r-ek azonosságát vagy különbözőségét eldöntsük. Ilyenkor a 7.10. képletet nem lehet alkalmazni, de természetesen vannak helyette más módszerek, amelyek megtalálhatók például Vargha András magyar nyelvű tankönyvében (Vargha 2000). Egyikükre itt is kitérek, mert igen egyszerű. Amennyiben r elég nagy (legalább 10), r-t át lehet transzformálni egy standard normál eloszlású Z-vé is:

$$Z(r) = 0{,}5\ln((1+r)/(1-r)) \quad (7.11)$$

ahol ln természetes (azaz e-alapú) logaritmust jelent. (Zárójelben megjegyzem, hogy e transzformáció a matematikai statisztikának attól a klasszikus alakjától, Ronald A. Fishertől származik, aki még a Rhine-korszak előtt parapszichológiai kísérletet is végzett (Fisher 1924).) Egy standard normál Z-vel pedig már remélem mindenki tud bánni, aki a könyvben itt tart.

Most jön egy rossz hír: mindez csak akkor igaz, ha a két szóban forgó változó normális eloszlású. A 7.10 képlet érvényességéhez – amikor a nullhipotézis szerint a korreláció nulla, és a próba kétvéges – elegendő az egyik változó normális eloszlása is, de a gyakorlatban rendszerint már ez sem garantált. Ilyenkor kissé más eljárást kell követnünk. Először mindkét változónk értékeit sorba rendezzük nagyság szerint; így a 7.312. alfejezetben megismert rangszámokat kapunk, és a továbbiakban minden ($X_i Y_i$) pár helyett a megfelelő rangszám-párokkal dolgozunk. Mégpedig ugyanúgy, mint az eredeti párokkal, kiszámítva korrelációs együtthatójukat a 7.9 képlet szerint. A különbség az, hogy ennek a korrelácós együtthatónak más a valószínűségeloszlása, így mások a szignifikanciahatárai is. A kétféle korrelációs együtthatót természetesen másképp hívják: az eredetit **Pearson-féle**, a ragszámokból számítottat **Spearman-féle** korrelációs együtthatónak. A Spearman-féle r kritikus értékei szintén megtalálhatók a statisztika-tankönyvek megfelelő táblázatában.

7.43. A távolbalátás néhány változata

Még a PEAR laboratórium (lásd 5.5. alfejezet) létrehozása előtt Brenda Dunne és egy kollégája prekognitív távolbalátásról végzett kísérletet, amelyben a vevő mentációja a célhelyszín kijelölése előtt készült el (Dunne és Bisaha 1979). A kísérletben két vevő vett részt, összesen 8 próbával. A célhelyszíneket egy 100-elemű listából választották ki. A helyszínekről az odalátogató demarkációs csapat (itt egyetlen személy) fényképeket készített, és a zsűri ezeket hasonlította össze a mentációval. A stanfordi módszerhez képest annyi volt az eltérés, hogy minden próbát más személy zsürizett; így nem befolyásolták őket az előző próbák, ez a változat tehát javításként értékelhető. Itt is fennállt azonban az időjárási és általában a környezeti információ átszivárgásának veszélye (lásd 7.41. alfejezet). A próbákat a rangösszeg módszerével értékelték ki (7.312. alfejezet). A kísérlet szignifikánsan pozitív eredményű lett, 0,01 szinten; a nyolc próba közül a célhelyszínt a zsűri 4 esetben sorolta az első helyre, a rangszámok összege 20 volt.

Ugyanők hét olyan próbát is végeztek, amelyekben egyszerre két vevő működött egymástól függetlenül (Bisaha és Dunne 1979). Mindkettőjük eredménye 0,01 szinten szignifikáns lett, és ugyanígy a kettejük mentációinak egymással való összevetése is. Ez utóbbiról azonban a kutatók megjegyzik (122. oldal): “A vevők között nem lehet telepatikus kommunikációra következtetni. Mentációik elegendően különböztek egymástól ahhoz, hogy nyilvánvaló legyen: mindketten ugyanazt a célhelyszínt észlelték, de benyomásaikban egyéni, egymásétól különböző megismerési folyamataik és értelmezéseik tükröződtek.” (“No indication of telepathic communication between percipients can be deduced. The reports of percipients in each pair differed enough to make it obvious that while both percipients were percieving the same target, the perceptions reflected individual differences in cognitive processing of information and interpretation.”) Ez a megállapítás elég furcsa annak fényében, hogy mint említettem, a két vevő mentációit a szokásos zsűrizés módszerével összehasonlítva azok szignifikánsan egymáshoz hasonlónak bizonyultak. A távolbalátásról szintén nagy tapasztalattal rendelkező Edwin C. May és James P. Spottiswoode szerint egyszerre több vevőt alkalmazni épp azért nem érdemes, mert tudattalan telepatikus összehangolódásuk gyakran eltéríti őket a céltárgytól (May és Spottiswoode, személyes közlések).

Bisaha és Dunne (1979) harmadik kísérletében az USA Wisconsin államában tartózkodó vevő olyan kelet-európai helyszínekről próbált benyomásokat szerezni, amelyeket az adó 23,5 vagy 24,5 órával a mentáció elkészülte után keresett fel. Ez tehát a távolbalátás nagy távolságú és egyúttal prekogníciós üzemmódú változata volt. Itt a vevők és az adók egyaránt zsűriztek, továbbá egy harmadik személy is egymástól függetlenül, összesítésben mindhárman 0,01 szinten szignifikáns eredménnyel.

A prekognitív távolbalátás szerepelt Puthoff és Targ korai kutatási programjában is (Puthoff és Targ 1979). Négy ilyen próbát végeztek, vevőként a már előbb is igen sikeres Hella Hammid fényképésznővel. A zsűri a célhelyszínt mind a négy próbában első helyre rangsorolta. Később a katonai alkalmazás során ilyen próbákat rendszeresen végeztek, a módszerről és saját, a jövőre vonatkozó benyomásairól az egyik részvevő, Joseph McMoneagle könyvet is írt (McMoneagle 1998). Marilyn Schlitz Elmar Gruberrel

(1980, 1981) és JoMarie Haighttel (1984) végzett nagy távolságú kísérletei szintén szignifikáns eredményt hoztak.

A távolbalátás egy különös, Ingo Swann ötletéből kinőtt változatát próbálták ki még aránylag a katonai program kezdetén: ebben a célhelyszínt annak földrajzi koordinátáival adták meg a vevőnek. Egy-egy próba menetét Joseph McMoneagle (1997a, 132. oldal) így írja le:

("Válasszon ki egy célhelyszínt valahol a világon egy olyan személy, akinek más köze nem lesz a kísérlethez. Egy papírlapra írd fel a célhelyszín nevét, vagy azt, hogy ott mi található, és a lapot tedd be egy kettős falú, átlátszatlan borítékba. A borítékra kívül írd rá a célhelyszín koordinátáit fok, perc és másodperc bontásban. A próba elején a kikérdező olvassa fel a vevőnek ezeket a koordinátákat. Amikor a próbának vége, nyisd fel a borítékot, és mutasd meg a vevőnek, hogy mi volt a célhelyszín."

("Have someone who is not going to be involved in the experiment select a target somewhere in the world. Write the name of the target or what it is on a card and slip this into a double-wrapped opaque envelope. On the exterior of the envelope write the coordinates by degree, minutes, and seconds. Have the interviewer read the coordinates to the remote viewer at the beginning of the session. After the session is over, open the envelope and show the remote viewer what is targeted.")

A másodperces kijelölés közepes szélességi fokokon kb. 30 m felbontóképességet jelent, ami elég a legtöbb helyszín azonosításához. A katonai program során a célhelyszínek koordinátás megadására alapozva részletes technikát fejlesztettek ki, amit a programban kiterjedten alkalmaztak. Az eredmények nagy része ma is titkos, de a kutatóknak semmi kétségük sincs afelől, hogy a távolbalátás így éppolyan jól működik, mint a céltárgyak másfajta kijelölésével.

A kétkedők természetesen feltételezték, hogy a vevők előre megtanulhatták egy csomó lehetséges célhelyszín koordinátáit, és a kísérletben egyiket-másikat felismerve ESP nélkül is le tudták írni azokat. E kritikát kivédendő a következő lépésben a koordinátákat megfeleltették előbb a hadsereg saját (kódolt) koordinátáinak, majd véletlenszerűen kisorsolt kódszámoknak, és a vevő csak azokat ismerhette meg. Ahogy McMoneagle írja "Remote viewing secrets" című könyvében (McMoneagle 2000, 76. oldal), "...a vevő mégis eljutott a szándékolt helyszínhez igen kevés nehézséggel. A borítékon a koordináták helyett nemsokára már csaknem bármi lehetett, ami a célhelyszíneket továbbra is meg tudta különböztetni egymástól." ("...the remote viewer still went to the inteded target with very little trouble. The target coordinates quickly became almost anything that was written on the exterior of the envelope that might continue to differentiate one target from another.")

Ezzel a módszerrel akár a Föld túlfelén lévő helyszíneket is lehetett "távolbalátni". Az ilyenekkel kapcsolatban McMoneagle hangsúlyozza (76 77. oldal): "Mivel a próba befejezése és az eredmény kiértékelése után most a vevő nem mehet el a helyszínre, szükséges, hogy arról lehetőség szerint mégis megkapjon minden visszajelzést." ("Since there is no outbounder site that the remote viewer can visit for feedback after the remote viewing has been completed and information evaluated, it becomes necessary to provide the viewer with as much information as is feasible about the original target after the remote viewing has been completed.") Erre a célra gyakran az illető helyszínről készült fotókat alkalmaztak, amiket persze a próba vége előtt a részvevők egyike sem ismerhetett meg.

7.44. A visszajelzés szerepe

Megggondolva, hogy az előző alfejezetben leírt változatok mind ugyanolyan működőképesek voltak, az embernek eszébe juthat róluk az eltört ujjú páciens esete (5.52. alfejezet). Itt a közös momentum, amivel mindegyiket értelmezni lehet, a vevőnek adott visszajelzés: ha az ESP tulajdonképppen úgy működik, hogy a visszajelzéskor a vevő saját élménye hat időben visszafelé, akkor nyilvánvalóan mindegy, hogy a próba idején a célhelyszínt vagy célképet milyen módon adják meg. Ráadásul mint a prekognitív időzítéssel kapcsolatban láttuk (6.22. alfejezet), ott a legelfogadhatóbb hipotézisnek egyelőre épp a saját élmény visszahatása látszik. Érthető tehát, hogy születtek kísérletek a visszajelzés szerepének tisztázásra.

Elisabeth Targ, Russell Targ és Oiliver Lichtarge (1985) a legközvetlenebb módszert választotta: képeket alkalmazó távolbalátás-kísérletben nem adtak visszajelzést, méghozzá olyan módon, hogy az egyes próbák konkrét célképét sem a vevő, sem a kikérdező nem ismerhette meg. Hogy azonban valamilyen visszajelzés mégis legyen – ezt a vevő motiválása szempontjából fontosnak tartották -, a diafilmként vetített fekete-fehér célképekre egy-egy véletlenszerűen választott színt is rávetítettek, és a próbák végén vagy ezt a színt, vagy magát a képet mutatták meg. Két, előzőleg már többször sikeresnek bizonyult vevő végzett így hat-hat próbát, mindketten hármat szín- és hármat kép-visszajelzéssel.

Az egyik szerző egy előzetes, választásos módszerrel kapott eredménye (Targ és Tart 1985) alapján azt várták, hogy visszajelzés nélkül is szignifikáns pozitív eredmény jön ki. A képekre valóban így lett, már hat összesített próbából is 0,05 szinten. Ez azonban két okból kevésbé meggyőző, mint amilyennek első pillantásra látszik. Mivel mind a színekre, mind a képekre volt egy visszajelzéses és egy vissszajelzés nélküli üzemmód, ez összesen négy statisztikai próbát jelent; mégpedig a nullhipotézis szerint egymástól független próbákat, tehát a kapott 0,05 elsőfajú hibavalószínűség a valóságban négyszer ennyi, azaz 0,2. Ugyanis a többi három próba nem lett szignifikáns. Ez különösen gyanús annak tudatában, hogy a két vevővel előzőleg szinte rutinszerűen sikerültek a távolbalátási kísérletek. A visszajelzéses próbák véletlenszerű eredménye Targék szerint talán annak a körülménynek tulajdonítható, hogy “a kísérleti személyek tudták, hogy minket csak a visszajelzés nélküli próbák eredménye érdekel, így elképzelhető, hogy prekognitív módon azonosították ezeket a próbákat, és csak rájuk koncentráltak”.) (“...The subjects knew we were interested only in the results of the nonfeedback trials, so they conceivably could have precognitively discovered on which trials they would receive no feedback and focused their attention only on those.”) Azt a lehetőséget nem vették számba, hogy a visszajelzéses és visszajelzés nélküli próbákat elvileg véletlenszerűen kijelölő kísérletvezető érzett rá prekognícióval az ő hipotézisének megfelelő eredményt hozó szortírozásra (lásd 3.224. alfejezet). Az adott esetben nem tudjuk eldönteni, hogy melyik értelmezés a helyes, de ha esetleg a kísérletvezető “ügyes” prekognitív szortírozása, akkor az eredmény nem cáfolja a visszajelzés szükségességét, hiszen az illető kísérletvezető *arról* az eredményről mindenesetre kapott visszajelzést, ami neki fontos volt.

Egy másik kísérletben Edwin C. May, Nevin D. Lantz, és Thomas Piantanida (1990) közvetettebb módszert alkalmazott: a visszajelzést a kép igen rövid ideig tartó felvillantásával adták, az erre a célra alkalmazott, tachisztoszkóp nevű eszközzel, variálva a felvillantás intenzitását, és azt mérték, hogy a vétel sikere ettől az intenzitástól függ-e. Az egyes visszajelzési intenzitások véletlenszerű sorrendben követték egymást. A célképeket a vevőn kívül más még ilyen gyengített formában sem láthatta; a zsűrivel például nem tudatták, hogy az általuk próbánként sorba rendezett hét kép közül melyik volt az igazi.

Négy vevő végzett egyenként 40 próbát, hetenként átlagban ötöt. Mind a négyen erősen hittek abban, hogy a sikerhez nincs szükség visszajelzésre. Az eredmény, amit a rangösszeg módszerével értékeltek ki (7.312. alfejezet), két állításban foglalható össze. Először, a teljes kísérletben a rangösszeg 0,01 szignifikanciaszinten kisebb volt a véletlen szerint várhatónál, tehát valószínű, hogy működött ESP. Másodszor, az egyes visszajelzési intenzitásokhoz tartozó rangösszegek nem mutattak semmilyen tendenciát az intenzitás függvényében. Ebből azt a következtetést lehetett levonni, hogy a visszajelzés a távolbalátás mechanizmusában nem játszik lényeges szerepet.

7.45. Asszociatív távolbalátás

Képzeljük el, hogy prekognícióval nyerni akarunk a tőzsdén, ráérezve egy kiválasztott cég vagy termék árfolyamának tendenciájára: minden délután megtippeljük a másnapi tendenciát, és ha az index felfelé fog menni, akkor vásárolunk, ha lefelé, akkor eladunk, ha pedig változatlan marad, akkor nem kötünk üzletet. A bökkenő természetesen az, hogy századbites információval ez nagyon kockázatos vállalkozás, az elkerülhetetlen költségeket beleszámítva szinte biztos, hogy hosszú távon így nemigen gazdagodhatunk meg. Tudjuk azonban, hogy távolbalátással az egy aktusban megszerzett prekognitív információ felmehet 1 – 2 tizedbitig (7.424. alfejezet), ami sokkal ígéretesebb. Nem lehetne a tőzsde tendenciájának tippelését valahogy átjátszani távolbalátásra?

De bizony lehet, és nem is túl komplikáltan. Ezt is a Stanford Research Institute kutatói találták is, akikről már volt szó a 7.41. alfejezetben. Ha van egy viszonylag tehetséges távolbalátónk, azt mondjuk neki ma délután: "Kati, holnap este mutatok majd neked egy képet. Ebből a fiókból veszem elő, és te itt az asztalon pillantod meg. Most légy szíves, rajzold le nekem, hogy mit fogsz látni rajta!"

