Ozsváth Károly, Ács Pongrác

Bevezetés a sporttudományos kutatásba

Készült a TÁMOP-4.1.2-08/1/A-2009-0025 pályázat keretén belül.

Szerzői jog © Ozsváth Károly, Ács Pongrác

Kézirat lezárva: 2011.06.12.

Tartalomjegyzék

1. A TUDOMÁNYOS KUTATÁS ALAPFOGALMAI 2

2. A TUDOMÁNYOS MUNKA MENETE 3

3. IRODALOMKEZELÉS 8

4. ELMÉLETI ALAPOK 10

4.1. A TESZTEKKEL SZEMBEN TÁMASZTOTT ALAPKÖVETELMÉNYEK, KRITÉRIUMOK 10
4.1.1. Érvényesség (validitás) 11
4.1.2. Megbízhatóság (reliabilitás) 13
4.1.3. Tárgyilagosság (objektivitás) 13
4.1.4. Gazdaságosság (ökonomikusság) és normativálhatóság 14

5. AZ ADATFELDOLGOZÁS MÓDSZEREI 14

5.1. STATISZTIKAI PROGRAMCSOMAGOK 14
5.1.1. SPSS 15
5.1.2. SAS 17
5.1.3. StatSoft STATISTICA 17
5.1.4. BMDP 18
5.2. STATISZTIKAI ALAPFOGALMAK 18
5.2.1. Populáció és minta 18
5.2.2. Adatok, skálák 19
5.2.3. Hipotézisek, szignifikancia 22
5.3. LEÍRÓ STATISZTIKÁK 24
5.3.1. Középértékek 24
5.3.2. Az adatok változékonyságának mutatói 25
5.3.3. Gyakorisági eloszlás, percentilisek 27
5.3.4. A Statistica és az SPSS számítási indító ablakai 31
5.3.5. Adatellenőrzés: frekvencia táblázatok lehívása 33
5.3.6. Leíró statisztikák számítása a statisztikai programokkal 34
5.4. STATISZTIKAI PRÓBÁK 49
5.5. PARAMÉTERES ELJÁRÁSOK 51
5.5.1. Eltérések, különbségek vizsgálata: F-próba, t- próbák, varianciaanalízis 51
5.5.2. Különbségek elemzése a statisztikai programokkal : t- próbák, varianciaanalízis 53
5.5.3. Az egymintás- t próba alkalmazásának további lehetősége (Ács P.) 64
5.5.4. A különbségek vizsgálatának további lehetőségei és a „Probality Calculator” 70
5.5.5. Összefüggések vizsgálata: korreláció és regresszió analízis 73
5.5.6. Korreláció számítása a statisztikai programokkal 83
5.5.7. Többszörös regresszió analízis (MRA) számítása a statisztikai programokkal 88
5.6. NEMPARAMÉTERES ELJÁRÁSOK (RENDSTATISZTIKA) 95
5.6.1. Összehasonlítások (különbségek elemzése) rangsorok esetén 96
5.6.2. Összefüggések kimutatása rangsorok esetén 96

5.6.3. Gyakorisági adatok elemzése: Khi-négyzet próba ... *97*
5.6.4. Nemparaméteres módszerek kezelése a statisztikai programokban ... *98*
5.7. STRUKTÚRÁK VIZSGÁLATA – TÖBBVÁLTOZÓS MÓDSZEREK ... 110
5.7.1. Faktoranalízis ... *110*
5.7.2. Faktoranalízis számítása a statisztikai programokkal ... *115*
5.7.3. További példa a faktor- analízisre (Ács P.) ... *125*
5.7.4. Diszkriminancia-analízis ... *133*
5.7.5. Diszkriminanciaanalízis (DSC) számítása a statisztikai programokkal ... *135*
5.7.6. További példa a diszkriminancia- analízisre (Ács P.) ... *151*
5.7.7. Clusteranalízis ... *161*
5.7.8. Clusteranalízis számítása a statisztikai programokkal ... *162*
5.7.9. További példa a klaszter- analízisre (forrás: motor.sav) (Ács P.) ... *176*
5.7.10. Korrespodencia analízis (Ács P.) ... *181*
5.8. SPSS VAGY STATSOFT SATISTICA? (OZSVÁTH K. SZUBJEKTÍV VÉLEMÉNYE) ... 186
5.9. RÖVIDEN AZ EXCEL STATISZTIKAI LEHETŐSÉGEIRŐL (ÁCS P.) ... 188
6. ELLENŐRZŐ KÉRDÉSEK ... 199
7. MELLÉKLETEK ... 200
7.1. IRODALOMJEGYZÉK ... 200
7.2. ÁBRAJEGYZÉK ... 203
7.3. TÁBLÁZATJEGYZÉK ... 206

Bevezetés

A tudományos kutatás és eszköztára az elmúlt fél évszázadban szerves részét képezte a felsőoktatás tananyagának. A kutatás-módszertani tárgyak a számítógépek elterjedésével egyre hangsúlyosabbá váltak a képzésben. A tudományos kutatással kapcsolatos alapismeretekre a hallgatóknak a szakirodalom tanulmányozásához, a különböző beadandó dolgozataik és prezentációik, valamint a szak- illetve diploma dolgozatuk elkészítéséhez feltétlen szükségük van. Sajnálatosan a kutatás-módszertani tantárgyakat a hallgatóság sokszor nem ebből a szempontból kezeli.

A tankönyv alapvetően a sporttudományi BSc képzéshez készült, azonban célunk, hogy az oktatás minden szintjén és színterén – így a TDK munkában is – használható legyen. A teljes tárgyalt anyag ennek megfelelően meghaladja az alapképzés szintjét, és magába foglalja a legfontosabb többváltozós módszereket is. Hangsúlyozzuk azonban a tárgyalt módszerek eszköz jellegét, és kiemelten kezeljük a felsőoktatásban talán világszerte leggyakrabban használt két statisztikai program használatát. Kitekintést adunk ugyanakkor a legelterjedtebb táblázatkezelő program, az MS Excel statisztikai lehetőségeire is. A könnyebb érthetőség miatt a legtöbb esetben egy konkrét sporttudományi vizsgálat anyagát használjuk példáinknál. Reméljük, hogy hallgatóink felkészülését hatékonyan segíthetjük a kiadvánnyal.

Érd – Pécs, 2011.

1. A tudományos kutatás alapfogalmai

Az alapfogalmakat a különböző kézikönyvek és lexikonok részletekbe menően tárgyalják. Jelen fejezetben a lehető legegyszerűbben, a lényegre fókuszálva kerül bemutatásra a kutatás-módszertani terminológia.

Az első tárgyalandó fogalom maga a „tudomány”. Rengeteg rövidebb-hosszabb definíciója létezik – de a különböző szerzők nem nagyon értenek egyet, az évszázadok,

évezredek óta tartó vita nem akar nyugvópontra jutni. A magyar nyelv „**tudomány**” szava ezzel együtt három jelentéstartalmat hordoz:

jelenti egyrészt a világ megismerésének egyik legfontosabb útját, aminek alapvető eszköze a kutatás folyamata és az ezzel kapcsolatos tevékenység;

jelenti másrészt a fenti tevékenységet végző embereket, a nemzetközi tudományos közösséget;

jelenti harmadrészt (és dominánsan) a tudományos közösség tevékenységének produktumát, a tudományos ismeretek szigorú elvek szerint ellenőrzött, megvitatott, meghatározott szabályok szerint közzétett (publikált), és a tudományos közösség által rendszerezett együttesét.

A különböző gondolkodók és tudományos iskolák azonban e három jelentéstartalmat is eltérő módon értelmezik. A tudomány fogalmának legegyszerűbb meghatározása: **az igazolt ismeretek rendszere**. Specifikum az „igazolás” módja (amelyben napjainkban kiemelkedő a statisztika szerepe). **A tudomány magába foglalja törvényszerűségek, összefüggések meghatározását, közzétételét, tárolását és hozzáférhetőségének biztosítását (dokumentáció-információs rendszer), alkalmazását, valamint koordinációs szervezeteit.** A **tudomány** egyúttal módszeres megismerési tevékenység, valamint e tevékenység során szerzett tudás összessége.

A jelenségek felderítése, leírása, magyarázata empirikus és teoretikus szinten alapvetően jellemző a tudományra. Fő eszköze a **kutatás**, amely új ismeretek szerzésére és igazolására szolgál. A kutatás célirányos felderítés, probléma megoldás, a tudásbázis szisztematikus bővítése szigorúan ellenőrzött és reprodukálható körülmények között. Jellemzői a statisztikailag kiértékelt és megfelelően interpretált eredmények. Módszertana és eszköztára (pl. a statisztika) a logikailag elvárható és a ténylegesen megfigyelt vagy megmért események és adatok összehasonlításán alapulnak. **A kutatáshoz tehát mindenekelőtt adatokra van szükség!**

A kutatásnak 3 **szintjét** különböztetjük meg: alap-, alkalmazott, fejlesztő kutatás.

Az **alapkutatások** olyan új ismeretek feltárására irányulnak, amelyek közvetlen gyakorlati hasznosíthatósággal nem járnak, de bázisát képezik vagy képezhetik további kutatásoknak. Rendkívül eszközigényesek és drágák, ugyanakkor a tudományos, technikai-technológiai és társadalmi fejlődés, a világ jobb megismerésének alapját és lehetőségét hordozzák magukban. Fő céljuk az elméleti ismeretek bővítése.

Az **alkalmazott kutatások** az alapkutatások eredményeit felhasználva a gyakorlati hasznosítást és felhasználást célozzák. A kutatások többsége, sőt egyes tudományterületek is e kategóriába tartoznak. Fő céljuk az elméleti alapok gyakorlati alkalmazásának támogatása.

A **fejlesztő kutatások** már ismert tudományos eredmények felhasználásával a gyakorlati alkalmazás hatékonyságának, eredményességének növelését célozzák, és sok esetben új módszerek kidolgozásával járnak együtt. A gyakorlati bevezetés, illetve a fejlesztés megfelelő innovációt feltételez. Létezik azonban olyan nézet is, amely vitatja a fejlesztő kutatások céljaként az új ismeretek feltárását (a megismerést), és ezért a fejlesztést nem is tekinti „igazán” tudományos tevékenységnek.

2. A tudományos munka menete

Tanulmányaik során tudományos jellegű munkával a hallgatók többsége a szakdolgozat készítése vagy TDK munka kapcsán kerül közvetlen kapcsolatba. Kezdetnek témát (címet) és témavezetőt/konzulenst keres, áttekinti a vonatkozó irodalmat, kialakítja az irodalomjegyzékét. Mindezek azonban csak az indulást, a tényleges tartalmi rész

megalapozását jelentik. A folytatás intézménytől, témától és témavezetőtől függően eltérő lehet.

A tudományos igényű tevékenység a gyakorlatban 4 fő, egymásra épülő részre bontható: előkészítés, adatgyűjtés, adatfeldolgozás, közzététel (publikálás). A fő részek további elemekre bonthatók, időigényük sokszor közel azonos. Szerencsés esetben a „gyakorlati hasznosítás" nem merül ki a publikációban, hanem az eredmények további kutatásokban felhasználásra kerülnek, vagy akár konkrét gyakorlati alkalmazások részévé válnak.

Az előkészítés 3 nagyobb részre bontható: problémafelvetés, irodalmi áttekintés, adatgyűjtés előkészítése. Utóbbi lényegében a későbbiekben „anyag és módszer" elnevezéssel szereplő metodikai részt takarja.

Az előkészítés ténylegesen többnyire a probléma felvetéssel és a hozzá kapcsolódó célkitűzéssel, valamint a kérdésfeltevéssel kezdődik. A kérdésekből elvileg már következnek a rájuk adott feltételezett válaszok, a hipotézisek. A hipotézis (feltételezés) ennek megfelelően formájában mindig állítás. Kiindulásként „munkahipotézist" szokás megfogalmazni, ami későbbiekben finomításra és pontosításra kerülhet. A kiindulási munkahipotézisek sok esetben további részelemekre bonthatók. A statisztikai analízisek sajátossága a „nullhipotézis" – amit a későbbiekben tárgyalunk –, ennek alternatíváját célszerű még az adatgyűjtés előtt megfogalmazni.

Az előkészítés másik központi eleme a szakirodalom áttekintése és feldolgozása. Ennek során el kell készíteni az irodalomjegyzéket, aminek a téma alapvető irodalmát magába kell foglalnia, és a munka befejezéséig az időközben fellelt vagy újonnan megjelent anyagokkal folyamatosan bővülhet. Az irodalom kezelését fontossága miatt külön fejezetben tárgyaljuk.

Az előkészítés harmadik fő eleme az adatgyűjtés megtervezése, előkészítése és leszervezése. Meg kell határozni (identifikálni és definiálni) a rendelkezésünkre álló lehetőségek függvényében az adatgyűjtési/mérési eljárásokat, a vizsgálandó tulajdonságokat, változókat. Ezt követi a mintaválasztás, a vizsgálati személyek/esetek behatárolása. Eldöntendő, hogy keresztmetszeti („cross-sectional study") vagy hosszmetszeti (longitudinális) vizsgálatot hajtunk végre. Végül – fentiekből elvileg következik – már ekkor át kell gondolni az adatfeldolgozás módszereit. Ezt követően kerülhet sor az érdemi szervezésre, az adatgyűjtési/mérési eszközök beszerzésére/előkészítésére, az esetleges mérőszemélyzet kiválasztására és felkészítésére, az adatfelvétel helyének és időpontjának kitűzésére, egyeztetésére.

Az adatgyűjtés és mérés, a vizsgálatok konkrét lebonyolítása többnyire időigényes és pontos végrehajtást feltételező, központi és meghatározó részét képezi a tudományos munkának. Legfontosabb eleme, hogy adataink pontossága és megbízhatósága egyforma legyen, az adatok keletkezési körülményei azonosak legyenek. Mérések esetén az eljárások forgatókönyvét, a mérési protokollt minden részletében szükséges betartani. Az adatlapokon szereplő értékeket, eredményeket célszerű mielőbb rögzíteni a későbbi adatfeldolgozáshoz.

A tudományos tevékenység harmadik nagy része az adatok feldolgozása adatrögzítés, adatellenőrzés, és a tényleges számítások (leíró statisztikák, valamint a célkitűzésnek megfelelő adatelemzési eljárások) végrehajtására tagolható. Fentieket a továbbiakban részletesen tárgyaljuk. Most csak annyit jelzünk előzetesen, hogy az adatokat Excel táblázatban javasoljuk rögzíteni: az oszlopokban szerepeljenek a változók, a sorokban az esetek/személyek. Az adatrögzítést sokan „rabszolgamunkának" tekintik, és a monoton adatbevitel valóban tárháza a potenciális hibáknak. A mérési és adatrögzítési hibák kizárása, lehetséges korrekciója érdekében a tényleges számítások elvégzése előtt feltétlenül szükséges részletes adatellenőrzést végrehajtani.

A tényleges adatfeldolgozás, a számítások eredményei azonnal adják az értelmezés elvi lehetőségeit is. Ezek bővebb kifejtésére a publikációkban külön fejezetekben (diszkusszió és következtetések) kerül sor.

A publikációk szerkezete lényegében követi a tudományos tevékenység menetét. A tudományos igényű eredményközlés tartalmi és formai követelményeit részletesen előírják legtöbb esetben. A minimális tartalmi követelmények magyarul és angolul:

Cím/Title
Szerző/Author
Bevezetés/ Introduction
Cél /Purpose
Metodika/ Methods
Eredmények/Results
Megbeszélés/ Discussion
Következtetések/Conclusion
Összefoglalás/ Abstract
Irodalomjegyzék/References

Nagyobb terjedelmű anyagoknál a bevezetés előtt tartalomjegyzék feltüntetése elvárás, a legvégén pedig melléklet, függelék, ábra és táblázatjegyzék, esetleg tárgymutató szerepelhet. Tanulmányoknál és konferencia előadásoknál/poszteréknél az is előírás lehet, hogy a tartalmi összefoglaló (abstract, resume) az anyag elején, a bevezetés előtt szerepeljen.

A tartalmi követelményeket tovább lehet részletezni, és az egyes fejezetek elnevezésében számos szinonima használatos. Szak- és diplomadolgozat, tudományos értekezés esetében szokásos részletesebb tartalmi követelmények:

Cím/Szerző(k)/Témavezető
Bevezetés
Problémafelvetés
A vizsgálat tárgya és célja
Irodalmi áttekintés
Kérdésfeltevés, hipotézis(ek)
Anyag és módszer (metodika)
- Vizsgálati anyag/személyek (férfi és női elemszámok, vizsgálat időpontja, helye, körülményei)
- Vizsgálati módszerek (a változók részletesen, mérési dimenzióra és pontosságra, az eljárás technikai körülményeire kitérve)
- Az adatfeldolgozás módszerei (az alkalmazott statisztikai eljárások felsorolása, szoftver megnevezése)

Eredmények
Diszkusszió (megbeszélés, tárgyalás, megvitatás)
Következtetések
Összefoglalás
Bibliográfia (irodalomjegyzék)
Függelék/Mellékletek/Jegyzetek

Formai követelmények: intézménytől, kiadótól, szerkesztőségtől, konferencia szervezőitől függő, de általában részletesen szabályozott terjedelem és tipográfia (betű típusa, mérete, sorköz, ábrák-táblázatok, stb. vonatkozásában). A szakdolgozatokhoz, diplomamunkákhoz az egyetemek többnyire részletesen szabályozzák a tartalmi és formai követelményeiket, amit fentiektől és a későbbiektől függetlenül ellenőrizni szükséges!

Eredményközlés színterei: könyv/monográfia/értekezés (lektorálás, opponálás), folyóiratban tanulmány (lektorálás, szemlézés, citációs index, impact factor) konferenciák/kongresszusok: előadás (nyitó, plenáris, szekció), poszter.

Legértékesebbnek a szakkönyveket és egyetemi tankönyveket tartják. Napjainkban ezeket sok esetben szerzői munkaközösségek írják. A könyveket külön bírálják, lektorálják, az észrevételek alapján a szöveget általában korrigálják. A lektor szerepe egyértelműen segítő, támogató szándékú. Monográfiának hívják egy tudományos témakör kimerítő tárgyalását tartalmazó könyvet.

Az értekezések (doktori értekezés) jellemzője a témavezető, és az opponenseknek nevezett bírálók (általában 2 személy). Az opponens szerepe „szembe helyezkedő", elvileg kifogásokat kell keresnie a munkában. Az opponensi bírálatra a szerzőnek (jelöltnek, aspiránsnak, doktorandusznak) reagálnia kell, „meg kell védenie" értekezését. Amennyiben az opponensek elfogadják a választ, érdemben értékelhető az értekezés. Szak- és diplomadolgozatok esetében is előfordul hasonló eljárás és elnevezés.

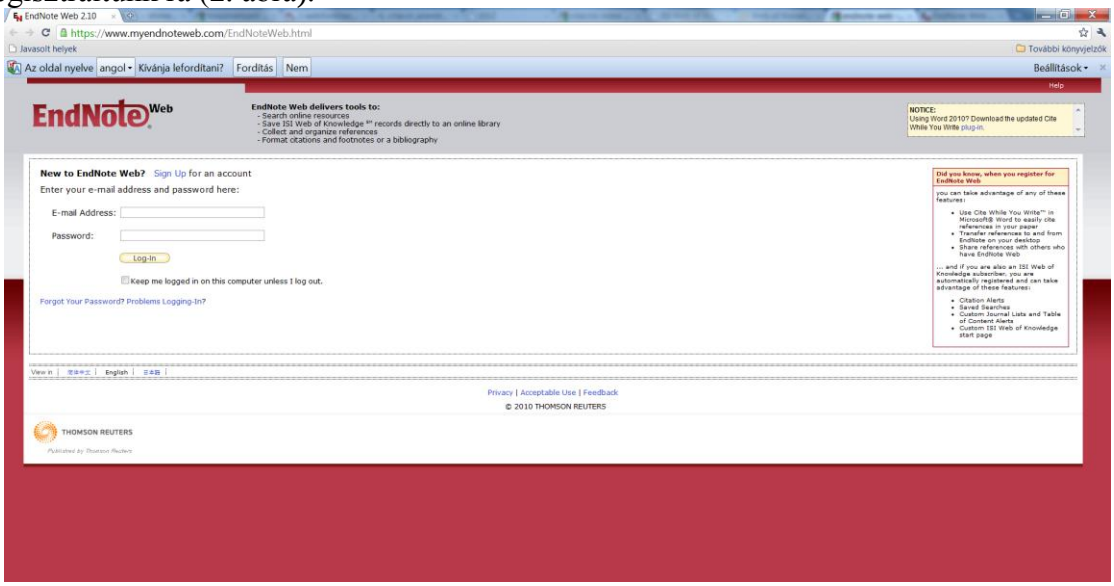
Napjaink tudományos eredményeinek döntő többsége hagyományos és online szakmai-tudományos folyóiratokban, tudományos konferenciákon kerül közzétételre. A tanulmányok, szakcikkek az „értékesebbek", de a „jobb" konferenciák is megjelentetnek tanulmánykötetet. A tanulmányokat szintén lektorálni szokás, a szerkesztő bizottságok kizárólag a lektor által támogatott, a szükséges mértékben javított, megfelelő szintű szakcikkel foglalkoznak érdemben. A nívós folyóiratokat és a bennük szereplő tanulmányokat több szinten szemlézik, a bennük szereplő és a rájuk történő hivatkozásokat adatbázisokban is nyilvántartják. (Többnyire USA-beli tudományos központok speciális számítógépein.) A szerző(k) idézettségét (hivatkozások száma) külön jellemzik. A Science Citation Index 1964-óta használatos, a természet- és műszaki tudományok területére terjed ki. Napjainkra a társadalomtudományi (Social Sciences Citation Index), valamint a bölcsészettudományi és művészeti területre (Arts & Humanities Citation Index) is kiterjesztették. Sőt ma már szakterületekre kialakított indexek is léteznek (pl. BioSciences Citation Index, Chem Sciences Citation Index és a Clinical Medicine Citation Index). A legnagyobb bibliográfiai adatbázist az amerikai (USA) Thomson Reuters cég kezeli, formális elnevezése ISI (Institute for Scientific Information). A „Web of Knowledge" és „Web of Science" (WoS) néven is futó szolgáltatásokért elvileg fizetni kell, azonban a magyar egyetemi hálózaton belül minden oktató és hallgató részére ingyenesen hozzáférhető. Pusztán az EISZ (Elektronikus Információszolgáltatás, www.eisz.hu, 1. ábra) szolgáltatásra kell regisztrálni, amihez hallgatóknál a diákigazolvány száma szükséges.



1. ábra: Az EISZ nyitó ablaka

A szolgáltatás otthonról nem (illetve nagyon körülményesen) használható, csak az egyetemi számítógépekről, illetve az egyetemi hálózatra csatlakoztatott laptopokról. További információ: http://www.eisz.hu/main.php?folderID=848 oldalon található. A szolgáltatás bibliográfiakezelő alkalmazások használatát is ingyenesen engedi. Ezek közül az EndNote

(http://www.endnote.com/) webes felületen már otthonról is elérhető, amennyiben az EISZ-en belül regisztráltunk rá (2. ábra).



2. ábra: Az EndNote bibliográfiakezelő webes felülete

Az „impact factor” (IF) a tudományos folyóiratok jellemzője. Pályázatokhoz és tudományos minősítésekhez szükséges szakirodalmi tevékenység irodalomjegyzékében célszerű szerepeltetni a folyóiratok IF értékét is. *Schubert A.* (http://www.kfki.hu/library/imp/impakt_faktor.htm) alapján: „Az impakt faktor (leggyakoribb magyar fordításban hatástényező) a tudományos folyóiratok átlagos idézettsége alapján létrehozott mutatószám. Megalkotója Eugene Garfield, a philadelphiai (PA, USA) Institute for Scientific Information (ISI) alapító elnöke. A Science Citation Index (SCI) kiegészítő köteteként megjelenő Journal Citation Reports (JCR) kiadványban - a folyóiratokra jellemző más idézettségi adatokkal együtt - 1976-ban jelentek meg az impakt faktorok 1974. évi idézetek alapján kiszámított értékei. Azóta évenként jelennek meg a JCR kötetei a tárgyévi impakt faktorokkal - kezdetben nyomtatott kötetekben, majd mikrofilmen, CD-ROM-on és legújabban Interneten hozzáférhető adatbázis formájában (kizárólag előfizetők számára).”

A konferenciák és a nagyobb kongresszusok alapvetően a szóbeli prezentáció színterei. Előfordul, hogy egy kiemelt szaktekintély nyitó előadásával kezdenek, ennek időtartama 30-60 perc között szokott lenni. A nagy konferenciákon plenáris és szekcióüléseket szerveznek. A plenáris ülés mindenkihez szól, ideje alatt más programot párhuzamosan nem szerveznek. A plenáris üléseken többnyire meghívott előadók szerepelnek, jellemzően 20-40 perces előadásokkal. A különböző témaköröket felölelő szekcióüléseket részben párhuzamosan szervezik, a legtöbb előadó itt szerepel. Az előadások szokásos időkerete 10 perc, amit 5 perc kérdések és vita követ. Az előadói időkeretet többnyire rendkívül szigorúan betartatják. Egyes esetekben szimpóziumokat is szerveznek, ami szűkebb körű tanácskozás egy meghatározott témáról meghatározott résztvevőkkel. Az előadások a szimpóziumokon is jellemzően 10-15 percesre tervezettek, de a vita és tanácskozás időkerete általában kevésbé kötött. Végül meg kell említeni a poszter („plakát”) szekciókat, ami sajátos átmenet az írásbeliség és a szóbeliség között. A poszter felépítése elvileg azonos az előadásokéval. A posztereket előre meghatározott helyre és időre kell kifüggeszteni. Fél napig vagy 1 napig lehet a helyén hagyni. A szerzőnek jellemzően 3-5 perce van poszterének bemutatására a hivatalos poszter szekció időtartama alatt. A

szekcióülés (pontosabban „szekcióállás”) előtt és után azonban az érdeklődők bőségesen konzultálhatnak egymással.

Számos esetben – akár konferenciákhoz kapcsolódóan – alkalmaznak további szóbeli prezentációs formákat. Ilyen pl. a „workshop” (műhely, munkaértekezlet, tanácskozás) vagy a „round table” (kerekasztal).

A „workshop” konkrét, többnyire szűk témára koncentráló, sok esetben egy behatárolt munkacsoport, team tevékenységét bemutató, gyakorlatorientált prezentációs forma, ahol az adott kérdés elemzésére és a megoldási javaslatok vitájára koncentrálnak. Rövidebb (60-90 perc) és hosszabb (3-6, 2x6 óra, 1-4 nap stb.) formái egyaránt előfordulnak, utóbbiak jellemzően tréninggel összekötve. A workshopok jellemzője a rugalmasság és a jelenlévők aktív részvétele az adott tevékenységben, elemzésben.

A „round table”, kerekasztal prezentációk 8-10 szakértő eszmecseréjét jelentik egy adott témáról, egy moderátor vezetésével. Jellemzően 15 perces bemutatóval, és ezt követő 30 perces irányított beszélgetéssel és vitával összekötöttek – de ettől eltérő időkeretek is előfordulnak (pl. 90 perces időkeret). A hallgatóság célzott kérdéseket tehet fel, így egy adott témáról mélyreható vita alakulhat ki a hasonló érdeklődésű emberek között.

3. Irodalomkezelés

Az irodalomjegyzék vagy bibliográfia fő elemei: szerző – cím – pontos forrás (azonosíthatósági/visszakereshetőségi/hozzáférhetőségi adatok: kiadó/folyóirat, év, szám, oldal). Alapszabály, hogy ami szerepel a szövegben (hivatkozás/„citáció”, idézet), annak a bibliográfiában is szerepelnie kell! Fordítva is igaz: az irodalomjegyzék nem tartalmazhat olyan tételt, amire a szövegben nincs utalás. Sorrend: szerzők vezetékneve szerinti abc sorrend, azon belül a megjelenés éve szerinti sorrend. Titulusok (dr, PhD, Prof. stb.) nem kellenek! A keresztnevet (neveket) csak első betűjükkel jelzik.

Itt utalnánk a szokásos hivatkozások és a pontos idézetek megkülönböztetésére. Utóbbiak mindig idézőjelben szerepelnek. Az egyszerű hivatkozások viszont csak tartalmi utalások (ügyelve a plágium elkerülésére). Mindkét esetben megadandó(k) a bibliográfiai azonosításhoz szükséges adatok: szerző(k) és évszám, vagy a bibliográfiai sorszám – ha utóbbi eljárást alkalmazzák.

Az irodalomkezelés tartalmi és formai előírásainak feladata a hivatkozások rendjének szabályozása. A cél egy könnyen kezelhető hivatkozási rendszer behatárolása, ami ugyanakkor egyértelműen azonosíthatóvá teszi a hivatkozott irodalmat. A kiadók, egyetemek, folyóiratok fentiek érdekében rengeteg „publikációs stílust”, bibliográfiai formátumot dolgoztak ki az elmúlt évtizedekben, amit esetenként újabb verziókkal, „kiadásokkal” frissítettek. Fő vonásaikat tekintve ezek hasonlók egymáshoz, részleteikben és néhány formai előírásukban azonban különbözőek. A sporttudomány és a kapcsolódó tudományterületek esetében – különösen a társadalomtudományban – két fontosabb stílus terjedt el, az MLA (Modern Language Association, *Gibaldi* és *Achtert*, 1984) és az APA (*American Psychological Association*, 1984). A társadalomtudományi folyóiratok többsége, így a pedagógiai és pszichológiai folyóiratok is alapjaiban az APA stílust használják. A két vezető stílus tartalmi jegyeiben azonos, formai jegyeikben viszont eltérőek. Azonnal szembeötlő különbség a megjelenés évének jelzése. Az APA jellegű stílusoknál a megjelenés éve a szerző(k) neve után szerepel zárójelben, míg a másiknál az évszám a végén, a hozzáférhetőségi adatoknál szerepel. Fenti, szabványnak tekinthető formátumok részletes kézikönyvének, előírásának tárgyalása kereteinket meghaladja. Az egyetemek egyébként is szabályozzák a szakdolgozatok tartalmi és formai követelményeit, ezeket mindenhol be kell tartani. Az említett publikációs stílusok ráadásul angol nyelvterületen kerültek kidolgozásra,

ezért a magyar nyelvi sajátosságok indokolják a saját előírásokat. Fentieknek analógiájára tehát két fő formát jelzünk.

Könyvek esetében:

a./ Ács P. (2009): *Sporttudományi kutatások módszertana.* PTE, Pécs. 291 p.[1])

b./ 1. Ács P.: *Sporttudományi kutatások módszertana.* PTE, Pécs, 2009.

Folyóiratnál:

a./ Ozsváth K., Oláh Zs. (2009): TF hallgatók Eurofit értékelési normarendszere / Standardized system for the Eurofit evaluation of P.E. students. *Magyar Sporttudományi Szemle/Hungarian Review of Sport Science* 10. évf. 38. sz. 2009/2 43.p.

b./ 1. Ozsváth K., Oláh Zs.: TF hallgatók Eurofit értékelési normarendszere / Standardized system for the Eurofit evaluation of P.E. students. *Magyar Sporttudományi Szemle/Hungarian Review of Sport Science* 10. évf. 38. sz. 2009/2 43.p.

Minden esetben az eredeti, teljes címnek kell szerepelni az irodalomjegyzékben. A bemutatott példánál szerkesztőségi előírás volt a kétnyelvű cím. Egyéb esetekben nem szabad több nyelven megadni a címet. A cím és a forrás betűtípusát pedig célszerű eltérően megadni – amelynek tekintetében a bemutatott példától eltérő előírások lehetségesek. Formai szempontból az APA jellegű előírásoknál a könyv címek, a folyóirat megnevezések, a szövegbeli hivatkozásoknál pedig a nevek dőltbetűsek.

Második példánknál sorszámot is feltüntettünk, ami szintén használatos sok helyen, és elvileg a szövegen belüli hivatkozásokat hivatott egyszerűsíteni (és nehezen áttekinthetővé tenni).

Az irodalomjegyzékkel kapcsolatban még két szokásos jelzésre és rövidítésre térünk ki. Példáink:

Ozsváth K. (1999): The types of motoric and Eurofit tests. *Actes du congres international de l ASEP Neuchatel 1998.* (Ed.: J.C. Bussard / F. Roth) 305-309.p.

Ozsváth K. (2009): Adalékok a motoros tehetség problematikájához. In.: *Tanulmányok a kiválasztás és a tehetséggondozás köréből* (Szerk.: Bognár J.). MSTT Budapest, 42-75.p.

A „Szerk.” vagy „Ed.” (Editor) a szerkesztő(k) megjelölése. Akkor használjuk, ha valamilyen nagyobb terjedelmű, mások által szerkesztett kiadványban szerepel az adott tanulmány. Amennyiben a kiadványnak vagy könyvnek csak egy önálló, nevesített szerző által írt fejezetére vagy önálló cikkére hivatkozunk, akkor használatos a cím után az „In.:” rövidítés alkalmazása.

Az irodalomjegyzék szerkezetileg általában utolsó része a publikációnak, nagy terjedelmű anyagoknál még követhetik mellékletek. A tényleges szövegben a hivatkozás a szerző(k) nevével és a megjelenés évszámával adható meg. A szerző neve része lehet a mondatnak: „…*Ozsváth* tanulmányában (1999) közölt eredmények ...”. Gyakoribb azonban a zárójelben feltüntetett azonosítás: „... a pécsi tankönyvben (*Ács*, 2009) kifejtésre került…”

Több szerző esetén a neveket elvileg vessző választja el. Célszerű azonban, ha két szerző nevét az "és" választja el egymástól: (*Ozsváth* és *Oláh*, 2009). Több név esetén pedig az "és” az utolsó két név között szerepel. Sok szerző esetén szokásos még az első szerző nevének kiírása, a többieket „és mtsai” vagy „et al.” (et alii and others) jelezhetjük.

Az irodalomjegyzéket csak egyes szakterületeken szokás sorszámozni (orvostudományi területen gyakori). Ha előfordul, akkor a szövegbeli hivatkozásoknál esetleg

[1] „page”, vagy „o.”, oldal

csak egy szám szerepel zárójelben. A megoldás elvileg korrekt, azonban az azonosítást nehezítheti. A név és évszám jelzése hosszabb, de könnyebb az azonosítás, jobb a szöveg áttekinthetősége.

Az ábrák és táblázatok kezelésénél is célszerű az APA stílus ajánlásait követni. Mindegyiket arab számokkal sorszámozzuk és megcímezzük, nevesítjük. A szövegben a sorszámok alapján hivatkozunk rájuk[2]. A sorszámozott címek helye az ábrák alatt, illetve a táblázatok felett legyen. Azaz ábrafelirat, kép aláírás alul, táblázat felirat felül! Ábráknál és táblázatoknál is ügyelni kell az áttekinthetőségre, érthetőségre, jelmagyarázatra, rövidítések megadására. Táblázatoknál az oszlopoknak és soroknak is legyen neve.

A irodalom kezelésével foglalkozó fejezet végén meg kell említenünk néhány jelzést. Az ISBN (International Standard Book Number) könyvek és monográfiák nyilvántartására használt nemzetközi azonosító kódszám. Az ISSN (International Standard Serial Number) az időszaki kiadványok (folyóiratok, periodikák) nemzetközi azonosítója. A DOI (Digital Object Identifier) pedig digitális objektumazonosító kódszám, ami az utóbbi években került bevezetésre és digitális szövegek, képek, hanganyagok és audiovizuális művek azonosítására és kezelésére alakították ki.

Végezetül említést kell tennünk a webes, online anyagok kezeléséről. Egyrészt e téren fellelhetők teljesen megbízható, lektorált, stabil források, pl. DOI azonosítóval rendelkező anyagok, online hozzáférésű könyvtárak anyagai stb. Más források kevésbé megbízhatók, fellelhetőségük is nagyobb idő távlatában nem feltétlenül biztosított. Az online anyagok hivatkozásának sajátossága, hogy a forrás webcímet (URL, Uniform Resource Locator) mindenképpen fel kell tüntetni. Célszerű a lehívás dátumát is jelezni zárójelben. Egyébként törekedni kell a szokásos szerző – cím – forrás megjelölés alkalmazására. A weben található anyagok egy részénél nem deríthető ki a szerző, és sok esetben címe sincs az anyagnak, ekkor csak az URL cím adható meg. A leírtakra két példát hozunk, a konkrét idézet akár mottója lehetne fejezetünknek: „Csak azért, mert valami egyszer nyomtatásra került, még nem biztos, hogy hiteles, míg az online anyagokra sem húzható rá a megbízhatatlanság.” (*Miller-Cochran, S.*, 2008. In: http://eduline.hu/hirek/20081207_kutatasi_anyagok_hitelessege.aspx)

Institute for Scientific Information: Web of Science. http://thomsonreuters.com/products_services/science/science_products/a-z/web_of_science (2010.08.26.)

4. Elméleti alapok

4.1. A tesztekkel szemben támasztott alapkövetelmények, kritériumok

A tesztek lényegüket tekintve mérőeszközök. A velük szemben támasztott követelményeket elsőként *Guilford* (1936) határolta be. A későbbiekben sokan foglalkoztak e mérőeszközökkel kapcsolatos elméleti alapkérdésekkel, közülük talán *Lienert* (1961) és *Magnusson* (1975) munkássága a legismertebb. A kérdéskör lényegileg a „mérce”, az „etalon” problematikáját fedi le, és a tesztek standardizálásának[3] tartalmi vonatkozásait foglalja magába. Az alapkérdés, hogy **„mit – hogyan – milyen pontosan mérünk”**? A standardizálás egy vizsgálati mód mérőeszközzé, teszttévá válásának útja, és a teszttel szembeni követelmények rendszerének ellenőrzését és teljesítését jelenti. A magyar nyelvben a

[2] Célszerű automatikus sorszámozást és kereszthivatkozásokat alkalmazni, ha ezt a használt szövegszerkesztő (pl. Word) lehetővé teszi.

[3] Nem keverendő össze a statisztikai standard értékekkel (Z vagy u), adataink statisztikai standardizálásával! (Lásd későbbiekben.)

vizsgálati eljárásokat teszteknek vagy próbáknak nevezzük. Elvileg a nem standardizált eljárások a „próbák”, míg a standardizált eljárások a „tesztek”. A gyakorlatban ezt a finom megkülönböztetést ritkán használják. Az angol „test” szó eredeti magyar jelentése „próba”, de szótárak ma már a „teszt” fordítást is megjelenítik. Így kevesen értik, de annál többen félreértik, vagy egyszerűen átsiklanak a megkülönböztetés felett. Az azonban nem vonható kétségbe, hogy megalapozott szakmai következtetések levonásának előfeltétele a vizsgálati eljárások standardizálása.

A tesztek standardizálása lényegében a tesztkritériumok vizsgálatának és meghatározásának folyamata. Szakterületünkön *Bös* (1988, 2001) sportmotoros tesztekről szóló kézikönyvei tekinthetők a legteljesebb és legkritikusabb anyagoknak, amelyek a tesztkritériumokat kiemelten kezelik. Itthon *Nádori és mtsai* (1984, 1989, 1998, 2006) kézikönyvében ugyancsak következetesen fellelhetők az egyes tesztek értékelési kritériumai.

A teszteknek az alábbi követelményeknek kell megfelelniük:

- ***a teszt végrehajtásának állandósága tartalmi és formai szempontból (vizsgálati protokoll megléte és betartása);***
- ***a teszt eredményének összehasonlíthatósága, értékelésének azonossága;***
- ***a tesztekkel szemben támasztott feltételeknek, a tesztkritériumoknak való megfelelés.***

Tesztkritériumok:

- ***fő kritériumok: érvényesség, megbízhatóság, tárgyilagosság;***
- ***mellék kritériumok: gazdaságosság és normativálhatóság.***

A tesztekkel szemben támasztott legfőbb feltételek, **alapvető tesztkritériumok** tehát az **érvényesség** (validitás), a **megbízhatóság** (reliabilitás), és a **tárgyilagosság** (objektivitás). A mérések lebonyolításának és az eredmények gyakorlati feldolgozásának feltételeként, másodlagos kritériumként jelentkezik a normativálhatóság (értékelhetőség) és gazdaságosság (ökonomikusság). (*Lienert* 1961, *Magnusson* 1975, *Nádori és mtsai* 1989)

4.1.1. Érvényesség (validitás)

A **validitás** vagy érvényesség a tesztek legfontosabb alapkritériuma, a mérési eljárással vizsgált jelenség – esetünkben tulajdonság, képesség, készség, kompetencia – meghatározását szolgálja. A validitás vizsgálatával a **„mit mérek”** kérdésre kaphatunk választ. Amikor tesztet dolgozunk ki pl. vívók specifikus (vívásra jellemző, azt meghatározó) mozgásos jellemzőinek mérésére, akkor annak érvényessége megközelítően abban jelentkezik, hogy más sportolók teszteredményei, teljesítményei elmaradnak a vívókétól. Jelentése tehát: a teszttel valóban azt a tulajdonságot, képességet mérjük-e, ami szándékunkban áll, és amelyre kidolgoztuk az eljárást.

Az elsődleges tesztkritériumokat számszerűen általában egy korrelációs együttható szorosságával jellemezzük. Kivétel a **logikai** vagy **tartalmi validitás,** ami egy teszt logikai úton belátható érvényességét jelöli és számszerűen nem fejezhető ki. Az érvényesség klasszikus meghatározási és ellenőrzési formája a kritériumvaliditás, amely viszont már számszerűen is vizsgálható. A **kritériumvaliditás** lényege annak meghatározása, hogy a teszt milyen információt tartalmaz a kritériumról. A mért teszteredményeket ez esetben egy kritérium (feltétel) értékeihez kell viszonyítani. A legegyszerűbb esetben ez a kritérium lehet egy másik teszt, amelyről már biztosan tudjuk, hogy mit és hogyan mér. Ilyenkor a két teszt

eredményei közötti korreláció jellemzi a validitást. Általánosságban azt mondhatjuk, hogy statisztikai szemszögből a teszt eredménye és a kritérium közötti összefüggés szorosságát vizsgáljuk. Ezt általában a teszteredmények és a kritérium értékei között korrelációs együtthatóval fejezhetjük ki (r_{kx}). *Letzelter* (1983) a sport területére kiterjesztett kritériumvaliditás lényegét úgy fogalmazza meg, hogy ***a magasabban kvalifikáltak a gyengébbektől egyértelműen különböznek***. A kritérium ez esetben tehát a sportolók minősítése, amely hátterében a motoros teljesítmény húzódik meg. A sporttudomány területén általánosságban is magát a mozgásos teljesítményt kell alapvető feltételként, kritériumként tekinteni saját mérőeszközeink, tesztjeink kialakításához.

A validitást a kritérium jellegzetességei alapján, több formában is kifejezhetjük:

Gyakorlati validitás: a kritérium értékei a jelenben ismertek, vagy a jelenben közvetlenül mérhetők, illetve megállapíthatók. Tipikus esete egy olyan teszt kritériumként tekintése, amelyet korábban már igazoltak. Így a két teszteljárás eredménye közötti összefüggést vizsgálják. A leggyakrabban alkalmazott validitási forma.

Predikciós validitás: a kritérium csak a jövőben lesz ismert, és akkor közvetlenül mérhető vagy megállapítható lesz. Az eljárás hasonlít a gyakorlati validitás vizsgálatához, azonban ellenőrzése hosszú időt igényel. A sporttudományban a kiválasztásnál és a teljesítményprognózisnál alkalmazott mérési eljárásoknál jöhet számításba validitási formaként.

Faktorális validitás: a kritérium ez esetben a teszteredmények mögött meghúzódó összetett háttérváltozó, egy közvetlenül nem mérhető latens mennyiség, ***hipotetikus faktor, ill. komponens.*** Kizárólag faktoranalízis és komponensanalízis útján állapítható meg. Mértékét a teszt faktorsúlya – a faktorsúlyok tulajdonképpen korrelációs együtthatók – adja a kritériumfaktorban vagy -komponensben. Túl gyakran nem találkozunk vele.

A standardizálás folyamán bármelyik kritériumvaliditási forma alkalmazható. A kritérium és a teszteredmények közötti **korrelációval** jellemezhető egy teszt érvényessége.[4] Az érvényességet elsősorban az **összefüggés szorossága** jellemzi, amelynek értelemszerűen szignifikánsnak is kell lennie. (A „fordított" összefüggésre utaló negatív előjelű együtthatókat az előjel szempontjából is kell értelmezni.) A kielégítő szorosság tekintetében a szakirodalom nem teljesen egységes, de támpontként szolgálhatnak az 1. táblázat értékei.

Komplex **teszt együtteseknél az eredményt összességében kell értékelni**, ilyenkor az egyes tesztek elvileg elveszítik önállóságukat. A teszt battéria összesített eredménye – például pontszám – és a kritérium közötti összefüggés ez esetben „egyszerű" korrelációval jellemezhető. A teszt battéria elemeinek összefüggése a validitás kritériummal azonban a többszörös korrelációs koefficiens (R) alapján is megállapítható, és a validitás így is jellemezhető. (Megjegyzem, hogy a többszörös korrelációnál gyakoriak a magas értékű, szoros összefüggésre utaló együtthatók.)

1. táblázat: A validitási együttható értékelése

r_{kx} *értéke*	*A validitás minősítése*
0,85 - 1,00	*kiváló*
0,80 - 0,84	*jó*
0,70 - 0,79	*megfelelő*
0,60 - 0,69	*egyes tesztnél nem, teszt battéria összetevőként elfogadható*
0,00 - 0,59	*nem megfelelő*

[4] Szóráselemzéssel is igazolható bizonyos körülmények között a validitás – bár a varianciaanalízis nem összefüggések vizsgálatára irányul.

4.1.2. Megbízhatóság (reliabilitás)

A következő méréstani alapfogalom a **megbízhatóság** (reliabilitás), ami lényegében a teszt mérési pontosságának alapvető jellemzője. A megbízhatóság megállapítására általában a teszt megismétlését alkalmazzák. Az ismételt teszteredménynek az eredetivel azonosnak kell lennie. A megbízhatóság jelentése tehát: a megismételt tesztnél az eredmények nem változnak. A két mérésnél az eljárás, a mérés és értékelés módja, a vizsgálati személyek, a mérő személyzet, és a vizsgálati feltételek nem változhatnak. Azaz azonos vizsgálati személyeknél ugyanazon felmérő személyzet végzi az ismételt vizsgálatot.

A megbízhatóság függ:

- a mérési eljárás pontosságától,
- a vizsgálati személyek teljesítőképességének változásától, amelynek okai nem ismertek

A megbízhatóságot is korrelációs koefficienssel (r_{xx}) szokták kifejezni, amit a két mérés eredménye között mutatkozik. A mérések közötti különbséget egymintás t-próbával is ellenőrizni kell, az átlagok között nem lehet lényeges eltérés. Ha az összefüggés szoros és a t-próba nem szignifikáns, a teszt megbízhatónak minősíthető. Ha a két mérés közötti korreláció szoros, de a t-próba szignifikáns különbséget jelez, akkor az ismételt tesztvételt befolyásolta az első tesztelés közben szerzett jártasság, begyakorlás, vagy éppen elfáradás. (Azaz a megbízhatóság nem kielégítő.) A megbízhatóság ellenőrzésének alapvető módszerei a „teszt – reteszt” és a „felezéses” módszer.

A „teszt – reteszt” módszer:

Az alkalmazott mérési eljárást viszonylag rövid időtartamon belül kétszer alkalmazzuk. Az eredeti és az ismételt tesztvétel eredményei közötti korreláció a stabilitás, időbeli állandóság mutatójaként is értelmezhető. A két mérés közötti teljes kipihenést kell biztosítani a vizsgálati személyeknek. Motoros próbáknál az is fontos lehet, hogy a két tesztvétel között a vizsgálati személyek ne kapjanak más jellegű fizikai terhelést.[5]

A „felezéses” módszer:

Az eljárás alapesetében a tesztvétel két részeredményre bontható. A teszt részeredményei közötti korreláció az alaki-tartalmi állandóság, más néven a konzisztencia mutatójaként is értelmezhető. A módszer akkor is alkalmazható, ha a teszt végeredménye több részeredmény összesítéséből áll. Így pl. a páros és páratlan sorszámú összetevők részeredményét viszonyítjuk egymáshoz.

Motoros teszteknél a sportversenyek analógiájára gyakran előfordul, hogy több kísérlet közül a legjobb eredményt kell rögzíteni a mérési protokoll értelmében. (Tipikus példa erre a helyből távolugrás.) Ez elvileg kiváló lehetőség a megbízhatóság vizsgálatához, de ügyelni kell az egyes kísérletek eredményei közötti különbségre (t-próba).

A megbízhatóság minősítése a validitás tárgyalásánál bemutatott táblázat szerint történhet, de a 0,7-nél kisebb korrelációs együtthatók nem fogadhatók el. A megbízhatóság is növelhető a „teszthossz” változtatásával (*Magnusson* 1975). (Motoros tesztek esetében pl. a megengedett végrehajtások/kísérletek számának növelésével.)

4.1.3. Tárgyilagosság (objektivitás)

[5] Egyes motoros tesztrendszereknél az egyedi tesztek, tesztitemek végrehajtási sorrendje többek között ezért is meghatározott. Pl. gyorsasági tesztelés előtt nem szabad állóképességi tesztet elvégeztetni, mert a két terhelés „üti” egymást.

A **tárgyilagosság** (objektivitás) azt jelenti, hogy a teszteredmények függetlenek a mérő-értékelő személyétől. Az objektivitás a megbízhatósághoz hasonlóan a mérési eljárás pontosságának egyik jellemzője, csak ezúttal ugyanazon mintán két mérőszemélyzetnek kell azonos eredményt produkálnia egymástól függetlenül. Az ismételt vagy egyidejű tesztvételnél a mérési mód, a vizsgálati személyek és a külső feltételek nem változhatnak. A két mérés során az előírt feltételeket (instrukciók, a végrehajtás módja stb.), azaz a mérési protokollt szigorúan be kell tartani. Az objektivitást a fentiek szerint keletkezett két adatsor közötti korrelációs együtthatóval jellemezzük / r_o /. Az objektivitás minősítésénél a megbízhatóságnál leírtakkal megegyezően kell eljárni. Itt is igaz, hogy a tárgyilagosság ellenőrzésénél sem elég pusztán a korrelációra hagyatkozni! A mérések eredményének azonosnak kell lennie, tehát az átlagok között sem lehet különbség. Ezt célszerű egymintás t-próbával ellenőrizni.

4.1.4. Gazdaságosság (ökonomikusság) és normativálhatóság

A **gazdaságosság** és **normativálhatóság** a tesztek mellékkritériumai, és a tesztelés gyakorlati lebonyolíthatóságának és értékelésének általános feltételeként jelentkeznek. Ezek a másodlagos kritériumok nem jellemezhetők számszerűen úgy, mint a fő kritériumok.

A **teszt gazdaságossága, ökonomikussága** a mérés idő és energia ráfordításával áll kapcsolatban. Magába foglalja a végrehajtás és értékelés idő- és költségigényét, az eszköz- és műszerigényt, a mérőszemélyzet létszámát, a helyigényt, a tömeges, „forgószínpados" lebonyolítás lehetőségét, a teszteléssel nyert információk gyakorlati felhasználhatóságát. Áttételesen kapcsolódik a gazdaságossághoz a **normativálhatóság.** A norma viszonyítási alap, ***etalon*** az értékeléshez. Viszonyítási alap nélkül nem lenne mihez hasonlítanunk a kapott eredményeket. A normák kialakítása reprezentatív mintát feltételez, és igen nagyszámú mérési adat eloszlása alapján valósítható meg. Az összehasonlításokhoz a szakirodalomban gyakran „csak" úgynevezett **„referencia értékeket"** adnak meg, amivel elkerülhetők a reprezentatív mintával és a normák kialakításával kapcsolatos esetleges szakmai-tudományos viták. A normákat és a referencia értékeket leggyakrabban táblázatokban és/vagy grafikonokon foglalják össze. A táblázatoknak minimálisan magukba kell foglalniuk a különböző szempontok szerint elkülönített csoportok (nem, életkor, esetleg sportág, minősítés stb.) középértékeit és szórásait. A „komolyabb" normarendszerek ennél jóval részletesebbek, jelzik a szélsőértékeket és a különböző percentiliseket, így megadják a „proporciókat" (magyarul arányokat, százalékos értékeket). A normák sok esetben minőségi kategóriákat is magukba foglalnak, illetve meghatároznak. Ilyenkor a kategória határok kialakításának szempontjait egyértelműen jelezni kell. Egyes esetekben a normák statisztikai modellek segítségével is megadhatók, e téren elsősorban a regressziós és a diszkriminatív modellek jöhetnek számításba.

5. Az adatfeldolgozás módszerei

5.1. Statisztikai programcsomagok

A számítógépek térhódításával egy időben jelentek meg a különböző statisztikai programok. Napjainkban már egyes irodai alkalmazásokat tartalmazó programok is tartalmaznak statisztikai függvényeket. Így például a Microsoft Office táblázatkezelője, az Excel is. Lehetőségei azonban nyilvánvalóan messze elmaradnak a célzott statisztikai programokétól. Részemről azt szoktam ajánlani, hogy a vizsgálati adatokat Excelben rögzítsék, de a tényleges adatfeldolgozáshoz valamilyen statisztikai programcsomagot használjanak. Az Excel ugyanis gyakorlatilag mindenki számára hozzáférhető, az adattáblázata nagyon egyszerűen kezelhető, és a grafikai lehetőségei is jók. A „komolyabb"

statisztikai programcsomagok pedig kivétel nélkül kezelni, illetve konvertálni tudják az Excelben rögzített adatokat. Az is az Excel mellett szól, hogy a statisztikai programcsomagok gyakran időkóddal védettek, és ennek lejárta után a speciális formátumban mentett adatbázisok nem lesznek hozzáférhetők a továbbiakban[6]. Az Excel esetén ez a veszély nem áll fenn.

Számos statisztikai programcsomagot fejlesztettek ki az utóbbi évtizedekben. A fejlesztők jellemzően amerikai egyetemek és tudományos kutatóintézetek közreműködésével a tudományos, mérnöki/ipari és üzleti statisztikai eljárások szoftvereit készítették el. Kezdetekben alapstatisztikák és grafikonok készítésére, és a „saját" tudományterületük jellemző statisztikai eljárásainak elvégzésére és adatelemzésére szolgáló programok készültek el. A statisztika azonban nem tudományág specifikus, így a programok egyre komplexebbek lettek, napjainkra jellemzően részben önálló modulokból épülnek fel. A kezdetekben néhány fős kis fejlesztő csoportok közül a legéletképesebbek nagy, tőkeerős, profitorientált cégekké növekedtek.

A piacvezető szoftvereket folyamatosan fejlesztik, és egyre újabb verzióik kerülnek a piacra. Ezek napjainkra már annyira fejlettek, olyan sokat tudnak, hogy mellettük „újak" egyre kisebb valószínűséggel tudnak piacra kerülni. Bár a szoftvereknek az ára eléggé borsos, adataink feldolgozásához mégis célszerű lehetőleg a piacvezető szoftverek valamelyikét választani. Nagyobb cégek, egyetemek egészen biztosan rendelkeznek legális statisztikai szoftverrel. A legnagyobb statisztikai szoftvercégek egyébként nonprofit oktatási-kutatási célokra általában kedvezményesen adják, esetenként reklámcélokból ingyenesen is hozzáférhetővé teszik programcsomagjaikat. Az egyetemi szférában mindezeket központi kormányzati projektek is támogatják. Meg kell jegyezni, hogy napjainkban e szoftverek fő piaci vadászterülete nem is a „hagyományos" statisztika, hanem az „adatbányászás" és újabban a „szövegbányászás"[7] – amivel elsősorban a nagy ipari, kereskedelmi és szolgáltató cégeket, bankokat célozzák meg.

A továbbiakban a jelenleg Magyarországon legismertebb programcsomagokra térünk ki röviden.

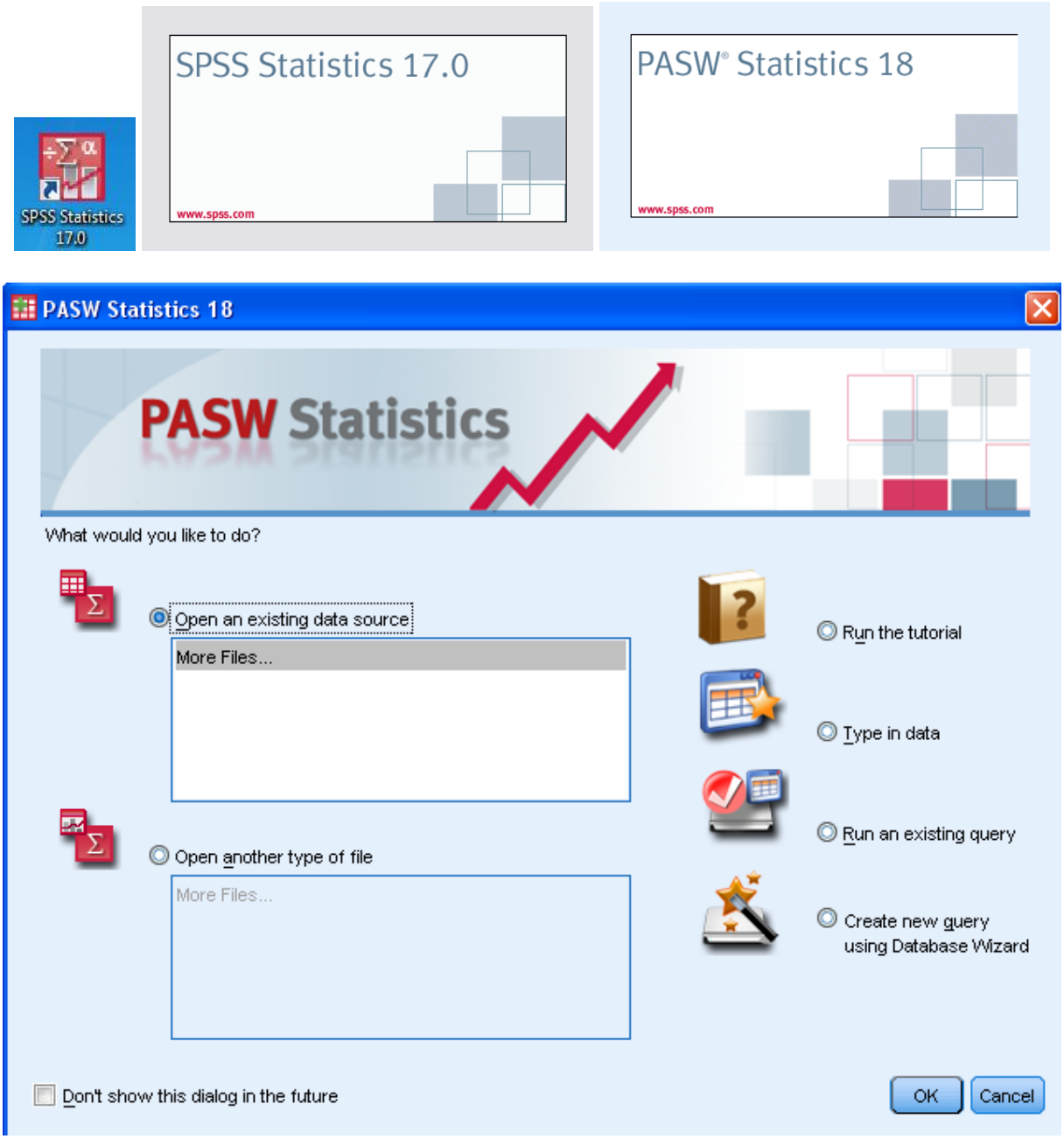
5.1.1. SPSS

Az SPSS (Statistical Package for the Social Sciences) a világ piacvezető statisztikai szoftvereként hirdeti önmagát – nem teljesen alaptalanul. Nevének megfelelően eredetileg a társadalomtudományok területét célozta meg, és használata az egyetemi-akadémiai szférában világszerte elterjedt. Kezdetei 1968-ig nyúlnak vissza, amerikai-kanadai gyökerekkel. Statisztikai programjai teljes körűek, rendkívül jól kezelhető, a világon valóban mindenhol megtalálható, népszerű programcsomag. A statisztikai eljárások csoportosítása jól áttekinthető, egyértelmű és tiszta logikát követ. Az összetettebb, „haladó" eljárások megtalálása viszont a súgó használata nélkül nem mindig egyszerű. Beállítási lehetőségei rendkívül változatosak, ezért néha kissé nehézkesnek tűnhet, használatát mégis hamar meg lehet szokni. Súgó, oktató és „edző-tanácsadó" programrészei is igen jól használhatók és

[6] Általánosságban is javasolható, hogy mind az adatainkat, mind az adatfeldolgozás eredményeit több formátumban is mentsük el. Így a későbbiekben is biztosan hozzáférhetünk minden adatunkhoz és eredményünkhöz az időkorlátos licenszek lejárta után.

[7] Nagy és összetett adatbázisok különféle elemzésére és folyamatellenőrzésére szolgáló statisztikai alapú, speciális eljárások. Elsősorban az üzleti életben használatosak. Az utóbbi években megjelentek és rohamosan fejlődnek a szövegelemzéssel foglalkozó statisztikai szoftverek is, amelyek az adatbányászati technikák analógiájára kerültek kifejlesztésre. (Data Mining, Text Mining)

nagyon részletesek. Grafikája nem túl látványos, nem tartozik az erősségei közé, de tág határok között állítható. 2005-ig a magyar felsőoktatás oktatási-kutatási célokra – dátumkódos korláttal – ingyenesen használhatta a programcsomagot. 2005 őszén ezt a rendszert megszüntették, illetve teljesen átszervezték, de az egyetemek továbbra is kedvezményesen juthatnak hozzá a programcsomaghoz. 2006 elején a 14.0 verziónál tartottak, azóta évente jön az újabb verzió, már piacra került a 19.0 változat is (2011). Az egyes verzióknál kisebb-nagyobb módosítások fellehetők, a jól bevált alapokon azonban szerencsére nem változtattak. Az adat fájlok *.sav vagy *.por kiterjesztésűek, ugyanakkor számos más formátumot – közte a fő vetélytárs SAS formátumokat – támogat a programcsomag. Excel, dBase, Lotus formátumban is értelemszerűen minden adat megnyitható és menthető. A programcsomagról és a cégről aktuális információk a www.spss.com és a www.spss.hu weboldalakon találhatók.



3. ábra: Az SPSS ikonja és indító ablaka

5.1.2. SAS

Az SAS (Statistical Analysis System) talán a legnagyobb vetélytársa az SPSS-nek, a világ vezető üzleti analitikai szoftvereként hirdeti önmagát. Szintén amerikai eredetű, 1976-ban alapították a fejlesztő céget. Rendkívül komplex szolgáltatásokat tartalmazó, eredendően számítógépes hálózatokra, üzleti és banki alkalmazásokra fejlesztett programcsomag. Statisztikai programcsomag moduljai teljes körűek, de az átlagos felhasználók számára valószínűleg kissé nehézkesebben kezelhető vetélytársainál. Az egyetemi-akadémiai szférában nem igazán tud gyökeret verni, bár a SAS Egyetemi Programja hazánkban is megindult. A program magyarországi elindításával a hazai egyetemek számára is könnyen elérhetővé váltak a SAS szoftverei, amennyiben az egyetem azokat oktatási és tudományos munkájában kívánja használni. Az adatfájlok *.sd2 vagy *.xpt kiterjesztésűek. 2006 elején a 9.1.3 verziónál tartottak, 2010-ben pedig a 9.2 változatot használják. A programcsomagról aktuális információk a www.sas.com és a www.sas.com/offices/europe/hungary/ weboldalakon találhatók.

5.1.3. StatSoft STATISTICA

Az 1984-ben alapított StatSoft Inc. társaság nemes egyszerűséggel STATISTICA néven forgalmazza programcsomagját. Az előzőekhez képest talán ez a leginkább felhasználóbarát programcsomag, nagyon szép és sokoldalú grafikai háttérrel és lehetőségekkel. Az összes programcsomag közül jelenleg ez idomul legjobban a Windows környezethez. Külön támogatja a kezdő felhasználókat a minden alkalmazásnál megtalálható, leegyszerűsített „Quick” kezelőfelületekkel. Ugyanakkor a statisztikai eljárások, analízisek csoportosítása kissé sajátos logikát követ. Az egyszerűbb eljárások könnyen megtalálhatók és könnyen kezelhetők (Basic Statistics), bár csoportosításuk már itt sajátságos. Ezen túlmenően – és pl. az SPSS-hez viszonyítva – viszont igencsak „keresgélni” kell az egyes eljárásokat, és nagyon könnyen valamilyen „komplikált” változatot sikerül elindítani. A programcsomag nagy előnye, hogy a futó analízisek bármelyik lépéséhez könnyedén vissza lehet térni, és az esetleges szükséges pontosításokat könnyű elvégezni. A programcsomag megengedi párhuzamosan több analízis megnyitását, de ettől függetlenül is „hajlamos” kissé túl sok ablak megnyitására. Az adat fájlok *.sta kiterjesztésűek, és ez a programcsomag is számos más formátumot támogat. Excel, dBase, Lotus/Quattro formátumban értelemszerűen minden adat megnyitható és menthető. 2006-ban a 7.1 verziónál tartottak, 2009-ben kijött a 8.0 verzió, 2010-ben pedig a STATISTICA 9. Ezek a változatok – a korábbiakkal szemben – már teljes körűen képesek az SPSS és a SAS formátumok kezelésére is. A program egyetemi keretek között itt is időkóddal védett. Az SPSS-hez hasonlóan az egyes verzióknál kisebb-nagyobb módosítások fellehetők. A bevált alapokon azonban szerencsére eddig a StatSoft sem változtatott – így a korábbi tan- és szakkönyvek itt is jól használhatók. A programcsomagról aktuális információk a www.statsoft.com és a www.statsoft.hu weboldalakon találhatók.



4. ábra: A StatSoft STATISTICA ikonja és indító ablaka

5.1.4. BMDP

A BMDP (Biomedical Data Processing) is több mint 30 éve a statisztikai szoftverpiac szereplője, a PC-k előtti „nagygépes" korszak igen sikeres képviselője. A korral haladva Windows alapú változatai is kifejlesztésre kerültek. Nevének megfelelően az élettudományok képviselői alkalmazzák előszeretettel. Ugyanazokat a statisztikákat „tudja", mint a többi programcsomag. Az SPSS és az SAS, valamint a leggyakoribb adatbázis-kezelőkben létrehozott adatfájlokat is tudja kezelni. A programcsomagról aktuális információk a www.statsol.ie/bmdp/bmdp.htm weboldalon találhatók.

5.2. Statisztikai alapfogalmak

5.2.1. Populáció és minta

A statisztika a tömegjelenségek leírásával és jellemzésével foglalkozó tudományág. Megállapításai és eredményei egyedi esetekre, egyénekre csak rendkívül korlátozottan és nagy hibahatárokkal vonatkoztathatók. A jelenségek leírásához többnyire elégséges a számtani alapműveletek használata. A jelenségek sokoldalú jellemzéséhez, összefüggéseik és sajátosságaik, törvényszerűségeik feltárásához azonban összetettebb matematikai módszerek alkalmazása is szükséges. Ez már a matematikai-statisztika területe. Központi eleme a becslés, és a becsléshez kapcsolódó valószínűségek, hibahatárok elemzése. Mindezeket különböző célú hipotézisvizsgálati eljárásokkal oldja meg. A biológiai jelenségek vizsgálatára szolgáló matematikai-statisztikai módszereket – pontosabban e módszerek alkalmazását biológiai jelenségekre – biometriának is szokás nevezni. (A kifejezés nem keverendő össze az egyedi azonosításra alkalmas biometrikus jellemzőkkel, mint pl. az ujjlenyomat.)

Az alapfogalmak közül elsőként a populáció és a minta meghatározásával kell kezdenünk. ***A populáció – magyarul „alapsokaság" – valamilyen ismertető jegyek, tulajdonságok alapján összetartozó egyedek összességét jelenti.*** A populáció általában nagy, igen sok egyedből áll. Legszélesebb értelmezésében minden korábban létezett, és a jövőben létező egyed és eset beletartozik. Teljes körű felmérésére tehát nem nyílik lehetőség, ezért csak mintát veszünk az alapsokaságból. ***A minta a populáció vizsgált része.*** Az azonban nem teljesen mindegy, hogy honnan, a populáció melyik részéből veszünk mintát. A mintának ugyanis jól kell képviselnie, jellemeznie a populációt. Bár a populációt valamilyen közös jellemzők, ismertető jegyek alapján minősítjük összetartozó egyedek összességének, azonban más – „alacsonyabb rendű" – szempontok szerint egymástól részben elkülöníthető részei is lehetnek. A populációból vett mintának e részeket is képviselnie, reprezentálnia kell. A reprezentatív minta előre meghatározott szempontok szerinti, meghatározott mintavételi

eljárással kiválasztott, általában nagy elemszámú mintát jelent. Újabban a szükséges minta megválasztásának elősegítéséhez speciális modulokat is fejlesztenek a legnagyobb statisztikai szoftvercégek.

5.2.2. Adatok, skálák

A vizsgálatok során kapott/keletkezett adatok jellegzetességei behatárolják az adatfeldolgozás lehetőségeit és kereteit. Az adataink jellemzőivel ezért tisztában kell lennünk. Az adatok jellemzői több szempont szerint csoportosíthatók.

Az adatok ***jellegük szerint*** lehetnek:

- minőségi / megállapítható / kvalitatív, vagy
- mennyiségi / mérhető / kvantitatív adatok.

A két típust alapjában az adatok mérhetősége különbözteti meg. Általánosságban elmondható, hogy a mennyiségi adatokból mindig képezhetők minőségi jellegű adatok (gyakoriságok, kategóriákba/osztályokba sorolások, rangsorok), míg fordítva ez alapesetben nem lehetséges. A mennyiségi adatok sokszor összevonhatók, átlagolhatók, a minőségi adatoknál ez többnyire értelmetlen rangsorok és kategóriák esetében egyaránt. (Pl. ha a férfiak=1, nők=2 kódolással megállapítható adatokat képezünk, ezek összege=3 értelmezhetetlen, átlagolásuk pedig pusztán azt mutatja, hogy milyen arányú a két nem aránya az adott mintában.)

Az adatok ***értékük / értékkészletük*** szerint lehetnek:

- bináris,
- diszkrét,
- folytonos adatok.

A bináris adatoknál mindig csak két (tetszőleges) érték fordulhat elő. Igen gyakori a „0-1” („nem - igen”) érték – bár ez a későbbi számításoknál gondot is okozhat, mivel nullával nem lehet osztani. Általános szabályt nehéz kimondani, de ha lehet, kerüljük el a nulla érték kategória változóként kezelését, esetleg csak az „igen-nem” típusú változóknál használjuk[8].

A diszkrét adatok jellemzője, hogy „pontszerűek”, az értékek között nincs folytonosság, a legtöbb esetben az értékek közötti tartomány nem is értelmezhető. Tipikus példái a rangsorok, darabszámok, évszámok, kategóriába sorolások stb. (Bár pl. a „kapcsolt rangok”, vagy az évszámok esetében részben értelmezhető több érték közötti tartomány is – lásd a későbbiekben.)

A folytonos adatok tetszőleges pontossággal megadhatók és bármely két érték közötti tartomány is értelmezhető. A „folytonosság” mérhető adatok értékkészletének jellemzője.

Az adatok a ***skála típusa szerint*** is csoportosíthatók. Az alábbi skálák különböztethetők meg:

- nominális / névleges skála („igen-nem”, „egyezik - nem egyezik”, sorba nem rendezhető kategóriák) >>> kvalitatív
- ordinális / sorrendi / rendező skála („nagyság szerinti sorrend”) >>> kvalitatív jellegű
- intervallumskála („értékei között azonos intervallumok helyezkednek el”, a különbségek számszerűek, de diszkrét jellegűek, és nem ismert vagy értelmezhetetlen a zéró pontja; pl. pontrendszerek, IQ) >>> kvantitatív, de az arányoknak nincs feltétlenül érdemi információértéke, ugyanakkor hasonlít az arányskálára

[8] Előfordulhatnak persze olyan esetek is, ahol éppen „0-1” értékek használata a kívánatos. Bővebben lásd a „dummy” változóknál a könyv 4.9 fejezetében.

- arányskála (ismert a „kezdőpont”, a „nulla” pont, és valamilyen „etalonhoz” viszonyít. Hasonlít az intervallumskálához, de annál általánosabb, és egyértelmű arányokat jelent. Tipikus példái bármelyik általánosan elfogadott mértékrendszerben mért adatok.) >>> kvantitatív, elvileg folytonos

A nominális (nominal, categorical) skála kategóriákat, csoportokat foglal magába. Eredendően nem számszerű, számszerűsítése csak kódolásnak tekinthető. Gyakran csak bináris adatokat tartalmaz („két kategória”). Több kategória esetén az értékkészlete is nagyobb, de ez esetben is mindig diszkrét értékeket képez. Fontos, hogy a nominális skála értékei egymáshoz nem viszonyíthatók, nem adhatók össze, nem rendezhetők, nem átlagolhatók, nincs „kisebb-nagyobb”, „jobb-gyengébb” stb. A nominális skála mindig kvalitatív adatokat jelent, és ennek megfelelően soha nem tartalmaz folytonos eloszlású adatokat.

Az ordinális (ordinal, ordered categorical) skála valamilyen szempont(ok) szerint rendezett több kategóriát, csoportot foglal magába. Eredendően nem szám, de számszerűsítése egymáshoz való viszonyításnak tekinthető. Gyakran más számszerűsíthető vagy mért eredmény relatív általánosításának tekinthető, amely már független az „eredeti” abszolút különbségektől (pl. versenyek esetén). Tipikus esetei a rangsorok és a „növekvő” vagy „csökkenő” kategóriánkénti előfordulási gyakoriságok.[9] Az ordinális skála is mindig diszkrét adatokat tartalmaz és alapjaiban kvalitatív jellegű adatokat jelent.[10] (Azért csak „alapjaiban kvalitatív”, mert bizonyos körülmények között az egyes kategóriák statisztikai osztályoknak, illetve adott esetben intervallumskálán elhelyezkedő változóknak is tekinthetők. Folytonos adatok is besorolhatók rendezetten „növekvő kategóriákba”, osztályokba. Mindezeknek azért van elvi jelentősége, hogy az eredetileg ordinális skálán elhelyezkedő adatok feldolgozásánál alkalmazhatunk-e paraméteres eljárásokat – amelyek eredendően kvantitatív adatokat feltételeznek.)