Kati mentációjának elkészülte után egy barátunk kiválaszt három képet, egymástól minél különbözőbbeket. Előre eldönti, hogy amennyiben holnap a megcélzott tőzsdeárfolyam nő, akkor Katinak zárás után az A képet mutatom meg, ha csökken, akkor a B-t, ha nem változik, akkor a C-t. Ezt azonban nem mondja meg nekem, csak odaadja a képeket kommentár nélkül. Én összehasonlítom azokat Kati mentációjával, és megállapítom hasonlósági sorrendjüket. Tegyük fel, hogy a mentáció legjobban a B képhez hasonlít. Ezt közlöm a barátommal, aki ebből megtudja, hogy ha Kati "jól látott", akkor az árfolyam lefelé fog menni, mert ez esetben látja ő majd a B képet. Másnap tehát a tőzsdén az árfolyam csökkenésére kell játszania. Így is tesz. Este aztán közli velem, hogy az árfolyam akkor már tudott tendenciájától függően Katinak melyik képet kell megmutatnom. Ha jól dolgoztunk, akkor ez tényleg a B kép lesz, közben pedig nyertünk egy kalap pénzt. Ezt az eljárást hívják **asszociatív távolbalátásnak** (**associative remote viewing**) azon az alapon, hogy a távolbalátás céltárgyaihoz egy-egy eseményt asszociálunk (magyarul társítunk).

Mindezt persze sokkal könnyebb elmondani, mint megvalósítani, legalábbis a siker reális reményével. Emlékszünk a 3.423. alfejezetből: az ESP-vételre a részvevők mindenfajta lelki feszültsége igen káros hatással van. Márpedig ha az ember fejében ott motoszkál a gondolat, hogy az épp végzett távolbalátási próba súlyos pénzek megnyerését vagy elvesztését eredményezheti, nemigen van olyan flegmatikus személy, aki meg tudna maradni az ilyenkor szükséges, könnyedén bizakodó állapotban. Hallom, ahogy többen közbevetik: na és, a kísérlet gyakorlati célját el kell titkolni a vevő elől, akkor majd nem izgul. Csakhogy ebből a szempontból nemcsak a vevő számít, az említett optimális állapotot az egész stábnak fenn kell tartania; márpedig az nem oldható meg – vagy legalábbis eddig nem találtunk rá megoldást –, hogy arról a bizonyos célról *senki* ne tudjon, se a kísérlet előtt, se alatt, se utána (hiszen itt lehet visszamenőleges hatás is). És ne felejtsük el: még a ma ismert legtehetségesebb vevőktől sem számíthatunk többre, mint hogy a három képre érvényes 1/3 véletlen találati valószínűséget feltornásszák nagyjából 1/2-ig. Vagyis nem elég egyetlen vevővel dolgozni, szükség van többségi-szavazatos átlagolásra (lásd 4.1. alfejezet) és/vagy indexpróbákra

(4.2. alfejezet), ami megnöveli egyrészt a részvevők, másrészt a próbák számát. A megfelelő lelkiállapotnak tehát több emberben és hosszabb ideig kell fennmaradnia.

A nehézségek dacára voltak biztató kezdeményezések. Harold Puthoff hét vevőt alkalmazott 32 próbában a tőzsdén; egy-egy vevő változó számú próbában vett részt, kiegészítve gyakorlópróbákkal. A találatarány 42,9% és 83,3% között változott, az összesített eredmény 0,001 szinten szignifikánsan pozitív lett, a pénzbeli nyereség pedig valamivel több mint 25 000 dollár (Puthoff 1984).

Személyes közlésekből tudom, hogy a katonai program részvevői később is tettek néhány kirándulást a tőzsdére és a lóversenyekre az asszociációs távolbalátás módszerével, ezekről azonban nincs tudományos közlemény. Leginkább ismertté az az eset vált, amikor Russell Targ és néhány munkatársa egyetlen vevőt alkalmazva játszott az ezüst amerikai tőzsdéjén: az első kilenc próbában nyertek, majd addigi nyereségük nagy részét a tizedikben elvesztették. Stephen A. Schwartz – aki a távolbalátást nem asszociatív módon, hanem közvetlenül alkalmazta, elsősorban régészeti feltárásokban – a pszí-kutatók internetes levelezőlistáján beszámolt egy hat próbából álló tőzsdei sorozatról, amikor mindig csak akkor játszottak, amikor az árfolyam a mentáció szerint felfelé tartott. Öt próbában ez be is jött nekik, az árfolyam átlagosan 18 pontot nőtt próbánként; amikor azonban egyszer buktak, akkor 180 pontot esett. James Spottiswoode és munkatársai a módszert egy nevadai kaszinó rulettjén próbálták ki, és nyertek párezer dollárt, de ahogy Spottiswoode fogalmazott: “A kaszinóban nagy zavart keltett, hogy hat ember mindig a maximális 200 dollár tétet teszi fel, nyer, és aztán rögtön távozik. E tapasztalat nyomán azt hiszem, a módszer a gyakorlatban nem válna be arra, hogy többszázezter dollárt nyerjünk.” (“We created a lot of disturbance in the casino by having six people betting the table limit of $200 on one single game and leaving. This experience led me to believe that this is not practicable for an experiment which aims to make hundreds of thousands.”)

Érdekes (és szerintem sajnálatos), hogy a kutatók ideológiai beállítottsága még ezt a merőben gyakorlati területet is befolyásolja. New Age körökben igen elterjedt az a nézet, hogy a pszí-jelenségeket saját anyagi előny szerzésére felhasználni valamiféle bűnös dolog, ami büntetést von maga után. Hogy ki büntet, az eléggé homályos, a megszemélyesített Istent náluk gyakran helyettesíti egy közelebbről nem definiált spirituális világrend, de úgy látszik, büntetni az is tud, mert ilyenkor mindenesetre félnek tőle. Márpedig aki úgy csinál valamit, hogy közben megtorlástól tart, az nyilván nem képes olyan szívvel-lélekkel hajtani a sikerért, ahogy az ilyen kísérletek megkövetelnék. Puthofféknak is talán azért jött össze a 25 000+ dollár, mert előre elhatározottan jótékony célra fordították.

8. Fiziológiai mérések

A tudományos parapszichológiában elég hamar felmerült az a kézenfekvő ötlet, hogy a tudatos gondolkodás és döntés komplikációit a szervezet valamilyen tudattalan, automatikus válaszának mérésével kerüljék ki. Good (1961, idézi Radin 2006, 163. oldal) javasolta, hogy mérjenek elektroenkefalogramot, miközben a kísérleti személyt erős fényimpulzusok érik; mint már akkor is közismert volt, hirtelen ingerekre az EEG jól azonosítható hullámalakkal reagál, és Good feltételezése szerint ha prekogníció létezik, akkor valami hasonló reakció esetleg közvetlenül a fényfelvillanások előtt is fellép. Hasonló módszerrel Hartwell (1978) tényleg megvizsgálta, hogy van-e következetesen megkülönböztethető EEG-hullám rövid idővel azelőtt, hogy a kísérleti személynek egy férfi vagy egy nő arcképét mutatják meg. Ilyen különbséget azonban nem talált. A később népszerűvé vált bőrellenállásos mérések 1968-ban kezdődtek, mindjárt egy erősen szignifikáns kísérlettel, amit én és munkatársaim végeztünk (Vassy 1978): a klasszikus (Pavlov-féle) kondicionálás eljárása szerint a feltételezett telepatikus jelhez a vevőnél áramütést társítottunk, és annak hatását mértük a bőr elektromos ellenállásán. Technikailag azonban ez a kísérlet elég primitívnek számított, az ellenállás időfüggésének pusztán emberi megfigyelésével, automatikus regisztrálás nélkül, amire akkoriban nem volt mód. E kísérlet módszertani részleteire majd a későbbi, sokkal fejlettebb technikájú replikáció ismertetésénél térek ki.

A svédországi Lund egyetemének pszichológiai tanszékén Holger Klintman (1983, 1984) az úgynevezett "kognitív interferencia" jelenségét vizsgálta: a kísérleti személyeknek mutatott egy színes papírlapot, majd egy fehéret egy ráírt színnel, és nekik mindkét színt ki kellett mondaniuk. Ilyenkor alapvetően két eset van: a felírt szín vagy megegyezik az előtte mutatott színnel, vagy nem. Az előbbi feladat mindenkinek gyorsan és könnyen megy, az utóbbi viszont váratlanul nehéz: meglepetésüket többen rendszerint szóban is kifejezik, vagy épp nevetőgörcsöt kapnak. Az első szín megpillantásával ugyanis aktiválódnak annak agyi kapcsolatai, köztük a nevével, és ha mégis más nevet kell mondaniuk, akkor érthetően zavarba jönnek. Ezt a zavart többek között leleplezi a második cetlire adott reakcóidő, vagyis az az időtartam, ami eltelik a cetli megpillantása és a rajta lévő szó kimondása között. A kísérletben az azonos és a különböző színek párosítása természetesen véletlenszerűen váltakozik, még a kísérletvezető sem tudja, hogy mikor melyik fajta párosítás jön. Klintman egyúttal mérte az első színek kimondási reakcióidejét is, hogy aztán a második cetlire adott reakcióidőt mindenkinél ahhoz viszonyítsa. Feltűnt neki, hogy ezek az első reakcióidők meglepően nagy szórást mutattak; alaposabban megvizsgálva aztán kiderült, hogy már ők is függnek attól, hogy a *második* cetlire írt szín az elsővel azonos vagy attól különböző lesz. Mégpedig ugyanúgy függnek, ahogy a másodikakra adott reakcióidő: azonos két szín esetén a kísérleti személyek már az elsőt is gyorsabban mondják ki. Klintman leszűrte azt a következtetést, hogy a második szín mintegy időben visszafelé hatva befolyásolja az elsőre adott reakciót, akárcsak normál esetben fordítva.

8.1. Észlelés előtti reakció érzelmi hatású képekre

Dean Radin, (akkor) a Nevadai Egyetem pszichológusa, Klintman kísérletéből ötletet merítve feltette a kérdést: egy érzelmileg zaklató kép vajon nem vált-e ki az érzelemnek megfelelő reakciót néhány másodperccel a megpillantása előtt? Vizsgálati módszere a bőr vezetőképességének mérésén alapul.

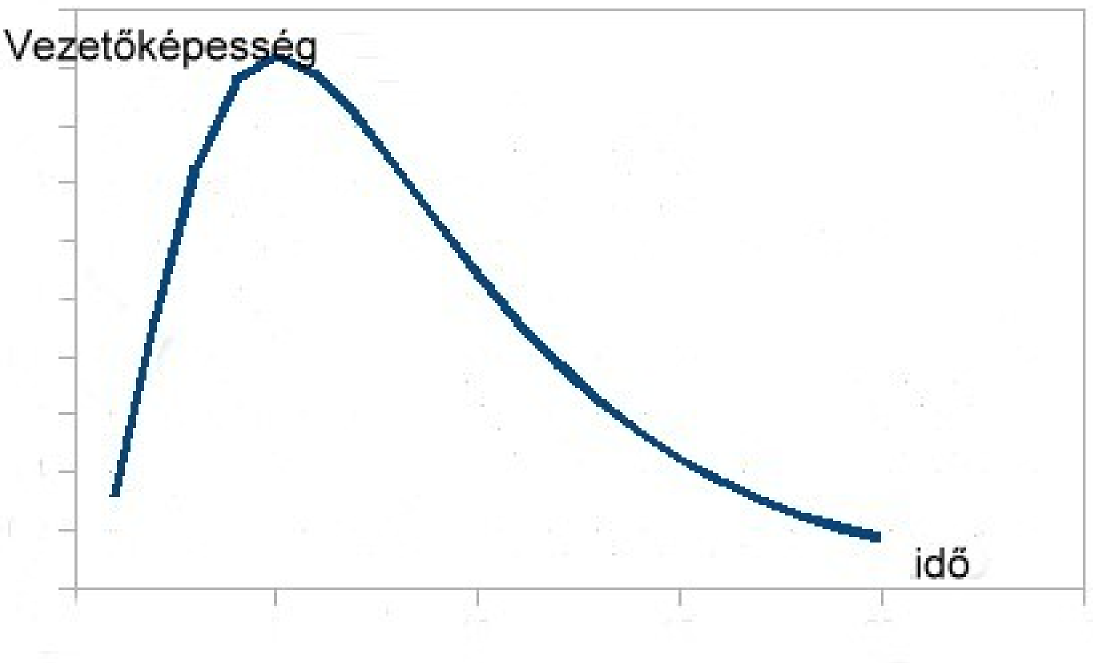
8.11. A bőr elektromos vezetőképessége mint az érzelmi hatás indikátora

A pszichológiában régóta köztudott, hogy az érzelmi reakciót megbízhatóan jelzi a bőr elektromos vezetőképessége, amely mind kellemes, mind kellemetlen ingerekre hirtelen megnő, majd fokozatosan visszatér az előző szintre (Woodworth és Schlosberg 1961, Schmidt és Walach 2000). Általában a kéz valamelyik ujján mérik. Időbeli változását a 8.1 ábra szemlélteti, matematikailag pedig a következő, úgynevezett **szigmoid-függvény** írja le:

$$\text{Vezetőképesség} = A(\exp(-t/b)/(1+1/(t/c)^2) \qquad (8.1)$$

Itt A a hupli amplitudója, t az idő, b a lefutó él időállandója, c a felfutó élé. Minél nagyobb az időállandó, annál laposabb a görbe a megfelelő oldalon.

8.1. ábra. A bőr

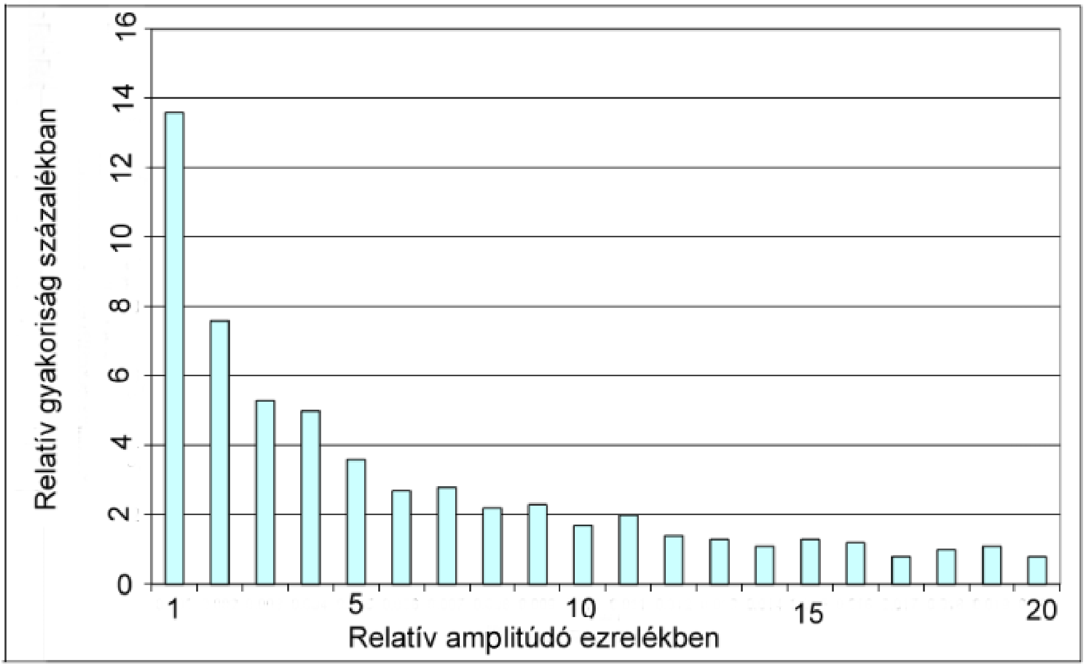


vezetőképességének alakulása váratlan inger hatására.

Ilyen reakciók nemcsak külső, hanem belső, pszichikus eredetű ingerekre is fellépnek, elég hozzájuk egy-egy érzelmet kiváltó gondolat vagy fantáziakép. A vezetőképességének mind az alapszintje, mint a fenti alakú reakciók tipikus amplitudója és gyakorisága egyénileg változó, vagyis akár a külső, akár a belső ingerek nem egyforma valószínűséggel hatnak rá. A külső inger nélkül, spontán fellépő reakciók gyakoriságát **labilitásnak** nevezzük (Spottiswoode és May 2003).