Az intervallumskála (interval) olyan pontosan behatárolható adatokat foglal magába, amelyek meghatározott feltételek között, egységes intervallumokon belül értelmezhetők. Eredendően számszerű, mennyiségi jellegű, de az esetek többségében diszkrét értékeket követ az egységes intervallumok miatt. (Elvileg nincs törtrészű intervallum, nincs „fél” alma, nincs „fél” hiba). Legfontosabb jellemzője, hogy az egyes intervallumok közötti számszerű különbségek nem feltétlenül jelentenek egyértelmű arányviszonyokat.[11] Másik fontos

[9] Tulajdonképpen az iskolai osztályzatok is ordinális skálán helyezkednek el, az „eredeti” és egymáshoz képest rendezett kategóriák: elégtelen, elégséges, közepes, jó, jeles. Ez a minősítés jól számszerűsíthető, de az így kapott adatok egyértelműen diszkrétek és kvalitatív jellegűek. Más kérdés, hogy a pedagógiai kutatásokban az osztályzatokat – az „erősebb” paraméteres statisztikai eljárások alkalmazhatósága miatt – többnyire intervallumskálán elhelyezkedő értékeknek tekintik, lásd *Falus I.* (1993, 2000, 2004) munkáit. Nem is alaptalanul, mert elvileg lehetne pontosabban „mérni” a teljesítményeket, és egységes intervallumok vannak az egyes értékek között. Arról nem szólva, hogy a záró osztályzatok többnyire kerekítések eredményei. A pedagógiai értékelés pedig számos más, a nálunk általában használtnál sokkal részletesebb, nagyobb terjedelmű skálát is használ. Más oldalról viszont pl. a 4-es osztályzat nem egyértelműen „kétszer jobb” a kettesnél, és pláne nem „négyszer jobb” az elégtelennél, a skála zéró pontja pedig értelmezhetetlen – azaz tipikus intervalluskálaként is felfogható.

[10] Alapjaiban tipikus ordinális skála a kérdőíves módszereknél gyakran alkalmazott, attitűd vizsgálatokhoz kidolgozott, eredetileg ötfokozatú Likert-skála. Néhány fokozatú terjedelme és diszkrét értékei miatt „alapjaiban” kvalitatív jellegű. De ez a skála lehetne százas, ezres vagy még nagyobb terjedelmű – amitől persze a „pontossága” nem feltétlenül javulna. Az adatfeldolgozás során hasonló esetekben általában már a paraméteres eljárásokat alkalmazzák, lényegében kvantitatívnak – és egyszerűen „csak” osztályba soroltnak, így intervallumskálán elhelyezkedőnek – tekintve a felmérési eredményeket.

[11] A nem egyértelmű arányviszonyokra nagyon szemléletes *Szokolszky* (2004) „a zseni és az idióta” példája: az IQ skálán 80 és 160 pontot elérő két személy esetében nem mondható az, hogy az egyik kétszer okosabb a másiknál.

jellemzője, hogy nincs egyértelmű zéró pontja. Az intervallumskála ezzel együtt mindig kvantitatív adatokat tartalmaz. A kutatói gyakorlatban az intervallumskálán elhelyezkedő adatok feldolgozásánál bevett gyakorlat a paraméteres eljárások alkalmazása – jóllehet ez elvileg feltételezi a kvázi folytonos eloszlást. Ugyanakkor pl. pontszámok esetén nincs elvi akadálya a tizedes értékek használatának. Hibaszámoknál viszont értelmetlen törtrészű hibákról szólni, de azt sem lehet mondani, hogy kétszeres hibaszám egyértelműen kétszeres teljesítményromlást, negatív hatást okoz. Az intervallumskála lényegének megértése alapvető jelentőségű, mert a társadalomtudományok számos területén mindent elkövetnek, hogy a kutatások során kapott adatok ezen a skálán elhelyezkedőnek tekinthetők legyenek (lásd 4.9 fejezetet).

Az arány- vagy arányos (proportional) skála tulajdonképpen hasonló az intervallumskálához, csak annál általánosabb és teljesen egyértelmű arányokat jelez. Valamely „etalonhoz" viszonyít, és a skálának egyértelmű a nulla pontja. Annyiban hasonló az intervallumskálához, hogy az „etalon" jelenti a skála alapintervallumát, ami a nagyságrendektől függően akár különböző dimenziókban is megragadható, tetszőleges helyi értékű pontossággal. Eredendően számszerű, és folytonos eloszlású, kvantitatív adatokat foglal magába. Az összes használatos mértékegységünk arányskálát képez. A mérési pontosság kizárólag technikai kérdés. Használatánál mindössze arra kell ügyelni, hogy az azonos jellegű, de különböző dimenziójú mértékegységek egymástól eltérő számrendszerűek lehetnek. A mértékegységek átváltásánál főleg az időadatoknál kell figyelni.

Az adatok csoportosítása szempontjából a skála típusa szerinti besorolást tartom a legfontosabbnak. Ez ugyanis egyértelműen behatárolja az adatok feldolgozhatóságának kérdését. A sporttudomány területén (itthon) az utóbbi időkben elfogadott nézet szerint szentségtörés számba menne például kérdőíves adatokra többváltozós paraméteres eljárásokat „ráereszteni". Részemről, személy szerint ezt a hozzáállást szélsőségesnek tartom. E nézet képviselőinek ajánlom, hogy kissé nézzenek utána a szociológiai szakirodalomnak. Külön ajánlom figyelmükbe *Székelyi M.- Barna I.* (2005) SPSS-el kapcsolatos módszertani kézikönyvét – amely kizárólag többváltozós technikákat tárgyal. A kulcskérdés az, hogy milyen technikákkal lehet alapjaikban megállapítható adatokat intervallumskálán elhelyezkedőnek tekinteni, illetve intervallumskálára „forgatni", transzformálni. A kérdés nem új keletű, hiszen a már említett Likert-skálát pont emiatt találták ki. Nyilván az sem véletlen, hogy az elvi vitákat megkerülendő saját tudományterületükre jellemző statisztikai terminológiát használnak a társadalomkutatók. Példaként a „mérési szint" és a „dummy változó", a „dummyzás" esetét hoznám fel[12]. Társadalomkutatók számára e fogalmak nem ismeretlenek, míg a sporttudományt űzők jelentős részének újszerűek lehetnek. A mérési szinthez jelzőket is szokás kapcsolni, így pl. alacsony meg magas mérési szintet gyakran említenek. A fogalom kapcsán lényegileg az alkalmazott skála típusáról van szó, és maga a besorolás is intervallum jellegű a jelzős nyelvtani szerkezet révén. A névleges skála alacsony mérési szintet, az intervallum és különösen az arányskála magas mérési szintet jelent. A társadalomkutatók tehát ebben az értelemben minden keletkezett adatukat valamilyen mérés eredményének tekintik. Függetlenül attól, hogy ténylegesen mért vagy megállapított adatokról van-e szó, hiszen arra a „mérési szint" eleve utal. A gyakorlatban még kérdőíves módszerekkel kapott gyakorisági értékeket is felhasználnak, „beforgatnak" pl. egy 100 fokozatú Likert-skálába. Ebbe a gondolatmenetbe illeszkedik a „dummy" bináris változó, amely „lefordítva" olyan intervallumskálát jelent, amely egyetlen intervallumból áll – és kivételesen esetleg a nulla pontja is értelmezhető. (Vagy ha így valakinek jobban tetszik: az intervallumskála két pontszerű intervallumot foglal magába, a pontokon kívüli területek

[12] Dummy: ál-, formális, látszólagos. Az autók ütközési tesztjeinél alkalmazott tesztbábut is szokás „Dummy"-nak nevezni. A statisztikai zsargonban a „dummy variable" vakváltozóként ismeretes.

értelmezhetetlenek. Az esetlegesen számított, a két pont számszerű értéke közé eső „statisztikák” – pl. átlag – pusztán a két végpont előfordulási arányára utalnak.) A dummyzás a kérdőívek adatainak „igen-nem” szintű kezelését jelenti. Ha az intervallum kezdetét „0=nem” , az intervallum végét pedig „1=igen” képezi, a számszerűség miatt még regressziós modellben is értelmezhető eredményeket kaphatunk. Vegyük észre az analógiát a számítógépek működési alapelvével! A dummyzás esetében természetesen tetszőleges két számmal kódolható az „igen-nem/van-nincs” esete, de a további számításokhoz a „0-1” a leghasználhatóbb, minden más megoldás csak értelmezési problémákhoz vezet. Pl. a hazánkban használatos nembeli kódnál „1=férfi”, „2=nő” használata az elmúlt közel 30 évben megszokottá vált. Ez csoportosítási változóként kitűnően használható, jelentését is gyakorlatilag mindenki tudja. Dummy változóként bevonva valamilyen többváltozós analízisbe viszont már értelmezési gondokat eredményezhet, ez esetekben célszerű legegyszerűbb lineáris transzformációként eggyel csökkenteni számszerű értékét (0=férfi, 1=nő). Ezzel együtt most is hangsúlyoznám, hogy a hazai sporttudományi gyakorlatban hasonló esetben nagy valószínűséggel azonnal elkezdenék vitatni az esetleg alkalmazott statisztika adekvát, megengedhető voltát.

Adataink változókhoz, paraméterekhez tartoznak. A két fogalom jelentése hasonló, az általánosabb jelentésű a változó, pontosabban ***valószínűségi változó***. A fogalom alatt az adott populációban vizsgált jelenség/objektum nem állandó értékű, hanem a valószínűségi törvények szerint változó, a véletlentől is függő, de azonos módon rögzített jellemzőjét értjük. ***Paraméternek*** a vizsgált objektum/jelenség mért, számszerű jellemzőjét, tulajdonságát nevezzük, amelynek az alábbiak a sajátosságai (*Fábián-Zsidegh* 1998):

- számszerű, mennyiségi jellegű,
- egyetlen számmal jellemezhető,
- egyértelmű,
- pontos, értelmezhető.

A változóval szemben nincsenek ilyen megkötések, általánosabban használható a fogalom, vagy ha fentieknek nem teljesen felel meg a vizsgált jelenség/objektum valamely jellemzője. A két fogalom közti különbségekre utal a statisztikában a paraméteres és nemparaméteres eljárások megkülönböztetése is. (Előbbi a mennyiségi, utóbbi a minőségi adatok feldolgozására szolgál.) Ugyanakkor figyeljünk fel arra, hogy a paraméter jelen meghatározásánál nem kikötés az arányskála használata, csak a mennyiségi jelleg. A fogalom meghatározása és megkülönböztetése szorosan kapcsolódik az előzőekben az intervallumskálával kapcsolatba említett problémakörhöz.

A statisztikában gyakran előfordul még a ***függő és független változók*** megkülönböztetése. A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy egyik tulajdonság függvényében miként változik egy másik tulajdonság, ami értelemszerűen többváltozós esetekre is értelmezhető. Szűk értelemben csak a regresszió számításoknál használjuk. Tágabb értelmezésben az analízis tárgya a függő változó, amelyet az adott vizsgálati beállítás függvényében elemezünk. Különbségek elemzésénél például a kategóriák, csoportok tekinthetők független változónak, melyek „függvényében” vizsgáljuk a különbségek alakulását és jelentőségét, azaz szignifikanciáját. (Az adatbázisban a legtöbb esetben létre is kell hozni egy vagy több „csoportosítási”, besorolási változót – ami jellegében kvalitatív és diszkrét értékeket vesz fel.)

5.2.3. Hipotézisek, szignifikancia

A ***hipotézis*** feltételezést, feltevést jelent, formájában ***igazolásra szoruló állítás, kijelentés***. A feltételezés a vizsgálat várható eredményére irányul. Az ***igazolt hipotézis*** pedig a ***tézis***. (A vizsgálatok jelentős részénél több hipotézis is megfogalmazható.)

Fentiek – és negatív tapasztalataim – következtében fontosnak tartom hangsúlyozni, hogy a hipotézisek tulajdonképpen sohasem lehetnek kérdő mondatok! Mi van ugyanis előbb, a kérdés vagy felelet, azaz az állítás? Ha szembekerülünk egy problémával, az kérdéseket vet(het) fel. A megoldás várható irányát a feltételezés(ek) körvonalazzák, a kérdésre adott válasz(ok) pedig a tézis(ek). Függetlenül attól, hogy az „eredmény" negatív vagy pozitív, esetleg „semleges", eldöntetlen. Függetlenül attól, hogy a várható eredmény „rutin" jellegű megoldás, vagy váratlan, szokatlan, esetleg ismeretlen eredetű események befolyásolják. Ez nemcsak a tudományban, hanem napi életünk során is így van. A különbség csak annyi, hogy a napi életben a problémafelvetést, kérdésfeltevést, hipotéziseket, és a megoldás eredményeképpen kapott téziseket általában nem szokás tételesen megfogalmazni. De lehetne, még egy egyszerű postai csekk esetében is.

A hipotézisek több formája megkülönböztethető a vonatkoztatási rendszer alapján, amelyeket különböző jelzős szerkezetekkel fejezünk ki. Így gyakran találkozhatunk a „munkahipotézis" kifejezéssel, ami tulajdonképpen előzetes feltételezést jelent, amely szerint a vizsgálatainkat elkezdtük. Ezek pontosítása a későbbiekben többnyire feltétlenül szükséges. Néha találkozhatunk az „alternatív hipotézis" kifejezéssel is, ami inkább elméleti, logikai jelentőséggel bír. Hipotézis és alternatív hipotézis ugyanis egymás ellentettje, egymás kiegészítője és egyúttal egymás kizárója. Az alternatív hipotézis az „eredeti" hipotézissel szemben támasztható állítások összességét magába foglalja (elvileg).

A vizsgálataink során felállított hipotézisek többnyire alkalmatlanok konkrét statisztikai vizsgálatokhoz, ezeket „le kell fordítani" a statisztika nyelvezetére. Egy olyan formulát kell találni, amely általános, minden esetben alkalmazható és értelmezhető, számszerű, és mindig ugyanazt az értéket feltételezi. A feltételeknek egyetlen megoldás felel meg, ha a várható eredményt nullának feltételezzük. A statisztikában ezért kitüntetett szerepe van a ***nullhipotézisnek***, azaz a várható változás, különbség, összefüggés egyenlő nullával. Ezt egy lehetséges változatként nem kell indokolni, szemben az alternatív hipotézissel, ahol a mérték és a nagyságrend számtalan, részben bizonytalan tényező függvénye lehet. A nullhipotézis tehát azt feltételezi, hogy nincs különbség, nincs változás, nincs összefüggés a vizsgált változóknál. A statisztikai analíziseknél mindig közvetve, a nullhipotézis elvetésével vagy megtartásával valószínűsíthetők az eredmények.

Itt egy igen lényeges ponthoz érkeztünk. A statisztika ugyanis soha semmit nem bizonyít, vagy nem vet el. A statisztika csak valószínűsít, valószínűségi alapon becsül értékeket. A statisztikai analízisek mindig becslések, amelyek hibahatárokkal rendelkeznek (a hibahatárokat bizonyos esetekben konfidencia – megbízhatósági – intervallumoknak nevezzük.) A nullhipotézis elvetése vagy megtartása is valószínűségi alapokon álló becslésnek tekinthető. Azt kell eldönteni, hogy valószínűségi alapon különböznek-e ***jelentősen (szignifikánsan)*** az eredmények nullától?

Az angol „significant" kifejezésből eredően használjuk a tudományos életben a „szignifikáns" jelzőt. Tulajdonképpen egy konvenció és némi számmisztika eredménye. E konvenció szerint 95%-os, 99%-os és 99,9%-os valószínűségi szinten tekinthetők az eredmények jelentősnek. E szintek meglétét ellenőrizni, „próbázni" kell. A statisztikában a „probabilitás" jele a „p", értéke 0 és 1, illetve 0% és 100% között változhat. A „p" ténylegesen valószínűségi szintet jelent a statisztikában. Az előzőekben jeleztem, hogy az analíziseknél a nullhipotézist vizsgáljuk, és ennek bekövetkezési valószínűségének megállapítása az analízis végső célja. Igazából azonban közvetve, a nullhipotézis elvetésével állapítható meg az eredmények szignifikanciája. A jelentőség kimondásához tehát a nullhipotézis fennállásának (fenntartásának) valószínűsége 5% alatt kell legyen, amit „maradék valószínűségnek" is szokás nevezni. A szokásos jelölések:

- $p>0,05$ nem szignifikáns (n.sz.)
- $p<0,05$ szignifikáns (sz.)

- $p<0,01$ erősen szignifikáns (e.sz.)
- $p<0,001$ igen erősen szignifikáns (i.e.sz.)

Gyakorlatilag ez azt jelenti, hogy ha a mintavételünk a populációból megfelelő volt, akkor $p<0,05$ szinten 100 esetből 95 esetben hasonló, 5 esetben eltérő eredményt várhatunk.

A statisztikai analízisek mindig a nullhipotézis fennállására vonatkozó becslések, ezért magukban hordozzák a tévedés, a hibázás lehetőségét. Két fajta hiba különböztethető meg. Az első fajta hibánál elvetjük a nullhipotézist, pedig az igaz. Ez a téves elutasítás hibája. (Azaz szignifikánsnak tekintjük az eredményt, pedig nem az. Kifogtunk egyet az „ellentétes" eredmények közül.) Az első fajú hiba ellen a szignifikancia szint emelésével lehet védekezni, és a szignifikancia szint egyúttal jelzi az első fajta hiba bekövetkezésének valószínűségét. A második fajta hiba az elsőnek az ellentéte: megtartjuk a nullhipotézist, pedig az hamis, téves. Ez a téves elfogadás hibája. (Azaz tévesen nem szignifikánsnak minősítjük az eredményt.) A második fajú hiba ellen az elemszám növelése nyújthat védelmet, bekövetkezésének valószínűsége azonban nem határozható meg.[13] (Bár a szükséges minta megválasztásához kifejlesztett legújabb speciális statisztikai modulok, amelyeket elsősorban szociológiai, közvélemény és piackutatásokat céloznak, már tartalmaznak becslést a második fajú hibára is.)

5.3. Leíró statisztikák

A leíró statisztikák (decriptives, basic statistics) a minta egyik változójának alapvető jellemzőit adják meg. Ahogy a nevében is benne van, leírják a mintát, a minta jellemzőit foglalják magukba. Szokás ***alapstatisztikának*** is nevezni. A kapott értékek a további elemzések, statisztikai próbák során felhasználásra kerülnek, kiindulási pontot jelentenek. Bár az alapstatisztikák nem tartalmaznak hipotézisvizsgálati elemeket, az eredmények mégis valamilyen hibával rendelkező becslésnek tekinthetők. A minta jellemzésével ugyanis a populáció egészére kívánunk következtetéseket levonni.

A mintát alapvetően elemszáma, középértékei, és adatainak változékonysága jellemzi. A vizsgált esetek/egyedek (cases) számát ***elemszámnak*** nevezzük, jelölése: N, n (number).

5.3.1. Középértékek

A változékony adatok egy számmal jellemzését a ***középértékek*** adják meg. Középértékek: medián, módusz, átlag (median, modus, mean). Közülük legfontosabb az átlag, de a másik két középérték is lényeges információkat hordoz. A különféle középértékek az egyes adatok elhelyezkedése, az adatok eloszlása alapján egymástól kissé eltérhetnek. Egyetlen esetben azonosak számszerűleg, ha az adatok a későbbiekben tárgyalandó ún. normális eloszlást követik.

[13] Az elemszám korlátlan növelése ezzel együtt nem indokolt. Az analíziseknél kapott statisztikai eredményekre vonatkozó szignifikancia határok elemszám – pontosabban szabadságfok – függőek, magasabb elemszámoknál alacsonyabbak az ugyanazon szignifikanciához tartozó határértékek. A többváltozós analízisek pedig tényleges különbségek/összefüggések esetén különösen hatékonyan jelzik a szignifikáns eredményeket. Az célszerű, hogy az elemszám lehetőleg haladja meg a 30-at vizsgálati csoportonként. Többváltozós esetekben pedig az elemszám jóval haladja meg a változók számát. Az azonban a lényeget tekintve többnyire mindegy, hogy néhány száz vagy többtízezres elemszámú a mintánk. (Arra persze ügyelni kell, hogy a teljes vizsgálati mintát esetleg „almintákra" bontva maradjon elégséges elemszám a kialakított csoportokban.)

A ***medián*** a nagyság szerint rendezett adatok közül a középső, „50%-os” érték, amelynél az ennél kisebb és nagyobb adatok száma azonos.

A ***módusz*** a leggyakrabban előforduló érték. A másik két középértékkel szemben a móduszból több is lehet, mert több érték is előfordulhat azonos gyakorisággal.

Az ***átlag*** vagy számtani közép az adatok összegének és elemszámának hányadosa.

Jelölése: $\bar{X}$, $\bar{x}$, vagy M. Tetszőleges pontossággal megadható, de maximum a mérési pontosságot 1 helyi értékkel (1 tizedessel) meghaladó adattal szokás megadni.

5.3.2. Az adatok változékonyságának mutatói

A középértékek önmagukban nem jellemzik kielégítően a mintát, ehhez ismerni kell az adatok tömörülését, az adatok változékonyságát mutató mérőszámokat is. Az adatok átlag körüli elhelyezkedése és tömörülése, szétszórtsága, azaz ***szóródása*** több értékkel is jellemezhető. Ezek közül legfontosabb és a további analízisek során is felhasználható mérőszám a szórás.

Az adatok változékonyságának „legdurvább” jellemzője a ***terjedelem***, ami a ***szélsőértékek*** (minimum-maximum) közötti különbséget jelenti. A szélsőértékek között az egyes adatok előfordulási gyakorisága adja az ***eloszlást***, ami tovább részletezhető. A nagyság szerint sorba rendezett adatok egyenlő darabszámú részekre bontását a ***kvantilisek*** jelentik. Az adatok tetszőleges számú egyenlő részre oszthatók, a gyakorlatban azonban főleg két kvantilissel találkozhatunk. A ***kvartilisek*** négy azonos előfordulási számú részre bontják az adatokat. Az alsó és felső kvartilisek a nagyság szerint sorba rendezett adatok 25 és 75 százalékos határát jelentik (a „harmadik” – pontosabban második – kvartilis a medián, az 50 %-os érték). A további tetszőleges pontosságú részletezést a „százalékos” értékek, a ***percentilisek*** nyújtják. Jelölésük „P” mellett egy szám (azaz a fentiekben tárgyalt értékek percentilis megfelelői: P0, P25, P50, P75, P100).

Az adatok változékonyságának, átlag körüli elhelyezkedésének egy számmal való jellemzése azonban az előzőek ellenére szükséges. Erre szolgálhatna az átlagos eltérés, az adatok középértéktől számított abszolút értékű eltéréseinek átlagolása (szumma abszolút differencia / N). Ez a mérőszám azonban a további statisztikai elemzésekhez nem használható. Az átlagtól való eltéréseket azonban valahogyan nyilvánvalóan figyelembe kell venni az adatok szétszórtságának jellemzésénél. Az eltérések különböző előjelűek lehetnek, ennek kiküszöbölése is szükséges. A legegyszerűbb megoldást a ***négyzetes eltérések*** figyelembe vétele nyújtja, ami számításba veszi az eltéréseket, és egyúttal kiküszöböli a negatív előjeleket. A négyzetes eltérések kvázi átlagolása adja a varianciát vagy szórásnégyzetet. A ***variancia*** az átlagtól való eltérések négyzeteinek összege osztva (n-1)-el. Jelölése: s^2,V.

A variancia négyzetgyöke a ***szórás***. (A statisztikában négyzetgyökvonásnál mindig csak a pozitív előjelű értéket vesszük figyelembe.) A szórást másképpen standard eltérésnek is nevezzük (standard deviation), jelölése: s, SD.

A szórás az adatok változékonyságának általánosan használt mérőszáma a statisztikában. A szórás négyzete a variancia, ami az adatok „variálódását” jelzi, és a legtöbb statisztikai módszer alkalmazásánál szerephez jut. Hangsúlyozni kívánom azonban, hogy a szórás nem egészen „kvázi átlagos eltérés”, mert alapját a négyzetes eltérések képezik – és ezek összegét nem az elemszámmal, hanem az úgynevezett szabadságfokkal osztjuk, ami a szórás esetében (n-1).[14] A szórás további alapstatisztikai mérőszámok kiinduló pontját is jelenti. Ezek az átlag hibája és a variációs együttható.

[14] Ha viszont a négyzetes eltérést az elemszámmal osztjuk és a kapott értékből négyzetgyököt vonunk, akkor az átlagos eltérést kapjuk meg. Ezt azért kell hangsúlyoznom, mert a négyzetre emelés önmagában keményen

A szórás kapcsán említett szabadságfok jelölése: df (degrees of freedom). A **szabadságfok** az egymástól függetlenül választható elemek számát jelenti. Ha a statisztika számítása során (a képletben) az elemek között érvényesül egy, vagy több összefüggés, akkor az összefüggés(ek) számát levonva az elemszámból kapjuk a szabadságfokot. Másképpen mindezek azt jelentik, hogy az elemszámból levonjuk az adott statisztika kiszámításhoz szükséges, az adatokból már meghatározott paraméterek számát. Az átlag esetében a szabadságfok az elemszámmal azonos, mivel az átlag kiszámításakor csak a minta adatait használjuk, a képletben nincs az adatokból előzetesen már kiszámított érték, statisztikai paraméter. A mintának csak az adatai szerepelnek a számlálóban, a nevezőben pedig az elemszám. A varianciánál, illetve a szórásnál viszont a már kiszámított átlaghoz viszonyítunk, az átlagtól való (négyzetes) eltéréseket összegezzük a számlálóban. Az átlag miatt egy összefüggés, meghatározottság érvényesül, ami a képletben is szerepel, így ez esetben a nevezőben szereplő szabadságfok (n-1). (Ténylegesen egyébként az összegről – szumma x – van szó. Egy meghatározott n elemű összegből (n-1)-et választhatunk szabadon, amelyekből az „utolsó" kiszámítható. A szabadságfokot ennek megfelelően „az egymástól függetlenül összeadandó elemek számának" is szokás nevezni.) A később tárgyalandó korrelációszámításnál pedig két átlag is „adott" (x és y változóké), ennek megfelelően a statisztika szabadságfoka (n-2).

Az ***átlag hibáját*** (standard error) más néven standard hibának, vagy az átlag szórásának is nevezik, esetenként középhibaként említik. Miután számításainkból végső soron az egész populációra kívánunk következtetni, ezért az elemszámoktól függően jelentkezik egy állandó hiba. Elvi jelentése az, hogy a populáció tényleges átlaga körül hogyan szóródnak a populációból vett különböző minták átlagai, illetve mennyire „pontos" az eredményünk. Értékét a szórás és az elemszám négyzetgyökének hányadosa adja ($s/\sqrt{n}$). Jelölése: $s_{\bar{x}}$, SE.

A ***variációs együttható*** (coefficient of variation) vagy más néven ***relatív szórás*** az átlaghoz viszonyított százalékos formában mutatja az adatok változékonyságát. Segítségével különböző dimenziójú és nagyságrendű változók szórása összevethető egymással. Motoros próbák, próbarendszerek esetében különösen célszerű a kiszámítása. Értékét a szórás és az átlag hányadosa adja ($s / \bar{x}$). Jelölése: v, s%, CV.

Az eredmények ábrázolásakor a diagramokon az átlagot és az átlag hibáját, vagy a szórást szokták feltüntetni. A statisztikai programokban ezt általában külön be lehet állítani, egyes grafikon típusok pedig mindkét értéket képesek megjeleníteni. Az értékeket ± értelemben értelmezzük és általában így is ábrázoljuk az átlag körül.

A leíró statisztikákhoz az előzőekben leírtakon túlmenően még a gyakorisági eloszlások és a standardizált értékek tartoznak, amit a következő fejezetben tárgyalunk. A leíró statisztikák szinonimájaként használt „alapstatisztika" fogalmába azonban beleérthető még az összefüggések kimutatására szolgáló ***korrelációszámítás*** is. (A StatSoft Statistica programja is a „Basic Statistics" menü második sorában, a „Descriptive statistics" után tartalmazza.) A korreláció tulajdonképpen két változó közötti összefüggést „írja le" egy mérőszám formájában, azonban itt már hipotézisvizsgálati eljárásról van szó. A korreláció szignifikancia vizsgálatától ugyanis nem lehet eltekinteni, így az eljárás lényegét tekintve a statisztikai analízisek, a statisztikai próbák közé tartozik. Az is kétségtelen viszont, hogy a

súlyozza, felnagyítja, „bünteti", kiemeli a nagyobb eltéréseket. A gyökvonás ezt a hatást kiküszöböli. Téves tehát az a néha hallható vagy olvasható vélekedés, hogy a szórás a négyzetre emelés miatt az átlagos eltéréshez képest felnagyítja az adatok eltérését az átlagtól. A szórás valóban nagyobb számszerűen, de ezt kizárólag az osztóban szereplő szabadságfok és elemszám különbsége okozza.

korreláció számítása mutat némi analógiát a szórás kiszámításával. Az eljárás részleteit a későbbiekben tárgyaljuk.

A könnyen hozzáférhető statisztikai programcsomagok korában alkalmazói szempontból nincs szükség a statisztikai képletek ismeretére, senki nem fog nekiállni „kézzel" számolni. Ráadásul a többváltozós eljárásoknál általában a mátrixműveletek sem mellőzhetők, amelyek pontos matematikai leírása az „egyszerű" alkalmazók többségét minden bizonnyal elriasztaná. Az alapstatisztikák esetében **a könnyebb megértést** mégis elősegítheti a vonatkozó képletek áttekintése (v.ö. a szabadságfoknál leírtakkal). A fejezet befejezéseként ezért röviden összefoglalom az eddig leírtakra vonatkozó képleteket. A számítógépeknél szokásos formulákat alkalmazom, a képletek egy sorba kerülnek, a szumma jelnél nem használom az indexeket (i=1,….n) stb.

Az alapstatisztikákra vonatkozó képletek (beleértve a korrelációt is):

Elemszám: n
Összeg: $\sum x$
Négyzetösszeg $\sum x^2$

Négyzetes eltérés („Summa Quadrat"): $SQ = \sum(x_i - \bar{x})^2 = \sum x^2 - \bar{x} * \sum x = \sum x^2 - (\sum x)^2/n$

Átlag: $\bar{x} = (\sum x)/n$
Szórás: $s = \sqrt{SQ/(n-1)}$

Átlag hibája (standard hiba): $s_{\bar{x}} = s/\sqrt{n}$

Varációs együttható: $v = s/\bar{x}$, $v\% = s/\bar{x} * 100$

Két változó esetén az előzőek analógiájára:
Összeg: $\sum x$, $\sum y$
Szorzatösszeg: $\sum xy$
Négyzetösszeg $\sum x^2$, $\sum y^2$
Négyzetes eltérés: SQ_x, SQ_y

Keresztszorzat („Summa Productum", SP, SQ_{xy}): $SQ_{xy} = \sum(x_i - \bar{x})*(y_i - \bar{y})$

$SQ_{xy} = \sum xy - \bar{x} * \sum y$

$SQ_{xy} = \sum xy - \bar{y} * \sum x$
$SQ_{xy} = \sum xy - (\sum x * \sum y)/n$

Korreláció: $r = SQ_{xy} / \sqrt{SQ_x * SQ_y}$

5.3.3. Gyakorisági eloszlás, percentilisek

Gyakoriságon azt értjük, hogy az egyes adataink hányszor fordulnak elő a mintában. Nagy adatterjedelem esetén az adatokat egyenlő intervallumokba, **osztályokba** sorolhatjuk[15].

[15] Ha nem programmal készíttetjük az osztályokba sorolást, akkor ügyelni kell az osztályhatárok megállapítására. A határokat úgy kell meghúzni, hogy egy adat ne tartozhasson két osztályba, azaz a szomszédos osztályok felső és alsó határa ne legyen azonos. Praktikusan adatainknál egy helyiértékkel nagyobb pontosságú határok eleve kiküszöbölik ezt a hibázási lehetőséget.

Osztályba sorolt adatoknál az egy osztályban előforduló adatok száma jelenti a gyakoriságot, amit osztálygyakoriságnak is hívhatunk. A statisztikai programok a gyakoriságokat („frequencies") minden egyes előforduló adatra, vagy tetszőlegesen beállított számú osztályra egyaránt megadják[16]. A frekvencia táblázatokat minden adatfeldolgozás első lépéseként le kell hívni[17], hogy adataink ellenőrzéseként a legdurvább adatrögzítési és elírási hibákat korrigálni tudjuk. (Ezek ugyanis a szélsőértékeknél, nagyságrendi tévedésként szoktak a leggyakrabban előfordulni.)

A korábbiakban már jeleztük, hogy az egyes adatok előfordulási **gyakorisága** (frequency) valamilyen **eloszlást** követ. A gyakorisági eloszlás grafikusan is ábrázolható, ennek oszlopdiagramját **hisztogramnak** nevezzük. A hisztogram vízszintes (x) tengelyén a mért értékek helyezkednek el, míg a függőleges (y) tengelyen az előfordulási gyakoriságok. A gyakoriságok összessége értelemszerűen azonos a minta elemszámával (N). Megadható a **relatív gyakoriság** is, ha a minta elemszámához viszonyított százalékos értékeket adjuk meg az y tengelyen. Ha adataink nem csak néhány, hanem sokféle számszerű értéket vesznek fel, akkor célszerű osztályba sorolt adatokat feltüntetni a hisztogramon. A statisztikai programoknál ilyen esetekben az osztályok kívánt száma tág határok között beállítható.

Az eloszlások lehetnek folytonosak és diszkrétek. A folytonos eloszlású adatoknál elvileg tetszőleges pontossággal, csak a méréstechnikai korlátoktól függően fordulhatnak elő az egyes adatok. Ilyenek például az időeredmények. A diszkrét eloszlású adatoknál viszont csak egész számok fordulnak elő, és a két szám közötti tartomány nem mérhető. Ilyenek például a hibaszámok, darabszámok, ahol tizedes értékek nem fordulnak elő.

Sokféle eloszlás létezik. Amennyiben minden adat egyforma gyakorisággal fordulna elő, akkor az adatok **egyenletes eloszlást** követnének. Ez az eset azonban nem igen szokott előfordulni. A sokféle eloszlás közül a statisztikában, illetve a biológiai és társadalomtudományokban kiemelt jelentősége van a **normális eloszlásnak**. A normális eloszlás a legtöbb statisztikai számításnak elvi előfeltétele. A normális eloszlás a folytonos eloszlások közé tartozik, grafikonját **Gauss-görbének** is szokás nevezni. A természeti jelenségek jelentős része gyakorisági megnyilvánulásaiban a Gauss-görbét követi. A normális eloszlás jellemzője, hogy szimmetrikus, alakja harang alakú, csúcsa kerekített, és gyorsan lelapuló ágai elvileg a végtelenbe tartanak. A görbe szélessége és magassága sokféle lehet, elvileg végtelen sok normális eloszlású görbe létezhet. A görbe szélességének és magasságának jellemzője a lapultság (kurtosis), míg a görbe szimmetriájának jellemzője a ferdeség (skewness). Az adatok mindig jelentős mértékben tömörülnek a középértékek körül, míg a szélső értékek felé egyre kisebb gyakoriságok fordulnak elő. A görbe negatív és pozitív irányban is a végtelen felé tart – a matematikai abszrakt populációra vonatkoztatva. A gyakorlatban a populációból vett minta természetesen „véges", az adatok a szélső értékek között helyezkednek el. Ugyancsak a gyakorlatban az eloszlás kisebb-nagyobb mértékben eltérhet a „tökéletes" normális eloszlástól, ami a ferdeség és lapultság mutatóival jellemezhető. (A ferdeségnek és lapultságnak a standard hibája is kiszámítható, illetve vizsgálható, hogy a kapott gyakorisági görbe eltér-e szignifikánsan a normális görbétől.)

A normális görbének legfontosabb jellemzője, hogy adatok 68,26 %-a a középértéktől ± 1 szórásnyi távolságra helyezkedik el. Középtől ± 2 szórásnyi távolságra az adatok 95,44%-a, míg ± 3 szórásnyi távolságra az adatok 99,74%-a helyezkedik el. A 3 szórásnyi távolságokon túlmenő, „végtelenbe nyúló" széleken már csak az adatok 0,26%-a található, amelyek akár „extrém" értékeknek is tekinthetők. A „tökéletes" normális görbénél a

[16] Alapbeállításként az SPSS minden előforduló értékre, a StatSoft Statistica pedig 10 intervallumra adja meg a frekvencia táblázatokat. Az adatellenőrzéshez általában szükséges a minden egyes értékre vonatkozó gyakorisági táblázat – és kifejezetten zavaró lehet az osztályba sorolt adatok kezelése.

[17] Igazából „vizuális" áttekintésként elsőként a grafikonos megjelenítést, a hisztogramokat érdemes lehívni.

középértékek (átlag, módusz, medián) teljesen egybeesnek, számszerűen azonosak. Mindezek következtében a normális görbénél pontosan meghatározhatók az egyes százalékos értékek, percentilisek is, illetve megadhatók az egész szórásnyi értékek százalékos megfelelői.

A korábbiakban jeleztem, hogy számtalan formájú normális eloszlás fordulhat elő. A különböző változók pedig mind számszerű nagyságukban, mind dimenziójukban rendkívül eltérőek lehetnek. Az összehasonlításokhoz tehát ezeket valamilyen formában egységesíteni, **standardizálni** kell. Ehhez az eredeti mért értékeket kell valamilyen egységes matematikai szisztéma szerint megváltoztatni, transzformálni, mégpedig az eloszlás megváltoztatása nélkül. A változtatás természetesen az eredetileg mért dimenziót is megváltoztatja. Mindezeket hogy lehet minden esetre általános érvényűen megoldani? Nagyon egyszerűen: úgy kell a változót transzformálni, hogy várható középértéke nulla, szórása = 1 legyen, és mindezek mellé veszítse el dimenzióját, változzon dimenzió nélkülivé. **Az átlag=0, szórás=1, dimenzió nélküli eloszlást standard normális eloszlásnak nevezzük.** Bármilyen minta, bármilyen változó egyszerűen standardizálható, és ennek a standard értéknek a jelölése „z" vagy esetleg „u". Az angol nyelvterületen – lásd a statisztikai programcsomagokat – többnyire „Zscore" jelöléssel látják el, és a programok fel is kínálják a standard értékek rögzítését[18], mentését. Kiszámítása nagyon egyszerű:

$$\mathbf{Z = (x_i - átlag) / szórás}$$, másképpen:

$$\mathbf{Z= (x_i - \bar{x})/s}$$

Azaz minden egyes mért értékből kivonjuk az átlagot, és ezt a különbséget osztjuk a szórással. A képzett standard értékek átlaga nulla, szórása pedig 1 lesz. Normális eloszlás esetén ezen értékek fele negatív előjelet vesz fel. A dimenzió pedig azért esik ki, mert a fizikában használt képletek analógiájára a z érték kiszámítására szolgáló képlet számlálójában és a nevezőjében is ugyanaz a dimenzió szerepel, ami az egyszerűsítés során kiesik, a „z érték" már dimenzió nélküli lesz. Az 5. ábra mutatja, hogy a korábbiakban leírtak szerint hogyan helyezkednek el az eddig tárgyalt, a normális eloszláshoz is kapcsolható értékek. Az ábrán feltüntettem továbbá két „nevezetes" értéket: 1,645 (95%) és 1,96 (2,5% és 97,5%). Ezek egyrészt a hipotézisvizsgálatoknál jutnak szerephez, és az egy- illetve kétoldalú próbák szignifikancia vizsgálatánál jelentik a konvencionális 5%-os határt. (Azaz a nullhipotézis „maradék valószínűségét".) Nem véletlen, hogy például a Student-féle t-eloszlás 95%-os kritikus értéke „végtelen" elemszámnál 1,96. Tehát az ez alatti t-értékek elemszámtól függetlenül biztosan nem szignifikánsak. Másrészt az előzőeken túlmenően a megbízhatósági, vagy más néven konfidencia intervallumok meghatározásánál is szerephez jutnak a jelzett „nevezetes" standard értékek. Ha például az átlag hibájának (SE) 1,96 szorosát ± hozzáadjuk az átlaghoz, akkor a kapott intervallumba 95 %-os biztonsággal beleesik a populáció tényleges átlaga. (Ez az opció a programok több grafikonjánál beállítható.)

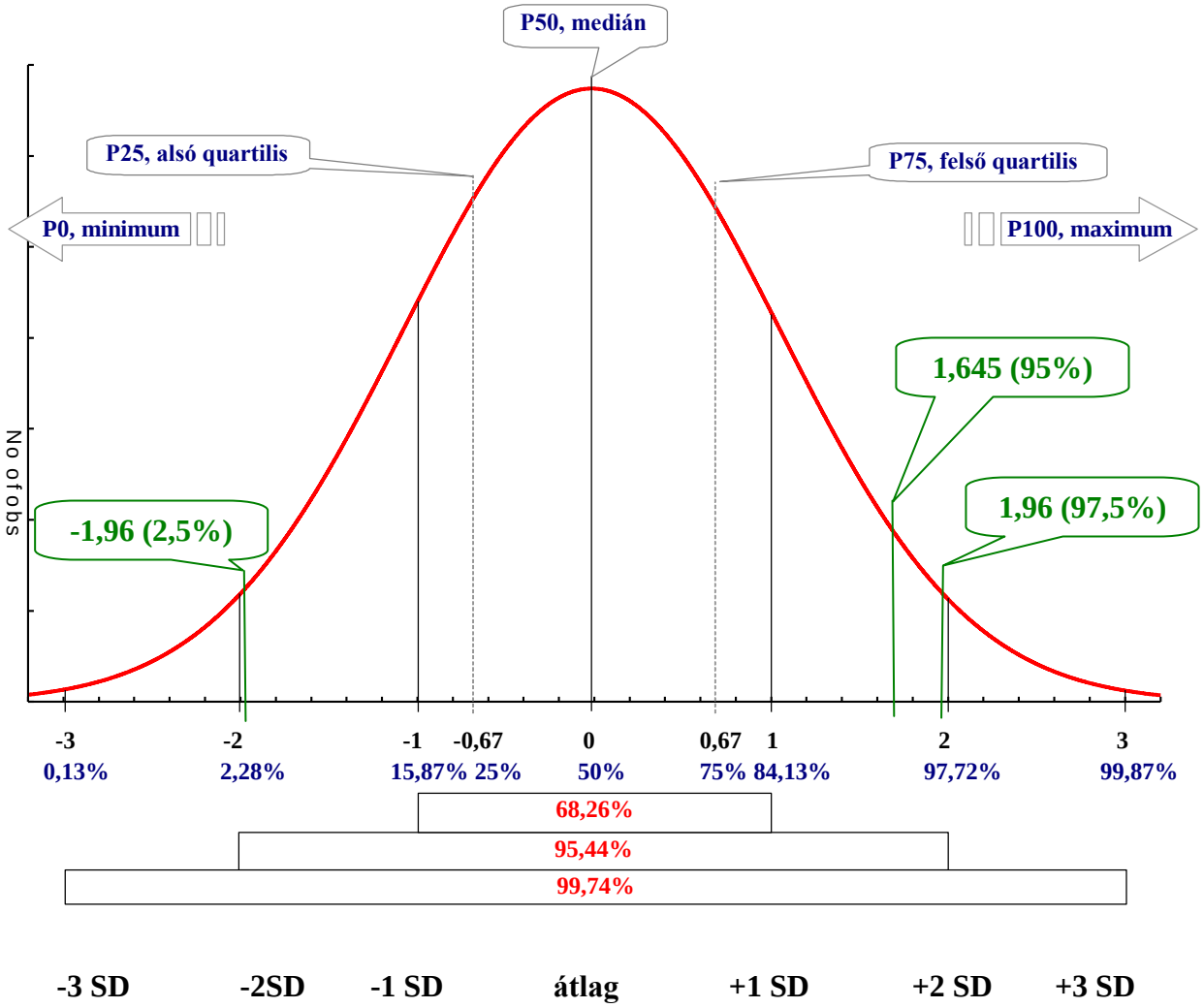
A normális eloszlás a legtöbb statisztikai számításnak elvi előfeltétele. Elvileg a számítások előtt ellenőrizni kellene az adatok eloszlásának **normalitását** („normality"). A statisztikai programok erre természetesen lehetőséget nyújtanak, bár a különböző programok egymástól eltérő hangsúlyt fektetnek rá[19]. Szerencsére a statisztikai eljárások többsége

[18] A standard értékek használata annyira jelentős, hogy a mai statisztikai programcsomagok például a regresszió számításoknál az eredménytáblázatban elsőként a standard értékekre vonatkozó „béta" regressziós koefficienseket tüntetik fel. A standardizált regressziós egyenletek „konstansa" nulla, ezért nem is tüntetik fel. Az eredménytáblázatokban csak ezt követően szerepelnek az eredeti dimenziókra vonatkozó regressziós együtthatók és a konstans. Bővebben lásd a regresszió számítások tárgyalásánál.

[19] A StatSoft Statistica nagy hangsúlyt helyez a normalitás vizsgálatára, szinte „kikerülni" sem kehet a frekvencia táblázatok lekérésénél. Az SPSS esetében viszont kissé „eldugták" ezt a lehetőséget a leíró statisztikákon belül az „Explore: Plots" menübe.

túlzottan nem érzékeny a normalitási feltétel kisebb megsértésére. Szélsőségesen ferde eloszlások esetén azonban megfontolandó valamilyen **transzformáció** alkalmazása, amely megváltoztatja az eloszlást.

A transzformációk az eredeti adatok eloszlásának megváltoztatását jelentik valamilyen függvény, egyenlet szerint. Az előzőekben említett standardizálás is transzformáció, amely azonban az adatok eloszlását nem változtatja meg. A normalitási feltétel sérülése esetén ennek éppen az ellenkezőjére van szükség. Szakterületünkön különösen időeredményeknél, így a gyorsaságot mérő motoros teszteknél (pl. 60 m síkfutás) előfordulhat szélsőségesen „balra ferde" eloszlás. Ilyenkor a „reciprok transzformáció" (1/x) segíthet az eloszlás normalizálásában. A további adatfeldolgozásnál ilyenkor a transzformált adatokat kell figyelembe venni. Ez azonban az értelmezést megnehezítheti, és különösen ügyelni kell az esetleges „visszatranszformálásra".



5. ábra: Standard normális eloszlás

Kvantilisek: kvartilisek és percentilisek (kék), a hozzájuk tartozó standard z (vagy u) - értékekkel („Zscores")

Az y tengelyen a gyakoriságok, az x tengelyen standardizált (fekete, átlag=0, szórás=1, dimenzió nélküli értékek), „százalékos” (kék, piros), illetve az „eredeti” (fekete, átlag, SD) adatok szerepelnek. Az ábrán feltüntetésre került a „nevezetes” 1,96 és 1,645 standard érték. Az ábra alapja StatSoft Statistica-val készült.

A következőkben bemutatott példák korábbi és folyamatban lévő vizsgálatok anyagából kerültek kiválogatásra. Arra törekedtem, hogy egy adatbázison minél több eljárást tudjak bemutatni. Ez a „központi” adatsor a Semmelweis Egyetem Testnevelési és Sporttudományi Kar (TF) tanári szak, nappali tagozat III. éves hallgatóinak Eurofit felmérése 2006 őszén (TFunisex2006_gyak.sta ; *.sav ; *.xls). A felmérés eredményeinek publikálása a könyv kéziratának befejezése idején még csak éppen elkezdődött. Külön köszönöm kollégáimnak, Makszin Imrének, Oláh Zsoltnak és Woth Klárának, hogy hozzájárultak az adatok jelen prezentációs felhasználásához.

A gyakorló adatbázisok a Kiadó és a NYME ACSK honlapjairól szabadon letölthetők, amit hosszú időn át szeretnénk elérhetővé tenni (http://www.ak.nyme.hu/index.php?id=11067). A gyakorló adatbázisok személyi azonosításra alkalmas adatokat nem tartalmaznak. A gyakorlási és demonstrációs célból meghagyott ilyen jellegű részadatok véletlenszerűen össze lettek keverve, egymással nincsenek kapcsolatban.

A példáknál alapvetően a StatSoft Statistica 8.0 verziójára támaszkodtam. Bemutatom azonban az SPSS megoldásait is (SPSS 17.0). Megjegyzem, hogy a programok előző verziói is lényegében azonos vagy nagyon hasonló műveleti ablakokat és eredménytáblázatokat produkálnak. Külön jelzem, ha valamelyik szoftver véleményem szerint jobban kezelhető, vagy egymástól eltérő megoldást nyújt. Megítélésem szerint a Statistica általában barátságosabb, jobban szerkeszthető, könnyebben kezelhető, különösen kezdők részére. De az SPSS is nagyon profi, és egyes megoldásaiban jobbnak tartom a Statisticanál. Meggyőződésem, hogy – különösen a doktori képzésben – rendkívül hasznos mindkét szoftver megoldásainak és lehetőségeinek ismerete.

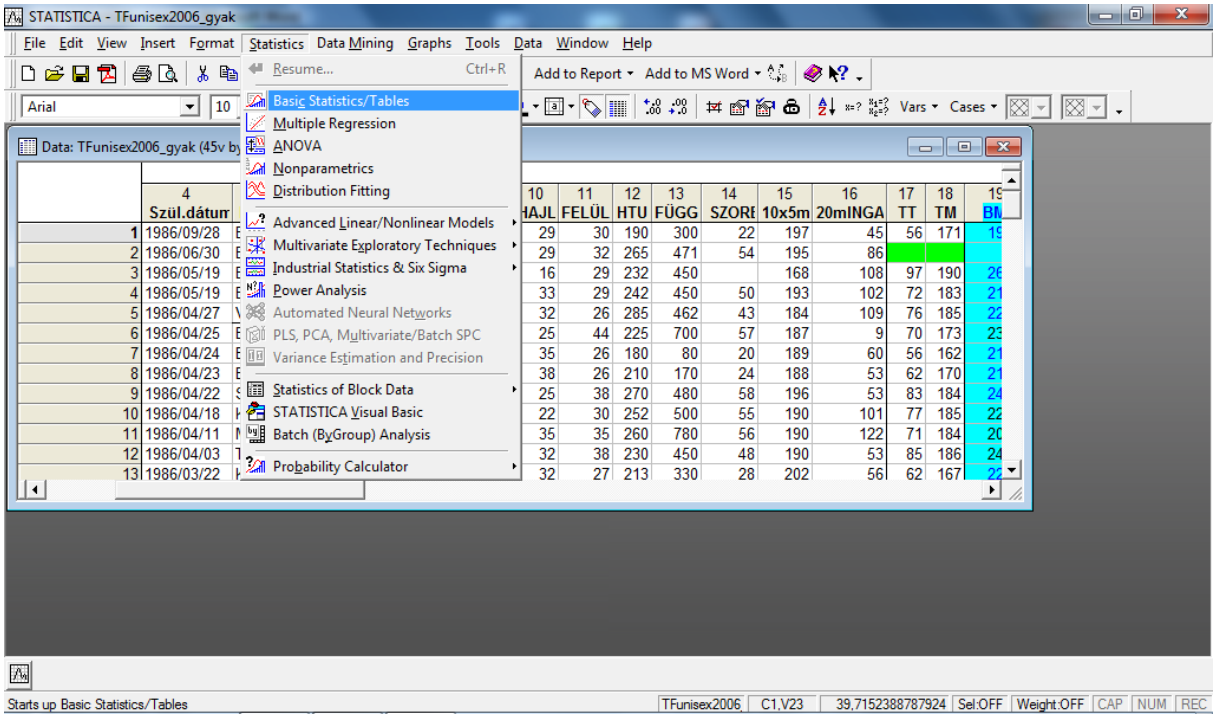
A példák eredménytáblázatait több esetben, kisebb-nagyobb mértékben szerkesztenem kellett, hogy elférjenek a tankönyv oldalain. Ez főleg a tizedes értékek csökkentésében nyilvánul meg. Az is előfordul azonban néha, hogy a megértést segítendő okokból töröltem bizonyos „lényegtelen” adatokat az eredménytáblázatokból. Ha tehát a gyakorló adatbázisokon elvégzik a számításokat, a fentiek következtében kissé részletesebb eredményeket kaphatnak.

5.3.4. A Statistica és az SPSS számítási indító ablakai

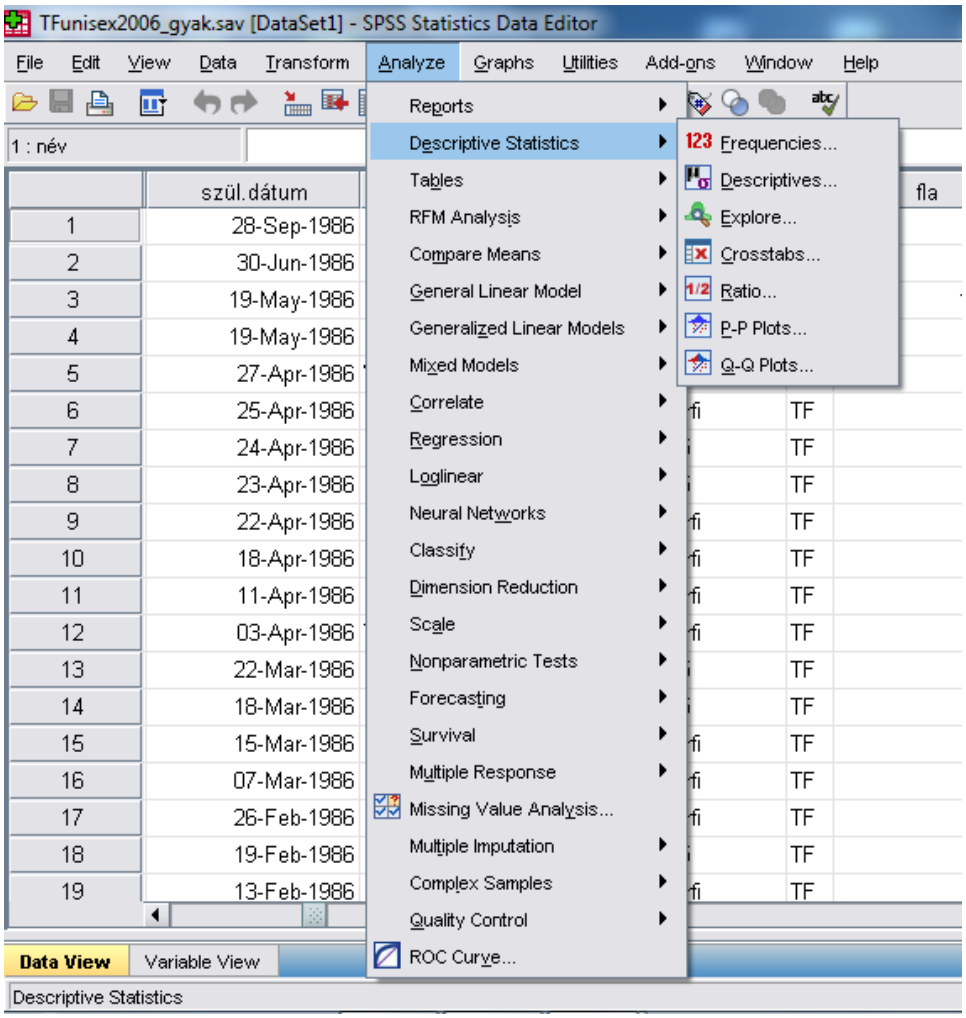
A Statistica számításai a „Statistics” menüből, az SPSS számításai az „Analyse” menüből indíthatók. Az indítás után további ablakok nyílnak meg, ahol beállíthatók illetve kiválaszthatók a további műveleti paraméterek, a lekérendő statisztikák és egyéb opciók. Minden eljárásnál kezdetként a számításba bevonandó változókat kell kijelölni. Ugyancsak a kezdeti lépésekhez tartozik a számításokba bevonandó esetek, személyek kijelölése (Select cases), amit azonban később is bármikor megtehetünk, módosíthatunk. A szelekciós funkció használatára alapesetben nincs szükség, mert minden eset bevonásra kerül. Ha azonban valamilyen szelekciót egyszer már végeztünk és így mentettük el az adatbázist, az adatok következő megnyitásakor ez lesz az alaphelyzet. Tehát a szelekcióval „normál” esetben nem kell foglalkozni, de ha egyszer elkezdtünk „babrálni” a szelekcióval, utána kifejezetten ügyelni kell rá.

A következő ábrákból látható, hogy a statisztikai programcsomagok milyen széles repertoárt kínálnak fel. Az is látható, hogy a két program egymástól nagyon eltérő logika alapján csoportosítja a számításokat, eljárásokat és analíziseket. Ettől a sokrétűségtől nem szabad megijedni, a gyakorlatban mindenkinél kialakul, hogy mely eljárásokat használ

elsősorban. A továbbiakban csak a leginkább használatos eljárások kerülnek bemutatásra. A sok elvi lehetőségből a tényleges gyakorlatban többnyire csak néhányat használnak a legtöbben. Jelen keretek között nem cél a programok minden lehetőségének bemutatása, már csak azért sem, mert kifejezetten jó súgóval rendelkeznek (igaz, csak angolul).



6. ábra: A StatSoft Statistica számítási műveleteinek indító ablaka



7. ábra: Az SPSS számítási műveleteinek indító ablaka (17.0)

5.3.5. Adatellenőrzés: frekvencia táblázatok lehívása

Az adatellenőrzés a feldolgozás első lépése, gyakorlatilag az alapstatisztikákon, illetve a leíró statisztikákon belüli művelet. Hisztogramok és gyakorisági táblázatok segítségével ellenőrizendők az adatbázisban szereplő adatok. A lehívás módját a leíró statisztikákon belül mutatom be, most csak egy példát hozok fel. A korábbiakban említett TF-es Eurofit felmérésnél a lányok testmagassága a 2. táblázat szerint alakult. Az adatok 155-180 cm között szóródnak, reálisnak tűnnek, 1 fő adata hiányzik. A hasonló ellenőrzést az összes többi változóra elvégeztük, a lehetséges adatpótlásokat megejtettük. A további és lényegi adatfeldolgozásnak nincs akadálya.

2. táblázat: Nők testmagasságának gyakorisági táblázata a mintapéldában

Category	Frequency table:TM (TFunisex2006_gyak) Include condition: nem=2			
	Count	Cumulative Count	Percent	Cumulative Percent
155	2	2	3,57	3,57
158	1	3	1,79	5,36
159	2	5	3,57	8,93
162	4	9	7,14	16,07
164	1	10	1,79	17,86
165	7	17	12,50	30,36
166	2	19	3,57	33,93
167	3	22	5,36	39,29
168	7	29	12,50	51,79
169	3	32	5,36	57,14
170	7	39	12,50	69,64
171	4	43	7,14	76,79
172	4	47	7,14	83,93
173	2	49	3,57	87,50
174	1	50	1,79	89,29
175	1	51	1,79	91,07
177	1	52	1,79	92,86
178	1	53	1,79	94,64
179	1	54	1,79	96,43
180	1	55	1,79	98,21
Missing	1	56	1,79	100,00

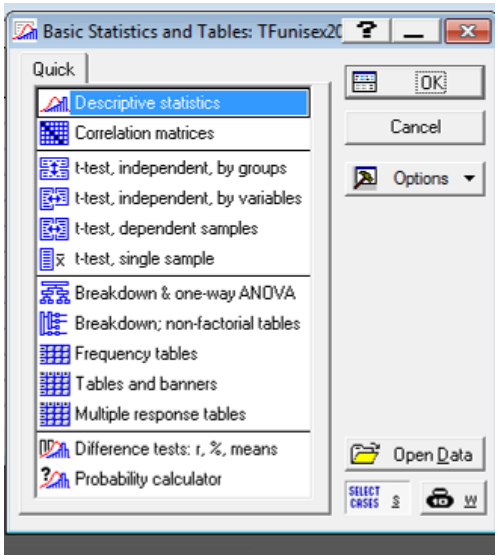
5.3.6. Leíró statisztikák számítása a statisztikai programokkal

A leíró statisztikai mutatókra az eredmények közlésekor mindig szükség van valamilyen formában. Bár az értékek többnyire megjelennek vagy megjeleníthetők a statisztikai próbáknál is, számításainkat mindig célszerű az alapstatisztikák lekérdezésével indítani. A megoldási lehetőségek mindkét programcsomagnál szerteágazók – az eredmények természetesen azonosak.

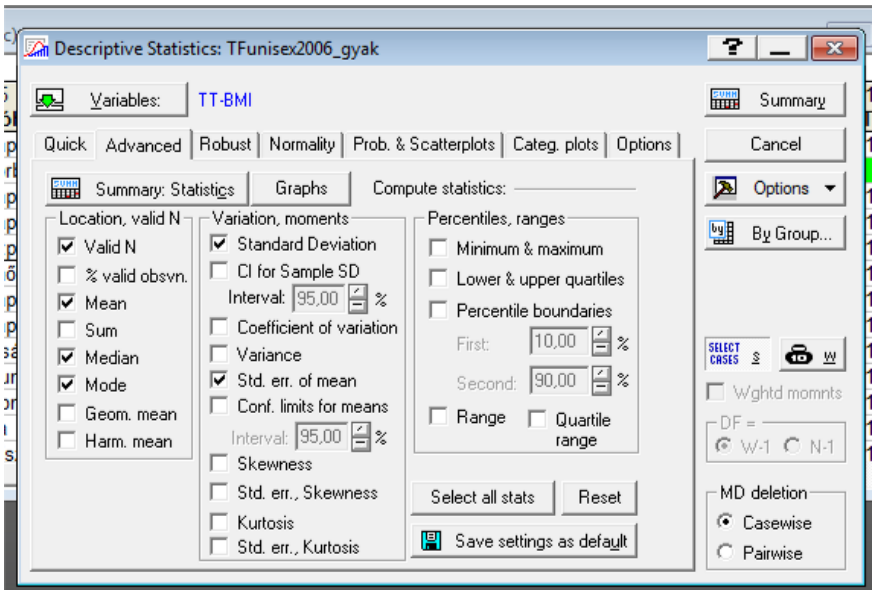
A 8. ábra és a 9. ábra a leíró statisztikák legáltalánosabb indító ablakait mutatja a beállításai lehetőségekkel a Statistica programcsomagban. A beállítástól függően a TF-es Eurofit felmérésnél a fiúk testtömeg, testmagasság és BMI alapstatisztikáinál a 3. táblázat és a 4. táblázat szerinti értékeket kaptuk. Fontos beállítani az esetleg hiányzó adatok kezelésével kapcsolatos opciókat („Missing Data”, „MD deletion”) a 9. ábra jobb alsó sarka szerint. A „Pairwise” páronkénti elhagyást jelent, jelen esetben változóként különböző elemszámokat jelenthet. (Páronként összetartozó adatoknál, pl. korrelációnál, ha egy adatnak hiányzik a „párja”, akkor mindkettőt figyelmen kívül hagyja. Ez esetben is változó elemszámokat, illetve szabadságfokokat eredményezhet.) Jobb megoldás a „Casewise” opció, amely egyetlen hiányzó adat esetében is kizárja a további feldolgozásból az adott esetet (személyt). Ez a beállítás minden változónál azonos elemszámot eredményez. Természetesen, ha nincs hiányzó adatunk, akkor nincs jelentősége ennek a beállítási lehetőségnek.

A „Select cases” opció (9. ábra, 10. ábra) használata szintén csak akkor szükséges, ha valamilyen ok miatt szűrni, szelektálni kell eseteinket. A „TFunisex2006” elnevezésű fájlok férfiak és nők adatait együtt tartalmazzák, ezért jelen esetben valamelyik nem adatait ki kell zárni a feldolgozásból. Ezt megtehetjük akár a „bevonás/Include”, akár a „kizárás/Exclude” ablakokban. A szelekciós változónak is megadhatjuk a számát vagy nevét (itt „v6” vagy „nem”), értékének pedig a vonatkozó kódszámot vagy idézőjelben a kódhoz kapcsolódó

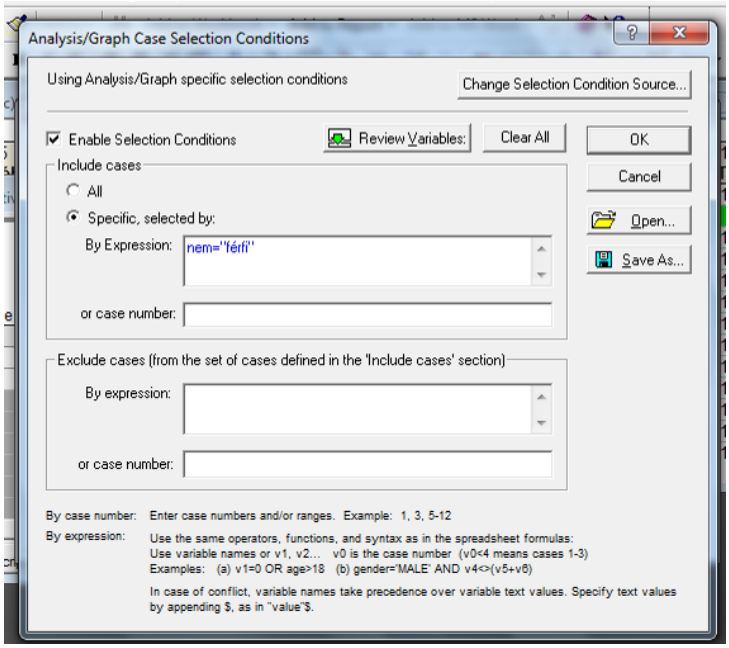
címke (Label) szövegét (itt „1” vagy „férfi”). Tehát jelen esetben a v6=1 vagy nem=„férfi”, illetve az ábra szerinti nem=1 azonos eredményre vezet.



8. ábra: Az alapstatisztikák műveleti ablaka a StatSoft Statisticánál



9. ábra: A leíró statisztikák kijelölési lehetőségei az „Advanced” ablakban (StatSoft)



10. ábra: A szelekciós feltételek beállíthatóságának ablaka (StatSoft)

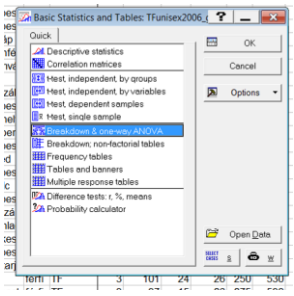
3. táblázat: Férfiak alapvető leíró statisztikai mutatói 3 paraméternél

Variable	Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak) (Casewise Deletion of Missing Data) Include condition: nem="férfi"						
	Valid N	Mean	Median	Mode	Frequency of Mode	Std.Dev.	Standard Error
TT	63	78,06	77	Multiple	5	7,94	1,00
TM	63	181,24	182	Multiple	6	6,28	0,79
BMI	63	23,76	23,46	Multiple	2	1,99	0,25

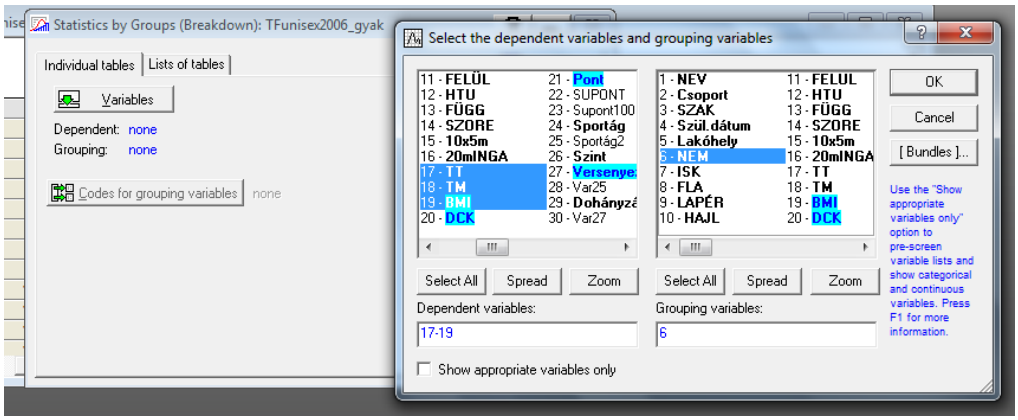
4. táblázat: Férfiak további leíró statisztikai mutatói 3 paraméternél

Variable	Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak) (Casewise Deletion of Missing Data) Include condition: nem="férfi"						
	Valid N	Minimum	Maximum	Lower Quartile	Upper Quartile	Percentile 10,00000	Percentile 90,00000
TT	63	66,00	98,00	72,00	81,00	68,00	91,00
TM	63	165,00	197,00	176,00	185,00	173,00	190,00
BMI	63	19,93	29,34	22,28	24,90	21,50	26,73

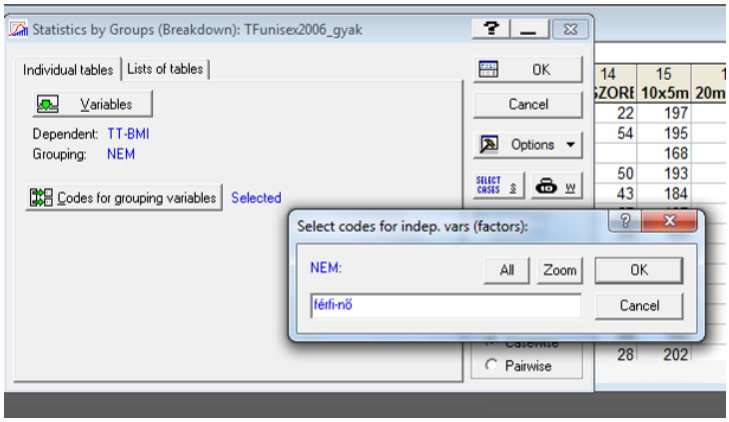
A leíró statisztikákat azonban a „Basic statistics” menüpont „Breakdown/Statistics by Groups” ablakából is elérhetjük esetünkben (11. ábra- 14. ábra). Ebben az esetben nem szabad használni a „Select Cases” funkciót, mert a csoportosítási változónk („Grouping Var.”) a nem lesz! A 12. ábra szerint történhet a változók kijelölése, és a 13. ábra szerint kell megadni a csoportosítási változó értékeit a kódszám vagy a kód szerinti elnevezésekkel. Végül a 14. ábra szerint lehet kijelölni a lekérni kívánt leíró statisztikai értékeket. Eredményként az 5. táblázat: értékeit kapjuk, amelyben a korábbiakkal (3. táblázat) azonos részeredmények szerepelnek, csak más az elrendezésük a nők adatainak szerepeltetése miatt.