A vezetőképesség kis mértékben mindig hajlamos az ingadozásra, azaz a nagyon kis amplitudójú huplik rendszerint sokkal többen vannak azoknál a nagyobbaknál, amelyek érzelmi hatáshoz kapcsolódnak. Egy tipikus amplitudóeloszlást a 8.2. ábra mutat (Vassy 2004). Ezért az elemzés során célszerű meghatározni egy küszöbamplitúdót, amelynél kisebb huplikat lényegtelen zajnak tekintve elhanyagolunk.

8.2 ábra.



Amplitúdóeloszlás az alapszint ezrelékében mérve.

A küszöb kiválasztása természetesen azzal a veszéllyel jár, hogy a kutató önkényesen olyan küszöböt választ, amelynél az általa várt kísérleti eredmény jön ki, holott a sok lehetőség miatt ez megeshet véletlenül is. Az ilyenfajta csalást vagy önbecsapást elkerülendő én például az egész adatelemzést elvégzem több küszöbértékkel, azon a környéken, ahol az eloszlás a kis amplitúdók felé meredekké válik – a 8.2 ábrából leolvashatóan 5 ezrelék körül –, és az eredményt csak akkor fogadom el pozitívnak, ha az a legtöbb ilyen küszöbbel szignifikánsnak bizonyul (lásd 8.2. alfejezet).

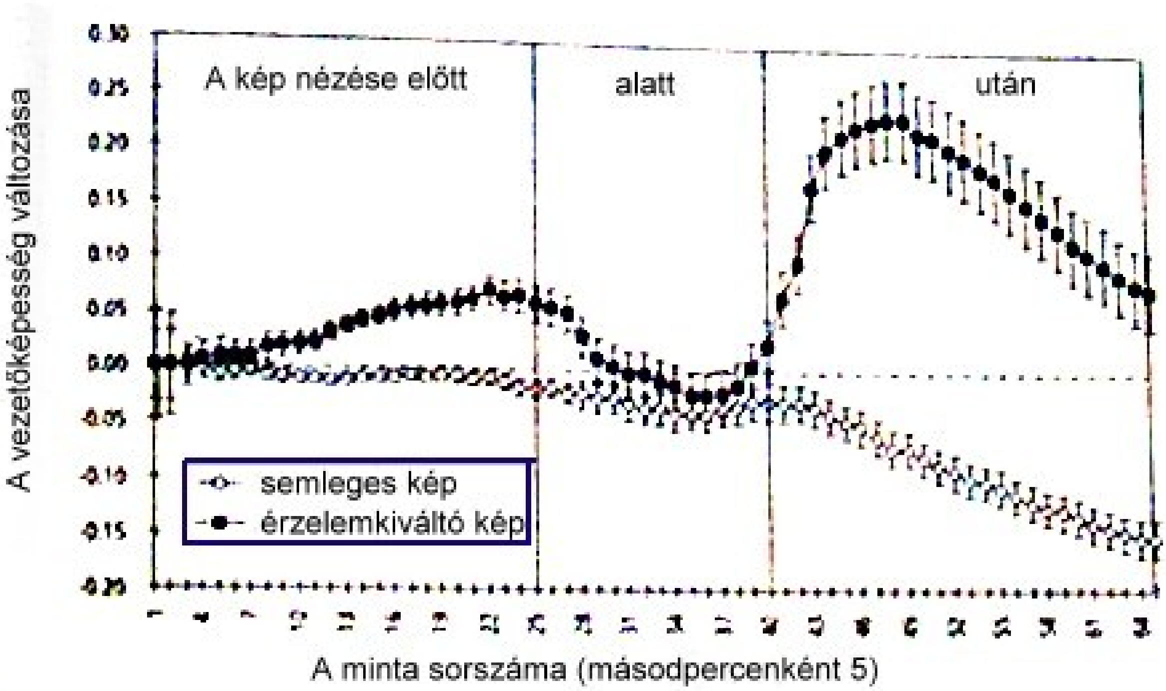
8.2. Dean Radin “presentiment” kísérletei

Erre a “presentiment”-re nem tudok jó szót; Radin definíciója szerint (Radin 1997, 118. oldal) “egy később bekövetkező esemény homályos és tudattalan megérzése” (“a vague sense or feeling of something about to occur but without any conscious awareness of a particular event”). A kísérleti személynek képeket mutattak, miközben mérték bőrének elektromos vezetőképességét, szívverésének frekvenciáját és az egyik ujján átfolyó vér mennyiségét, másodpercenként ötször. A mindenkori következő kép megjelenésének időpontját ő maga döntötte el gombnyomással. A kép vagy érzelmileg közömbös volt, (egy tipikus táj, egy nyugodt emberi arc fotója stb.) vagy valamilyen érzelmet kiváltó (hullaboncolás, nemi közösülés stb.). Ezeket 120 kép közül a kísérletet vezérlő számítógépi program választotta ki véletlenszerűen, annyi megkötéssel, hogy a közömbös képek átlagban kétszer annyian legyenek, mint az érzelmesek, abból a célból, hogy az utóbbiak hatása kevésbé múljon el a megszokással. A képek a pszichológiában népszerű IAPS (International Affective Picture System, Érzelemkiváltó Képek Nemzetközi Rendszere, Lang, Bradley és Cuthbert

1999) együttesből származtak; ezeknek a képeknek érzelmi hatását előzőleg már nagy statisztikai mintán megmérték és beskálázták. Radin kísérletének egy-egy menetében 30 képet mutattak meg, amelyekből tehát átlagosan 20 került ki a semlegesek és 10 az érzelmet kiváltók közül.

A kísérletben 24 személy összesen 900 próbáját elemezték, úgy, hogy a képek megjelenési időpontjához viszonyítva azonos időpontban mért adatokat átlagolták. Így 900 elemű statisztikai minta jött létre a képek megjelenése előtt 1/5 másodperccel, 2/5 másodperccel, és így tovább, ahogy bőr-vezetőképességre a 8.3. ábra mutatja. Természetesen mindegyik ilyen mintából lehetett szórást is számolni;

az ábrán

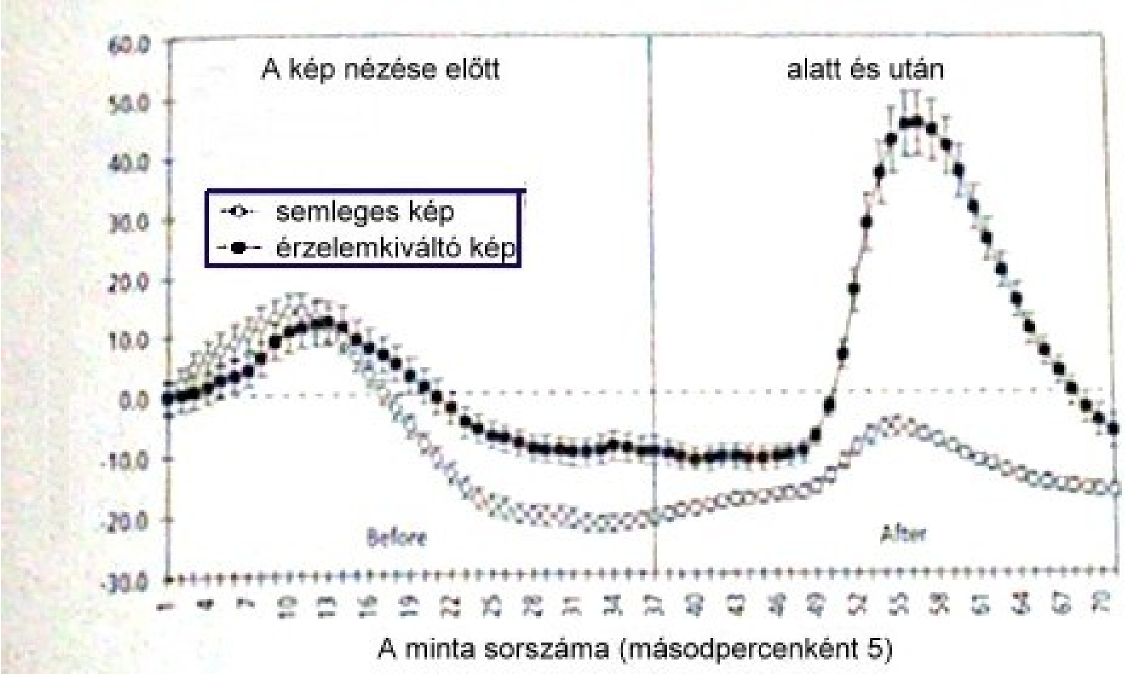


pontonként a plusz-mínusz

8.3. ábra. A bőr elektromos vezetőképességének alakulása Radin kísérletében.

egyszeres szórások lath
atók.

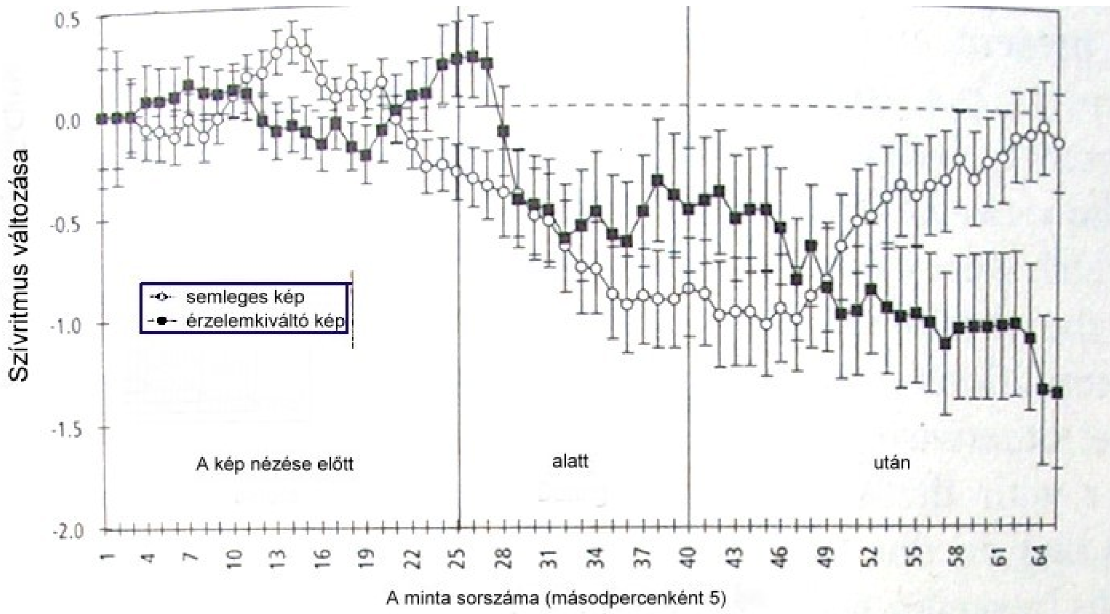
Az “alatt” szakasz végén és az “után”szakaszban jól látszik, hogy az érzelemkiváltó képek sokkal nagyobb reakciót keltettek az érzelmileg semleges képeknél, és a reakció alakja megfelel a 8.1. ábrán bemutatott szigmoidgörbének. Ami viszont számunkra fontos, az “előtt” szakaszban is volt különbség a két reakció között: a kísérleti személyek az érzelemkiváltó képekre valamennyire már a megpillantás előtt is reagáltak, mégpedig szintén a vezetőképesség növekedésével. A plusz-mínusz egyszeres szórás pálcikáiból



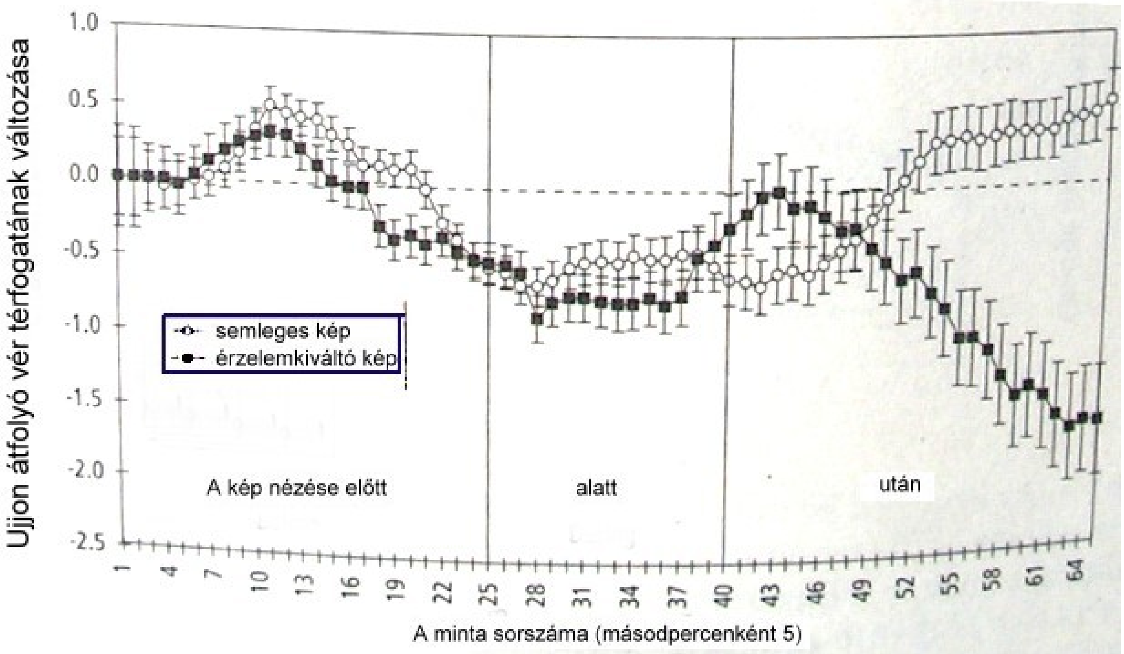
8.4. ábra. A bőr elektromos vezetőképességének alakulása Bierman kísérletében.

szemmértékkel megbecsülhető, hogy a két görbe eltérése az “előtt” szakasz vége felé legalább öt-hat szórásnyit tesz ki, tehát igen kis valószínűséggel lehet puszta véletlennek tulajdonítani.

Ugyanezt a következtetést vonhatjuk le a 8.4. ábrából, amely Dick Bierman holland fizikus hasonló kísérletének eredményét szemlélteti (Bierman és Radin 1997; Radin 1997, 123. oldal). A 8.5. és a 8.6. ábra pedig a szívritmust, illetve az egyik kézujjon átfolyó vér mennyiségét mutatja a képek megmutatása körüli időszakokban; ezeken a semleges és érzelemkiváltó képek hatása közti különbség kevésbé feltűnően, de szintén észrevehető.



8.5. ábra. A szívverés ritmusának alakulása Radin kísérletében.



8. ábra. Az egyik ujjon átfolyó vér mennyiségének alakulása Radin kísérletében.

8.2. Telepátia vizsgálata klasszikus kondicionálással

Pavlov kutyakísérleteit mindenki ismeri, és elég egyszerűek ahhoz, hogy nem is nagyon lehet félreérteni őket. Azóta ugyan Pavlov értelmezése számottevően finomodott, de ami nekünk most lényeges, az érvényben maradt: egy önmagában válasz nélküli ingerhez egy megfigyelhető válasszal járó ingert többször társítva az előbbi inger már önmagában is megfigyelhető választ vált ki. Ezt az előbbi ingert **feltételes ingernek**, a megerősítő és eleve válasszal járó ingert **feltétlen ingernek** hívjuk, a megfelelő válaszokat **feltételes**, illetve **feltétlen válasznak,** a kettő társítását pedig **klasszikus kondicionálásnak**. Könnyű belátni, hogy a klasszikus kondicionálás lehetőséget ad egy telepatikus “üzenet” vételének kimutatására úgy, hogy ezt az üzenetet a kísérletben mint feltételes ingert alkalmazzuk (Vassy 1978). Esetünkben a feltétlen inger a kéz egyik ujjára adott áramütés volt, a feltétlen és egyúttal a feltételes válasz pedig a bőr vezetőképességének az a bizonyos szigmoidalakú huplija, amit a 8.1 ábra szemléltet.