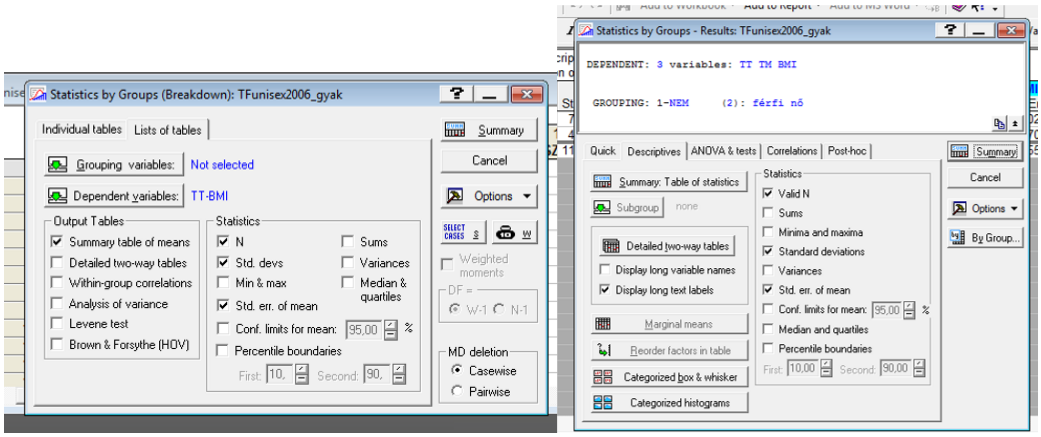
11. ábra: „Breakdown/Statistics by Groups” ablakból is lekérhetők az alapstatisztikák



12. ábra: Változók kijelölése a „Breakdown/Statistics by Groups” ablakaiban



13. ábra: A csoportosítási változó értékeinek megadása



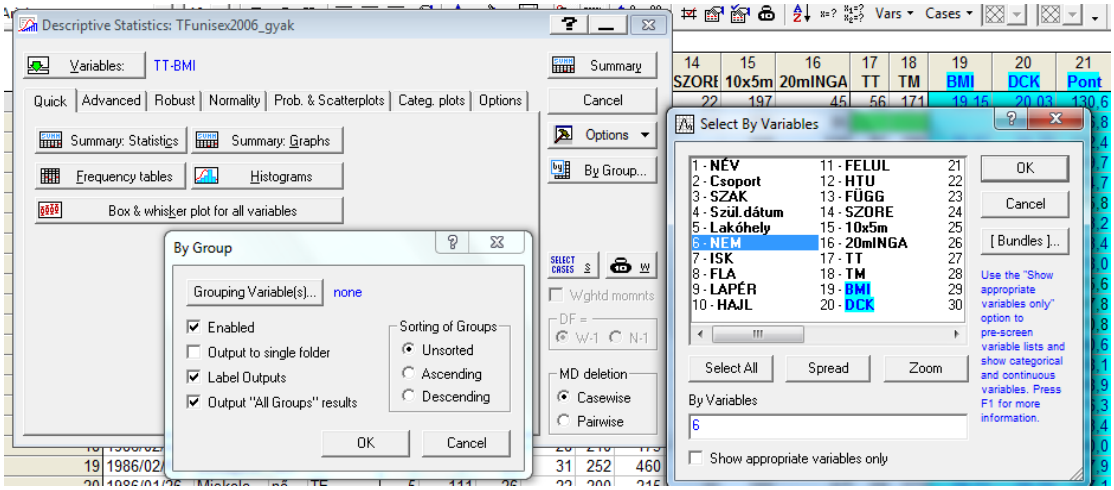
14. ábra: A választható leíró statisztikák a csoportonkénti statisztikáknál (két ablakban is beállítható)

5. táblázat: Férfiak és nők átlagai és szórásai a választott 3 paraméternél

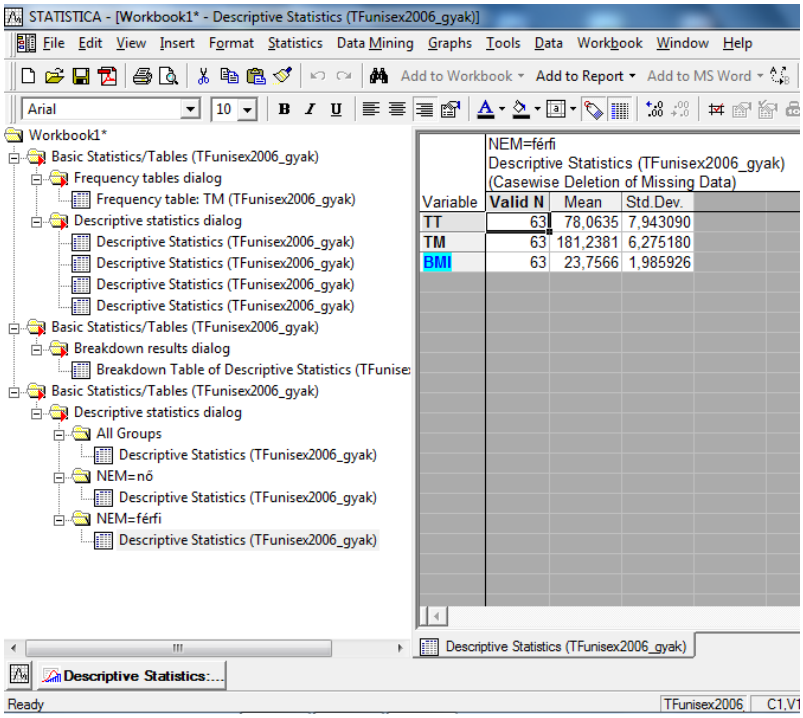
Breakdown Table of Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak)
N=118 (Casewise deletion of missing data)

NEM	TT Means	TT N	TT Std.Dev.	TM Means	TM N	TM Std.Dev.	BMI Means	BMI N	BMI Std.Dev.
férfi	78,06	63	7,94	181,24	63	6,28	23,76	63	1,99
nő	59,87	55	4,71	168,00	55	5,35	21,21	55	1,31
All Grps	69,58	118	11,26	175,07	118	8,84	22,57	118	2,12

A StatSoft Statistica a 7. verziótól bevezette a „By Group Analysis” menüpontot, ami a 8. verziónál már közvetlenül az egyes számítások műveleti ablakában található. Természetesen lekérhetők az alapstatisztikák így is. Ez esetben a számítási feltételeket a 15. ábra: szerint adjuk meg és a 16. ábra: szerint kapjuk a csoportonkénti eredményeket. Az ábrán az „utolsó” csoport – beállítási lehetőség növekvő (Ascending), csökkenő (Descending) és semmi (Unsorted) – eredményei láthatók, a többi csoport, illetve „All Groups” eredményeit az eredményeket tartalmazó fájl (*.stw) bal oldali sávjának megfelelő elemére kattintva lehet megjeleníteni.



15. ábra: A csoportokra vonatkozó statisztikák (By Group...) indító ablaka a Statisticaban

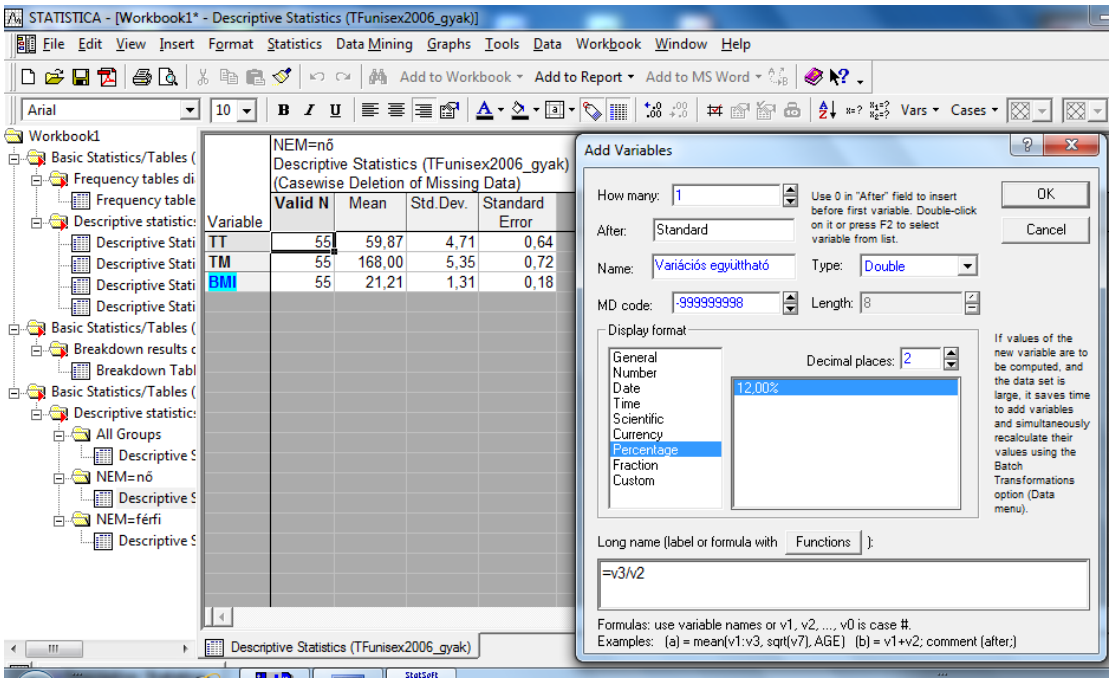


16. ábra: Leíró statisztikák eredményei a csoportanalíziseknél

6. táblázat: Leíró statisztikák eredmény táblázata a csoportanalíziseknél (nők)

Variable	NEM=nő Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak) (Casewise Deletion of Missing Data)					
	Valid N	Mean	Minimum	Maximum	Std.Dev.	Standard Error
TT	55	59,87	47,00	72,00	4,71	0,64
TM	55	168,00	155,00	180,00	5,35	0,72
BMI	55	21,21	17,91	24,02	1,31	0,18

A leíró statisztikák befejezéseként felhívom a figyelmet egy lehetőségre, amit szintén a StatSoft egyik előnyének tartok. A Statisticaban ugyanis szerkeszthetők, bővíthetők az eredménytáblázatok, amelyeket a programcsomag teljes értékű adattáblázatként kezel. Így például lekérhetők a relatív szórás eredményei. Igaz, ehhez ismerni kell a képletet (v=SD/átlag), miután ezzel a statisztikával nem foglalkozik a program. A 17. ábra szerint bővíthető a megfelelő eredménytáblázat (7. táblázat).

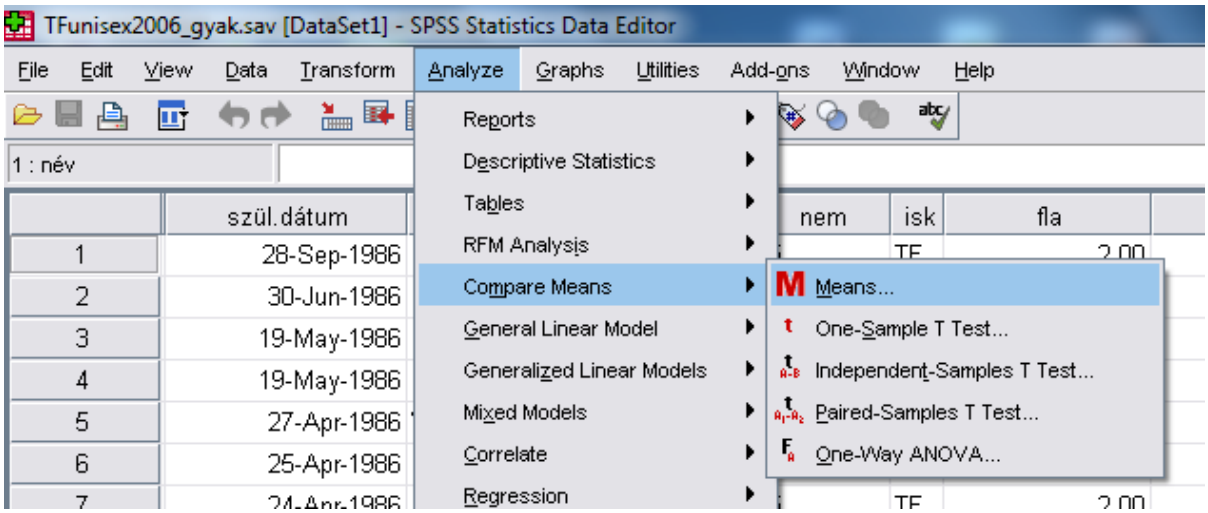


17. ábra: Eredménytáblázat bővítésének lehetősége a StatSoft Statisticaban (variációs együttható)

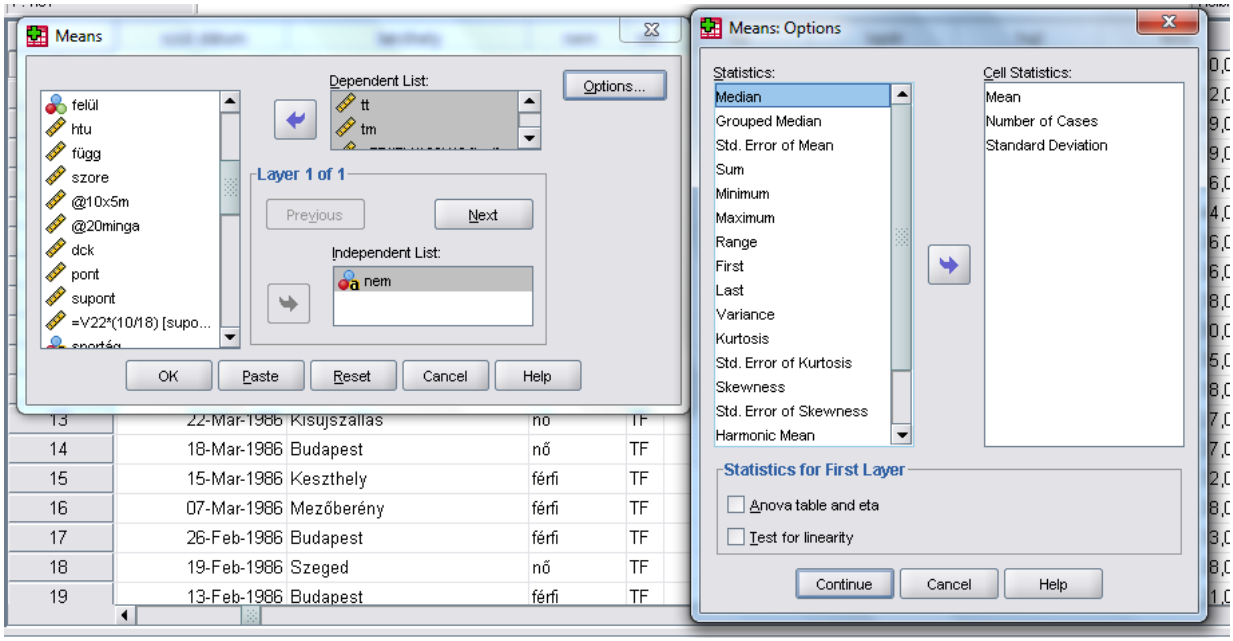
7. táblázat: Kibővített leíró statisztikai eredménytáblázat (Statistica, nők)

Variable	NEM=nő Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak) (Casewise Deletion of Missing Data) Valid N	Mean	Std.Dev.	Standard Error	Variációs együttható =v3/v2
TT	55	59,87	4,71	0,64	7,87%
TM	55	168,00	5,35	0,72	3,18%
BMI	55	21,21	1,31	0,18	6,19%

A következőkben nézzük meg az alapstatisztikák néhány lehívási lehetőségét az SPSS-ben. Itt is többféle úton kaphatjuk meg az eredményeket. Ha több csoportunk van érdemes a 18. ábra és 19. ábra szerinti megoldást választani a „Compare Means/Means” menüből. A felnyíló ablakok az SPSS jellegzetes logikáját követik, és természetesen itt is a változók kijelölésével kell kezdeni. Az opcióknál lehet kiválasztani a kért statisztikákat, és a 8. táblázat szerint kapjuk meg az eredményeket. Az SPSS eredménytáblázatai egyébként – szemben a StatSofttal – nem szerkeszthetők.



18. ábra: A minta jellemzőinek egyik legegyszerűbb lehívása az SPSS-ben

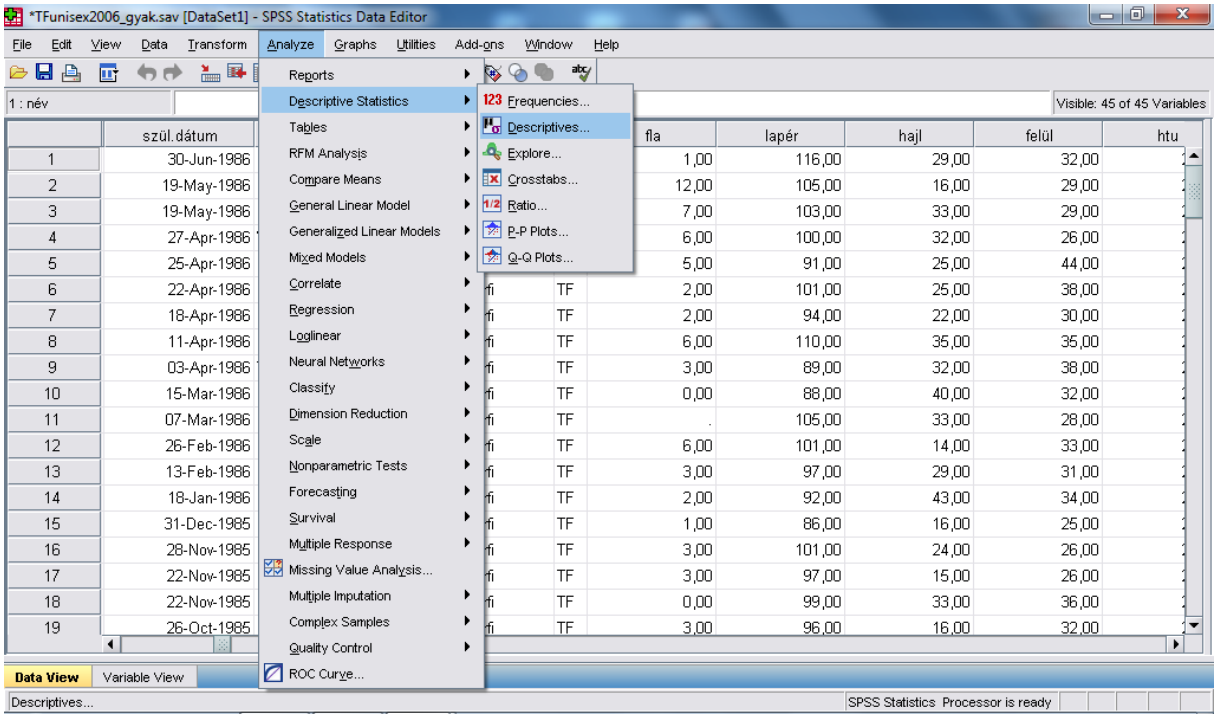


19. ábra: A változók és a kért leíró statisztikák kijelölése (SPSS)

8. táblázat: Eredménytáblázat (SPSS)

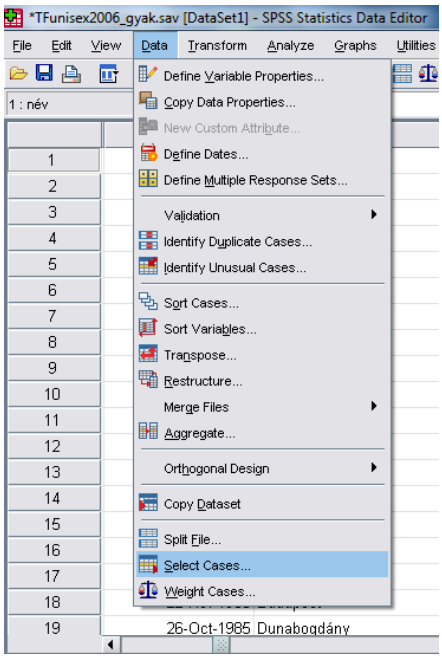
Report

nem		tt	tm	bmi
férfi	Mean	78,0635	181,2381	23,7566
	N	63	63	63
	Std. Deviation	7,94309	6,27518	1,98593
nő	Mean	59,9107	168,0000	21,2106
	N	56	55	55
	Std. Deviation	4,67596	5,35067	1,31336
Total	Mean	69,5210	175,0678	22,5699
	N	119	118	118
	Std. Deviation	11,23090	8,83537	2,12436

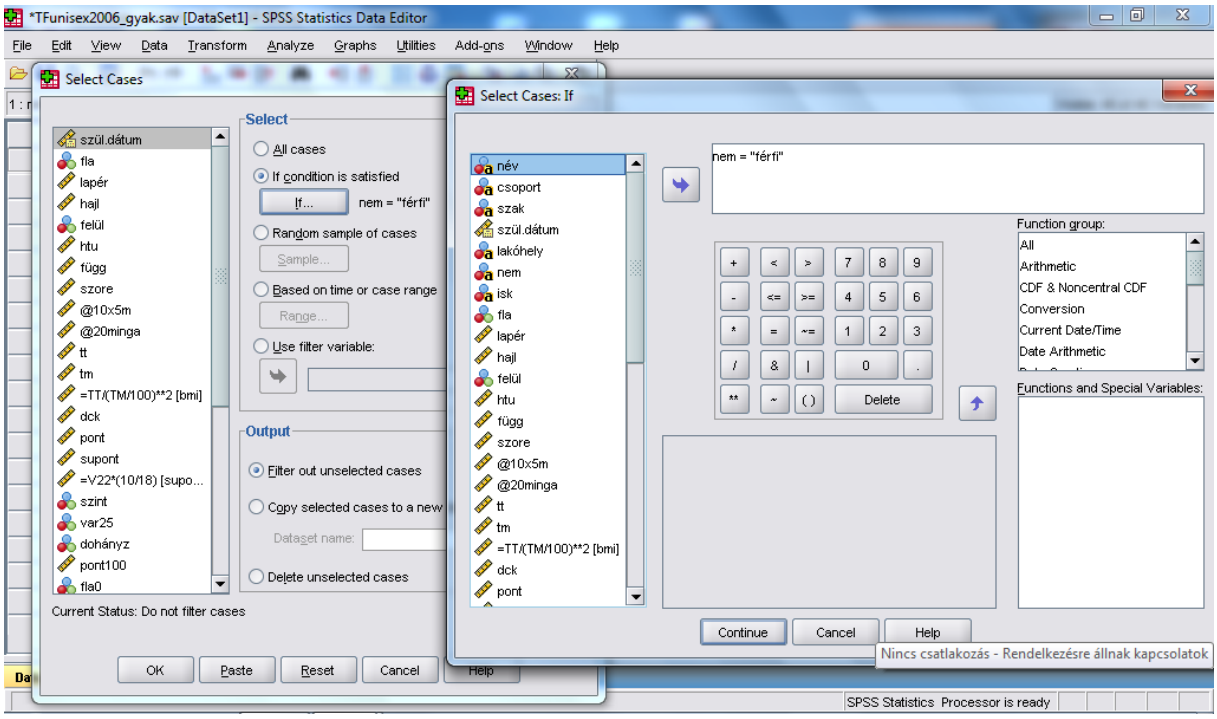


20. ábra: Az SPSS leíró statisztikák menüje

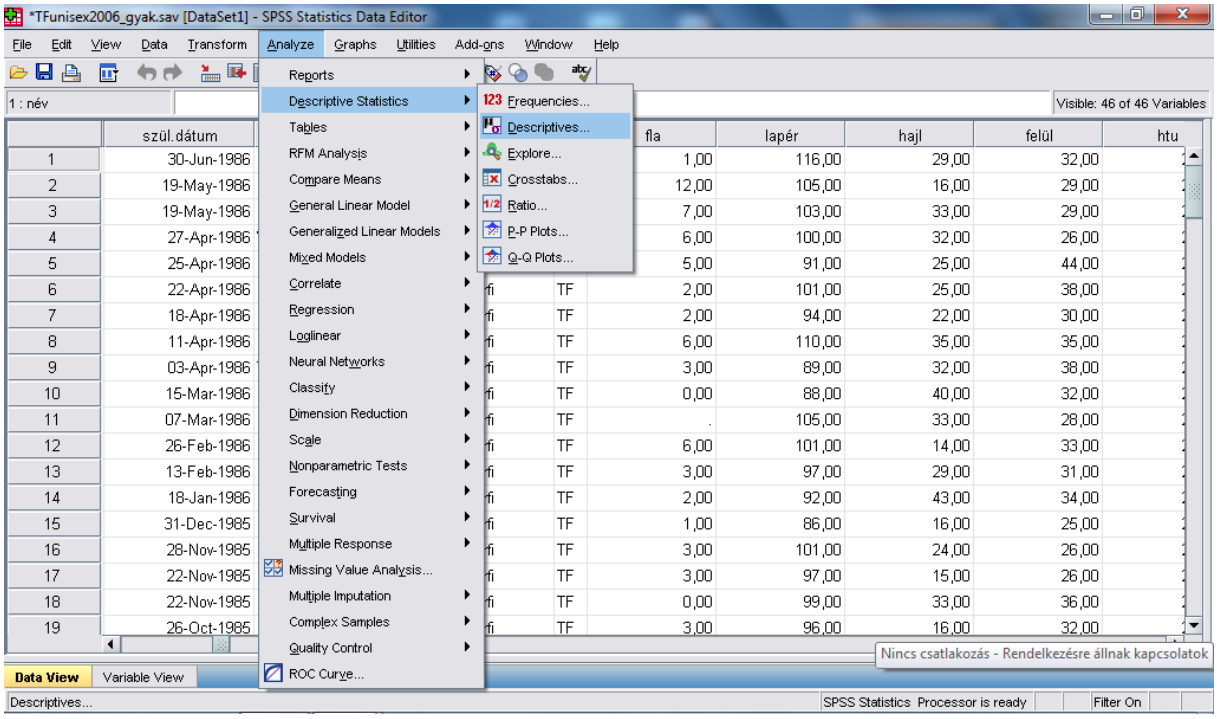
Az SPSS „Descriptive Statistics” menüje az előzőekhez hasonló megoldásokat kínál, csak leegyszerűsített formában és kevés opcióval. Tulajdonképpen ez képezi az alapfunkciót, és egyszerű adattáblázatoknál jól használható. Több csoportnál azonban használata előtt ki kell választani a számításba vonandó eseteket valamilyen kategóriaváltozó szerint. Esetünkben a két nem adatainak alapstatisztikáit külön kérjük le, és a nemenkénti kizárás/bevonás a „Data/Select Cases/If…” pontjai szerint kényelmesen beállítható (21. ábra és 22. ábra). Ezután indítható a leíró statisztikák ablaka (23. ábra és 24. ábra), és az opciók választása után megkapjuk az eredményt (9. táblázat). Sajnos a szelekciós feltételt nem tartalmazza az eredménytáblázat, ez csak a táblázat előtti „szintaxisból” derül ki – ha ennek kiíratását előre beállítottuk a programcsomag egészének alapbeállításai között.



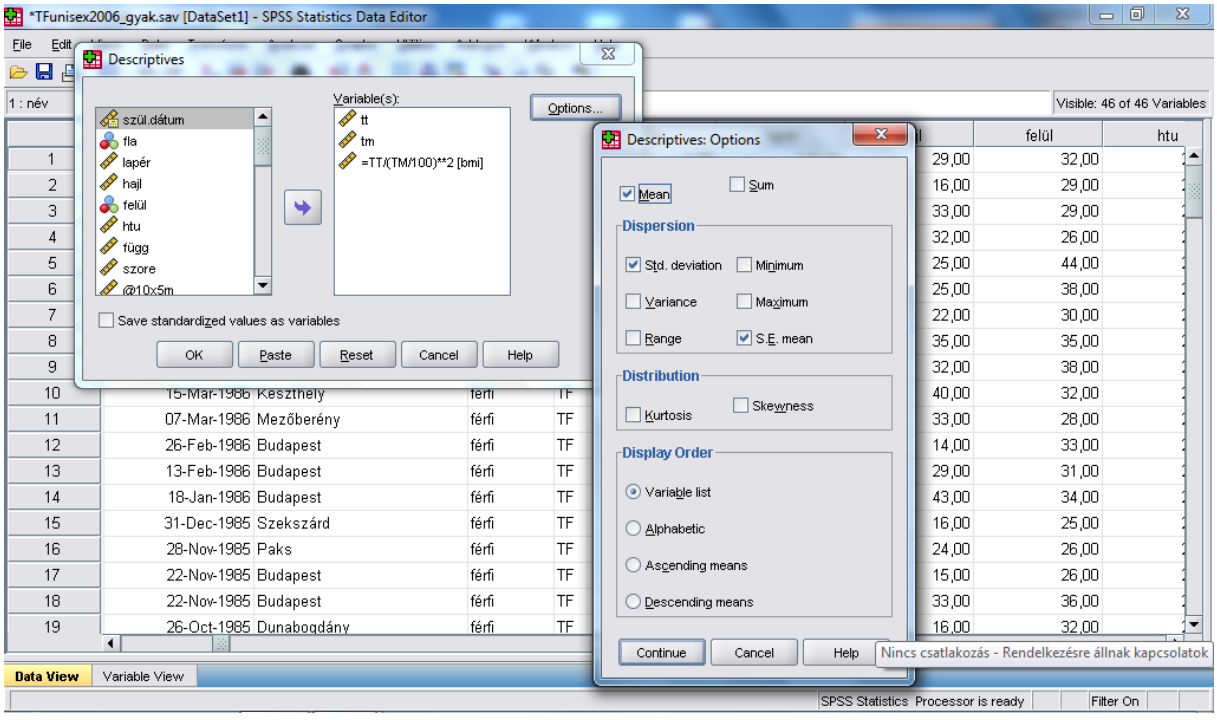
21. ábra: A SPSS esetválasztó funkciójának indítása



22. ábra: Beállítási lehetőségek az SPSS Select Cases ablakaiban



23. ábra: Az SPSS „eredeti” leíró statisztikáinak indító menüje



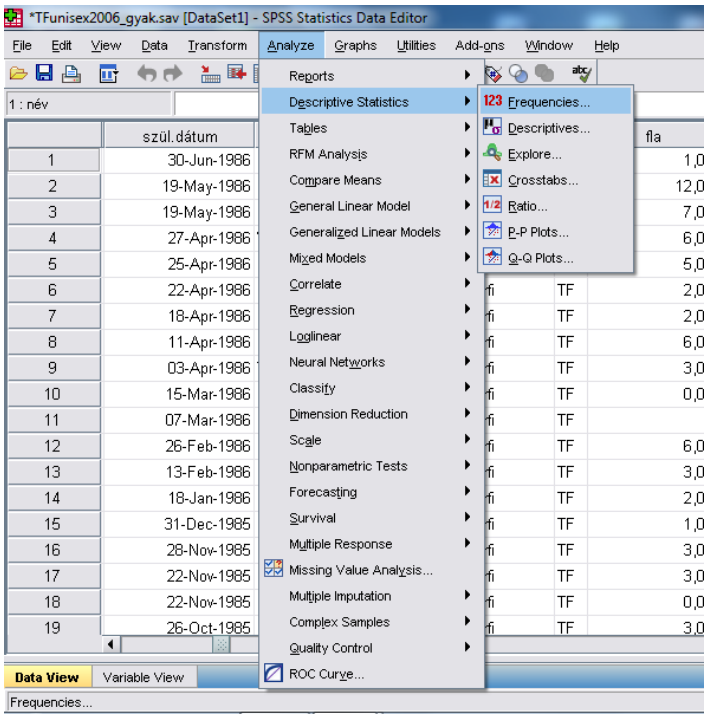
24. ábra: Beállítási lehetőségek az „eredeti” leíró statisztikáknál (SPSS)

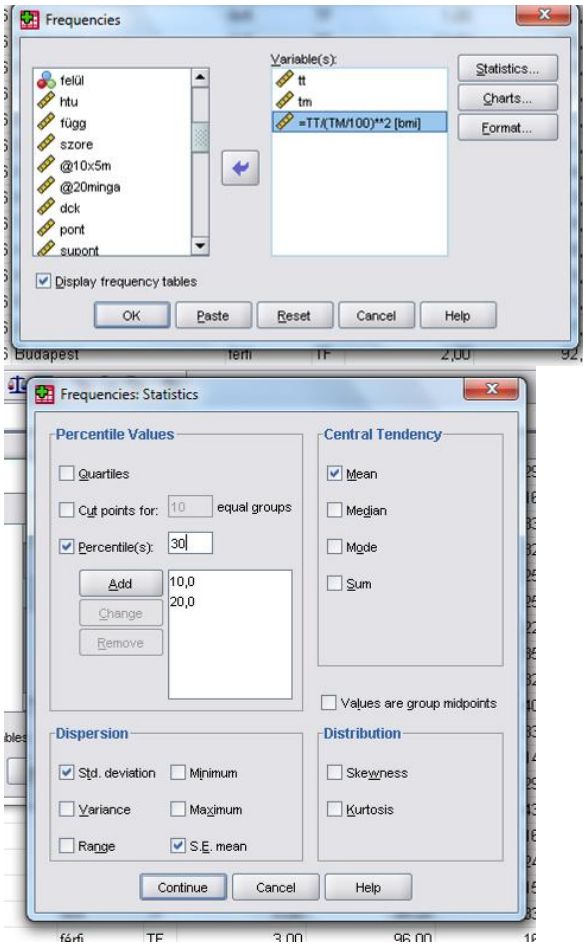
9. táblázat: Eredménytáblázat (SPSS)

Descriptive Statistics

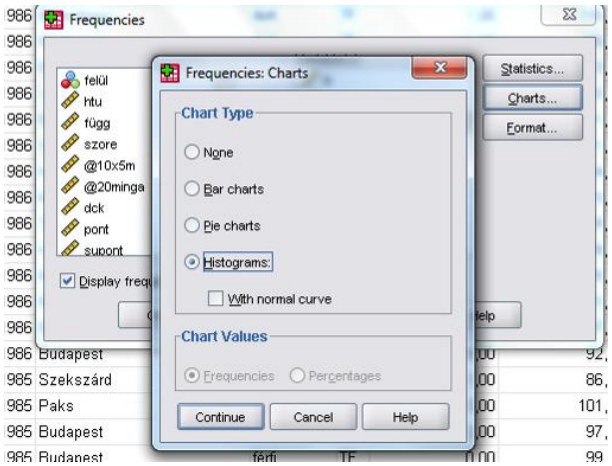
	N	Mean		Std. Deviation
	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic
tt	63	78,0635	1,00074	7,94309
tm	63	181,2381	,79060	6,27518
=TT/(TM/100)**2	63	23,7566	,25020	1,98593
Valid N (listwise)	63			

A leíró statisztikai mutatók az SPSS-ben a „Frequencies” menüből is lekérhetők. Könnyen kezelhető és jól áttekinthető ablakokban állíthatók be a lekérdezés feltételei. Amennyiben szükségünk lenne a percentilis értékekre, itt tetszés szerint beállíthatók – ebben a témában az SPSS jobban kezelhető, mint a StatSoft (25. ábra). Hasonló a helyzet a gyakorisági adatok diagramjaival, egyszerűen lekérhetők a számunkra szükséges formában (26. ábra). A két ábra szerint beállított lekérdezések eredményeit a 10. és 11. táblázat, valamint a 27. ábra hisztogramja tartalmazza. Az összehasonlíthatóság kedvéért ugyanezt a hisztogramot a StatSoft Statisticaval is elkészítettem (28. ábra). Ízlés kérdése, hogy kinek melyik tetszik jobban. Mindenesetre a StatSoft ábrája szerkeszthető bemásolás után még Wordben is, az SPSS esetén erre nincs lehetőség. Grafikában a StatSoft a jobb.





25. ábra: Percentilis értékek tetszőleges lekérési lehetősége a Frequencies menüben (SPSS)



26. ábra: Diagram lekérhetőség a Frequencies menüben (SPSS)

10. táblázat: SPSS eredménytáblázat a kiválasztott percentilisekkel (férfiak, testtömeg, testmagasság, BMI)

Statistics

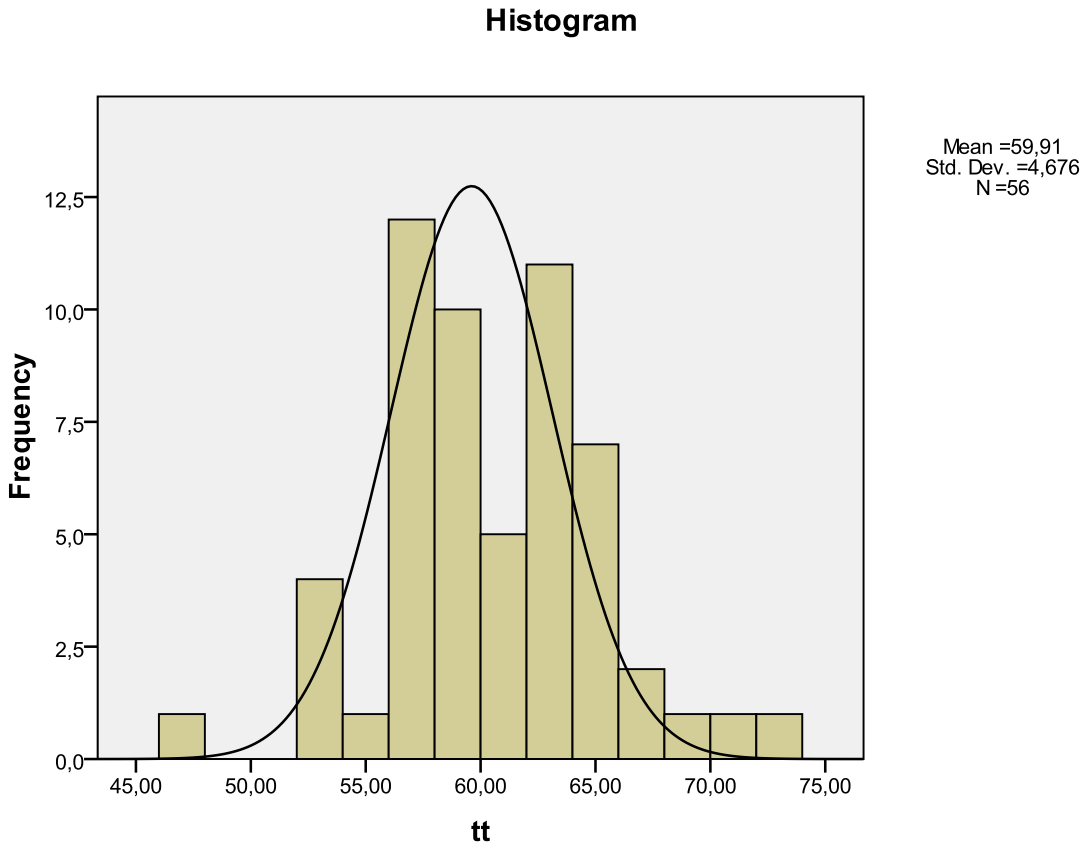
		tt	tm	=TT/(TM/100)**2
N	Valid	63	63	63
	Missing	3	3	3
Mean		78,0635	181,2381	23,7566
Std. Error of Mean		1,00074	,79060	,25020
Std. Deviation		7,94309	6,27518	1,98593
Percentiles	10	67,4000	173,0000	21,4606
	20	71,8000	175,0000	21,9148

11. táblázat: Férfiak testtömegének gyakorisági táblázata (SPSS)

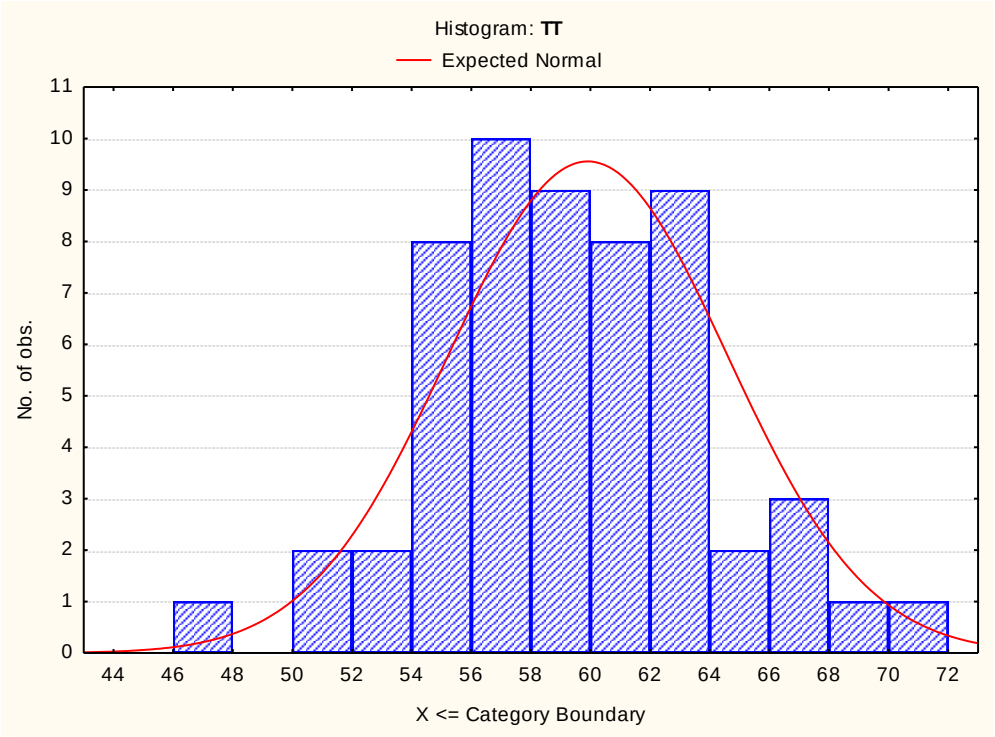
tt

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	66,00	2	3,0	3,2	3,2
	67,00	4	6,1	6,3	9,5
	68,00	1	1,5	1,6	11,1
	70,00	2	3,0	3,2	14,3
	71,00	3	4,5	4,8	19,0
	72,00	4	6,1	6,3	25,4
	73,00	4	6,1	6,3	31,7
	74,00	4	6,1	6,3	38,1
	75,00	3	4,5	4,8	42,9
	76,00	3	4,5	4,8	47,6
	77,00	4	6,1	6,3	54,0
	78,00	2	3,0	3,2	57,1
	79,00	2	3,0	3,2	60,3
	80,00	5	7,6	7,9	68,3
	81,00	5	7,6	7,9	76,2
	82,00	1	1,5	1,6	77,8
	83,00	2	3,0	3,2	81,0
	85,00	2	3,0	3,2	84,1
	86,00	1	1,5	1,6	85,7
	88,00	1	1,5	1,6	87,3
	90,00	1	1,5	1,6	88,9
	91,00	2	3,0	3,2	92,1
	92,00	1	1,5	1,6	93,7
	94,00	1	1,5	1,6	95,2
	96,00	1	1,5	1,6	96,8
	97,00	1	1,5	1,6	98,4
	98,00	1	1,5	1,6	100,0

	Total	63	95,5	100,0	
Missing	System	3	4,5		
Total		66	100,0		



27. ábra: A kiválasztott diagram, nők testtömegének hisztogramja (SPSS)



28. ábra: Nők testtömegének hisztogramja a Statisticaban

5.4. Statisztikai próbák

A statisztikai próbák vagy más néven **hipotézisvizsgálati eljárások**[20] két fő csoportba sorolhatók: **paraméteres** és **nemparaméteres** eljárások. A paraméteres eljárások mérhető (kvantitatív, mennyiségi) adatok, a nemparaméteres eljárások megállapítható (kvalitatív, minőségi) adatok feldolgozására valók. Gyakorlatilag szinte minden paraméteres eljárásnak létezik nemparaméteres megfelelője. A paraméteres eljárások „erősebbek" és „érzékenyebbek", de a „paraméterrel" szembeni elvárásokat – lásd a korábbiakban – teljesítenie kell a számításba bevont változó(k)nak.

Az eljárásokat a változók száma szerint is lehet csoportosítani. Így megkülönböztetünk **egy- és többváltozós** eljárásokat. A többváltozós eljárások számítási igénye jóval nagyobb, ugyanakkor az egyváltozós eljárásokhoz képest sokkal „érzékenyebbek", a legkisebb eltéréseket és összefüggéseket is biztonsággal kimutatják. A számítógépek korszakában a többváltozós módszerek kiemelt jelentőséggel bírnak.

Az egyváltozós eljárásoknak többnyire létezik többváltozós megfelelője. Ugyanakkor néhány többváltozós statisztikai eljárás eleve sok változó együttes figyelembe vételére irányul, ezek értelemszerűen nem rendelkeznek megfelelő egyváltozós változattal. Egyes többváltozós eljárások (faktoranalízis, clusteranalízis) tulajdonképpen nem is tartoznak a hipotézisvizsgálati eljárások közé, hanem adatelemzési koncepciónak tekinthetők. Ezeknél nincs nullhipotézis, nincs szignifikancia vizsgálat – bár a kapott eredményekre már sok esetben alkalmazhatók kiegészítő vagy további hipotézisvizsgálatok.

A statisztikai eljárások **céljukat tekintve** 2 fő csoportba sorolhatók. Az eljárások egyik része **különbségek**, eltérések elemzésére szolgál, ezeket statisztikai összehasonlításoknak is tekinthetjük. Az eljárások másik nagy csoportja az **összefüggések** elemzésére és kimutatására, jellemzésére szolgál. E két csoportba tartozó eljárásoknak

[20] Következtetéses statisztikának is nevezik a statisztika ezen területét.

paraméteres és nemparaméteres, egy- és többváltozós változatuk egyaránt létezik. A többváltozós eljárások azonban a legtöbb esetben az analízisbe bevont változók összefüggésrendszerét eleve figyelembe veszik, akkor is, ha az eljárás alapvetően különbségek kimutatására szolgál (pl. diszkriminanciaanalízis). A statisztikai eljárásoknak a fentieken kívül – de azokra alapozva – egy harmadik csoportja is elkülöníthető, amelyek szerkezeti, **strukturális jellegzetességek** kimutatására szolgálnak. Ezek többváltozós eljárások, ide sorolhatók a már említett faktor- és clusteranalízis, vagy a kereteink között érdemben nem tárgyalt neurális hálózatok analízise.

A statisztikai próbák mindig a nullhipotézis vizsgálatára irányulnak, ezért nevezzük ezeket másképpen **hipotézisvizsgálati eljárásoknak**. Azt vizsgáljuk, hogy a statisztikai próba eredménye szignifikáns-e. Amennyiben az eredmény szignifikáns, elvetjük a nullhipotézist és a kimutatott eltérést vagy összefüggést valódinak, nem a véletlen hatásának, statisztikailag ténylegesen fennállónak tekintjük. A gyakorlatban ez azt jelenti, a kimutatott különbség vagy összefüggés legalább 95%-os valószínűségű (legfeljebb 5% első fajtájú hibát tartalmaz).

A számítások végrehajtásához a nullhipotézist nem kell külön megfogalmazni, mert a statisztikai próbák eleve nullának tételezik fel a vizsgált különbséget vagy összefüggést. Az eljárás alkalmazójának azonban meg kell tudnia fogalmazni ezt az eleve feltételezett nullhipotézist, különben nem fogja tudni értelmezni a kapott eredményt!

A hipotézisvizsgálati eljárások mindig valamilyen „statisztikát”, statisztikai értéket eredményeznek a számítások eredményeképpen (pl. „t”, „F”, „Khi-négyzet” stb.). Hogyan lehet eldönteni, hogy ezen, a számítások eredményeképpen kapott értékek „szignifikánsak”-e? A megoldást a statisztikák elméleti eloszlása nyújtja. Ilyen pl. az úgynevezett Student-féle t-eloszlás. Az elméleti eloszlásból egy adott elemszámhoz, illetve szabadságfok(ok)hoz és valószínűségi szinthez tartozó határértékek kiszámíthatók. Másképpen is igaz: egy adott elemszám melletti statisztika valószínűségi szintje kiszámítható. Szerencsére ezekkel a számításokkal nem kell külön foglalkoznunk, rég megoldották a feladatot. Korábban a statisztikai kézikönyvek hosszú táblázatokban foglalták össze a különféle statisztikák kritikus értékeit. A statisztikai próba által kapott eredményt össze kellett hasonlítani a vonatkozó táblázatbeli határértékkel. Ha a számított érték a táblázatbeli értéket meghaladta, szignifikáns volt az eredmény. Napjainkban már a statisztikai táblázatokat sem kell böngészni, mert a statisztikai programok eleve kiszámítják a „probabilitás” (p=0,…) értékét és sok esetben külön jelzik a szignifikancia szintet. A megoldás programtól függő, és van, ahol az elvárt valószínűségi szintet az alkalmazó beállíthatja, módosíthatja. Az alapbeállítás minden esetben a 95%-os, pontosabban a nullhipotézis fennállására vonatkozó „maradék valószínűség” („p”) 5%-os szintje. A statisztikai próbák program szerinti eredménytáblázatai megadják a leíró statisztikákat, az eljárás jellemző statisztikájának értékét, a vonatkozó szabadságfoko(ka)t, a jellemző statisztikai érték próbájának (maradék valószínűségének) eredményét. Utóbbi a lényeg, azaz p<0, … Többnyire 4 tizedes pontossággal kapjuk meg „p” értékét, és a programok „p=0,xxxx” pontos értéket adnak meg. A programok sok esetben *-gal, kiemeléssel, vagy külön színnel jelzik a szignifikáns eredményt, ha „p” kisebb a szignifikáns határértéknél. (De a határértéket külön nem jelzik, mert nincs rá szükség.) **Tehát nem azért szignifikáns az eredmény, mert piros a kiírása!** Meg kell tudni azt is mondani, hogy milyen szinten szignifikáns a kapott eredmény.

A piacvezető statisztikai szoftverek (SPSS, SAS, StatSoft termékek) különféleképpen csoportosítják az eljárásokat, a programcsomagok menürendszerében jelentős különbségek találhatók. A számítások eredménye azonban természetesen azonos, bár a prezentálás és egyes hangsúlyok eltérőek lehetnek, sőt egyes programok bizonyos lehetséges funkciókra és megoldásokra ki sem terjednek. Az alapok azonban teljesen egységesek, amit a leíró statisztikák és az egyváltozós eljárások jelentenek. Aki ezekkel tisztában van, annak nem jelenthet problémát az összetettebb eljárások, illetve a különböző statisztikai

programcsomagok használata sem. Hangsúlyozni kívánom azonban, hogy nem elégséges pusztán a megfelelő módszer kiválasztása és a számítások elvégzése, pusztán az eredmények bemutatása. A legnagyobb szakmai kihívást az eredmények értelmezése jelenti. Ennek megfelelően maga a statisztikai elemzés soha nem lehet cél, hanem csak eszköznek tekinthető.

5.5. Paraméteres eljárások

5.5.1. Eltérések, különbségek vizsgálata: F-próba, t- próbák, varianciaanalízis

A korábbiakban látható volt, hogy egy minta jellemzéséhez (valamilyen változó mentén) minimálisan az átlagra és a szórásra van szükség a minta nagyságát jelző elemszám mellett. Ezekkel leírható, jellemezhető az adott minta. Ha különböző mintákat össze akarunk egymással hasonlítani, a minták közötti különbségeket, eltéréseket szeretnénk kimutatni, akkor erre kézenfekvően az átlagok és a szórások különbségeinek vizsgálata szolgálhat. Az alkalmazható eljárások a legegyszerűbb statisztikai próbák közé tartoznak.

Kezdjük az **F-próbával**, ami **két szórás összehasonlítására** szolgál, és azt mutatja meg, hogy vizsgált szórások azonosnak tekinthetők-e? Kiszámítása a lehető legegyszerűbb: az F értéket két szórásnégyzet (variancia) hányadosa adja. Szignifikancia szintje a számláló és a nevező szabadságfoka[21] szerinti kritikus értékek alapján vizsgálható. Az F-próbát önállóan gyakorlatilag nem alkalmazzuk, mindig kapcsolódik valamilyen más eljáráshoz. Az összetettebb statisztikai eljárások sok esetben a számításmenetük során egy F-próbával végződnek. Ez esetekben a számlálóban és a nevezőben szereplő szórás a számításmenet szerint kötött[22], egyébként (alapesetben) a nagyobbik szórás szerepel a számlálóban.

Két átlag összehasonlítására a Student-féle **t-próbák** szolgálnak. Amennyiben két átlag számszerűen nem teljesen azonos, az még nem jelenti azt, hogy statisztikailag is lényeges, szignifikáns a különbségük. Utóbbit külön meg kell vizsgálni valamilyen adekvát statisztikai eljárással, például t-próbával. (Rögtön megjegyzem, hogy az említett helyzet fordítva is igaz lehet: egy szignifikáns különbség nem biztos, hogy szakmailag is jelentős. Ha például egy beavatkozás a reakcióidőt néhány ezredmásodpercnyi mértékben szignifikánsan csökkenti, ennek szakmai-gyakorlati jelentősége nagy valószínűséggel elhanyagolható…)

Megkülönböztetünk egymintás és kétmintás t-próbát. Az egymintás változat a nevének megfelelően az önkontrollos vizsgálatoknál alkalmazható, amikor egy mintánk van és egy paramétert két különböző időpontban mértünk. Az azonos minta miatt a két mért adathoz tartozó elemszám is értelemszerűen egyforma! Tehát ha valamely vizsgálati személyünkről csak egy adatunk van, ez nem vonható be a számításba. Az egymintás t-próba ugyanazon vizsgálati személyek két adatsorának különbségét elemzi. Kiszámítása roppant egyszerű: a két adatsor közötti különbségeket átlagoljuk és osztjuk a különbségek standard hibájával. A statisztika szabadságfoka (n-1). (Az eljárást páros t-próbának, függő minták t-próbájának, összetartozó minták t-próbájának is nevezik. Pl. valamilyen paraméter mentén a bal láb és jobb láb összehasonlításakor bár lényegileg egy mintáról, ugyanazon vizsgálati személyekről van szó, a különbségek kimutatásakor nem „egymintás", hanem „páros" t-próbát említünk. Amennyiben nagyon „szigorúak" vagyunk, használhatjuk a másik két szinonimát is.)

A kétmintás t-próba két átlag összehasonlítására szolgál nem összetartozó minták esetén. Előfeltétele, hogy a két minta szórása statisztikailag azonos legyen, amit F-próbával vizsgálunk. Ha az F érték nem szignifikáns, akkor számítható a kétmintás t-próba. Amennyiben az F-próba szignifikáns eredményt ad, akkor t-próba nem számítható, csak egy

[21] A szórás esetében a szabadságfok (n-1).

[22] Pl. varianciaanalízis, regresszióanalízis stb.

„közelítő” változata, amit d-próbának nevezzünk[23]. Mindkét eljárás egy t eloszlású értéket ad eredményként, az eredeti eljárás az „érzékenyebb”, a közelítő eljárásnál kissé komplikált a szabadságfok kiszámítása. (A közelítő eljárás általában kisebb t értéket és mindig kisebb, törtszámjegyű szabadságfokot eredményez.) A két minta elemszáma értelemszerűen nem kell, hogy egyforma legyen. A kétmintás t-próba szabadságfoka (n_1+n_2-2).

A statisztikai könyvek nem szoktak kitérni a t-próbák előjelének kérdésére, annyira magától értendőnek tartják. Ezek az eljárások ugyanis mindig képezik a két összehasonlítandó átlag különbségét, illetve eleve a különbségeket átlagolják. Az előjel tehát pusztán azt mutatja, hogy az „első” vagy a „második” átlag a nagyobb, azaz melyiket melyikből vontuk ki. A statisztikai programok kijelzik a számított t érték maradék valószínűségét, amiből megállapítható az eredmény szignifikanciája.

Ha több mintával dolgozunk és ezek átlagait kívánjuk összehasonlítani, akkor nem szabad sorozatosan t-próbákat alkalmazni. Az így halmozott t-próbák ugyanis nagyon megnövelik a statisztikai hibák valószínűségét. A kétmintás t-próba általánosítása a **varianciaanalízis** (VA, szórásnégyzet analízis), ami több minta átlagainak összehasonlítására szolgál. Az eljárás nemzetközileg használt rövidítése: ANOVA. Szokás még „egyutas”, „One-way ANOVA”-nak is nevezni. Az eljárás hazai pontos elnevezése: **egyszempontos varianciaanalízis**. Az eljárás akkor alkalmazható, ha a mintáink egyetlen és egyértelmű „szempont” alapján különíthetők el egymástól. Ezt a szempontot csoportosítási változónak („Grouping variable”, „Categorial predictor/factor”)[24] is nevezhetjük, és adatbázisunkban valamilyen formában szerepeltetnünk kell. A mai programok általában megengedik, hogy ez akár szöveges formátumú legyen, nem kell feltétlenül számszerűen „lekódolni”. (Bár utóbbit általában automatikusan megoldják a statisztikai programok, és ez szükség esetén elő is „varázsolható” a felhasználó részéről.)

Az eljárás két fő lépésből áll. Az első lépésben azt vizsgáljuk, hogy a minták egy populációba tartoznak-e. Ha egy populációba tartoznak, akkor eleve nem különböznek egymástól a minták (átlagok). Ezt végső soron egy F-próba eredménye dönti el. Ha a varianciaanalízis F-próbája szignifikáns, akkor a minták nem tartoznak egy populációba, különböznek egymástól. Csak ekkor van értelme a VA második lépésének, az ún. „post hoc” analízisnek, amely a minták páronkénti összehasonlítását végzi el. Ez mutatja meg, hogy mely minták átlagai között található szignifikáns különbség, és melyek átlagai tekinthetők egyformának. A „post hoc” páronkénti összehasonlításra több módszert is kidolgoztak, melyek végeredményei gyakorlatilag azonosak. Napjainkban leginkább a „Tukey” eljárást javasoljuk.

Az ANOVÁ-nak van még egy elvi előfeltétele, kvázi „nulladik” lépése is. Érdekes módon a statisztikai programokban ezt többnyire nagyon „eldugják”, nem hangsúlyozzák. Hasonlóan a kétmintás t-próbához, ezúttal is elvi előfeltétel a varianciák „homogenitása”. Ennek jelentése: azonos varianciájú sokaságból származnak-e a mintáink? A statisztikai programok a varianciák homogenitására a következő teszteket használják: Levène, a kevésbé érzékeny Brown-Forsythe, Bartlett. Ezek nem minden esetben adnak azonos eredményt. Napjainkban a Levène tesztet favorizálják, de a kevésbé „érzékeny”, jó öreg Bartlett-próba sokak számára szimpatikusabb. (Utóbbi a variancia homogenitásra kevésbé, viszont a normalitástól eltérésre

[23] A statisztikai programcsomagok közül az SPSS és a StatSoft Statistica is sajátosan kezeli a „t” vagy „d” próba kérdését. Csak a megelőző F-próba eredményéből tudható, hogy melyikre van szükségünk. Ennek eldöntése mindkét programnál a felhasználóra van bízva. Az SPSS mindkét próbát kiszámítja, és az egyforma és a nem egyforma varianciákra vonatkozó t értékeket egyaránt megadja. A Statistica alapesetben t-próbát számol, és csak az opcióknál lehet a „Test /w separate variance estimates” megjelölésével beállítani a nem azonos varianciák esetén alkalmazható közelítő számítást.

[24] A StatSoft Statistica alapesetben a „Grouping Variable”, az SPSS a „Factor” megjelölést használja.

érzékenyebb.) Az ANOVA elvileg mindenesetre csak akkor alkalmazható, ha a homogenitásvizsgálat eredménye nem szignifikáns.

A statisztikai összehasonlításoknál is megkülönböztethetjük egymástól szélesebb értelemben a függő és független változókat. A független változó mindig a csoportosítás szempontja – akár szerepel ez külön csoportosítási változóként/faktorként az adatbázisunkban, akár nem. A független változó értékeit itt tehát maguk a minták jelentik. A mintáktól függő változó pedig a vizsgált paraméter, amelynek az átlagait hasonlítjuk össze. Mindezeket azért említem meg, mert a statisztikai programok használatakor a felnyíló ablakok kérhetnek ilyen változó kijelölést. Ez esetekben, ha az adatbázisunk még nem tartalmazna „csoportosítási" változót, akkor létre kell hoznunk, generálnunk kell egy ilyen változót. A témáról bővebben egy későbbi, az adatok kezeléséről szóló fejezetben szólunk.

A varianciaanalízisnek többszempontos és többváltozós változatai is léteznek. Ezek tárgyalása meghaladja a jelen kiadvány kereteit, bővebben a jelzett szakirodalomban lehet róluk olvasni.

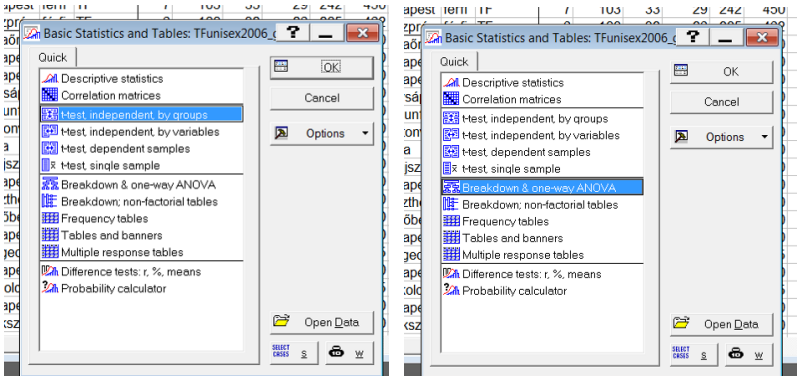
Két átlag összehasonlítása a legkisebb szignifikáns különbség meghatározásával is megoldható, amit **szignifikáns differenciának** hívunk. Meghatározása a t-próbák képletéből fakad, az egyenletek átrendezésével és a kívánt szignifikancia szinthez tartozó „táblázatbeli" t-érték behelyettesítésével számítható ki. Napjainkban közvetlenül kevésbé használjuk, ismerete mégis szükséges lehet a régebbi irodalom tanulmányozása során. Több átlag összehasonlítása esetén a varianciaanalízis utólagos, páronkénti összehasonlítások (Post Hoc analízis) során is választható eljárás az LSD (least significant difference) módszere.

5.5.2. Különbségek elemzése a statisztikai programokkal : t- próbák, varianciaanalízis

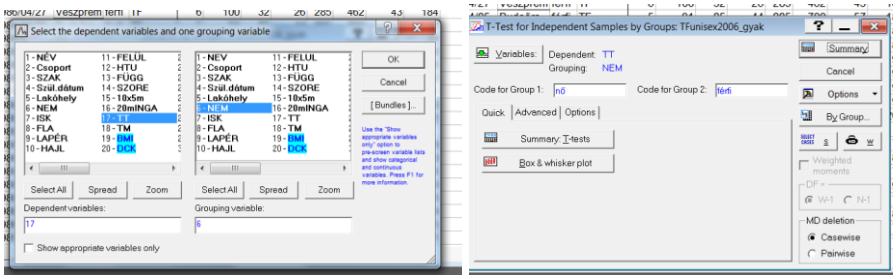
A StatSoft „Basic Statistics" menüjének 3-6. pontjában a t-próbák, 7. pontjában az egyszempontos varianciaanalízis indítható (29. ábra). A kétmintás t-próbát többnyire az ábra szerinti 3. pontból indítjuk („independent, by groups"). A felnyíló ablakban szokás szerint ki kell jelölni a változókat (30. ábra), és máris megkapjuk az eredményt (12. táblázat). (Több csoport esetén nem szabad elfelejtkezni a „Code for Group" ablakokban a csoportkijelölésről, ahol automatikusan az első két csoport kerül kijelölésre, de ez felcserélhető, illetve felülírható. Felülírás esetén s szövegcímke – „Text Label" – vagy a címke számkódja egyaránt megadható.) A példánknál maradva nők és férfiak testtömege között „első ránézésre" szignifikáns t-értéket (-14,95) kapunk, azonban a kétmintás t-próbának előfeltétele a szórások statisztikai azonossága, homogenitása. A táblázat utolsó két oszlopa szerint ezt a feltételt ellenőrző F-próba értéke (2,89) igen erősen szignifikáns, a szórások eltérnek egymástól, azaz a „hagyományos" t-próba nem alkalmazható. Ilyen esetekben a közelítő t-próba – régebbi magyar terminológia szerint d-próba – nyújtja a megoldást, amelynek lekérése az opciók menünél jelölhető ki (31. ábra, „Test w/ separate variance estimates"). Eredményként a 13. táblázat adatait kapjuk, a szignifikáns F-próba miatt a t=-15,39 i.e.sz. érték veendő figyelembe („t separ.var.est."). (A 13. táblázatban a figyelmen kívül hagyandó értékeket áthúztuk.) Sajnos a program az eredménytáblázatban a t és a közelítő t értéket egyaránt megadja, nekünk kell az utolsó oszlopban szereplő F-próba szignifikanciája alapján dönteni, hogy melyik t értéket vesszük figyelembe. (Ha az F-próba nem szignifikáns az első, ha szignifikáns akkor a második érték használandó.) A műveleti ablakot visszahívva lekérhető még a StatSoft által preferált „Box & Whysker Plot" (32. ábra).

Természetesen több t-próba is elvégezhető egyidejűleg különböző változókkal. A 14. táblázat erre mutat példát a TT/TM/BMI vonatkozásában. A táblázat egyúttal reprezentálja, hogy az F-próba eredményének függvényében melyik táblázatbeli értékek vehetők figyelembe. (Az adatok „szerkesztettek", a felesleges értékeket töröltük, az eredeti

eredménytáblázatban ezek is feltüntetésre kerülnek. Mindig a felhasználónak kell eldönteni, hogy az F-próba eredménye szerint melyik t-értéket veszi figyelembe.)



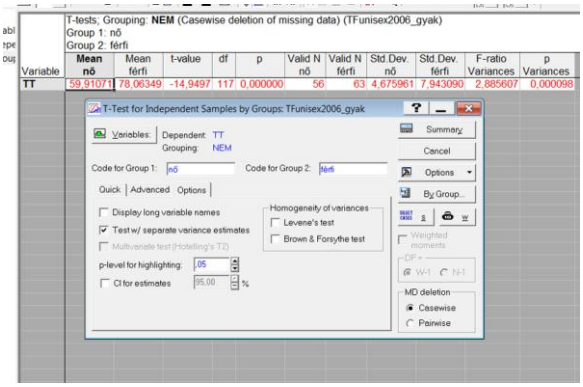
29. ábra: A t-próbák és az ANOVA indító ablaka az alapstatisztikák menüben (StatSoft)



30. ábra: A kétmintás t-próba műveleti ablaka a változók kijelölésére és utána (StatSoft)

12. táblázat: A t-próba eredménytáblázata (testtömeg különbsége nők és férfiak között)

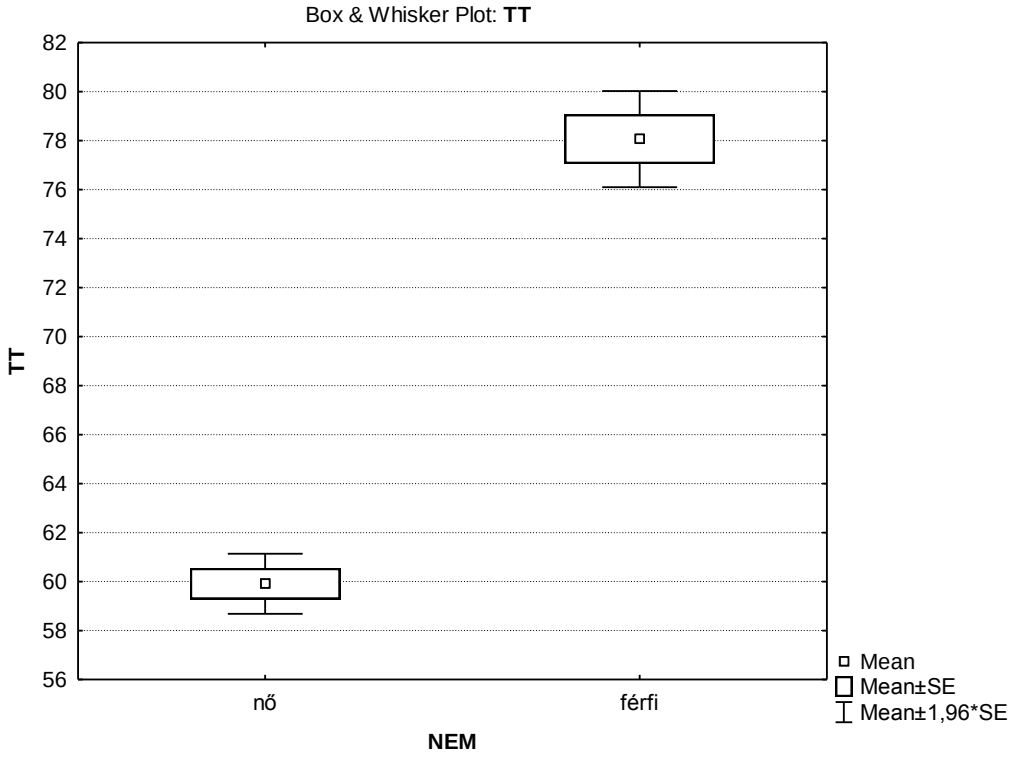
Variable	T-tests; Grouping: **NEM** (TFunisex2006_gyak) Group 1: nő Group 2: férfi Mean nő	Mean férfi	t-value	df	p	Valid N nő	Valid N férfi	Std.Dev. nő	Std.Dev. férfi	F-ratio Variances	p Variances
TT	*59,911*	*78,063*	*-14,95*	*117*	*0,00000(*	*56*	*63*	*4,68*	*7,94*	*2,89*	*0,00009*



31. ábra: A közelítő t-próba lekérése az opcióknál (StatSoft)

13. táblázat: Eredménytáblázat (StatSoft, t-próba és közelítő t-próba)

Variable	T-tests; Grouping: **NEM** (TFunisex2006_gyak) Group 1: nő Group 2: férfi Mean nő	Mean férfi	t-value	df	p	t separ. var.est.	df	p 2-sided	Valid N nő	Valid N férfi	Std.Dev. nő	Std. Dev. férfi	F-ratio Variances	p Variances
TT	59,91	78,06	-14,95	117	0,000	**-15,39**	**102,25**	**0,000**	56	63	4,68	7,94	2,89	0,000

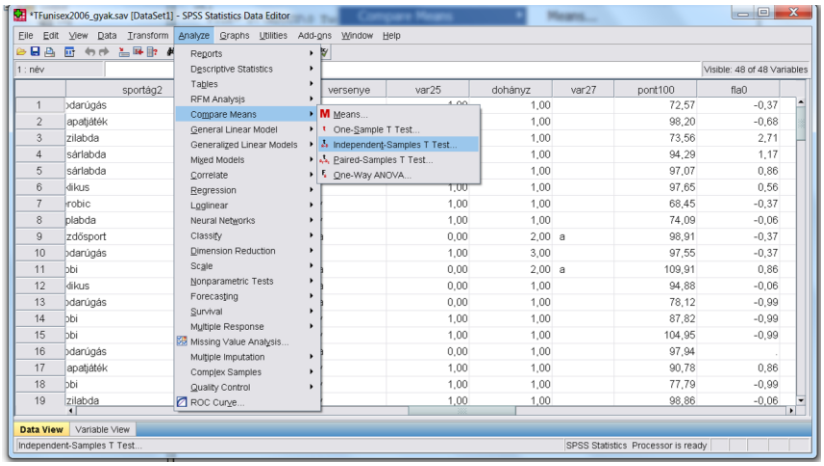


32. ábra: Példa a kétmintás t-próbánál lekérhető diagramra (StatSoft)

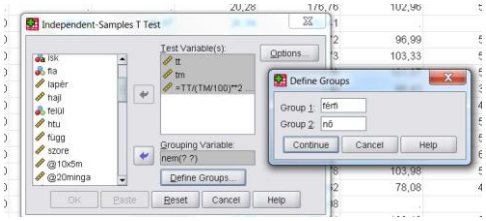
14. táblázat: Példa a t-értékek figyelembe vehetőségére (TT, TM, BMI)

Variable	T-tests; Grouping: **NEM** (TFunisex2006_gyak) Group 1: nő Group 2: férfi Mean nő	Mean férfi	t-value	df	p	t separ. var.est.	df	p 2-sided	Valid N nő	Valid N férfi	F-ratio Variances	p Variances
TT	***59,91***	***78,06***				***-15,39***	***102,25***	***0,000***	***56***	***63***	***2,89***	***0,000***
TM	***168,00***	***181,24***	***-12,24***	***116***	***0,000***				***55***	***63***	***1,38***	***0,233***
BMI	***21,21***	***23,76***				***-8,31***	***108,44***	***0,000***	***55***	***63***	***2,29***	***0,002***

Ugyanezt a példát az SPSS-el a következő ábrák és táblázatok tartalmazzák. A két programcsomag közötti különbség ezúttal is szembeötlő.



33. ábra: A t-próbák és az ANOVA indítása az SPSS-ben



34. ábra: Változók kijelölése a kétmintás t-próbához az SPSS-ben

Az SPSS a „Compare Means" menüben a t-próbák mellett az egyszempontos varianciaanalízist is tartalmazza. A csoportkijelölés pedig nem automatikus, hanem feltétlenül sort kell rá keríteni. Az SPSS különböző verziói eltérően kezelik a szám vagy számkód és a szöveg, szövegcímke elfogadását a csoportkijelölésnél – amire külön figyelni szükséges. Amúgy az SPSS nem „vacakol" a t-próba/d-próba kérdésében, mindig minkét adatot megadja. Az eredménytáblázat eleve két részből áll. Az első táblázat a csoportok alapstatisztikáit tartalmazza (15. táblázat). A második pedig a meglehetősen terjedelmes és kissé nehezen áttekinthető hipotézisvizsgálati eredményeket – némi redundanciával, miután duplikálja a különbségekre vonatkozó értékeket (16. táblázat). Az SPSS is a felhasználóra bízza, hogy melyik t értéket veszi figyelembe. A szórások egyformaságára vonatkozó előfeltételt sem egyszerű F-próbával, hanem a „Levene's Test for Equality of Variances" eljárással vizsgálja (ami amúgy a StatSoftban is lekérhető, és végeredményként szintén egy F értéket ad meg.). Az eredmény szempontjából ennek nincs is különösebb jelentősége, a két eljárás azonos szignifikancia szintet mutat. Az eredmények a kerekítési hibák mellett természetesen teljesen azonosak a StatSoftnál már bemutatott értékekkel.