Az előző bekezdésben az “üzenet” szót azért tettem idézőjelbe, mert ha a telepátia aktivációs modellje (3.76. alfejezet) igaz, akkor itt üzenet valójában nincs, hanem csak aktiválódnak a vevő olyan emléknyomai, amik megfelelnek az adó által átadni kívánt tudattartalomnak. Így a klasszikus kondicionálás egész elképzelése kapásból megkérdőjelezhető, hiszen a szándékolt társítási folyamat során a vevő agyában a feltételes inger nem vált ki egy nagyjából mindig ugyanolyan fiziológiai reprezentációt, ami kapcsolatba léphetne a feltétlen inger által kiváltott reprezentációval. Gondoljunk bele: a “jön az áramütés” érzésének reprezentációja az adott helyzetben mindig valamennyire aktív, mert a vevő tudja, hogy az áramütés előbb-utóbb bekövetkezik. Közvetlenül a tényleges áramütések előtt az ingadozó aktivációs szintet a telepátia egy kicsivel megnöveli ugyan, ez azonban nem olyan minőségi változás, ami külön reprezentációként viselkedhetne. (Hacsak nem éri el a tudatosodás küszöbét, ami azonban igen ritka, mint a választásos kísérletekből tudjuk – épp azért próbálkozunk ilyen fiziológiai mérésekkel, hogy a tudatosodás igényét elkerüljük.) Csakhogy az aktivációs modell nem létezett sem az eredeti, 1968-as kísérlet, sem annak modern berendezéssel végzett 2000-2001-es ismétlése idején. Akkoriban mindnyájunknak magától értetődött, hogy a telepátiában szó szerint valamiféle üzenet megy át az adóból a vevőbe; a materialisták szerint anyagi közvetítéssel a két agy között, a spiritualisták szerint szellemi közvetítéssel a két nem-anyagi elme között. Annál érdekesebb, hogy a kísérlet nem lett teljesen sikertelen, bár mint látni fogjuk, az eredmény nem felelt meg az eredeti, klasszikus kondicionálást feltételező elvárásnak.

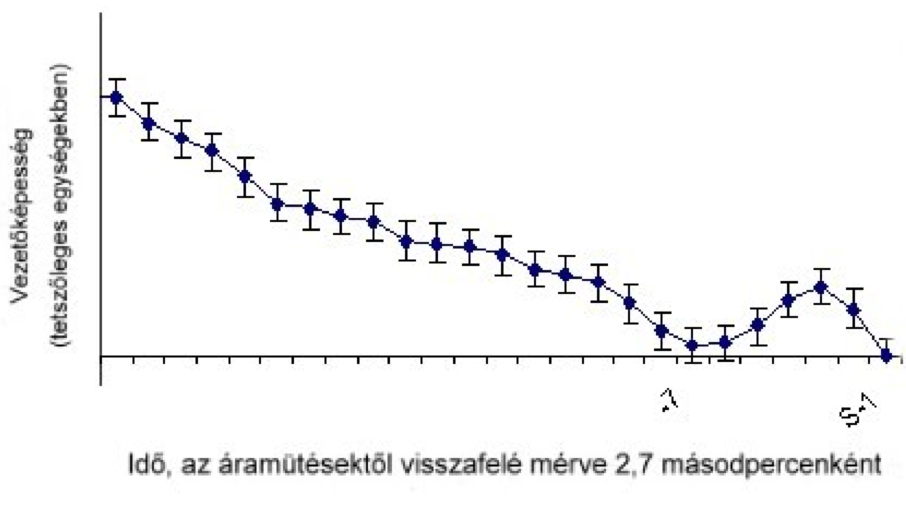
Pavlov eredeti kísérleteiben – és rendszerint a későbbi hasonlókban is – a feltételes választ úgy mérték, hogy a feltétlen ingert néha kihagyták; különben a feltétlen válasz mellett a szinte mindig gyengébb feltételes válasz nem lett volna felismerhető. Ugyanakkor ez az eljárás elég gazdaságtalan, mert az ingerek közti kapcsolat folyamatos fenntartása érdekében sok feltétlen ingert kell adni egy-egy ritka alkalomhoz, amikor a feltételes inger remélhetőleg egyedül is választ vált ki. Szerencsére azonban a két inger közötti kapcsolat úgy is megerősíthető, hogy a feltétlen ingert a feltételeshez képest késleltetve adjuk, akár több másodperccel. Mivel a bőrreakció latenciaideje 2 – 3 másodperc, ennél hosszabb késleltetés esetén a feltételes válasz (ha egyáltalán fellép) elkezdődik már a feltétlen reakció időpontja előtt, tehát attól elválasztva detektálható. Így a megerősítés minden egyes aktusa egyúttal a keresett jelenség mérési próbája is. Ennek megfelelően egy-egy próba időbeli lefolyása a következő volt, a próba kezdetét az egyszerűség kedvéért 0 időpontnak tekintve:

0: Az adó felszólítást kap, hogy üzenjen: “Mindjárt áramütést kapsz!”
2 – 6 másodperc: a feltételes válasz huplijának mérése a vevőnél.
6 másodperc: a vevő áramütése.
6-16 másodperc: a feltétlen válasz tipikus időtartama, kihagyva az elemzésből
16 másodperctől: várakozási szakasz a következő áramütésig.

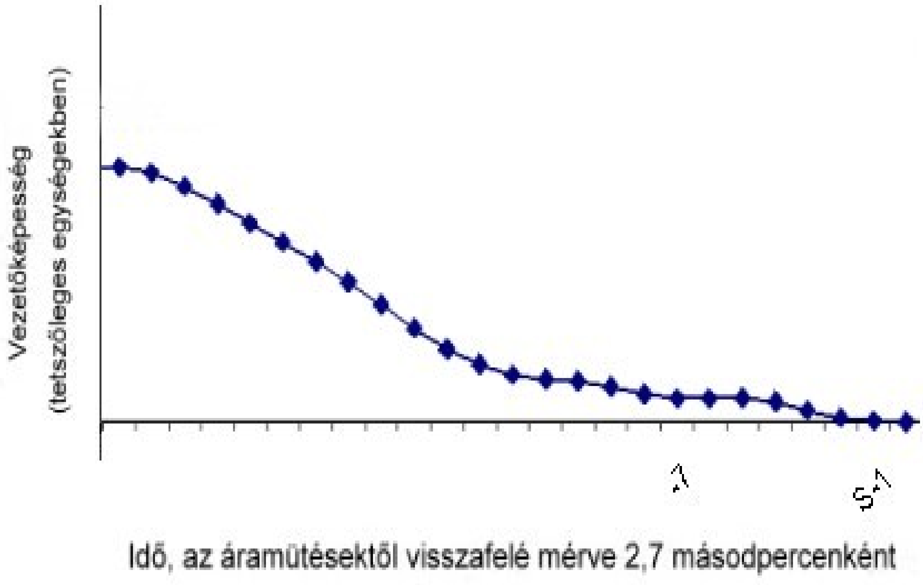
Az utoljára említett várakozási szakasz időtartamának véletlenszerűnek kell lennie, mivel ha állandó volna, a kísérleti személyek öntudatlanul ráhangolódnának, és a következő áramütés időpontjában fellépne a szokásos bőrreakció telepátia nélkül is. Ebben a kísérletben ez a szakasz 20 és 60 másodperc közötti volt, ezen belül egyenletes valószínűséggel. Előkísérletekben kiderült, hogy az emberek többsége körülbelül húszperces meneteket bír ki számottevő unalom vagy idegeskedés nélkül; az imént jelzett időviszonyokból könnyen kiszámítható, hogy két áramütés között átlagosan 56 másodperc telik el, tehát húsz perc nagyjából húsz áramütéssel jön ki.

A kísérlet módszerének többi részletét nem ismertetem, mert túl hosszadalmas volna az eredmény jelentőségéhez képest; ezek természetesen az eredeti közleményekben (Vassy 2004) megtalálhatók.

Két sorozatot végeztem 50 – 50 menettel. Az elsőben az áramütés előtti 4 másodpercen belül szignifikánsan több hupli kezdődött el, mint a többi 4-másodperces szakaszban ($\alpha = 0{,}01$), és a vezetőképesség értékeit mérőpontonként átlagolva szemmel látható volt a növekedés közvetlenül az áramütések előtt (8.7 ábra).



8.7. ábra. A vezetőképesség alakulása az első 50 menetben, közvetlenül az áramütések előtt, mérőpontonként átlagolva. A függőleges vonalkák a plusz-mínusz egyszeres szórást jelölik.



8.8. ábra. A vezetőképesség alakulása a második 50 menetben.

A második 50 menetben semmi ilyesmi nem volt tapasztalható, még enyhe tendenciaként sem: a huplik teljesen véletlenszerűen helyezkedtek el, ahogy a 8.7. ábrával analóg 8.8. ábra mutatja.

Mint a kondicionálási kísérletekből tudjuk, a feltételes reakció intenzitása az ismételt megerősítések során növekszik. Itt azonban, amikor ugyanazokkal a párokkal végeztem több menetet, ezekben az áramütések előtt jelentkező huplik aránya nemhogy időben nőtt volna, hanem csökkent; a vizsgált 23 ilyen pár közül a trend ötnél volt pozitív, négynél nulla, és tizennégynél negatív. Szó sem lehet tehát a reakció erősödéséről. Eszerint valószínűleg már az első ötven menet “jó helyen lévő” huplijai sem a klasszikus feltételes reflex mechanizmusával jöttek létre, hanem másképp. De hogyan?

Egy lehetséges válaszra Radin és Bierman presentiment-kísérleteiből következtethetünk (8.12. alfejezet), ahol egy inger időben visszafelé hatva váltott ki reakciót. Ez most éppúgy lehetséges, hiszen ingernek egy áramütés legalább annyira megfelel, mint egy érzelmileg felkavaró kép. Az első 50 menetben tehát valószínűbb, hogy prekogníció működött, mint telepátia.

Parapszichológus kollégáim egyébként már a presentiment-kísérletek előtt sem nagyon hitték, hogy én tényleg feltételes reakciókat mértem, a prekogníciós értelmezés sokkal természetesebb volt nekik. Ehhez azonban tudni kell, hogy az amerikai pszichológusok világképében a Pavlov-féle kondicionálás igen periférikus helyzetű, ők szinte kizárólag a Skinner-féle operáns kondicionálásban gondolkodnak. (Vagyis abban, hogy a visszajelzés nyomán a szervezetnek hasznos reakciók erősödnek fel.) Az én elképzelésem azért volt nekik gyanús, mert a bőr átnedvesedése egy áramütés előtt nyilvánvalóan nem csökkenti az áramütés negatív hatását, sőt, inkább növeli. Ezért számukra abszurdnak tűnt, hogy ilyen reakció kialakuljon. Ebben ugyan nyilvánvalóan nem volt igazuk – hangjelzést áramütéshez társítva például óriási hulpik lépnek fel gyakran már a harmadik társítás után –, arra azonban mindenesetre ráhibáztak, hogy a telepatikus “üzenet” eszerint tényleg nem tud asszociálódni az áramütéshez. Ezen most már magam sem csodálkozom, hiszen mint említettem, az aktivációs modellből pont ez a következtetés adódik: az agyban fiziológiailag reprezentált üzenet ilyenkor nincs.

Később azonban hasonlóképp megkérdőjeleződött az az értelmezés, miszerint az áramütésekre a kísérleti személyek előre reagálnak. Mégpedig olyan kísérletek nyomán, amiket Edwin C. May és James P. Spottiswoode végeztek, immár felvértezve a presentiment-kísérletek meg az én pavlovi hipotézisből kiinduló kísérletem tapasztalataival.

8.3. Hangingert megelőző reakció

Szintén amerikai sajátosság, hogy a kísérleti személyeket nem lehet kitenni még az orvosi izomrehabilitációban alkalmazott, gyenge és teljesen veszélytelen áramütéseknek sem, vagy legalábbis ezzel a kutatók kínos pereket kockáztatnának. Ezért May és Spottiswoode erős hangingert használt, fejhallgatón át közvetlenül a fülbe. (Ez igen kellemetlen, és gyaníthatóan ártalmasabb is az ujjakra adott áramütésnél.) Adó nem volt, tehát nem telepátiát, hanem prekogníciót akartak mérni. Az ingerek közti időtartam 40 és 80 másodperc között változott. Az ingerek előtti érzékeny szakasz hosszát – amelyben várták a reakció kezdetét –, ők első kísérletükben 3, a másodikban 3,5 másodperben határozták meg. Még egy különbség az én kísérletemhez képest (ennek később jelentősége lesz, tessék megjegyezni): miután a program egy véletlenszám-generátor döntésével meghatározta a következő inger időpontját, egy másik véletlenszám-generátor eldöntötte, hogy ekkor a kísérleti személy valóban kap-e ingert, vagy pedig ezt az időpontot kontrolleseménynek kell tekinteni, amikor semmi nem történik, de az elemzésben ugyanúgy kezelik, mint az ingerek időpontját. Vagyis itt a kontrollszakaszokat nem az összes olyan 3- (ill. 3,5-)másodperces szakasz jelentette, ami után nem jött inger, hanem csak az így egyedileg kijelölt kontrollidőpontok előtti 3- (ill. 3,5-)másodperces szakaszok. Ezek száma körülbelül megegyezett a valódi ingerek előtti szakaszok számával; azért nem pontosan, mert a véletlenszám-generátor ugyan mindig 50% valószínűséggel jelölt ki ingeres és ugyanekkora valószínűséggel ingermentes időpontot, de a konkrét szám természetesen ingadozott az 50%-nak megfelelő érték körül.

A mért statisztikai változó az ingerek előtti szakaszokban kialakult huplik gyakorisága és a kontrollszakaszokban kialakult huplik gyakorisága közötti különbség volt. Két binomiális változó különbségére már láttunk statisztikai próbát a 3.53. alfejezetben; itt pont erről van szó, hiszen egy adott valószínűségű esemény bekövetkezési gyakorisága a nullhipotézis szerint binomiális eloszlást követ. Megfelelően nagy számú próba esetén a két arány különbségének egy standard normál eloszlású Z változó felel meg (2.333 és 2.4 alfejezet).

May és Spottiswoode első kísérletében (Spottiswoode és May 2003)125 személy vett részt, az ingerek száma összesen 1319, a kontrollszakaszoké 1181 volt. Az ingeres szakaszokban 105, a kontrollokban 65 huplit mértek; az ezekből kiszámítható 3,27 különbségi Z-érték $\alpha = 0{,}001$ szinten szignifikáns.

Egy második kísérletükben (May és Spottiswoode 2004) előzetes eredmények alapján kiválasztott 100 személlyel dolgoztak. Ekkor $Z = 5{,}08$ jött ki, aminek szignifikanciaszintje $\alpha = 0{,}00001$.

További replikációként Paulinyi Tamás és én itt Budapesten elvégeztük ugyanezt a kísérletet May és Spottiswoode berendezésével és módszerével (May, Paulinyi és Vassy 2005). Nálunk a részvevők száma csak 50 volt, és (részben a kisebb mintának megfelelően) az eredmény szerényebb: a kapott $Z = 2{,}08$ csak 0,05 szinten szignifikáns. Összevetve az első May – Spottiswoode kísérlettel, ahol a részvevők szintén válogatás nélküli személyek voltak, a hatásméret (2.442. alfejezet) nem különbözött szignifikánsan, vagyis annak a kísérletnek az eredményét sikerült statisztikailag reprodukálnunk.

8.31. Értelmezés a menetek prekognitív indításával

E replikáció kiértékelése során egy váratlan jelenségre figyeltünk fel. Nekem már megvolt a Pavlov-féle kísérletem, és csak úgy kíváncsiságból átfuttattam a replikáció adatait annak kissé másféle statisztikai elemzésén. Ahogy említettem, ott nem egyedi kontrollszakaszok szerepeltek, hanem kontrollnak számított minden olyan szakasz, amit nem követett inger; ezt **globális kontrollnak** neveztük el, szemben May és Spottiswoode **lokális kontrolljával**. Meglepetésünkre a hangingeres kísérlet replikációja így globális kontrollal nem bizonyult szignifikáns eredményűnek. Alaposabban megvizsgálva kiderült, hogy miért: a kísérleti szakaszok és a kontrolszakaszok hupligyakoriságának különbsége nem a kísérleti szakaszok többletéből adódott, hanem abból, hogy a kontrollszakaszok még a szokásosnál is kevesebb huplit tartalmaztak!

Ezután természetesen megnéztük, hogy mi volt a helyzet May és Spottiswoode első két kísérletében: ott a hatás ugyan nem korlátozódott a kontrollszakaszokra, de a kísérletiekre sem, hanem nagyjából egyenlően oszlott meg a kétféle szakaszok között.

Gondoljunk bele: a kontrollszakaszokban a kísérleti személy szempontjából az égvilágon semmi nem történik. A számítógép programja kijelöli ezeket a szakaszokat, és az elemzésben felhasználja őket, de hogy valamilyen értelemben különlegesek, azt kifelé nem jelzi. A kísérleti személy tehát nem érezhet rá prekognícióval, hogy a bőrének most nyugodtabbnak kell lennie a szokásosnál annak érdekében, hogy a kijöjjön a várt kísérleti eredmény. Arról nem is beszélve, hogy kísérleti személyeinknek nem volt rá okuk, hogy ezzel a szemponttal egyáltalán törődjenek.

Az, hogy a kontrollszakaszokba az átlagosnál kevesebb hupli jusson, egyedül a kísérletvezetőnek számít, mert így kapja meg a várt külöbséget az inger-előtti szakaszokkal. Kézenfekvő tehát a feltételezés, hogy ezt a hatást valamiképp ő “ügyeskedi ki”. De hogyan? Edwin C. May, a prekognitív időzítés fő propagátora (5.53. alfejezet), hamarosan előállt egy lehetséges magyarázattal. Eszerint a kísérleti személy nem reagál előre az ingerekre, bőrének vezetőképessége szokása szerint csak össze-vissza változik, miközben itt-ott huplikat produkál; a kísérletvezető pedig, felhasználva saját prekognitív ráérzését, olyan időpontban indítja a menetet, hogy utána minél több hupli közvetlenül az ingerek előtti szakaszokba, és minél kevesebb a kontrollidőpontok előtti szakaszokba essen. Eszerint tehát itt is prekognitív időzítésről van szó.

Ennek a hipotézisnek vannak kísérletileg ellenőrizhető következményei. Mint említettem, a kísérleti személyek bőre nem egyforma gyakorisággal produkál spontán huplikat, vannak ilyen szempontból stabilabb és labilisabb bőrű emberek. (Emlékezzünk a labilitás definíciójára a 8.11. alfejezetben.) Képzeljük el a kísérletvezetőt a menet indításánál, ha történetesen egy igen kis labilitású személlyel dolgozik. Ekkor a menetben igen kevés hupli lesz, azokat kell a megfelelő helyekre beidőzítenie. Ha azt akarja, hogy inger-előtti szakaszba jussanak, nehéz dolga van, mert valószínűtlen, hogy abból a kevésből akár egy is elég közel legyen egy ilyen szakaszhoz, hogy aztán egy kis sietséggel vagy késlekedéssel pont belecsusszanthassa. Ha viszont valamelyik hupli véletlenül épp egy kontrollszakaszba esik, nem kell egyebet tenie, mint hogy vár három-négy másodpercet, mire kikerül belőle. *Kis labilitású kísérleti személyeknél tehát várható, hogy a hatás döntően a kontrollszakaszokba koncentrálódik.* Ha ellenben a menet során sok hupli van, azokból néhányat már könnyebb lesz valamelyik inger-előtti szakaszba időzíteni, miközben másokat az előző esethez hasonlóan könnyű kitornászni a kontrollszakaszokból. *Nagy labilitású személyeknél tehát a hatás várhatóan megoszlik az inger-előtti és a kontrolszakaszok között.* Mind a kis, mind a nagy labilitású személyekre vonatkozó, fenti megállapításokat numerikus szimulációval is igazoltuk (May, Paulinyi és Vassy 2005).

A mi replikációs kísérletünkben a részvevők átlagos labilitása 0,009 volt, azaz egy véletlenszerűen kiválasztott egymásodperces szakaszba 0,009 (0,9%) valószínűséggel esett egy hupli kezdete. May és Spottiswoode első kísérletében a labilitás 0,0012 és 0,2468, a másodikban 0.01 és 0.27 között mozgott, vagyis az ő kísérleti személyeik sokkal labilisabbak voltak a mieinknél. Az a tény tehát, hogy náluk a hatás megoszlott a kétféle szakasz között, míg nálunk a kontrollszakaszokra korlátozódott, összhangban van a prekognitív-időzítéses magyarázattal.

A kísérleti személyek inger-előtti reakciója egy általános fiziológiai meggondolás szerint is valószínűtlen. Ha ugyanis egy ember többször egymás után megérez (akár tudattalanul) egy hamarosan bekövetkező eseményt, akkor megérzése a klasszikus Pavlov-féle kondicionálással hozzákapcsolódik az esemény direkt észleléséhez, és emiatt a megérzésnek fel kell erősödnie. Ha ez így volna, az efféle prekognitív előérzetek olyan mindennaposak volnának, hogy már rég nem számítanának parajelenségnek. Márpedig a mindennapi életben gyakoriak az ismétlődő események, mégsem érezzük meg őket rendszeresen és nagy biztonsággal. Ezt az érvet azonban gyengíti, hogy ha az aktivációs modell helytálló, akkor a prekognitív megérzés nem jár azonosítható agyi reprezentációval, ahogy megjegyeztem a 8.2. alfejezet végén. Ilyenkor tehát tehát feltétlen ingerként való működése eleve nem valószínű.

9. További olvasnivalók

Minden könyv, amely egy témát ismertet, elkerülhetetlenül tükrözi a szerző egyéni ízlését éppúgy, mint tudásának korlátait. Ez természetesen érvényes a jelen esetben is. Ízlés tekintetében mindenekelőtt a tudományos parapszichológia elméleteire vonatkozóan: jómagam egyetlen átfogó elméletet sem tartok érdemesnek arra, hogy ide beiktassam. Egy-egy részterület elméleti eredményei szerepeltek a kísérletekhez csatolva a megfelelő alfejezetekben; így került szóba Rex Stanford PMIR modellje (3.21), Gertrude Schmeidler számos termékeny gondolata a pszí-hibázást kiváltó okokról (3.42), Carpenter felvetése a találatszám ingadozása és a hangulat összefüggéséről (3.63), a Schmidt-féle célvezéreltség (5.33), saját aktivációs modellem (3.7), vagy Edwin C. May hipotézise arról, hogy minden mikro-pszichokinézisnek tartott eset valójában prekognitív időzítés (5.53). Annyit azonban a nagyobb igényű elméletek is nyilván megérdemelnek, hogy egy összefoglaló ismertetésben legalább a figyelmet felhívjam rájuk.

Ez most ráadásul igen egyszerű, mert közülük nem kevesebb, mint 13 szerepel egy nemrég megjelent cikkgyűjtemény „Theories of psi” fejezetcíme alatt: Edwin C. May és Sonali Bhatt Marwaha (Eds), *Extrasensory Perception: Support, Skepcisism, and Science*, 2015**R**[1]. Bár van köztük filozófiai eszmefuttatás arról, hogy az ESP léte igazolja-e az agy és az elme dualisztikus különválasztását, nagy többségük kifejezetten fizikai alapú, a parapszichológiai jelenségek szokatlan sajátosságait a relativitáselmélet vagy a kvantumelmélet egy-egy aspektusából próbálja levezetni (matematikai alátámasztás nélkül). Két figyelemre méltó kivétel Brian Millar tömör összefoglalója a „megfigyeléses” elméletekről (observational theories), amelyekben egy esemény időben visszafelé hatva befolyásolja saját bekövetkezését (mint a 6.22. alfejezetben, csak általánosabban), és Walter von Lucadou modellje, amely Carl Friedrich von Weizsäcker rendszerelméleti „pragmatikus információ” fogalmát felhasználva javasol magyarázatot a pszi-jelenségek tűnékenységére, konkrét mennyiségi előrejelzésekkel.

[1] A művek utáni **R** azt jelzi, hogy megtalálható a Ráció Egyesület könyvtárában, amelyet az egyesület megszűnésekor szerencsém volt örökölni.

A princetoni PEAR laboratórium (5.5) két vezető kutatója, Robert G. Jahn és Brenda J. Dunne által írt „*Margins of Reality: The Role of Consciousness in the Physical World*” (Harcourt Brace Jovanovich, 1987)**R** az anyag és a tudat dualista kölcsönhatásának olyan elméletét fejti ki, amelyben a kvantummechanika ismert fogalmainak a tudat analóg fogalmai felelnek meg. Számomra tudományos szempontból értéktelen halandzsának hat, de ötletes hasonlataival és rengeteg nagy tudóstól származó idézeteivel mindenesetre szórakoztató.

A (nemcsak tudományos) parapszichológiában előforduló csalásokról a témát tágabb antropológiai és kultúrtörténeti összefüggésbe helyező képet ad George P. Hansen „The Trickster and the Paranormal” című könyve (Xlibris Corporation, 2001)**R**.

Irodalomjegyzék

Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, J. J., Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harper and Row.

Alcock, J. E. (1986). Comments on the Hyman – Honorton ganzfeld controversy. *J. Parapsychology*, 50, 345 – 347. **R**

Anderson, M. (1959). A precognition experiment comparing time intervals of a few days and one year. *J. Parapsychology*, 23, 81 – 89.

Anderson, M., White, R. (1956). Teacher – pupil attitudes and clairvoyance test results. *J. Parapsychology*, 20, 141 – 157. Újranyomva: Schmeidler, G. (Ed.): Extrasensory Perception, 74 – 91. New York: Atherton Press. **R**

Avant, L. L. (1965). Vision in the ganzfeld. *Psychological Bulletin*, 64, 246 – 258.

Ballard, J. A. (1980). Unconscious perception of hidden stimuli enclosed with ESP cards. *J. Parapsychology*, 44, 319 – 339. **R**

Barron, F. (1953). Some personality correlates of independence of judgment. *Journal of Personality*, 21, 287 – 297.

Bem, D. J. (1993). The ganzfeld experiment. *J. Parapsychology*, 57, 101 – 110. **R**

Bem, D. J. (2011). Feeling the future: Experimental evidence for anomalous retroactive influences on cognition and affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100, 407 – 425.

Bem, D. J., Honorton, C. (1994). Does psi exist? Replicable evidence for an anomalous process of information transfer. *Psychological Bulletin*, 115, 4 – 18.

Bem, D. J., Palmer, J., Broughton, R. S. (2001). Updating the Ganzfeld database: a victim of its own success? *J. Parapsychology*, 65, 207 – 219.

Benedek István (1985). *A tudás útja*. Budapest: Gondolat Kiadó. **R**

Berger, R. E. (1986). Psi effects without real-time feedback using a PsiLab// video game experiment. *Proceedings of Presented Papers, 29th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Sonoma State University, Rohnert Park, CA. **R**

Berger, R E., Schechter, E. I, Honorton, C. (1985). A preliminary review of performance across three computer psi games. *Proceedings of Presented Papers, Volume 1. 28th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Tufts University, Medford, MA. **R**

Berger, R. E., Honorton, C. (1986). An automatized psi ganzfeld testing system. *Research in Parapsychology* 1985, 85 – 88.

Bergson, H. (1920). *Mind Energy*. New York: Henry Holt.

Bertini, M., Lewis, H. B., Witkin, H. A. (1964). Some preliminary observations with an experimental procedure for the study of hypnagogic and related phenomena. *Archivo di Psicologia Neurologia e Psychiatria*, 6, 493 – 534.

Bertini, M., Lewis, H. B., Witkin, H. A. (1969). Some preliminary observations with an experimental procedure for the study of hypnagogic and related phenomena. In C. T. Tart (Ed.): *Altered states of consciousness*, 94 – 114, Godron City, NY: Doubleday.

Bhadra, B. H. (1966). The relationship of test scores to belief in ESP. *J. Parapsychology*, 30, 1 – 17. **R**

Bierman, D. J., Gerding, J. F. F. (1994). An automated free response self test in the subject's own environment: First results with security measures and a selected subject. *Proceedings of the 37th Parapsychological Association Convention*, Amszterdam, Hollandia, 43 – 49. **R**

Bierman, D. J., Radin, D. I. (1997). Anomalous anticipatory response on randomized futue conditions. *Perceptual and motor Skills*, 84, 689 – 690.

Bisaha, J. P., Dunne, B. J. (1979). Multiple subject and long-distance precognitive remote viewing of geographical locations. In C. T. Tart, R.Targ és H. E. Puthoff (szerk.): *Mind at large*. New York: Praeger, 109 – 124. **R**

Bosga, D. J., Gerding, J. L. F., Wezelman, R. (1994). Target-affinity: An analysis of a psychological variable with possible implications for the Ganzfeld procedure. *Proceedings of the 37th Parapsychological Association Convention*, Amszterdam, Hollandia, 173 – 183. **R**

Braud, W. G. (1975). Conscious vs. Unconscious clairvoyance in the context of an academic examination. *J. Parapsychology*, 39, 277 – 288. **R**

Braud, W. G., Braud, L. W. (1973). Preliminary explorations of psi-conducive states: Progressive muscular relaxation. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 67, 26 – 46.

Braud, W. G., Braud, L. W. (1974). Further studies of relaxation as a psi-conducive state. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 68, 229 – 245.

Braud, W. G., Wood, R., Braud, L. W. (1974). 17. Free response GESP performance during an experimental hypnagogic state induced by visual and acoustic Ganzfeld techniques: replication and extension. Előadás, *Annual Convention of the Parapsychological Association*, Jamaica, New York.

Braud, W. G., Shafer, D. (1986). Successful performance of a complex psi-mediated timing task by unselected subjects. *Proceedings of the 29th Parapsychological Association Convention*, Rohnert Park, California, USA, 173 – 183. **R**

Brian, D. (1982). *The enchanted voyager: The life of J. B. Rhine*. Englewood Cliffs, N. J., USA: Prentice-Hall. **R**

Broderick, D. (1992). *The lotto effect: Towards a technology of the paranormal*. Appendix One: Psi Missing, 245-254. Hudson Publishing: Hawthorn, Australia.

Bronstejn, J. N.; Szemengyajev, K. A. (1987). *Matematikai zsebkönyv*. Budapest: Műszaki Könyvkiadó. **R**

Broughton, R. S. (1986). PK experiments with a competitive computer game. *J. Parapsychology*, 50, 193 – 211. **R**

Broughton, R. S. (1993). A craftsman and his tools: the new technology. *J. Parapsychology*, 57, 111 – 127. **R**

Broughton, R. S. (2006). Memory, emotion, and the receptive psi process. *J. Parapsychology, 70,* 255-274. **R**