15. táblázat: Az eredménytáblázat első része a leíró statisztikákkal

Group Statistics

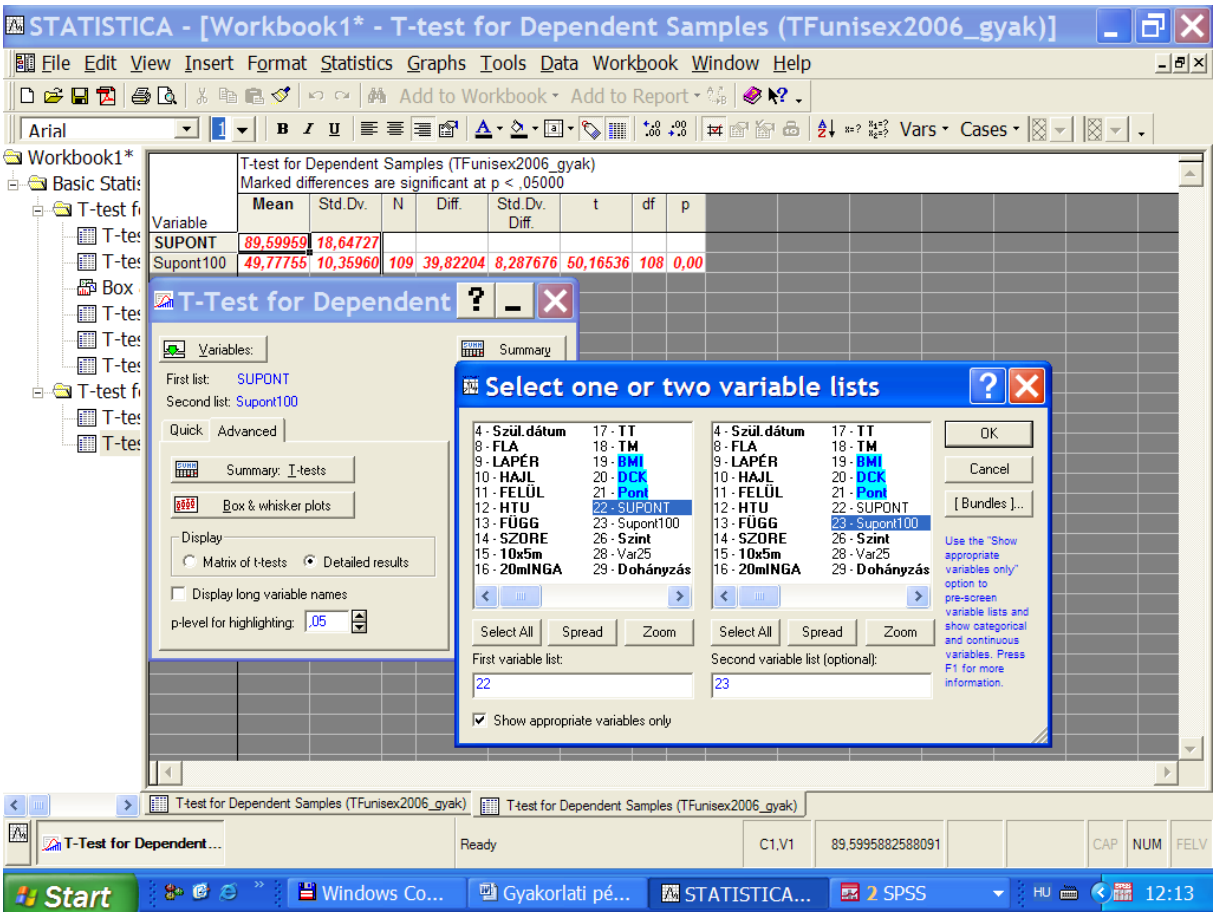
	nem	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
tt	férfi	63	78,0635	7,94309	1,00074
	nő	56	59,9107	4,67596	,62485
tm	férfi	63	181,2381	6,27518	,79060
	nő	55	168,0000	5,35067	,72148
=TT/(TM/100)**2	férfi	63	23,7566	1,98593	,25020
	nő	55	21,2106	1,31336	,17709

16. táblázat: Az eredménytáblázat második része az F és t statisztikákkal

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
									95% Confidence Interval of the Difference	
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
tt	Equal variances assumed	11,713	,001	14,950	117	,000	18,15278	1,21425	15,74801	20,55754
	Equal variances not assumed			15,386	102,248	,000	18,15278	1,17979	15,81273	20,49282
tm	Equal variances assumed	2,515	,115	12,235	116	,000	13,23810	1,08195	11,09516	15,38103
	Equal variances not assumed			12,368	115,942	,000	13,23810	1,07032	11,11818	15,35801
=TT/(TM/100)**2	Equal variances assumed	7,566	,007	8,086	116	,000	2,54599	,31485	1,92238	3,16959
	Equal variances not assumed			8,306	108,435	,000	2,54599	,30653	1,93841	3,15356

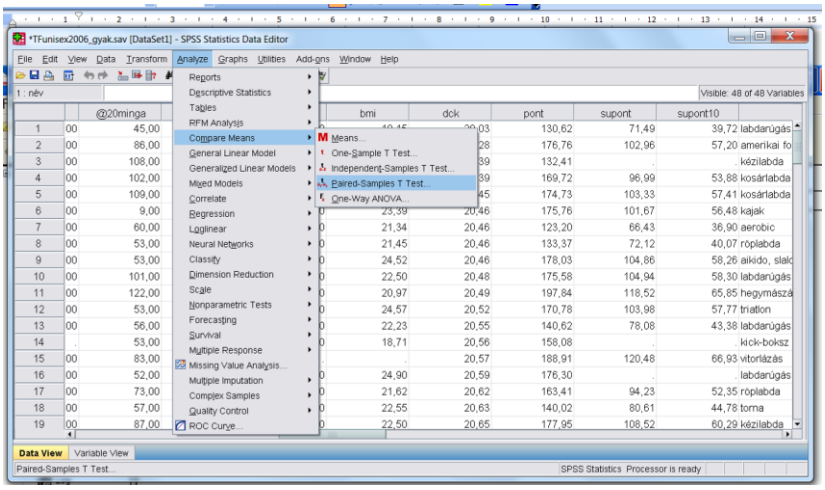
A t-próbák befejezéseképpen nézzünk egy példát az egymintás változatra, pontosabban a „páros t-próbára”. Az eddig használt adatbázisban ugyan nincs kifejezetten jó lehetőség az egymintás t-próba alkalmazásához, de prezentációs célra megfelelhetnek a különböző módokon számított összesített pontszámok. Így a „SUPONT” és a „Supont100” változók között számítható egymintás, illetve páros t-próba – bár nyilvánvaló, hogy szignifikáns különbségnek kell mutatkoznia közöttük. A StatSoftnál a 35. ábra és a 17. táblázat, az SPSS-nél az 36. ábra szerinti a megoldás. Az eredmények természetesen azonosak, a két pontszám közötti 39,8 értékű különbségre df=108 szabadságfok mellett t=50,16 i.e.sz. érték adódik.



35. ábra: Példa az egymintás t-próbára a kétféle összesített pontok alapján

17. táblázat: Egymintás t-próba eredménytáblázata

Variable	T-test for Dependent Samples (TFunisex2006_gyak) Marked differences are significant at p < ,05000							
	Mean	Std.Dv.	N	Diff.	Std.Dv. Diff.	t	df	p
SUPONT	89,5995	18,64727						
Supont100	49,7775	10,3596	109	39,8220	8,28767	50,1653	108	0,00

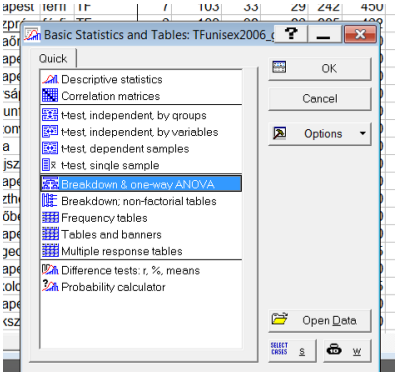


36. ábra: Az előző példa megoldása SPSS-ben

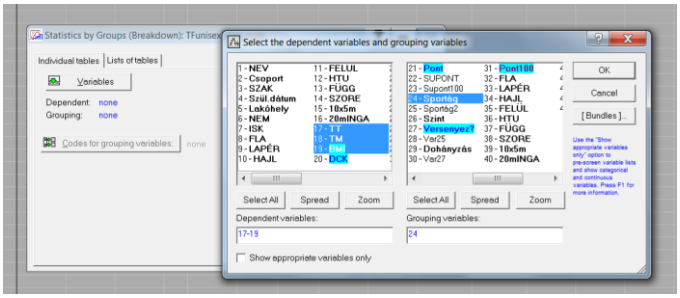
Ha kettőnél több csoportunk van, akkor az átlagok összehasonlításához nem szabad „halmozni” a kétmintás t-próbákat, hanem varianciaanalízist (ANOVA) kell alkalmazni. Pusztán a példa kedvéért maradjunk ezúttal is a két testméretnél, illetve az ezekből számolt indexnél (BMI). Csoportosítási változóként azonban a nemi azonosító helyett a sportágat választjuk. A két nem képviselőit természetesen ez esetben nem lehet együtt kezelni, ezért az analízist szűkítsük le a nőkre („Select Cases”). Mindegy, hogy melyik legalább n=2 elemszámú sportágat választjuk ki – de azért a kosárlabdázók és tornászok legyenek közöttük a gyakorló adatbázisból. A StatSoftnál az analízis az 37. ábra, 38. ábra és 39. ábra szerint indítható. Minden a „szokásos”, pusztán a csoportkijelölésre kell kicsit ügyelni – de visszajelez a program, ha elrontanánk. Külön lehet lehívni a csoportonkénti (sportágankénti) leíró statisztikákat (18. táblázat) és az ANOVA eredményét (19. táblázat). Utóbbi a sportágak képviselői között csak a testtömeg esetében szignifikáns (F=3,099 ; p=0,024). A másik két változó esetében az eredmény nem szignifikáns, e változók átlagai a vizsgált mintáknál/sportágaknál statisztikailag nem különböznek egymástól. A TM és BMI esetében tehát megtartjuk a nullhipotézist, és további számításra nincs szükség. (E két változó szempontjából az ANOVA alapján azonos populációba tartoznak a különböző sportágak képviselői 95 %-os valószínűségi szinten.)

A testtömeg esetében azonban meg kell vizsgálni, hogy vajon mely csoportok (sportágak) átlagai között jelentős a különbség. Erre szolgál az ANOVA következő lépése, a páronkénti összehasonlítás vagy más néven a „post-hoc” (utólagos) analízis (40. ábra). A különböző „post-hoc” eljárások általában azonos végeredményt adnak. Napjainkban talán a „Tukey HSD” ajánlható leginkább. Esetünkben eredménye a 20. táblázatban látható, mely szerint csak a tornász és kosárlabdázó lányok testtömege között szignifikáns a különbség. Minden más páronkénti összehasonlítás eredménye nem szignifikáns.

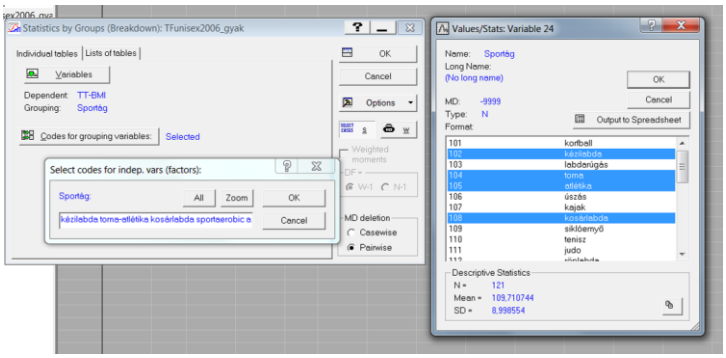
Itt megjegyzem, hogy előfordulhat szignifikáns ANOVA mellett is minden páronkénti összehasonlítás nem szignifikáns post hoc analízise. Az ellenkező véglet is természetesen lehetséges. Sok csoport esetén azonban a leggyakoribb, hogy „vegyes” a kép: a páronkénti összehasonlítások egy része szignifikáns, más része nem az.



37. ábra: Az egyszempontos varianciaanalízis legegyszerűbb indítása a StatSoftnál



38. ábra: Változók kijelölése (ANOVA, StatSoft)



39. ábra: A csoportosítási változó értékeinek megadása (StatSoft)

18. táblázat: Különböző sportágak képviselőnek alapadatai (TT, TM, BMI, nők)

Breakdown Table of Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak)
N=30 (No missing data in dep. var. list)
Include condition: nem="nő"

Sportág	TT Means	TT N	TT Std.Dev.	TM Means	TM N	TM Std.Dev.	BMI Means	BMI N	BMI Std.Dev.
kézilabda	61,11111	9	5,278363	167,7778	9	8,743251	21,69861	9	0,698971
torna	52,00000	2	7,071068	160,5000	2	2,121320	20,22772	2	3,279364
atlétika	59,27273	11	2,796101	168,9091	11	3,448320	20,78871	11	1,094454
sportaerobic	56,50000	2	4,949747	160,0000	2	7,071068	22,04946	2	0,015405
aerobic	61,50000	6	4,593474	166,8333	6	3,430258	22,09006	6	1,432688
All Grps	59,60000	30	4,767707	167,0000	30	6,079927	21,36860	30	1,289703

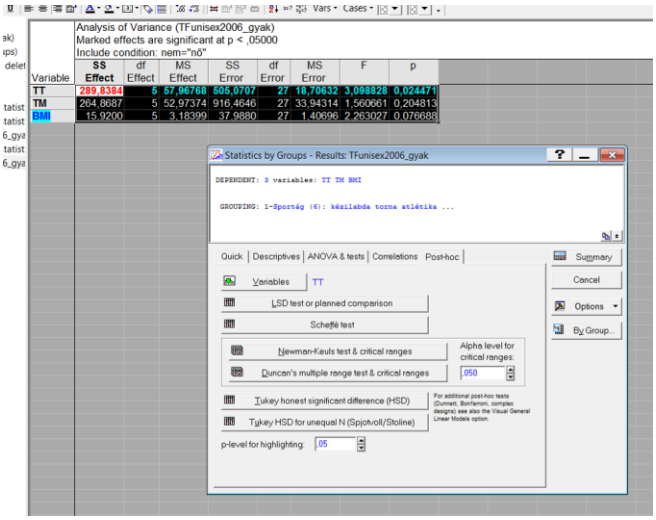
Breakdown Table of Descriptive Statistics (TFunisex2006_gyak)
N=33 (No missing data in dep. var. list)
Include condition: nem="nő"

Sportág	TT Means	TT N	TT Std.Dev.	TM Means	TM N	TM Std.Dev.	BMI Means	BMI N	BMI Std.Dev.
kézilabda	61,11111	9	5,278363	167,7778	9	8,743251	21,69861	9	0,698971
torna	52,00000	2	7,071068	160,5000	2	2,121320	20,22772	2	3,279364
atlétika	59,27273	11	2,796101	168,9091	11	3,448320	20,78871	11	1,094454
kosárlabda	66,00000	3	3,464102	170,6667	3	6,027714	22,66555	3	0,736115
sportaerobic	56,50000	2	4,949747	160,0000	2	7,071068	22,04946	2	0,015405
aerobic	61,50000	6	4,593474	166,8333	6	3,430258	22,09006	6	1,432688
All Grps	60,18182	33	4,984066	167,3333	33	6,075909	21,48651	33	1,297930

19. táblázat: Eredménytáblázat (StatSoft, ANOVA, TT/TM/BMI változóknál)

Analysis of Variance (TFunisex2006_gyak)
Marked effects are significant at p < ,05000
Include condition: nem="nő"

Variable	SS Effect	df Effect	MS Effect	SS Error	df Error	MS Error	F	p
TT	289,8384	5	57,96768	505,0707	27	18,70632	3,098828	0,024471
TM	264,8687	5	52,97374	916,4646	27	33,94314	1,560661	0,204813
BMI	15,9200	5	3,18399	37,9880	27	1,40696	2,263027	0,076688



40. ábra: A post-hoc analízis lekérhetősége (páronkénti összehasonlítás, ANOVA, StatSoft)

20. táblázat: A post-hoc páronkénti összehasonlítás eredménye (ANOVA Tukey HSD, StatSoft)

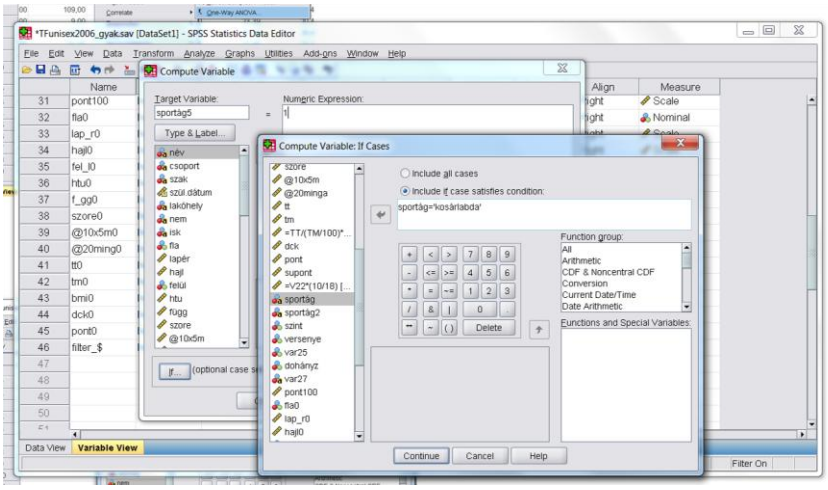
	Unequal N HSD; Variable TT (TFunisex2006_gyak) Marked differences are significant at p < ,05000 Include condition: nem="nő"					
Sportág	{1} M=61,11	{2} M=52,00	{3} M=59,27	{4} M=66,00	{5} M=56,50	{6} M=61,50
kézilabda {1}		0,313943	0,942761	0,735695	0,890436	0,999987
torna {2}	0,313943		0,554961	**0,033931**	0,899957	0,272100
atlétika {3}	0,942761	0,554961		0,420946	0,986756	0,945220
kosárlabda {4}	0,735695	0,033931	0,420946		0,272100	0,796039
sportaerobic {5}	0,890436	0,899957	0,986756	0,272100		0,853259
aerobic {6}	0,999987	0,272100	0,945220	0,796039	0,853259	

A téma befejezéseként bemutatjuk az előző varianciaanalízis SPSS-es változatát. Az indítás kifejezetten nehézkes lehet az SPSS változókezelése miatt. Kategória változónak – amit Factor elnevezéssel illet – szöveget nem fogad el, csak számot. Igaz ehhez a numerikus változóhoz bármikor rendelhetünk szövegcímkét (textlabel). Ha string változót szándékozunk kategória változóként kezelni, akkor a Data/Compute Variable/If… menükből előbb képezni kell egy kódszámokat tartalmazó csoportosítási változót, ami példánkban „sportág5” elnevezésű. A kódszámokat sportáganként külön-külön kell megadni (41. ábra). Ha jól végeztük dolgunkat és megfelelő a programunk beállítása, akkor az eredményeknél (Output1) az alábbiak jelennek meg:

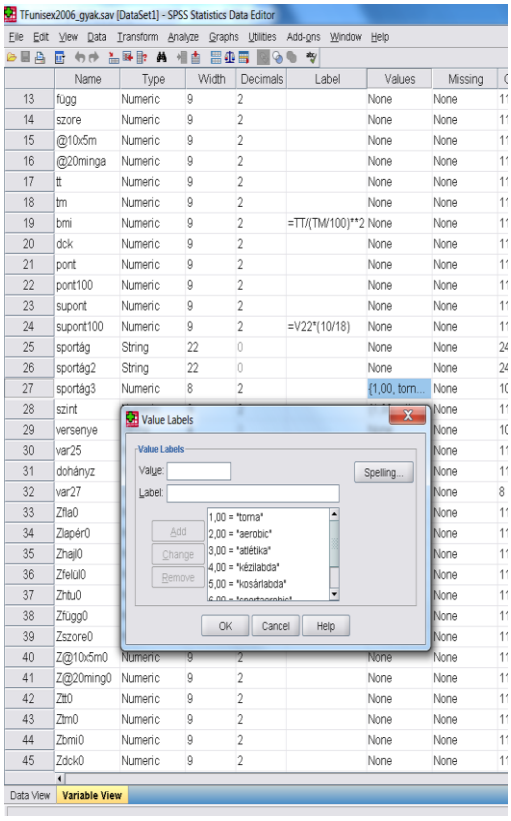
```
IF  (sportág='kosárlabda') sportág5=1. EXECUTE.
IF  (sportág='torna') sportág5=2. EXECUTE.
IF  (sportág='kézilabda') sportág5=3. EXECUTE.
IF  (sportág='aerobic') sportág5=4. EXECUTE.
IF  (sportág='sportaerobic') sportág5=5. EXECUTE.
IF  (sportág='atlétika') sportág5=6. EXECUTE.
```

Ezt a változót nem tartalmazza gyakorló adatbázisunk, hogy kialakítása feladatként felhasználható legyen. Azonban a gyakorló adatbázisban található egy hasonló változó, a „sportág3”, amelyhez szövegcímkéket is rendeltünk (42. ábra).

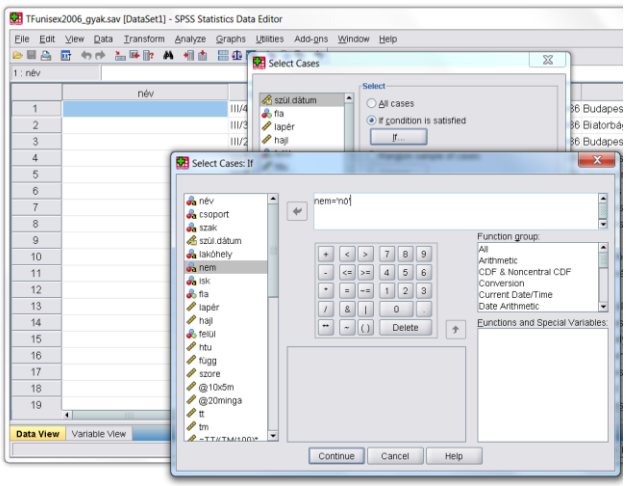
Ne felejtkezzünk el a nők szelekciójáról sem (Data/Select Cases/If…,43. ábra). Végül jöhet a konkrét számítás, ami a 44. ábra, a 45. ábra és a 21. táblázat szerint adódik. Az eredmények természetesen azonosak a korábbiakkal. A post hoc analízis terjedelmes SPSS-es eredménytáblázatának bemutatásától el is tekintünk.



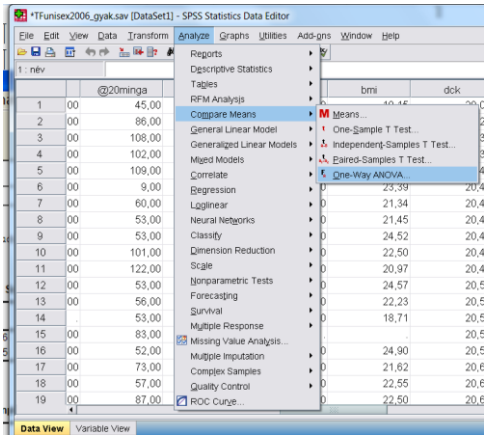
41. ábra: Csoportosítási változó képzése a Compute Variable funkcióval



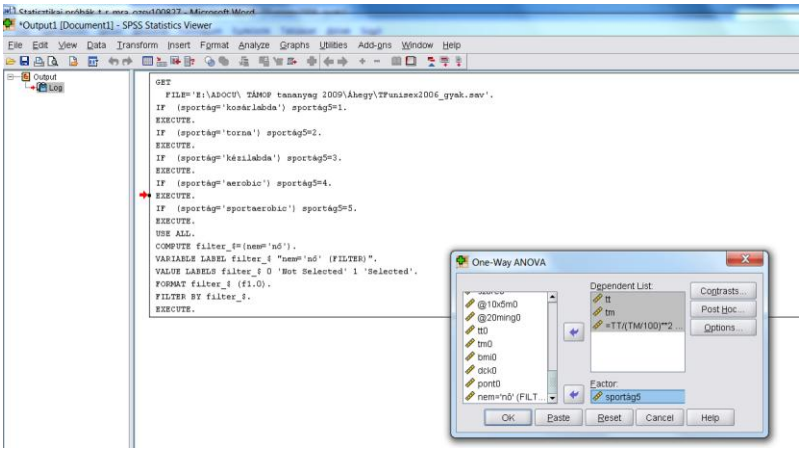
42. ábra: Szövegcímke bevitele (SPSS)



43. ábra: A nők kiválasztása (SPSS)



44. ábra: Az előző példa az SPSS-nél



45. ábra: Az ANOVA beállítási lehetőségei az SPSS-ben

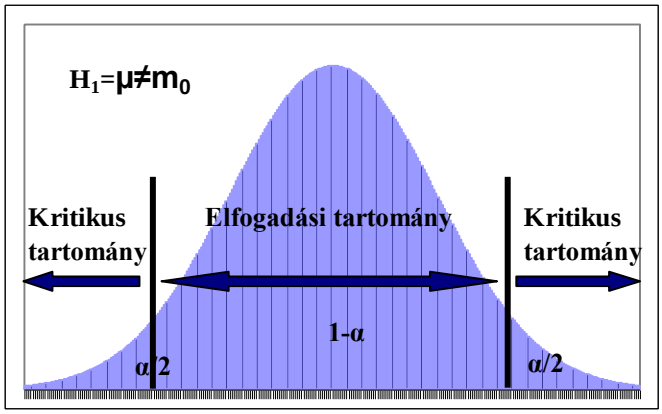
21. táblázat: ANOVA eredménytáblázat (SPSS)

ANOVA

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
tt	Between Groups	289,838	5	57,968	3,099	,024
	Within Groups	505,071	27	18,706		
	Total	794,909	32			
tm	Between Groups	264,869	5	52,974	1,561	,205
	Within Groups	916,465	27	33,943		
	Total	1181,333	32			
=TT/(TM/100)**2	Between Groups	15,920	5	3,184	2,263	,077
	Within Groups	37,988	27	1,407		
	Total	53,908	32			

5.5.3. Az egymintás- t próba alkalmazásának további lehetősége (Ács P.)

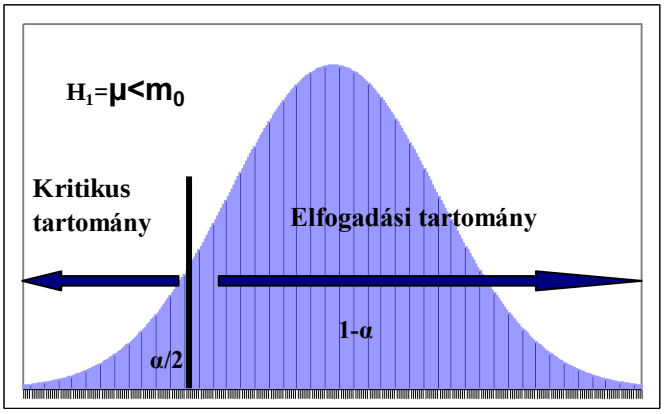
Az egyik leggyakrabban alkalmazott hipotézisvizsgálati probléma annak vizsgálata, hogy a sokasági várható érték egy előre adott kontanssal egyezik-e. Az ilyen próbát **egymintás várható érték** próbának nevezzük. Tételezzük fel, hogy a hipotézisünk a várható érték (μ) és egy feltételezett érték (m_0) egyenlőségére vonatkozik. Ilyenkor egy sokaság várható értékének egy konkrét számmal történő egyezőségét teszteljük, különböző alternatív hipotézisekkel szemben.



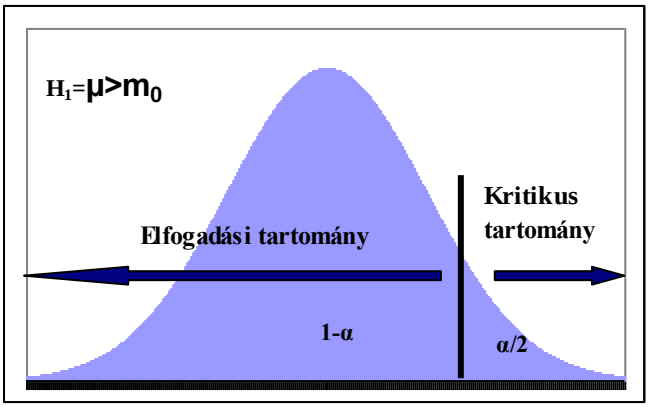
46. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány kétoldali (two tailed) alternatív hipotézis esetén

A kritikus tartományba esés valószínűsége α, mivel két egyenlő nagyságú részből áll a kritikus tartomány ezért, egyes részekbe $\alpha/2$ valószínűséggel esik a függvény. Ha a nullpihotézissel szemben azt állítjuk, hogy a várható érték nemcsak, hogy nem egyenlő,

hanem nagyobb vagy kisebb, akkor egyoldalas jobb széli (right tailed), vagy bal széli (left tailed) kritikus tartományt kapunk.



47. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány bal oldali alternatív hipotézis esetén



48. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány jobb oldali alternatív hipotézis esetén

A próbákat leggyakrabban egy- vagy kétmintásnak nevezzük és vonatkozhatnak a sokasági várható értékekre, szórásra, illetve arányra is, ennek megfelelve a leggyakoribb egymintás tesztek próbafüggvényei a 22. táblázatban láthatók.

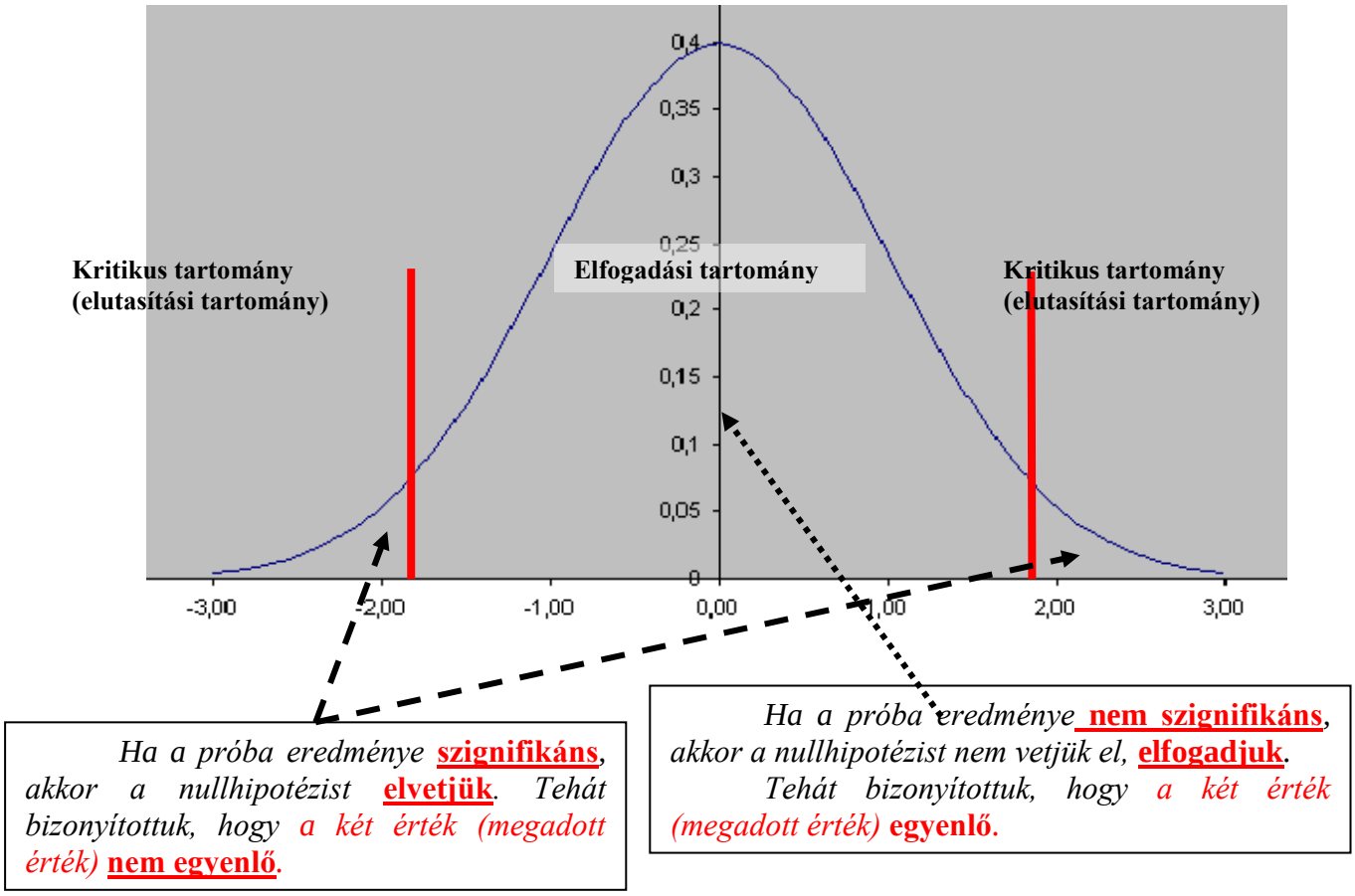
22. táblázat: A leggyakoribb egymintás tesztek próbafüggvényei

Nullhipotézis	Nagyminta (100≤n)	Kisminta (n<100)
$H_0 : \mu = \mu_0$	$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \mid H_0 \sim N(0;1)$	$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \mid H_0 \sim {}_{n-1}t$
$H_0 : P = P_0$	$z = \frac{P - P_0}{\sqrt{\frac{P_0(1-P_0)}{n}}} \mid H_0 \sim N(0;1)$	
$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$	$\chi^2 = \frac{(n-1)s^2}{\sigma_0^2} \mid H_0 \sim {}_{n-1}\chi^2$	

A döntéshozás leggyakoribb módszere a **szignifikancia- érték (p- érték)** alapján történik, ami azt mutatja meg, hogy az nullhipotézis elvetése milyen valószínűséggel okoz hibát. Az alacsony p- érték esetében az elsőfajú hiba elkövetésének valószínűsége kicsi, ezért

célszerű elutasítani a nullhipotézist. Ezzel szemben, ha a p- érték nagy, elfogadjuk a nullhipotézist.

Általában nullhipotézis egyenlősége jelentheti, hogy:
– *egy minta valamely paramétere egyenlő egy adott értékkel*
– *két minta azonos paramétere egyenlő*
– *két változó független ($r=0$; $\chi^2=0$)*



49. ábra: A döntéshozatali ábra

Nézzünk egy gyakorlati példát. A meglévő adatbázisunk segítségével, kijelenthető-e, hogy a mintába került nők átlagos felülés értéke nem haladja meg a 24 darabot?

A gyakorlati esetek során legtöbbször nem áll módunkban nagy elemszámú minta segítségével a hipotéziseinket ellenőrizni, hanem kis mintával kell dolgoznunk. Kis minta esetén a standard normális eloszlás nem alkalmazható, ilyenkor a **Student-féle t-eloszlás**t használjuk. A t-eloszlás alkalmazása során figyelembe kell venni az ún. **szabadságfok**ot, amely a minta elemszámának 1-gyel csökkentett értéke. Egy adott rendszer szabadságfokán a szabadon megválasztható értékek számát értjük (t- és χ^2 – eloszlás esetén egy, F- eloszlásnál két szabadságfokot határozunk meg). A számítógépes programoknál természetesen ezek előre programozottak, így a helyes beállításokat követően a keletkező eredmény táblákat kell tudni értelmezni.

A vizsgálat menete így négy lépésben folyik:

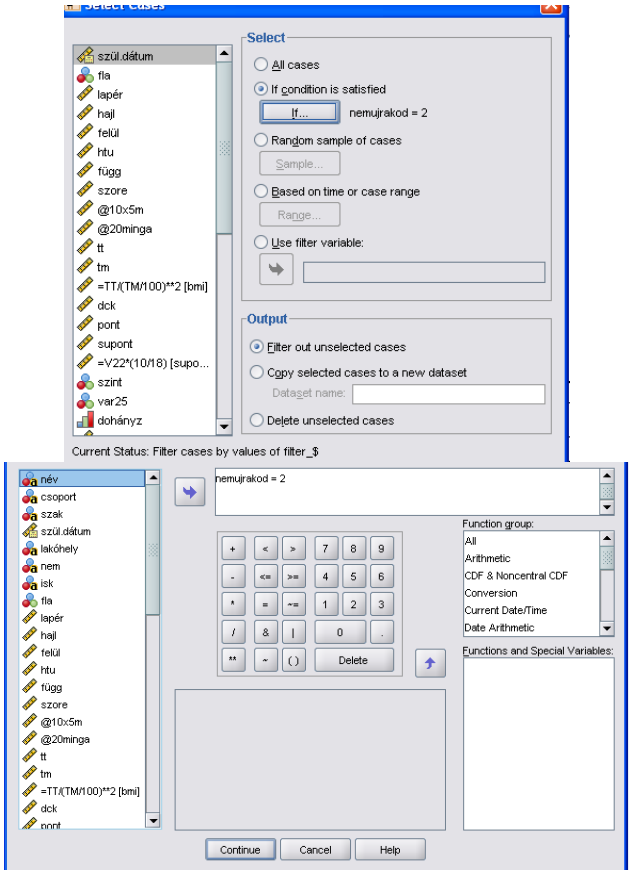
1. Az első lépésben fel kell állítani a hipotézisrendszert (H_0 és a H_1 meghatározása).
2. A megfelelő próbafüggvény kiválasztása.

3. A mintaelemek alapján számított (empirikus) próbafüggvény-érték meghatározása.
4. Döntés.

$$H_0: \mu = 24$$
$$H_1: \mu > 24$$

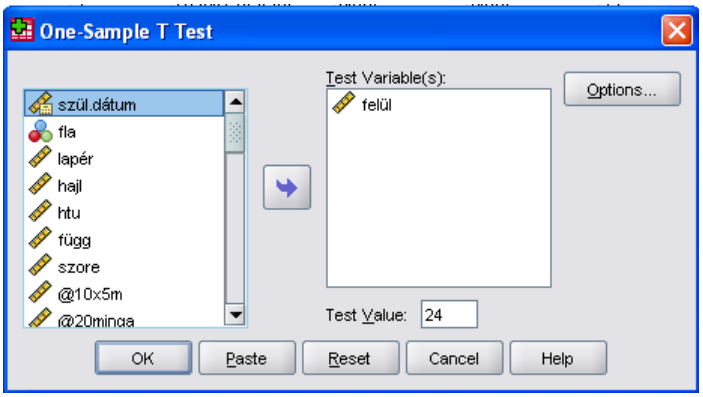
A nullhipotézisben tehát azt feltételezzük, hogy a nők felülésének átlaga megegyezik a várható értékkel, 24 darabbal. Az alternatív hipotézis szerint, ez az érték nagyobb lehet 24 darabnál.

Az SPSS programmal első lépésben az adatokat szűrnünk kell, hiszen csak a nők adataira van szükségünk. Az adatszűrést a Data/Select Cases-ből tudjuk elvégezni. A beállításokat a következő két ábrán láthatjuk.



50. ábra: Az adatszűrés beállítási moduljai

A t-próba tényleges beállítási moduljának (Analyze/Compare Means/One- Sample T Test) beállítása roppant egyszerű, hiszen a Test Variable(s) ablakba a vizsgálni kívánt változót – jelen esetben a felülés - , míg a Test Value ablakba a hipotézisben szereplő konkrét értéket adjuk meg. Az Options menüben állítható a konfidencia- intervallum értéke, de nekünk most az alapbeállítás (95%) tökéletesen megfelelő.