Broughton, R. S., Kanthamani, H., Khilji, A. (1989). Assessing the PRL success model on an independent ganzfeld base. *Research in Parapsychology 1989*, 32 – 35. Metuchen, NJ: Scarecrow Press.
Buda B. (1974). *A közvetlen emberi kommunikáció szabályszerűségei*.
Buzby, D. E. (1967). Subject attitude and score variance in ESP tests. *J. Parapsychology*, 31, 43 – 50. **R**
Cadoret, R. J., Pratt, J. G. (1950). The consistent missing effect in ESP. *J. Parapsychology*, 14, 244 – 256.
Cadoret, R. J. (1952). Effect of novelty in test conditions on ESP performance. *J. Parapsychology*, 16, 192 – 203.
Carpenter, J. C. (1966). Scoring effects within the run. *J. Parapsychology*, 30, 73 – 83. **R**
Carpenter, J. C. (1968). Two related studies on mood and precognition. *J. Parapsychology*, 32, 75 – 89. **R**
Carpenter, J. C. (1969). Further study on a mood adjective check list and ESP. *J. Parapsychology*, 33, 48 – 56. **R**
Carpenter, J. C. (1971). Mood and precognition. In J. B. Rhine (Ed.): *Progress in Parapsychology*, Durham, NC: The Parapsychology Press, 203 – 214. old. **R**
Carpenter, J. C. (1977). Intrasubject and subject – agent effects in ESP experiments. In B. B. Wolman (Ed.), *Handbook of Parapsychology*, New York: Van Nostrand Reinhold. **R**
Carpenter, J. C. (1983a). Prediction of forced-choice ESP performance: Part I. A mood-adjective scale for predicting the variance of ESP run-scores. *J. Parapsychology*, 47, 191 – 216. **R**
Carpenter, J. C. (1983b). Prediction of forced-choice ESP performance: Part II. Application of a mood scale to a repeated-guessing technique. *J. Parapsychology*, 47, 217 – 236. **R**
Carpenter, J. C. (1991). Prediction of forced-choice ESP performance: Part III. Three attemtps to retrieve coded information using mood reports and a repeated-guessing technique. *J. Parapsychology*, 55, 227 – 280. **R**
Carpenter, J. C., Carpenter, J. C. (1967). Decline of variability of ESP scoring across a period of effort. *J. Parapsychology*, 31, 179 – 191. **R**
Casler, L. (1962). The improvement of clairvoyance scores by means of hypnotic suggestion. *J. Parapsychology*, 26, 77 – 187. **R**
Casler, L. (1964). The effects of hypnosis on GESP. *J. Parapsychology*, 28, 126 – 134. **R**
Casper, G. W. (1951). A further study of the relation of attitude to success in ESP scoring. *J. Parapsychology*, 15, 139 – 145.
Casper, G. W. (1952). Effect of receiver's attitude toward sender in ESP tests. *J. Parapsychology*, 16, 212 – 218.
Crumbaugh, J. C. (1968). Variance declines as indicators of a stimulator – repressor mechanism in ESP. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 62, 356 – 365.
Crumbaugh, J. C. (1969): A scientific critique of parapsychology. *International Journal of Neuropsychiatry*, 2, 523 – 531. Újranyomva: Schmeidler, G. (Ed.): *Extrasensory Perception*, 58 – 73. New York: Atherton Press. **R**
Dalton, K. (1994). A report on informal ganzfeld trials and comparison of receiver/sender sex pairing: Avoiding the file drawer. *Proceedings of the 37th Parapsychological Association Convention*, Amsterdam, The Netherlands, 104 – 113. **R**
Dalton, K. (1997). Exploring the links: Creativity and psi in the ganzfeld. *Proceedings of the 40th Parapsychological Association Convention*, Brighton, UK, 119 – 134. **R**
Davis, J. W., Morrison, M. D. (1977). A test of the Schmidt model's prediction. Presented at the *20. annual convention of the Parapsychological Association*, American University, Washington, D. C. **R**
Dawes, R. M. (1988). *Rational choice in an uncertain world*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Dobyns, Y. H. (1996). Selection versus influence revisited: New methods and conclusions. *Journal of Scientific Exploration*, 10, 253 – 268.
Don, N. S., McDonough, B. E., Warren, C. A. (1992). Psi testing of a controversial psychic under controlled conditions. *J. Parapsychology*, 56, 87 – 96. **R**
Dukhan, H., Rao, K. R. (1973). Meditation and ESP scoring. In W. G. Roll, R. L. Morris és J. D. Morris (Eds.), *Research in Parapsychology 1972*, 148 – 151. Metuchen, N. J.: Scarecrow Press.
Dunne, B. J., Bisaha, J. P. (1979). *Precognitive* remote viewing in the Chicago Area: a replication of the Stanford experiment. *Journal of Parapsychology,* 43, 17 – 30. **R**
Estabrooks, G. H. (1927) A contributioin to experimental telepathy. *Bulletin Boston Society for Psychical Research*, V.
Estabrooks, G. H. (1961). A contribution to experimental telepathy. *J. Parapsychology*, 25, 190 – 213. **R**
Fisher, R. A. (1924). A method for scoring coincidences in tests with playing cards. *Proceedings of the Society for Psychical Research*, 34, 181 – 185.
Fisk, G. W., West, D. J. (1955). ESP tests with erotic symbols. *The Journal of the Society for Psychical Research,* 38, 1 – 7.
Fisk, G. W., West, D. J. (1957). ESP and mood. *Proceedings of Four Conferences of Parapsychological Studies*, 145 – 146. New York: Parapsychology Foundation. **R**
Foulkes, D. (1973). *Comments*. Függelék Ullman és Krippner (1973) könyvéhez. **R**
Frazier, K. (1984). Parapsychologists, critics agree to consensus statement. *The Skeptical Inquirer*, 7, 4 – 6.
Freeman, J. (1961). An ESP test involving emotionally toned objects. *J. Parapsychology,* 25, 260 – 265. **R**
Freeman, J. (1962). An experiment in precognition. *J. Parapsychology,* 26, 123 – 130. **R**
Freeman, J. (1963). Boy – girl differences in a group precognition test. *J. Parapsychology,* 27, 175 – 181. **R**
Freeman, J. (1970). Mood, personality, and attitude in precognition tests. *J. Parapsychology,* 34, 226 – 227. **R**
Freud, S. (1953). Dreaming and telepathy. In G. Devereux (Ed.), *Psychoanalysis and the occult*. New York: International Universitites Press.
Gardner, M. (1978.) A second Einstein letter. *The Skeptical Inquirer*, 1978, 82 – 83. **R**
Geller, U. (1990). *Így görbüljek meg, ha nem igaz!* Budapest: Háttér lap-és könyvkiadó kft. **R**
Glicksohn, J. (1986). Psi and altered states of consciousness: the „missing" link. *J. Parapsychology,* 50, 213 – 233. **R**
Guthrie, M. (1884). An account of some experiments in thought-transference. Proceedings of the Society for Psychical Research, No. 2., 24 – 42.
Hansen, G. P. (1985). A look at Z scores (standardized ratings). *Proceedings of the 28th Parapsychological Association Convention*, Medford, Massachusetts, USA, 441 – 456. **R**
Hansen, G. P. (1990). A cooperation – competition PK experiment. *J. Parapsychology,* 54, 21 – 33. **R**
Hartwell, W. (1978). Contingent negative variation as an index of precognitive information. *European Journal of Parapsychology*, 2, 83 – 103.

Honorton, C. (1975). Objective determination of information rate in psi tasks with pictorial stimuli. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 69, 353 – 359.
Honorton, C. (1985). Meta-analysis of psi ganzfeld research: a response to Hyman. *J. Parapsychology,* 49, 51 – 91. **R**
Honorton, C. (1987). Precognition and real-time ESP performance in a computer task with an exceptional subject. *J. Parapsychology,* 51, 291 – 320. **R**
Honorton, C. (1976). Psi and internal attention states. In B. B. Wolman (Ed.), *Handbook of Parapsychology*, New York: Van Nostrand Reinhold. **R**
Honorton, C. (2015). Has science developed the competence to confront the paranormal? In E. C. May és S. B. Mawaha (Eds), *Extrasensory Perception: Support, Skepticism, and Science*, Vol. 2, 309 – 328. **R**
Honorton, C., Harper, S. (1974). Psi-mediated imagery and ideation in an experimental procedure for regulating perceptual input. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 68, 156 – 168.
Honorton, C.; Tremmel, L. (1980). PSITREK: A preliminary effort toward development of psi-conducive software. In W. G. Roll (Ed.) *Research in Parapsychology*, *1979*, 159 – 161. Metuchen, NJ: Scarecrow Press. **R**
Honorton, C., Berger, R. E., Varvoglis, M. P., Quant, M., Derr, P., Schechter, E. I., Ferrari, D. C. (1990). Psi communication in the ganzfeld. *J. Parapsychology*, 54. 99 – 139. **R**
Honorton, C.; Ferrari, D. C.; Bem, D. J. (1998). Extraversion and ESP: a meta-analysis and a new confirmation. *J. Parapsychology*, 62, 255 – 276. **R**
Houtkooper, J. (1977). A study of repeated retroactive psychokinesis in relation to direct and random PK effects. *European Journal of Parapsychology*, 1, 1 – 20. **R**
Hövelmann,G. H. (1986). Beyond the ganzfeld debate. *Journal of Parapsychology*, 50, 365 – 370. **R**
Hraskó Péter (2008). Szóbeli közlés a Szkeptikus Társaság 2008. május 20.-i klubnapján.
Humphrey, B. M. (1943). Patterns of success in an ESP experiment. *J. Parapsychology*, 7, 5 – 19.
Humphrey, B. M. (1951). Introversion – extraversion ratings in relation to scores in ESP tests. *J. Parapsychology*, 18, 252 - 262.
Hyman, R. (1985). The ganzfeld psi experiment: a critical appraisal. *J. Parapsychology*, 49, 3 – 49. **R**
Hyman, R. (1988). Psi experiments: Do the best parapsychological experiments justify the claims for psi? *Experientia*, 44, 315 – 322. **R**
Hyman, R., Honorton, C. (1986). A joint comuniqué: The psi ganzfeld controversy. *J. Parapsychology*, 50, 351 – 364. **R**
Irwin, Harvey J. (1999). *An introduction to parapsychology*. (3.kiadás.) Jefferson, NC: McFarland & Company, Inc.
Jacobson, E. (1929). *Progressive relaxation*. Chicago: University of Chicago Press.
Jahn, R. G., Dunne, B. J., Jahn, E. G. (1980). Analytical judging procedure for remote perception experiments. *J. Parapsychology*, 44, 207 – 231. **R**
Jahn, R. G., Dunne, B. J. (1997). Science of the subjective. *Journal of Scientific Exploration*, 11, 201 – 224.
Jahn, R. G., Dunne, B. J., Nelson, R. D., Dobyns, Y. H., Bradish, G. J. (1997). Correlations of Random binary sequences with pre-stated operator intention: A review of a 12-year program. *Journal of Scientific Exploration*, 11, 345 – 367. **R**
Jahn, R., Dunne, B., Bradish, G., Dobyns, Y., Lettieri, A., Nelson, R., Mischo, J.,Boller, E., Bösch, H., Vaitl, D., Houtkooper, J., Walter, B. (2000). Mind/machine interaction consortium: PortREG replication experiments. *Journal of Scientific Exploration*, 14, 499 – 555.

Jephson, I. (1928). Evidence for clairvoyance in card-guessing. *Proceedings of the Society for Psychical Research*, 38, 223 – 271.
Johnson, M. (1973). A new technique of testing ESP in a real-life, high-motivational context. *J. Parapsychology*, 37, 210 – 217. **R**
Levin, J., Kennedy, J. (1975). The relationship of slow cortical potentials to psi information in man. *J. Parapsychology*, 39, 25 – 26. **R**
Lewis, T. G. (1975). *Distribution sampling for computer simulation*. Ch. 1. Contemporary pseudorandom number generators. Lexington, MA: Lexington Books.
Lewis, T. G., Payne, W. H. (1973). *Journal of the Association of Computing Machinery*, 20, 456 – 468.
Kahn, S. D. (1952). Studies in extrasensory perception: Experiments utilizing an electroic scoring device. *Proceedings of the American Society for Psychical research*, 25, 1 – 48.
Kanthamani, B. K. (1965). A study of the differential response in language ESP tests. *J. Parapsychology*, 29, 27 – 34. **R**
Kanthamani, H., Khilji, A. (1990). An experiment in ganzfeld and dreams: a confirmatory study. *Proceedings of the 33th Parapsychological Association Convention*, Chevy Chase, Maryland, USA, 126 – 137. **R**
Kanthamani, H., Broughton, R. S. (1994). Institute of Parapsychology Ganzfeld-ESP experiments: The manual series. *Proceedings of the 37th Parapsychological Association Convention*, Amszterdam, Hollandia, 184 – 189. **R**
Klintman, H. (1983). Is there a paranormal (precognitive) influence in certain types of perceptual sequences? Part I. *European Journal of Parapsychology*, 5, 19 – 49.
Klintman, H. (1984). Is there a paranormal (precognitive) influence in certain types of perceptual sequences? Part II. *European Journal of Parapsychology*, 5, 125 – 140.
Knuth, D. E. (1981). *The art of computer programming, V2: Semi-numerical algorithms*. 2. kiadás, Reading, Massachuestts, USA: Addison – Wesley. **R**
Kogan, N. (1956). Authoritarianism and repression. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 53, 34 – 37.
Kreitler, H., Kreitler, S. (1973). Subliminal perception and extrasensory perception. *J. Parapsychology*, 37. 165 – 188. **R**
Lang, P. J., Bradley, M. M., Cuthbert, B. N. (1999). *International Affective Picture System (IAPS): Instruction manual and affective ratings*. Techical Report A-4, The Center for research in psychophysiology, The University of Florida.
Lantz, N., Luke, W. L. W., May, E. C. (1994). Target and sender dependencies in anomalous cognition experiments. *J. Parapsychology*, 58. 285 – 302. **R**
Lobach, E. (2008). Presentiment research: Past, present, and future. Roe, Kramer and Coly (Eds.), *Utrecht II: Charting the future of parapsychology*. Proceedings of an international conference held in Utrecht, The Netherlands, October 16 – 18. 22 – 45. **R**
Lorenz, K. (1976). *Salamon király gyűrűje*. 2. kiadás. Budapest: Gondolat Kiadó. **R**
MacFarland, J. D., George, R. W. (1937). *J. Parapsychology,* 1, 93 – 101.
Marks, D. (1981). Sensory cues invlidate remote viewing experiments. *Nature*, 292, 177.
Marks, D., Kamman, R. (1978). Information transmission in remote viewing experiments. *Nature*, 274, 680 – 681.

Marks, D., Kamman, R. (1980). *The psychology of the psychic*. New York: Prometheus Books.
Marks, D., Scott, C. (1986). Remote viewing exposed. *Nature*, 319, 444.
Marsaglia, G. (1985). A current view of random number generators. In L. Ballard (Ed.), *Computer Science amd Statistics: The Interface*. Elsevier Science Publishers. **R**
May, E. C. (2006). Anomalous cognition: Target correlate (entropy) as a clue to possible mechanism. *PowerPoint bemutató a Winsdom vállalat munkaértekezletén*, Budapest.
May, E. C., Hubbard, G. S., Humphrey, B. S. (1984). New evidence for interaction between quantum systems and human observers. SRI International Technical report. **R**
May, E. C., Radin, D. I., Hubbard, G. S., Humphrey, B. S., Utts, J. M. (1985): Psi experiments with random number generators: An informational model. Proceedings of the 28th annual convention of the Parapsychologal Association, Tufts University, Medford, MA, USA, 235 - 266. **R**
May, E. D., Utts, J. M., Humphrey, B. S., Luke, L. W., Frivold, T. J., Trask, V. V. (1990). Advances in remote-viewing analysis. *J. Parapsychology,* 54, 183 – 228. **R**
May, E. C., Spottiswoode, J. P., James, C. L. (1994a). Managing the target pool bandwith: Possible noise reduction for anomalous cognition experiments. *Journal of Parapsyschology*, 58, 303 – 313. **R**
May, E. C., Spottiswoode, J. P., James, C. L. (1994b). Shannon entropy: A possible intrinsic target property. *Journal of Parapsyschology*, 58, 384 – 401. **R**
May, E. C., Lantz, N. D., Piantanida, T. (1996). Feedback considerations in anomalous cognition experiments. *Journal of Parapsyschology*, 60, 211 – 226. **R**
May, E. C., Spottiswoode, J. P., Faith, L. V. (1998). The correlation of the gradient of Shannon entropy and anomalous cognition: Towards an AC sensory system. *Kézirat*.
May, E. C., Spottiswoode, J. P. (2004). Skin Conductance Prestimulus Response to Future Audio Startle Stimuli. *Kézirat*.
May, E. C., Paulinyi, T, Vassy, Z. (2005). Anomalous anticipatory skin response to acoustic stimuli: Experimental results and and speculation about a mechanism. *Journal of Alternative and Complementary Medicine*, 11, 695 – 702.
McClenon, J. (1982). A survey of elite scientists: Their attitudes toward ESP and parapsychology. *J. Parapsychology,* 46, 127 – 152. **R**
McClenon, J. (1984). *Deviant science: The case of parapsychology*. Philadelphia, PA: University of Pennsylvania Press. **R**
McClenon, J. (1986). Scientific rhetoric and the ganzfeld debate. *J. Parapsychology,* 50, 371 – 375. **R**
McDonough, B. E., Don, N. S., Warren, C. A. (1994). EEG in a ganzfeld psi task. *Proceedings of the 37th Parapsychological Association Convention*, Amszterdam, Hollandia, 273 – 283. **R**
McMoneagle, J. W. (1997a). *Mind trek: Exploring consciousness, time, and space through remote viewing*. Charlottesville, Virginia, USA: Hampton Road Publishing Company. **R**
McMoneagle, J. W. (1997b). Perceptions of a paranormal subject. *J. Parapsychology*, 61, 97 – 118. **R**
McMoneagle, J. W. (2000). *Remote viewing secrets*. Charlottesville, Virginia, USA: Hampton Road Publishing Company.
Metzger, W. (1930). Optische Untersuchungen am Ganzfeld: II. Zur Phänomenologie des homogenen Ganzfelds. *Psychologische Forschung*, 13, 6 – 29.
Millar, B. (1976). An investigation of the psi enhancement paradigm of Schmidt. Research Brief, presented at the *19. Annual Convention of the Parapsychological Association*, Utrecht, The Netherlands.

Milton, J. (1997). An empirical comparison of the sensitivity of direct hits and sums of ranks as outcome measures for ganzfeld studies. *40th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Brighton, Egyesült Királyság, 226 – 237. **R**
Milton, J., Stevens, P. (1997). An extended table and computer program for exact sum of ranks probabilities. *40th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Brighton, Egyesült Királyság, 240 – 262. **R**
Milton, J., Wiseman, R. (1999). Does psi exist? Lack of replication of an anomalous process of information transfer. Psychological Bulletin, 125, 387 – 391.
Morris, R. L., Cunningham, S., McAlpine, S., Taylor, R. (1993): Toward replication and extension of autoganzfeld results. *36th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Toronto, Canada.
Murke, J.M. J., Van Dalen, A. C., Dias, L. R. B., Schouten, S. A. (1988). A Ganzfeld psi experiment with a control condition. *J. Parapsychology*, 52, 103 – 125. **R**
Nash, C. B. (1963). Relations between ESP scoring level and the Minnesota Multiphasic Personality Inventory. *J. Parapsychology*, 27, 274 (Abstract). **R**
Nash, C. B. (1989). Intra-experiment and intra-subject scoring declines in 'Extra-sensory Perception After Sixty Years'. Journal of the Society for Psychical Research, 55, 412 – 419. **R**
Nelson, R. D. (2006). Time-normalized yield: A natural unit for efffect size in anomalies experiments. *Journal of Scientific Exploration*, 20, 177 – 199.
Nelson, R. D. (2008). Consciousness and psi: Can consciousness be real? *Utrecht II: Charting the future of parapsychology*. October 2008, Utrecht, The Netherlands. **R**
Nelson, R. D., Dunne, B. J., Jahn, R. G. (1983). A psychokinesis experiment with a random mechanical cascade. *Technical Note PEAR 83002*. **R**
Nelson, R. D., Dunne, B. J., Jahn, R. G. (1983). Operator related anomalies in a random mechanical cascade exeriment. *Technical Note PEAR 88001*. **R**
Nelson, R. D., Bradish, G. J., Jahn, R. G., Dunne, B. J. (1994). A linear pendulum experiment: effects of operator intention on damping rate. *Journal of Scientific Exploration*, 8, 471 – 489. **R**
Nielsen, W. (1970). Relationships between precognition scoring level and mood. *J. Parapsychology*, 34, 93 – 116. **R**
Nowlis, V. (1965). Research with the mood adjective check list. In Tomkins and Rogers (Eds.): *Affect, Cognition and Personality*, New York: Springer.
Osis, K. (1968). Transient states and ESP. *J. Parapsychology*, 32, 292 – 293. **R**
Osis, K., Bokert, E. (1971). ESP and changed states of consciousness induced by meditation. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 65, 17 – 65.
Palmer, J. (1985). An evaluative report on the current status of parapsychology. *Kézirat*, az U. S. Army research Institute for the Bahavioral and Social Sciences megrendelésére. **R**
Palmer, J.; Carpenter, J. C. (1998). Comments on the Extraversion – ESP Meta-Analysis by Honorton, Ferrari, and Bem. *J. Parapsychology*, 62. 277 – 282. **R**
Parker, A. (1978). A holistic methodology in psi research. *Parapsychology Review*, 9, 1 – 6.
Puthoff, H. E. (1984). ARV (Associational Remote Viewing) applications. *Research in Parapsychology 1984*, Scarecrow Press, Metuchen, New Jersey, USA. **R**

Puthoff, H. E., Targ, R. (1979): A perceptual channel for information transfer over kilometer distances: Historical perspective and recent research. C. T. Tart, H. E. Puthoff és R. Targ (Szerk.) *Mind at Large*, New York: Praeger, 13 – 76. **R**
Puthoff, H. E., Targ, R. (1981). Rebuttal of criticism of remote viewing experiments. *Nature*, 292, 388.
Radin, D. I. (1997). *The conscious universe*. New York: HarperCollins Publishers. **R**
Radin, D. I., Nelson, R. D. (1988). Evidence for consciousness-related anomalies in random physical systems. *Foundations of Physics*, 19, 1499 – 1514. **R**
Randi, J. (1980). *Flim-flam! The truth about unicorns, parapsychology and other delusions*. New York: Lippincott and Crowell. 7. fejezet. **R**
Rao, K. R. (1962). The preferential effect in ESP. *J. Parapsychology,* 26, 252 – 259. **R**
Rao, K. R. (1963a). Studies in the preferential effect I. Target preference with types of targets unknown. *J. Parapsychology*, 27, 22 – 32. **R**
Rao, K. R. (1963b). Studies in the preferential effect II. A language ESP test involving precognition and "intervention". *J. Parapsychology*, 27, 147 – 160. **R**
Rao, K. R. (1964a). Studies in the preferential effect IV. The role of key cards in preferential response situations. *J. Parapsychology*, 28, 28 – 41. **R**
Rao, K. R. (1964b). The differential response in three new situations. *J. Parapsychology*, 28, 81 – 92. **R**
Rao, K. R. (1965). The bidirectionality of psi. *J. Parapsychology*, 29, 230 – 250. **R**
Ratte, R. J. (1961). Three exploratory studies of ESP in a game situation. *J. Parapsychology,* 25, 175 – 184. **R**
Rhine, J. B. (1934). *Extrasensory Perception.* Boston: Boston Society for Psychical research.
Rhine, J. B. (1941). Terminal salience in ESP performance. *J. Parapsychology*, 5, 183 – 244.
Rhine, J. B. (1952). The problem of psi-missing. *J. Parapsychology*, 16, 90 – 129. oldal.
Rhine, J. B. (1954). Rational acceptability of the case for psi. *J. Parapsychology*, 18, 184 – 194.
Rhine, J. B. (1964). Spcial motivation in some exceptional ESP performances. *J. Parapsychology*, 28, 42 – 50. **R**
Rhine, J. B. (1969a). Psi-missing re-examined. J. Parapsychology, 33, 1 -38. **R**
Rhine, J. B. (1969b). Position effects in psi test results. *J. Parapsychology*, 33, 136 – 157. **R**
Rhine, J. B. (1974). A new case of experimenter unreliability. *J. Parapsychology*, 38, 215 – 225. **R**
Rhine, L. E. (1965). Toward understanding psi-missing. *J. Parapsychology*, 29, 259 – 274. **R**
Rhine, L. E. (1969). Case study review. *J. Parapsychology*, 33, 228 – 266. **R**
Rhine, J. B., Pratt, J. G., Smith, B. M., Stuart, C. E., Greenwood, J. A. (1940). *Extrasensory perception after sixty years*. New York: Holt.
Rice, G. E., Townsend, J. (1962). Agent – percipient relationship and GESP performance. *J. Parapsychology,* 26, 211 – 217. **R**
Rilling, M. E., Pettijohn, C., Adams, J. Q. (1961). A two-experimenter investigation of teacher – pupil attitudes and clairvoyance test results in the high-school classroom. *J. Parapsychology*, 25, 247 – 259. **R**
Rogers, D. P. (1966). Negative and positive affect and ESP run-score variance. *J. Parapsychology*, 30, 151 – 159. **R**
Rogers, D. P. (1967). An analysis for internal cancellation effects on some low-variance ESP runs. *J. Parapsychology*, 30, 151 – 159. **R**
Rogers, D. P. (1966). Negative and positive affect and ESP run-score variance – Study II. *J. Parapsychology*, 31, 290 – 296. **R**

Rogers, D.P., Carpenter, J. A. (1966). The decline of variance of ESP scores within a testing session. *J. Parapsychology*, 30, 141 – 150. **R**
Roll, W. G. (1966). ESP and memory. *International Journal of Neuropsychiatry*, 2, 505 – 521.
Roll, W. G. (1987). Psi and the phenomenology of memory. *Proceedings of the 30. Annual Convention of the Parapsychological Association*, Edinburgh, Scotland. **R**
Rosenthal, R. (1979). The „file drawer problem" and tolerance for null results. *Psychological Bulletin*, 86, 638 – 641.
Rosenthal, R. (1986). Meta-analytic procedures and the nature of replication: the ganzfeld debate. *J. Parapsychology*, 50, 315 – 3336. **R**
Ryzl, M. (1962). A model of parapsychological communication. *J. Parapsychology*, 30, 18 – 30. **R**
Schlitz, M., Gruber, E. (1980). Transcontinental remote viewing. *J. Parapsychology*, 44, 305 – 317. **R**
Schlitz, M., Gruber, E. (1981). Transcontinental remote viewing: a rejidging. *J. Parapsychology*, 45, 235 – 237. **R**
Schlitz, M. J., Haight, J. (1984). Remote viewing revisited: An intrasubject replication. *J. Parapsychology*, 48, 39 – 48. **R**
Schmeidler, G. R. (1958). Picture-frustration ratings and ESP scores for subjects who showed moderate annoyance at the ESP task. *J. Parapsychology*, 18, 137 – 152.
Schmeidler, G. R. (1964). An experiment on precognitive clairvoyance. Part I. The main results. *J. Parapsychology*, 28, 1 – 14.
Schmeidler, G. R. (Ed., 1969) *ExtraSensory Perception*. New York: Atherton Press. **R**
Schmeidler, G. R. (1977). Methods for controlled research on ESP and PK. In B. B. Wolman (Ed.), *Handbook of Parapsychology*, New York: Van Nostrand Reinhold. **R**
Schmeidler, G. R., McConnell, R. A. (1958). *ESP and Personality Patterns*. New Haven: Yale University Press.
Schmidt, H. (1969a). Clairvoyance tests with a machine. *J. Parapsychology* 33: 300 – 6. **R**
Schmidt, H. (1969b). Precognition of a quantum process. *J. Parapsychology* 33: 99 –108. **R**
Schmidt, H. (1970a). Quantum-mechanical random-number generator. *Journal of Applied Physics*, 41, 462 – 468. **R**
Schmidt, H. (1970b). Quantum-mechanical random number generator for psi tests. *J. Parapsychology*, 34, 217 – 224. **R**
Schmidt, H. (1970c). A PK test with electronic equipment. *J. Parapsychology*, 34, 175 – 181. **R**
Schmidt, H. (1970c). PK experiments with animals as subjects. *J. Parapsychology*, 34, 255 – 261. **R**
Schmidt, H. (1973). PK tests with a high-speed random number generator. *J. Parapsychology*, 37, 103 – 118. **R**
Schmidt, H. (1974a). Comparison of PK action on two different random number generator. *J. Parapsychology*, 38, 47 – 55. **R**
Schmidt, H. (1974b). A logically consistent model of a world with psi interaction. L. Oteri (Ed.) *Quantum Physics and Parapsychology. Proceedings of an International Conference*, Geneva, Switzerland, 205 – 228. **R**
Schmidt, H. (1974c). Psychokinesis. In E. D. Mitchell (Ed.), *Psychic Exploration*. New York: G. P. Putnam's Sons. **R**

Schmidt, H. (1976). PK effect on pre-recorded targets. *Journal of the American Society of Psychical research*, 70, 267 – 291. **R**
Schmidt, H. (1977). A take home test in PK with pre-recorded targets. Aug 10 – 13, 20. Annual Convention of the Parapsychological Association, American University, Washington, D. C. **R**
Schmidt, H. (1978a). Search for psi fluctuations in a PK test with cockroaches. *Research in Parapsychology*, 1978, 77 – 78. **R**
Schmidt, H. (1978b). Use of stroboscopic light as a rewarding feedback in a PK test with prerecorded and momentarily-generated random events. Research in Parapsychology 1978, 115 – 117. **R**
Schmidt, H. (1981). PK tests with pre-recorded and pre-inspected seed numbers. *J. Parapsychology*, 45, 87 – 98. **R**
Schmidt, H. (1983). Randomness and the mind. *Creative Computing*, 1983 augusztus, 180 – 186. **R**
Schmidt, H. (1984). Addition effect for PK on pre-recorded targets. Presented at the 27th Anuual Convention of the Parapsychological Association. **R**
Schmidt, H. (1985). Human PK effort on pre-recorded targets, previously observed by goldfish. Presented on the 28th Annual Convention of the Parapsychological Association. **R**
Schmidt, H., Pantas, L. (1972). PK tests with internally different machines. *J. Parapsychology*, 36, 222 – 232. **R**
Schmidt, S., Walach, H (2000). Electrodermal activity (EDA) – State-of-the-art measurements and techniques for parapsychological purposes. *J. Parapsychology*, 64.
Schnedecor, G. W., Cochran, W. G. (1967). *Statistical methods*. 6th Edition, Ames: Iowa State University Press. **R**
Schouten, S. A. (1981). An overview of details of published ganzfeld studies. *Research letter of the Parapsychology Laboratory (University of Utrecht)*, 11, 67 – 96.
Scott, C. (1982). No „remote viewing”. *Nature*, 298, 414.
Scott, C. (1988). Remote viewing. *Experientia*, 44, 322 – 326. **R**
Sinclair, U. (1930). *Mental radio*. London: Werner Laurie.
Smith, B. M., Humphrey, B. M. (1946). Some personality characteristics related to ESP performance. *J. Parapsychology* 10, 269 – 289.
Solfvin, G. F., Kelly, E. F., Burdick, D.S. (1978): Some new methods of analysis for preferential-ranking data. *Journal of the American Society of Psychical Research*, 72, 93 – 110.
Spottiswoode, S. J. P., May, E. C. (2003). Skin conductance prestimulus response: analyses, artifacts, and a pilot study. *Journal of Scientific Exploration*, 17, 617 – 641.
Stanford, R. G. (1966a). The effect of restriction of calling upon run-score variance. *J. Parapsychology* 30, 160 –171. **R**
Stanford, R. G. (1966b). A study of the cause of low run-score variance. *J. Parapsychology* 30: 236 –242. **R**
Stanford, R. G. (1985). Altered internal states and parapsychological research: Retrospect and prospect. *Proceedings of the 28th Parapsychological Association Convention*, Medford, Massachusetts, USA, 271 – 299. **R**
Stanford, R. G. (1993). Learning to lure the rabbit: Charles Honorton's process-relevant ESP research. *J. Parapsychology* 57, 129 – 175. **R**
Stanford, R. G., Mayer, B. (1974). Relaxation as a psi-conducive state: A replication and exploration of parameters. *Journal of the American Society of Psychical Research*, 68, 182 – 191.
Stanford, R. G., Sargent, C. L. Z scores in free-response methodology: Comments on their utility and correction of an error. *Journal of the American Society of Psychical Research*, 77, 319 – 326.

Stanford, R. G., Stio, A. (1976). A study of associative mediation in psi-mediated instrumental response. *Journal of the American Society of Psychical Research*, 70, 55 – 64.
Stanford, R. G. et al. (1976). A study of motivational arousal and self-concept in psi-mediated instrumental response. *Journal of the American Society of Psychical Research*, 70, 167 – 178.
Stanford, R. G., Angelini, R. F. (1984). Effect of noise and the trait of absorption on Ganzfeld ESP performance. *J. Parapsychology* 48: 85 –99. **R**
Stanford, R. G., Angelini, R. F., Raphael, A. J. (1985). Cognition and mood during ganzfeld: Effects of extraversion and noise versus silence. *J. Parapsychology* 49: 165 – 191. **R**
Stanford, R. G., Frank, S. (1991). Prediction of ganzfeld ESP-task performance from session-based verbal indicators of psychological function: a second study. *J. Parapsychology*, 55, 345 – 376. **R**
Stuart, C. E. (1946). An interest inventory relation to ESP. *J. Parapsychology*, 10, 154 – 161.
Symmons, C., Morris, R. L. (1997). Drumming at seven Hz and automated ganzfeld performance. *40th Annual Convention of the Parapsychological Association*, Brighton, Egyesült Királyság, 441 – 453. **R**
Swann, I. (1987): *Natural ESP: The ESP core and its vraw characteristics*. Toronto: Bantam Books. **R**
Taetzsch, R. (1962). Design for a psi communication system. *International J. Parapsychology*, 4, 35 – 70. **R**
Targ, E., Targ, R., Lichtarge, O. (1985). Realtime clairvoyance: A study of remote viewing without feedback. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 79, 493 – 500. **R**
Targ, R., Tart, C. T. (1985). Pure clairvoyance and the necessity of feedback. *Journal of the American Society for Psychical Research*, 79, 485 – 492. **R**
Targ, R. (1994). Remote-viewing replication: Evaluated by concept analysis. *J. Parapsychology*, 58, 271 – 284. **R**
Targ, R., Puthoff, H. E (1974). Information transmission under condition of sensory shielding. *Nature*, 251, 602 – 607. **R**
Targ, R., Morris, R. L. (1982). Note on the reanalysis of the UCSB remote-viewing experiments. *Journal of Parapsychology*, 46, 47 – 50. **B**
Tart, C. T. (2009). *The end of materialism*. Oakland, CA: New Harbinger Publications.
Tart, C. T., Puthoff, H. E., Targ, R. (1980). Information transmission in remote viewing experiments. *Nature*, 284, 191.
Tausworthe, R. C. (1965). Random numbers generated by linear recurrence modulo two. *Math. Comput*. 19, 201 – 209.
Terry, J., Schmidt, H. (1977). Conscious and subconscious PK tests with pre-recorded targets.. *20. Annual Convention of the Parapsychological Association*, Aug. 10 – 13, American University, Washington, D. C. **R**
Thouless, R. (1935). Dr Rhine’s recent experiments on telepathy and clairvoyance and a reconsideration of J. E. Coover’s conclusions on telepathy. *Proceedings of The Society of Psychical Research*, 43, 24 – 37. (196)
Thouless, R. H. (1960). The repeated guessing technique. *International J. Parapsychology*, 2, 21 – 36.

Thouless, R. H. (1972). *From anecdote to experiment in psychical research*. London: Routledge and Kegan Paul. **R**
Timm, U. (1969). Mixing-up of symbols in ESP card experiments as a possible cause for psi-missing. *J. Parapsychology*, 32, 109 – 124. **R**
Tremmel, L., Honorton, C. (1983). Directional PK effects with a computer-based random generator system: a preliminary study. In W. G. Roll (Ed.) *Research in Parapsychology*, *1979*, 69 – 71. Metuchen, NJ: Scarecrow Press. **R**
Ullman, M., Krippner, S., Vaughan, A. (1973). *Dream telepathy*. New York: Macmillan Publishing Co. **R**
Utts, J. M. (1886). The Ganzfeld debate: a statistician's perspective. *J. Parapsychology*, 50, 393 – 402. **R**
Utts, J. M. (1988). Analyzing free-response data – A progress report. *Parapsychology Foundation Symposium, 1988*, Chapel Hill, North Carolina, USA. **R**
Vargha, A. (2000). *Matematikai statisztika pszichológiai, nyelvészeti és biológiai alkalmazásokkal*. Budapest: Pólya Kiadó. **R**
Vassy, Z. (1978). Method for measuring the probability of one bit extrasensory information transfer between living organisms. *J. Parapsychology*, 42, 158-160. **R**
Vassy, Z. (1985). Theoretical and methodological considerations on experiments with pseudorandom number sequences. *J. Parapsychology*, 49, 127 – 153. **R**
Vassy, Z. (1986). Experimental study of complexity dependence in precognition. *J. Parapsychology*, 50, 235 – 270. **R**
Vassy, Z. (1989). *A parapszichológia tudományos irányzata*. Akadémiai Kiadó, Budapest. **R**
Vassy, Z. (1990). Experimental study of precognitive timing. *J. Parapsychology*, 54, 299 – 320. **R**
Vassy, Z. (1995). Indirect application of ESP in counseling. *J. Parapsychology*, 59, 147 – 162. **R**
Vassy, Z. (2002). Parajelenségekről józan ésszel. Magyar Elektronikus Könyvtár, www.mek.oszk.hu.
Vassy, Z. (2004) A study of telepathy by classical conditioning. *J. Parapsychology*, 68, 323 – 350. **RE**
Vassy, Z. (2007). The relevance of negative-aim forced-choice experiments in understanding the brain mechanism of ESP. Előadás a 2007-es Euro-PA konferencián, Paris, október 26 – 28.
Vassy, Z. (2015). Activational Model of ESP. In E. C.May and S. B. Marwaha, Eds. *Extrasensory Perception: Support, Skepticism, and Science*. Vol 2. Santa Barbara CA, Denver, CO: Praeger. 189 - 201. **R**
Warcollier, R (1939). *Experiments in telepathy*. London: George Allen & Unwin.
Warcollier, R (1948). *Mind to mind*. New York: Creative Age Press.
West, D. J. (1950). ESP performance and the expansion – compression rating. *Journal of the Society for psychical research*, 35, 295 – 308.
Westerlund, J., Parker, A., Dalkvist, J., Goulding, A. (2004). Remarkable correspondences between Ganzfeld mentation and target content – psi or a cognitive illusion? Proceedings of the 47th annual convention of the Parapsychological Association, Vienna, August 5 – 8, 255 – 267. **R**
Whately Carington, W. (1941). Experiments on the paranormal cognition of drawings, I, II. Proceedings of the Society for Psychical Research, No. 141, 34 – 151, 277 - 334.
Whately Carington, W. (1942). Experiments on the paranormal cognition of drawings, III. Proceedings of the Society for Psychical Research, No. 142, 151 – 228.
Whittlesey, J. R. B. (1968). A comparison of the correlational behavior of random number generators for the IBM 360. *Communications of the Association of Computing Machines*, 11, 641 – 644.
Willin, M. J. (1996a). A ganzfeld experiment using musocal targets. Journal of the Society of psychical research, 61. No. 842, 1 – 16. **R**

Willin, M. J. (1996b). A ganzfeld experiment using musocal targets with orevious high scorers from he general population. Journal of the Society of psychical research, 61. No. 843, 103 – 108. **R**
Woodruff, J. L.; Rhine, J. B. (1942). An experiment in precognition using dice. *J. Parapsychology*, 6, 243 – 262.
Woodworth, R. S., Schlosberg, H. (1961). *Experimental psychology*. New York: Holt, Rinehart és Winston, Inc.

Tartalomjegyzék

1. Kiinduló feltevések és alapfogalmak........1
1.1. A materialista parapszichológia kiinduló feltevései........1
1.2. A kutatás tárgya és alapfogalmai........2
1.3. A materialista parapszichológia viszonya a spiritualista parapszichológiához........2
1.4. Melléklet: Joseph Banks Rhine (1885 – 1980)........3
2. Választásos kísérletek egyszerű ábrákkal........5
2.1. Egy tipikus választásos telepátiakísérlet menete........5
2.2 A választásos kísérletek tipikus hibái és módszertani követelményei........6
2.21. Érzékszervi információszivárgás........6
2.22 Nem kellően véletlenszerű sorrend........8
2.23 A visszajelzésből adódó következtetések........9
2.24. Regisztrációs hibák........9
2.25. Utólagos adatszelekció........10
2.26. A kísérlet önkényes befejezése........11
2.27. Hibás következtetés a mért adatokból........11
2.3. A választásos kísérletek mennyiségi kiértékelése........11
2.31. A statisztikai következtetés logikája és alapfogalmai........11
2.32. Az egyes találatszámok valószínűsége és a Bernoulli-féle eloszlás....13
2.321. Négy próba és három lehetséges ábra esete........13
2.322. Az általános eset: N próba és p egyedi sikervalószínűség........15
2.323. N = 25 és p=1/5 esete........17
2.324. Az elsőfajú hiba valószínűsége 25 ESP-ábrás menetekben........18
2.33. A Bernoulli-eloszlás közelítése Gauss-eloszlással........18
2.331. A Gauss-eloszlás........19
2.332. A Gauss-eloszlás paraméterei és matematikai alakja........22
2.333. A standard normál eloszlás........24
2.234. Az Empirikus Szabály........25
2.335. A Bernoulli-eloszlás kapcsolata a Gauss-eloszlással........25
2.336. A közelítés pontossága........27
2.34. A Z-próba........30
2.4. Az ESP létezésének vizsgálata ábraválasztásos kísérletekkel........30
2.41 Összesített adatok........30
2.42. Kétségek az adattömeg bizonyító erejéről........32

2.43. Az „asztalfiók-hatás” kezelése..34
2.44. A reproducálhatóság problémája..36
2.441. Egy félreértés a szignifikancia körül..36
2.442. A statisztikai hatásméret..38
2.443. Két kísérlet mennyiségi összehasonlítása..39
2.444. A véletlen replikációja..39
3. Az ESP tulajdonságai választásos kísérletek alapján..40
3.1. A tudatosítható érzékleti minőség hiánya..40
3.2. Szándéktalanság..42
3.21. Spontán tapasztalatok és kísérletek..42
3.22. Stanford PMIR modellje..44
3.221. A szükséglet erősségének hatása..44
3.222. A válasz nehézségének hatása..44
3.223. Az önkép hatása..45
3.224. Bírálatok a PMIR-modellel szemben..45
3.3. Az ESP-vel szerzett információ mennyisége..46
3.31. Egyetlen esemény által közölt információ matematikai fogalma........46
3.32. Eseményrendszer entrópiája..47
3.33. Feltételes entrópia..48
3.34. Két eseményrendszer kölcsönös információja..49
3.35. Kapcsolat a kölcsönös információ és a találatarány között................49
3.36. A közölt információmennyiség tipikus értékei..50
3.4. Pszi-hibázás..51
3.41. Egy- és kétvéges statisztikai próbák..52
3.42. A pszí-hibázás tipikus körülményei..53
3.421. Negatív elvárás..53
3.422. Bizonyos személyiségjellemzők..53
3.423. Konfliktuskeltő helyzetek..54
3.424. Preferencia-hatás és differenciális válasz..54
3.425. A céltárgyak összetévesztése (konzisztens hibázás)............................55
3.43. A pszí-hibázás módszertani következményei..56
3.431. Új statisztikai változó: az eltérések négyzetösszege............................56
3.432. Egy példa..58
3.433. Egy ravasz hibalehetőség chi-négyzetes változó alkalmazása esetén...58
3.5. A találatarány időfüggése..59
3.51. Az első jelzés még a Rhine-korszak előtt..59
3.52. Csökkenési hatás..60
3.531. A csökkenési hatás egyszerű kimutatása különbségi póbával..............60
3.54. A találatarány időfüggése pszi-hibázásos menetekben.......................61
3.55. U-hatás..62
3.56. A találatarány időfüggésének okai..62
3.6. A találatarány ingadozásának mértéke..64
3.61. Statisztikai próba a variancia értékére..64
3.62. Statisztikai próba két mért variancia összehasonlítására....................65
3.63. A variancia csökkenése a sorozatokon belül..65

3.64. A találatszám túl kicsi ingadozása fásult állapotban....66
3.65. A kis variancia értelmezése a találatarány meneten belüli ingadozásával....66
3.66. A variancia és a kísérleti személy hangulatának összefüggése....67
3.7. Negatív célú kísérletek és az aktivációs modell....68
3.71. A probléma, amit az adatok felvetnek....68
3.711. Számpélda a várható aszimmetriára....69
3.712. Az aszimmetria általános levezetése....69
3.713. Az aszimmetria kísérleti igazolása küszöbkörüli érzékelésre....70
3.714. Egy korai megoldási javaslat és cáfolata....70
3.72. Az ESP aktivációs modellje....72
3.73. A döntési helyzet Usher – McClelland-féle modellje....74
3.74. Pozitív és negatív célú kísérletek szimulációja az aktivációs ESP-modell és az Usher – McClelland-féle döntésmodell kombinálásával....75
4. A választásos módszer csúcsteljesítménye: egy ötbetűs szó átvitele többezer próbával....75
4.1. Többszöri tippelés....75
4.2. Indexpróbák....77
4.3. A lelkiállapot felmérése....77
3.4. A kísérlet....78
4.41. Az eljárás....78
4.42. Az eredmény....80
4.43. Ami az eredmény mögött van....80
4.5. Két replikáció....83
5. Véletlenszám-generátoros kísérletek....84
5.1. Véletlen számok....84
5.11. Véletlen számok tulajdonságai....84
5.12. A véletlenszerűség ellenőrzése....85
5.2. Helmut Schmidt alapkísérletei....87
5.21. Az első Schmidt-generátor szerkezete és működése....87
5.22. Prekogníció....88
5.23. Clairvoyance....89
5.24. Pszichokinézis....90
5.241. A pszichokinézis definíciója és két alaptípusa....90
5.242. Schmidt első PK-kísérlete....90
5.25. Állati PK....91
5.26. Egy korai replikáció....92
5.3. Schmidt kísérletei a pszichokinézis fizikai természetéről....93
5.31. Belsőleg különböző generátorok....93
5.32. Különböző sebességgel generált véletlen számok....93
5.33. Egyszerű és összetett generátor....95
5.34. PK tárolt véletlen számokon....96
5.35. Pszeudo-véletlenszámok magszámainak visszaható befolyásolása....98

5.351. Pszeudo-véletlenszámok és algoritmikus véletlenszám-generátorok...99
5.352. Schmidt pszeudo-véletlenszámos kísérlete..100
5.36. További kísérletek a kvantummechanikai hipotézis tesztelésére......100
5.4. Véletlenszám-generátoros parapszichológiai játékok............................102
5.41. Psi Invaders...102
5.42. Véletlenszám-generátoros kísérletek játékszerű visszajelzéssel.......103
5.43. Rejtett ESP videojátékokban..103
5.5. A Princeton Engineering Anomalies Research (PEAR) program...........104
5.51. A t-próba...106
5.52. Kísérletek többféle fizikai rendszeren...110
5.53. A mikro-PK kísérletek értelmezése prekogníciókval...........................111
5.4. A véletlenszám-generátoros kísérletek összesített eredménye................112
6. Prekognitív időzítés...112
6.1. Egy tipikus ídőzítés-kísérlet...112
6.2. Az időzített cselekvés fiziológiai bizonytalanságának problémája.........113
6.21. A blokk-időzítés hipotézise és cáfolata...114
6.22. Saját élmény prekogníciójának hipotézise...115
6.3. A feladat komplexitásának hatása..118
6.31. A reciprok négyzetgyökös szabály..118
6.32. Kísérlet a célvezéreltség közvetlen tesztelésére...................................120
6.4. Az időzítés tényének egy általános módszertani következménye............121
7. Szabad-válaszos kísérletek..122
7.1. Korai telepátia-kísérletek képekkel..122
7.11. A vakzsűrizés...123
7.12. René Warcollier megfigyelései a képtelepátia tulajdonságairól............124
7.2. Telepátia álomban...128
7.21. A módszer...128
7.22. Eredmények és tanulságok...128
7.23. Egy sikertelen replikáció..129
7.3. Ganzfeld...129
7.31. Módszer...130
7.311. Standardizált pontozás..131
7.312. A céltárgyak rangösszege..131
7.32. A Ganzfeld-helyzet hatásának közvetlen vizsgálata..............................132
7.33. ESP-ábrák kontra Ganzfeld az összesített eredmények alapján............133
7.34. A „Ganzfeld-vita”..133
7.341. Alternatív statisztikai változók..134
7.342. Egyvéges próba kétvéges helyett...134
7.343. Egyéb alternatív elemzési módok..135
7.344. Ugyanaz a céltárgy adásra és zsűrizésre („zsíros ujj”).......................135
7.345. Nem kielégítő ellenőrzés..135
7.346. Az eredmények erősen függnek a kísérletvezetőtől.............................135
7.3461. A varianciaanalízis...135
7.347. Honorton válasza...137
7.348. Hyman és Honorton közös közleménye..137

7.349. Hozzászólások......138
7.35. Automatizált Ganzfeld-kísérletek......140
7.351. Módszer......140
7.352. Eredmények......141
7.353. Bírálat......142
7.36. További Ganzfeld-kísérletek és metaelemzéseik......143
7.37. Az ESP PriSM-modellje Ganzfeld-helyzetben......145
7.4. Távolbalátás......146
7.41. A Stanford Research Institute kísérletei......146
7.42. A katonai program melléktermékei az alapkutatásban......149
7.421. A céltárgyak optimalizálása......149
7.422. Fogalmi képjellemzők......150
7.423. FOM-elemzés......151
7.424. A távolbalátással átvitt információ mennyisége......154
7.425. A képi entrópiagradiens......156
7.4251. Korrelációszámítás......157
7.43. A távolbalátás néhány változata......159
7.44. A visszajelzés szerepe......161
7.45. Asszociatív távolbalátás......162
8. Fiziológiai mérések......163
8.1. Észlelés előtti reakció érzelmi hatású képekre......164
8.11. A bőr elektromos vezetőképessége mint az érzelmi hatás indikátora 164
8.2. Dean Radin "presentiment" kísérletei......165
8.2. Telepátia vizsgálata klasszikus kondicionálással......168
8.3. Hangingert megelőző reakció......170
8.31. Értelmezés a menetek prekognitív indításával......171
Irodalomjegyzék......173

V2.1 / 2024.02.26