51. ábra: A t-próba alapmodulja

A beállításokat követően az alábbi végeredményeket kapjuk:

23. táblázat: t-próba eredménytáblázat (SPSS)

One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
felül	56	25,7143	3,17212	,42389

One-Sample Test

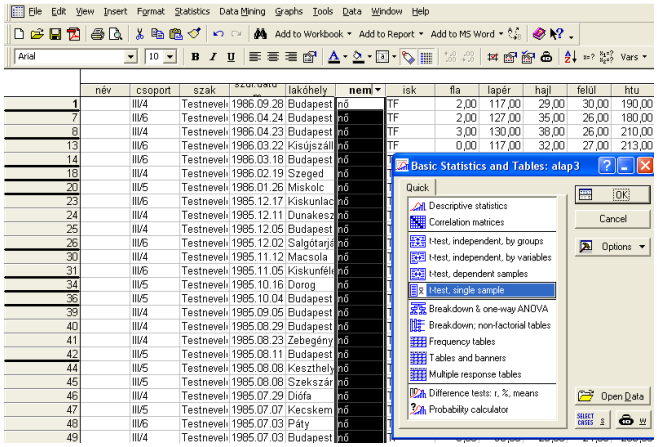
	Test Value = 24					
					95% Confidence Interval of the Difference	
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Lower	Upper
felül	4,044	55	,000	1,71429	,8648	2,5638

Az első táblázat a leíró statisztikát közli: elemszám, átlag, szórás, standard hiba. A második táblázatban a t-próba eredményei láthatóak, melyek alapján a döntésünket meghozzuk. Itt található a számított t-érték, szabadságfok, szignifikancia- érték, konfidencia intervallumok.

A nők felülés értékeinek átlaga, amelyből a mintát véletlenszerűen kiválasztottuk, 95%-os valószínűséggel a 24–0,86 és 24+2,56 közé esik. *A program az alsó ás felső határt mindig az előre megadott Test Value- értékhez képest adja meg*. A vizsgálat t-próbával teszteli továbbá, hogy a populáció átlaga megegyezik-e az előre megadott Test Value-vel. Ez a t-próba nullhipotézise. Ha az eredmény szignifikáns, akkor a nullhipotézist elvetjük, tehát az alternatív hipotézist fogadjuk el, vagyis az érték nagyobb, mint az előre megadott Test Value , azaz 24.

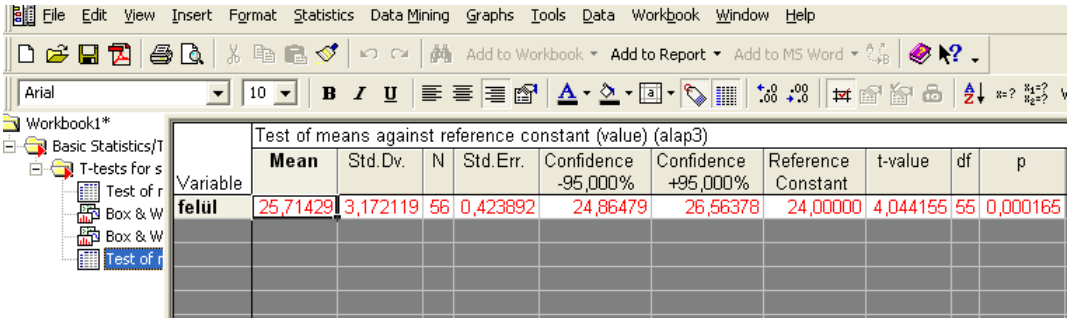
A StatSoft Statistica programmal is könnyen jutunk ugyanerre az eredményre, valamint további előnye, hogy gyakorlatilag egyből juthatunk box- plot ábrához, melyhez az SPSS programban további beállítások szükségeltetnek.

Az első lépésben végezzük el ismét az adatszűrést a nők adatira. Jelöljük ki a nem változó oszlopát, majd a Data/Auto Filter/Auto Filter bekapcsolásával lehetőségük nyílik a nem változóban a női adatokra szűrni, melyet rögzítsünk is (Data/Auto Filter/Auto Filter/Set as Selection Conditions). Ezt követően jöhet a t-próba beállítása (Statistics/Basics Statistics and Tables/t-test, single sample).



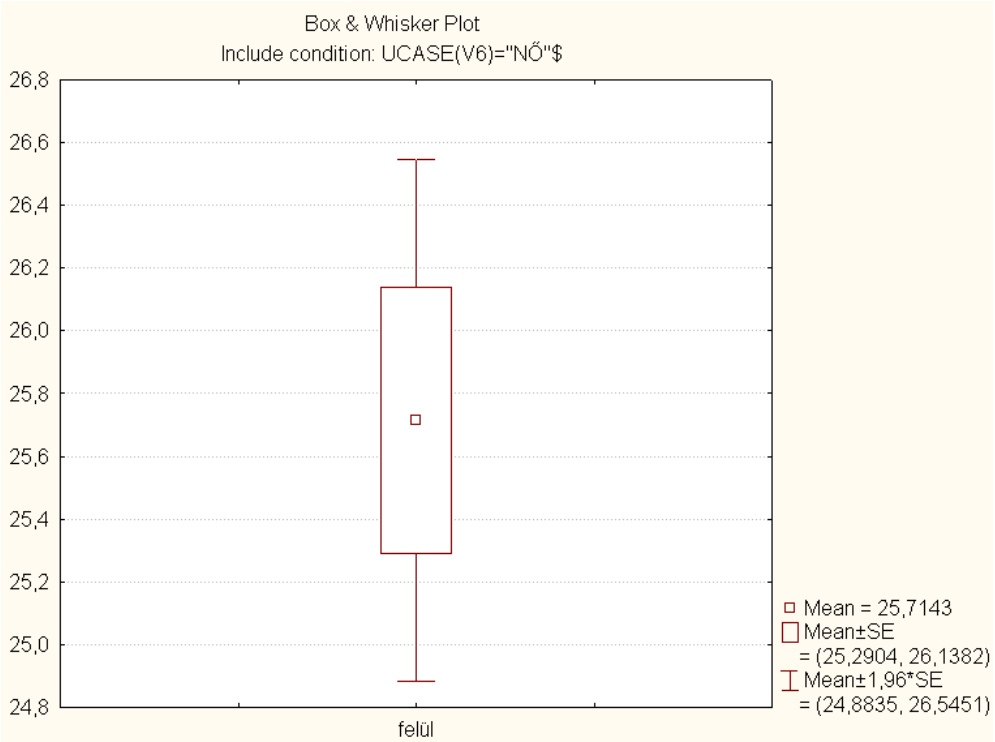
52. ábra: Az egymintás t-próba beállításának alapmodulja a StatSoft Statistica programban

A változónévnél (Variables) a felülés változót válasszuk, majd ezt követően a referencia értéknél adjuk meg az általunk vizsgálni kívánt értéket, 24. Az opció almenü beállításainál tudjuk a konfidencia- intervallum értékeit is lekérni, miután ezt megtettük a következő eredményhez jutunk:



53. ábra: t-próba eredménytáblázat (StatSoft)

Itt is jól látszik, hogy az eredmény szignifikáns, vagyis a nullhipotézist el kell vetni. Ezt követően az Avanced modulban lehetőségünk van szemléltető grafikus ábrát is kérni (Box and Whisker plot), itt válasszuk a Mean/SE/1.96*SE opciót. Amennyiben minden beállítást jól végeztünk el, akkor a következő ábrához jutunk.



54. ábra: Box and Whisker plot ábra

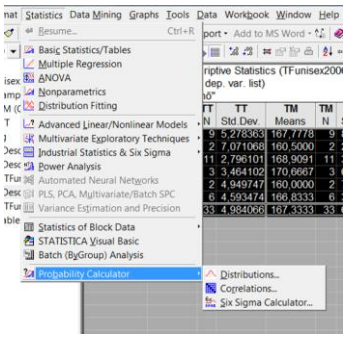
5.5.4. A különbségek vizsgálatának további lehetőségei és a „Probality Calculator”

A szignifikancia szint, a „p-level” a nullhipotézis fennállásának valószínűségét jelzi, amit a magyar terminológia „maradék valószínűségnek” is nevez. Ez az érték egyúttal az elsőfajú hiba elkövetésének valószínűsége. A „p” rövidítés az angol „probability” (valószínűség) kifejezésből származik. A különböző statisztikák (r, t, F, Z stb. értékek) különböző elemszámok, illetve szabadságfok melletti 5-1-0,1 %-os szinten kritikus értékeit korábban statisztikai táblázatokban foglalták össze. Ezeket a táblázatokat az átfogó statisztikai kézikönyvek ma is magukba foglalják. Ha a számított érték az adott szint kritikus értékénél nagyobb, akkor mondhatjuk a konvenció szerint, hogy szignifikáns – erősen szignifikáns – igen erősen szignifikáns. A statisztikai programcsomagok azonban ezeknél a táblázatoknál részletezőbbek, „pontosabbak”: kiszámítják az adott statisztika konkrét valószínűségét, pontos „p” értékét. Tetszőleges tizedes pontossággal. A lényeget tekintve ennek ugyan különösebb jelentősége nincs, „pusztán” a napi gyakorlatban feleslegessé teszik a „régi” statisztikai táblázatok használatát. Néha persze ennek ellenére érdekelhetnek bennünket a különböző „kritikus értékek”. A StatSoft Statistica rendelkezik egy erre irányuló rendkívül hasznos és sokoldalú lehetőséggel, a Probability Calculatorral (55. ábra, 57. ábra). A menüpont két helyen is szerepel, a „Statistics” főmenüjében és a „Statistics/Basic Statistics”-ban egyaránt közvetlenül elérhető. Pontosabban a „Distributions” érhető el mindkét helyről, ahol többek között a „t” , az „F” vagy a „Z” értékekhez tartozó valószínűségek, vagy adott valószínűséghez tartozó kritikus értékek kérhetők le a „Compute” paranccsal. A korrelációs együtthatóra vonatkozó hasonló „kalkulátor” csak a főmenüből érhető el (55. ábra). Utóbbira példaként a 25. táblázatban szereplő TT/BMI közötti korrelációt mutatom be: r=0,36 és

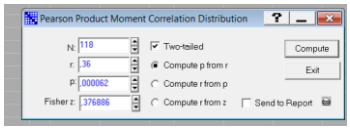
N=118 mellett p=0,000062 érték adódik. Az elemszám és valamelyik érték megadása után képezhető a másik érték (r vagy p).

Különbségek, differenciák vizsgálatához a StatSoft Statistica rendelkezik egy további lehetőséggel, ami lényegét tekintve szintén „Probability Calculator”. Nem véletlenül „zárja” e két pont az alapvető statisztikák menüjét (57. ábra). Ennek segítségével akár irodalmi adatok összehasonlíthatók egymással, ha az összehasonlításokhoz minimálisan szükséges adatok közlésre kerültek (pl. átlag, szórás, elemszám). Az összehasonlítás, a differencia maradék valószínűségének (ezáltal szignifikancia szintjének) meghatározása két korreláció, két átlag, vagy két arány (proporció) esetében lehetséges (58. ábra). Lényegében itt is hipotézisvizsgálatról van szó, csak nincs nevesítve az eljárás, nincs megadva a vonatkozó statisztika, csak annak „p” értéke. (Tehát lényegében a korrelációnál a Z-próbáról, az átlagoknál a t-próbáról, arányoknál a Khi-négyzet próba alapesetéről van szó.) Kiemelten felhívom a figyelmet két arány összehasonlításának lehetőségére, ami a legegyszerűbb kérdőíves vizsgálatoknál különösen fontos szerephez juthat.

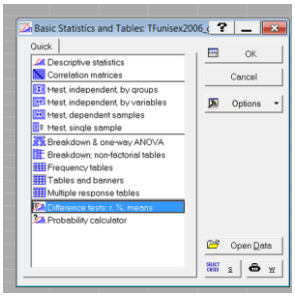
A lehetőség a korreláció esetében is lényeges, miután ez máshol, külön nevesítve nem szerepel a programcsomagban (szemben a t-próbákkal és a Khi-négyzet próbával, illetve alapesetével a 2x2-es kontingencia táblázatokkal). Példaként ezúttal is a 25. táblázatban szereplő TT/TM/BMI közötti korrelációkat hozom fel (58. ábra, 59. ábra, 60. ábra).



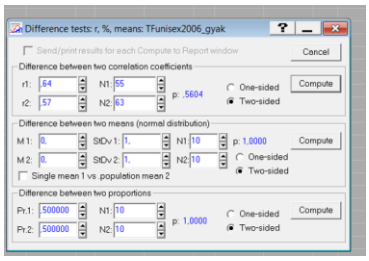
55. ábra: Probalitity Calculator (StatSoft)



56. ábra: A korrelációs koefficiensre vonatkozó lekérhetőségek a Probability Calculator ablakban

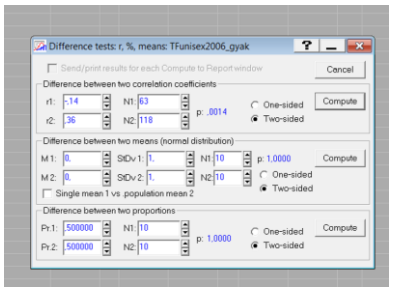


57. ábra: A Basic Statistics menü differenciák elemzésére szolgáló külön pontja (StatSoft)



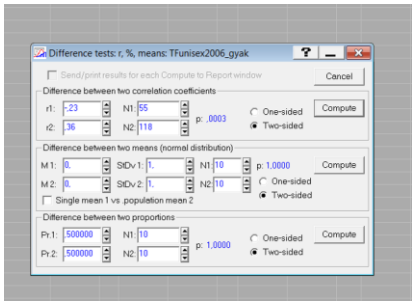
58. ábra: Két korreláció különbségének próbája I. (TT/TM között, női-férfi)

A testmagasság és testtömeg nemenkénti korrelációs együtthatói közötti eltérés p=0,56; nem szignifikáns. A két korreláció (r=0,64 és r=0,57) statisztikailag nem különbözik egymástól.



59. ábra: Két korreláció különbségének próbája II. (TM/BMI között, férfi-unisex)

A csak férfiaknál és a teljes unisex mintánál kapott testmagasság és BMI korrelációs együtthatója közötti eltérés p=0,0014 erősen szignifikáns. A két korreláció (r= -0,14 és r=0,36) statisztikailag különbözik egymástól.



60. ábra: Két korreláció különbségének próbája III. (TM/BMI között, női-unisex)

A csak nőknél és a teljes unisex mintánál kapott testmagasság és BMI korrelációs együtthatója közötti eltérés p=0,0003 igen erősen szignifikáns. A két korreláció (r= -0,23 és r=0,36) statisztikailag különbözik egymástól.

5.5.5. Összefüggések vizsgálata: korreláció és regresszió analízis

Az összefüggések vizsgálatára a **korrelációszámítás** szolgál. A korrelációs együttható vagy koefficiens (r) két változó közötti összefüggést, „együtt járást" jellemzi. A korrelációs koefficiens definíciója: **két sztochasztikus[25] változó kapcsolatának mérőszáma.**

Az együttható értéke 0 és 1 között változik, negatív és pozitív előjelet egyaránt felvehet (tehát értékkészlete –1 és +1 között változhat). A korrelációs együtthatókat a legtöbb esetben 4 tizedes pontossággal szokás megadni. Az összefüggés annál szorosabb, minél közelebb esik értéke 1-hez. Amennyiben r=1, függvénykapcsolat áll fenn a két változó között. Az r=0,8-0,9 értékű korrelációk szoros, az r=0,5 körüliek közepes, az ennél kisebbek gyenge összefüggésre utalnak. A nulla körüli együtthatók az összefüggés hiányára utalnak. A korrelációs együttható előjele az összefüggés irányát jelzi. Pozitív korreláció, azaz egyirányú kapcsolat esetén az egyik változó növekedése együtt jár a másik változó növekedésével. A negatív előjelű korreláció ellentétes irányú kapcsolatra utal, ha az egyik változó nő, akkor a másik csökken. A korreláció négyzete (r^2) a **determinációs együttható**, ami tulajdonképpen azt mutatja, hogy a két változó hány százalékos mértékben magyarázza egymást. (Tehát a közepes és gyenge szorosságú korrelációk csak alacsony, 30% mérték alatti meghatározottságot jelentenek.)

Az összefüggés szorossága és szignifikanciája nem keverendő össze. A korreláció szignifikanciáját külön meg kell vizsgálni. A nullhipotézis szerint nincs összefüggés a két változó között. A statisztika szabadságfoka (n-2), a kritikus értékeket táblázatok tartalmazzák, illetve a programok mindig jelzik a szignifikáns értékeket. Magas elemszámoknál a gyenge összefüggést jelző alacsony korrelációk (r=0,2 körüli) is szignifikánsak, míg alacsony elemszámoknál a szoros összefüggésre utaló magas értékek is a kritikus szint alatt lehetnek.

A korrelációs együttható értékelésénél tehát 3 tényezőt kell figyelembe venni:

- ***szorosságát, számszerű nagyságát***
- ***előjelét***
- ***szignifikanciáját***

A korrelációnak paraméteres és nemparaméteres változatai egyaránt értelmezhetők. A gyakorlatban legtöbbször a paraméteres eljárások közé tartozó, teljes nevén Pearson-féle lineáris mértékkorrelációval találkozunk. Ezt a lineáris korrelációt gyakran az adatbázis minden paramétere között kiszámítják, és az eredményeket egy táblázatban, a **korrelációs mátrixban** foglalják össze. A vizsgált paraméterek a táblázat soraiban és oszlopaiban, azonos sorrendben szerepelnek. A korrelációs mátrix szimmetrikus, főátlójában minden érték=1 (az „önkorreláció" miatt). A szimmetria miatt eredményközlésnél elég a mátrix egyik „felét", a főátló alatti vagy feletti részét közzétenni. Ehhez kapcsolódóan meg kell jegyezni, hogy $r_{xy}=r_{yx}$. Azaz mindegy a változók „sorrendje", „felcserélhetők", a korrelációnál nem kell megkülönböztetni a függő és független változót.

A korrelációs mátrix tulajdonképpen a változók közötti összefüggésrendszer alapját jelenti. Ezzel kapcsolatban utalni kell a parciális korrelációra: két paraméter közötti összefüggés korrekciója egy harmadik paraméterrel való összefüggéseik alapján. Másképpen fogalmazva egy harmadik paraméter hatásainak kiküszöbölése két változó összefüggéséből. A többváltozós módszereknél kerülhet előtérbe.

Most nem tárgyaljuk, de megemlítjük, hogy a korreláció nemparaméteres változatai a Spearman-féle rangkorreláció és a Kendall-féle rangkorreláció. Ezek rangsorok esetén

[25] Sztochasztikus: „véletlenszerű", random, nem determinisztikus. Meg kell jegyezni, hogy pl. a különféle indexek mindig determinisztikusak, de sztochasztikusan viselkednek, mert ami(k)ből valamilyen függvény szerint - tehát determinálás alapján - számoltuk, az(ok) véletlenszerűen viselkednek/változnak.

alkalmazhatók és lényegüket tekintve – a szignifikancia szintre vonatkozóan – azonos végeredményt adnak.

A korreláció többváltozós esetre is értelmezhető. A **többszörös** *(multiple)* **korreláció** (R): egy paraméter összefüggése több változó összességével. Azaz van egy függő változónk és több független változónk. Ezúttal már értelemszerűen „nem cserélhetők fel" a függő és független változók. A ***determinációs együttható*** (R^2) itt is értelmezhető.

Az összefüggések vizsgálata kapcsán röviden kitérek egy kevésbé közismert statisztikai lehetőségre, amellyel különbözőségek és hasonlóságok jellemezhetők. Az SPSS speciális összefüggés-vizsgálati statisztikáit a „Correlate/Distances/" menü tartalmazza, ahol a „Dissimilarities" vagy „Similarities" lehetőségek választhatók az esetekre („cases") vagy változókra („variables") vonatkoztatva (74. ábra). A „távolságok" több módszerrel is képezhetők, kezdetben érdemes az alapbeállításokat használni. Az áttekinthetőséget javítja, ha a kapott eredmények transzformációját kérjük egy 0-1 közötti skálára. Az eredmény egy mátrix, amely jellegében a korrelációs mátrixokra hasonlít. Itt azonban hangsúlyozottan nincs szó szignifikancia vizsgálatról, hanem egy relatív összehasonlításról. A különbözőségeknél („Dissimilarities") például a javasolt megoldás szerint mindig 1 lesz a legnagyobb, és 0 a legkisebb eltérés, függetlenül az eltérés abszolút nagyságától és szignifikancia szintjétől. (A páronkénti összehasonlítások - két változó/eset/személy - során tehát az egymástól leginkább különböző „páros" 1 értéket, a legazonosabb két eset 0 értéket kap, a többi pedig ezek között viszonyítottan arányosan helyezkedik el.) Az eljárás során egyébként lehetőség van standardizált értékek szerinti elemzésre is. Példaként a későbbiekben a motorikus tesztek mátrixait mutatjuk be (28. táblázat, 29. táblázat, 30. táblázat). A későbbiekben más példát is mutatunk az eljárás alkalmazására.

A korrelációszámítás lényegét tekintve két változó összefüggésének szorosságát, erősségét jelző mérőszám. A két változó közötti kapcsolat azonban függvény alakban is kifejezhető. Az összefüggést leginkább jellemző függvény megadása a regresszió számítás területe, ami lényegét tekintve **két változó közötti kapcsolat függvény alakú kifejezése.** A **regresszió, regresszió analízis** (RA, MRA, MVRA) célja: az összefüggést legjobban jellemző közelítő függvény meghatározása és elemzése, a függvény szerinti becslés „jóságának", pontosságának analízise. A függő (y) és független (x) változó/k nem cserélhető/k fel! A függvény képlete szerinti értékek a „jósolt" vagy becsült (estimate) értékek (y). A képletbe a független változónak tekintett paraméter mért értékeit behelyettesítve megkapjuk a függő változónak tekintett paraméter várható értékét. A statisztikai programokban ennek megfelelően előfordul, hogy a felnyíló menüben nem független változó (independent variable), hanem „jósló", prediktor változó (predictor variable) kijelölését kérik – amit a továbbiakban „regressor"-nak neveznek. A kapott képletet regressziós modellnek is szokás tekinteni, amely azonos mért paraméterek esetén alkalmas más minták, akár a jövőben mérendő értékei alapján a jósolt értékek meghatározására. Ebben az értelemben előrejelzésről, predikcióról van szó. A független változó mért értéke alapján becsülhető egy még nem megmért vagy meghatározott függő változó várható „eredménye".

A regressziós egyenlet a hibahatáraival teljes, amit megbízhatósági sávoknak vagy konfidencia intervallumoknak nevezünk. A hibaszámítás alapja a függvény szerinti jósolt értékek és a ténylegesen mért értékek eltérése, amit reziduumoknak nevezünk. Az eltérések szórása a reziduális szórás, amiből a normális eloszlásnál leírtak analógiájára már tetszőleges valószínűségi szintre képezhetők az alsó és felső hibahatárok. A megbízhatósági intervallumokat 95 %-os szinten szokás meghatározni, amelyek a görbe alatt és felett egyenlő távolságra helyezkednek el. Ezek a konfidencia intervallumok az átlagnál a legkeskenyebbek, és a görbe két végénél a legtágabbak. Lineáris esetben tipikus „pillangó" formát vesznek fel. A regressziós modell szerinti jósolt érték tehát egészen pontosan nem pusztán az egyenlet

szerinti értéket, hanem hibahatárként plusz/mínusz a konfidencia sávok szerinti értékeket is jelentik. Más megközelítésben ez azt jelenti – miután a görbe regressziós együtthatói is statisztikai hibával rendelkeznek – , hogy a populáció egészére vonatkoztatva a görbe 95 %-os valószínűséggel valahol a konfidencia intervallumokon belül helyezkedik el.

Amennyiben a regressziós egyenletet „előrejelzésre" használjuk, akkor az egyes esetekre jellemző „egyedi" és valamilyen csoportra jellemző „átlagos" értékekre más a megbízhatósági sáv. Átlagos értékre mindig szűkebb, mint egyedi értékekre. Angol nyelvterületen a „confidence interval" valamely mintára jellemző átlagos értékre vonatkozik, míg az egyedi értékre a „prediction interval" vonatkozik. Ugyancsak használatos a „Mean Prediction Interval" és az „Individual Prediction Interval" elnevezés (61. ábra, 62. ábra, 63. ábra). A programok alapbeállításként a populációra vonatkozó megbízhatósági sávot adják meg. Az egyedi értékekre vonatkozó megbízhatósági sávot külön opcióként kell beállítani. Az opció „megtalálása" meglehetősen nehéz és a súgó használata mellett is körülményes, programonként változó, de többnyire valahol a „Graphs" menüben szerepel[26] (61. ábra). A programok tehát e kérdésben a grafikus ábrázolásra „koncentrálnak", bár például az SPSS-ben lehetőség van a kívánt valószínűség szerinti alsó és felső konfidencia határértékek mentésére az adatbázisban is.

A 62. ábra, 63. ábra, 65. ábra és 66. ábra ugyanazon adatok alapján mutatnak példát az átlagos egyedi értékek konfidencia sávjára regressziós egyenes esetén az SPSS és a StatSoft Statistica programcsomagokkal, a diagramok különböző beállításai mellett. A példák az Eurofit tesztrendszerre vonatkoznak, függő változó (y) az összpontszám, független változó az állóképességi ingafutás.

A regresszió analízis (RA) legegyszerűbb esetben két változó összefüggésének kifejezését, jellemzését, leírását jelenti függvény formájában. Magába foglalja az összefüggést legjobban közelítő függvény meghatározását és analízisét, valamint a függvény megbízhatósági intervallumainak, hibájának meghatározását. (Mennyire „pontos" a becslés, ami a függvény szerinti becslés „jóságának", pontosságának analízise.) Csak szignifikáns korreláció esetén értelmezhető. Ahogy jeleztem, itt már meg kell különböztetnünk a ***függő*** *(y)* és a ***független*** *(x)* változót, valamint a függő (y) és független (x) változó nem cserélhető fel! A függvény képlete szerinti értékek a „jósolt értékek" (y). Az RA lehet ***lineáris*** (y = bx + c) és ***nem lineáris*** (exponenciális, parabolikus, polinomiális stb.). A regressziós kapcsolat (illetve a függvények, görbék) fő típusai:

lineáris (egyenes), pl. 65. ábra
polinomiális (n-ed fokú), pl. 67. ábra
parabolikus (másodfokú)
logaritmikus, pl. 68. ábra
exponenciális, pl. 69. ábra
hiperbolikus
hatvány

A regresszió számítás során a legjobban közelítő egyenes/görbe kiszámításához a legkisebb négyzetek elvét használjuk fel. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy egy olyan egyenest/görbét keresünk, amelytől a ténylegesen kapott adataink a legkisebb mértékben térnek el. Így lényegileg az adatainkra legjobban illeszkedő görbét határozzuk meg. Miután az adatok a görbe – függvényértékek – alatt és fölött is megtalálhatók, a

[26] A StatSoft Statistica erre a Graphs/Scatterplots menüben ad lehetőséget a „Regresszion bands:" pontnál a „Confidence" vagy „Prediction" lehetőség bejelölésével. Az SPSS-nél ez a Graphs/Legacy dialogs/Interactive/Scatterplot/Create Scatterplot/Fit menüben a „Method: regression" beállítás esetén aktívvá váló „Prediction Lines" pont „Mean" és/vagy „Individual" beállítási lehetőségeinél szerepel.

különbségek/differenciák négyzetre emelve elvesztik negatív előjeleiket. Lineáris esetben a függvény egy egyenes képlete (y = bx + c), amely magába foglalja a regressziós együtthatót (b) és egy konstanst (c , „intercept"). A konstans (c) itt azt mutatja, hogy az egyenes az y tengelyt melyik értékénél metszi. A regressziós együttható – ami geometriai értelemben egy iránytangens – pedig azt mutatja, hogy a független változó (x) egységnyi növelése mekkora változást hoz létre a függő változónál (y).

A regresszió számítás több változó együttes figyelembe vételére is kiterjeszthető, ami már a többváltozós statisztikai eljárások közé tartozik. A ***többszörös (multiple) regresszió analízis (MRA)*** egy függő változó (Y) és több független változó (X_1 , X_2 ,... X_n) kapcsolatát jellemző függvény meghatározása és elemzése (analízise). Magát az összefüggést a többszörös korreláció, az R értéke jellemzi. A kapott képlet lineáris esetben: $Y= b_1 X_1 + b_2 X_2 +...b_n X_n + c$

A többszörös regresszió analízis speciális megoldási eljárása a lépésenkénti, „**stepwise**" módszer. A lépésenkénti eljárások elsősorban a többszörös regresszió analízisre és a diszkriminancia analízisre jellemzőek. A lépésenkénti eljárásnak szokásos 2 változata a „forward" és „backward", azaz előre és hátra lépésenkénti eljárás. Lényegüket tekintve azonos végeredményt adnak. A gyakorlatban megítélésem szerint mégis általában informatívabb a „forward stepwise" eljárás. A módszer lényege, hogy a változók a befolyásolás mértékének sorrendjében, és csak a lényegesen befolyásoló változókra szűkítve kerülnek be a regressziós, illetve diszkriminatív modellbe. A másik eljárás („backward") az előző logika fordítottját követi: a modellből sorra kiemeli a legkevésbé befolyásoló változókat. A lépésenkénti eljárások sajátossága, hogy a számított matematikai modellbe egy változó akár többször is bevonásra vagy kizárásra kerülhet az egymást követő lépések során. ***A lépésenkénti eljárások különös jelentőséggel bírnak, mert a statisztikai modellekbe csak a ténylegesen befolyásoló változók kerülnek be.*** Az esetek többségében így még a modellek pontossága, megbízhatósága is jobb, mintha az összes mért változót tartalmazná a modell. Sőt az is előfordul, hogy egy analízisben a lépésenkénti eljárás szignifikáns eredményt ad, a nem lépésenkénti eljárással pedig nem szignifikáns eredményt kapunk. További igen nagy előnye a lépésenkénti eljárásoknak, hogy az egymással szorosan összefüggő, de az analízisben független változóként kezelt paraméterek gyakorlatilag redukálásra kerülnek. Ezek közül csak a ténylegesen legjelentősebb hatású egy-két paraméter szokott bekerülni a modellbe.

A regresszió analízis összes változatánál (kétváltozós, többszörös, többváltozós) két dolgot tartok kiemelten fontosnak. Egyrészt az összefüggés szorossága és az ebből fakadó determinációs hatás jelenti az értékelés alapját. Más részről a kapott egyenlet megbízhatósága és a becslés pontossága, azaz a hibahatárok, konfidencia intervallumok a kiemelten fontos értékelési tényezők. A „stepwise" változatoknál szakmai jelentősége lehet még a változók bevonási sorrendjének és a determinációs hatás lépésenkénti növekedésének. Minden egyéb technikai részletkérdés fentiek és az analízisbe bevont változók számszerű értékeinek függvénye. A „részletkérdések" közül azért kiemelném az általam csak „előjelproblémának" nevezett jelenséget. Kétváltozós esetben ez nem okoz problémát, mert a korreláció előjele eleve utal az összefüggés irányára. Többváltozós esetben azonban a többszörös korreláció a számításmenetből kifolyólag – négyzetre emelés[27] – soha sem vesz fel negatív értéket. Az egyes regressziós koefficiensek előjele mégis egyértelműen utal az adott koefficienshez tartozó független változó és a célmennyiség – függő változó – közötti összefüggés irányára. Az elemzések során ettől nem egyszer „elegánsan" eltekintenek, pedig megítélésem szerint a negatív koefficiensek értelmezésére mindig utalni kell. (Még olyan idődimenziójú

[27] Pontosabban a képletben gyökvonás és négyzetre emelés egyaránt szerepel. Miután a statisztikában csak a pozitív négyzetgyököt értelmezzük, egy negatív érték négyzetre emelése után egy későbbi gyökvonás már pozitív eredményt ad.

paraméterek esetén is, ahol a kisebb számszerű érték jelenti a „jobb" eredményt, ennek következtében egy negatív korreláció konkrét teljesítmények együtt járására is utalhat.)[28]

Ki kell térnem a lépésenkénti többszörös regresszió analízis egy további sajátosságára, ami számos téves interpretáció forrása. Nevezetesen ha két független változó között szoros[29] a korreláció, akkor ezek közül nagy valószínűséggel csak az egyik fog a regressziós képletbe bekerülni. Ezáltal a másik változó magyarázó hatása[30] ugyanis közvetve már érvényesül a képletben. Az analízis mindig a változók összefüggésrendszere alapján történik, és minimalizálja a változók közötti interakciókat. A determinációs együttható – „magyarázó hatás" – és a képlet értékeiből tehát nem lehet direkt módon következtetni egyes változók közötti páronkénti összefüggés vagy függetlenség kérdésére. Ha egy változó nem kerül be a regressziós képletbe, még nem jelenti azt, hogy az adott változó és a célmennyiséget jelentő függő változó között nincs statisztikai összefüggés. A kérdésre válasz az eredeti, kiindulási korrelációs mátrixból kapható. Lehetséges ugyanis, hogy az analízis során éppen egy erőteljes interakció kerül kiküszöbölésre – többek között éppen ezért nem szabad egymásból képzett értékeket azonos számításmenetbe vonni.

A többváltozós esetek fentieken túlmenően további lehetőségeket is nyújtanak. Így, amikor a paraméterek két csoportra bonthatók (mindkét csoportban több paraméter található). Az egyik a ***függő változók csoportja,*** a másik a ***független változók csoportja***. A megoldás ebben az esetben már egy egyenletrendszer, az eljárás pedig a többszörös, többváltozós regresszió analízis (MVRA). Elviekben ennek szignifikanciája is vizsgálható (*Sváb* 1979)[31]. Napjaink gyakorlatában azonban erre nem térnek ki a programok, egyszerűen halmozzák az MRA-t, így megkapható szükség esetén a kívánt egyenletrendszer.

A ***kanonikus korreláció*** (CANOCOR) viszont egyre gyakrabban használt eljárás. Azt jellemzi, hogy a változók egyik csoportja milyen szorosan függ össze a változók másik csoportjával, valamint az összefüggésrendszeren belül az egyes változóknak milyen jelentőségük, súlyuk van. Lényegében ez is a többszörös RA bővítése, csak nem az eredeti változókra, hanem látens háttérváltozókra vonatkoztatva. A változócsoportok közötti összefüggést több, egymástól független egyenlet fejezi ki. (Egyenletrendszer.) Az ún. közös sajátértékek (λ) kerülnek kiszámításra, amelyek lényegében determinációs együtthatók ($\lambda=R^2$) és azt mutatják meg, hogy az adott látens háttérváltozó a teljes varianciát milyen arányban magyarázza meg. Itt azonban már jelentős szerephez jut a parciális korreláció és regresszió. (***Parciális korreláció*** alapesete: két változó összefüggéséből egy harmadik, mindkettővel összefüggő változó hatásának kiküszöbölése. Többváltozós esetben két változó parciális korrelációja: a többi változó befolyásának kiküszöbölése a két változó kapcsolatából. Minden többváltozós analízis fontos alapeleme.)

Az eljárás során kiszámításra kerülnek az ún. kanonikus egyenletek és változók, amelyek tulajdonképpen az összefüggésrendszert jellemző háttérváltozók, faktorok, melyekben az egyes paraméterek/változók súlya megállapítható. (Nem azonos a faktoranalízis

---

[28] A probléma standardizált adatok esetében is jelentkezik. A legtöbb esetben nem okoz problémát, de az értelmezésnél ügyelni kell az előjelre. Szükség esetén (-1) szorzattal vagy reciprok transzformációval kiküszöbölhető a jelenség – ez esetben viszont a transzformációra kell ügyelni az értelmezés során.

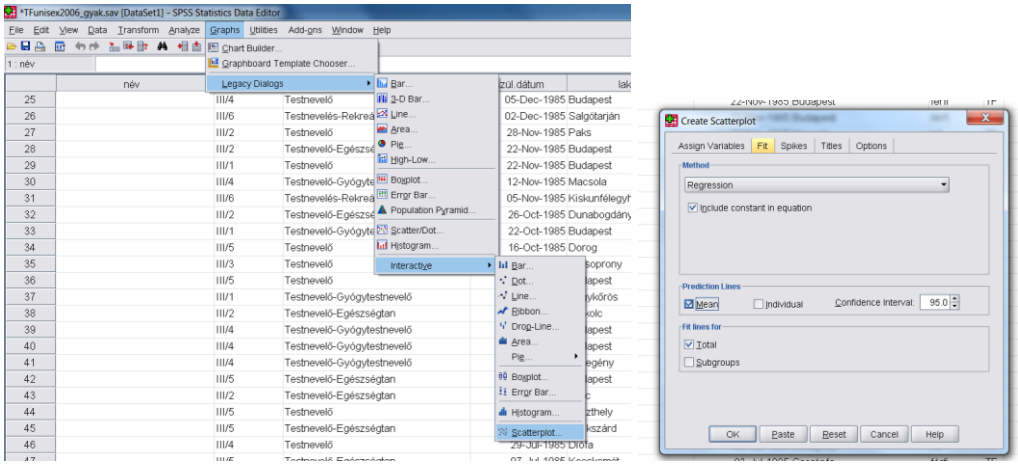
[29] Számszerűen magas érték, a gyakorlatban 0,8-0,9 feletti korreláció.

[30] A függő változóra vonatkoztatva.

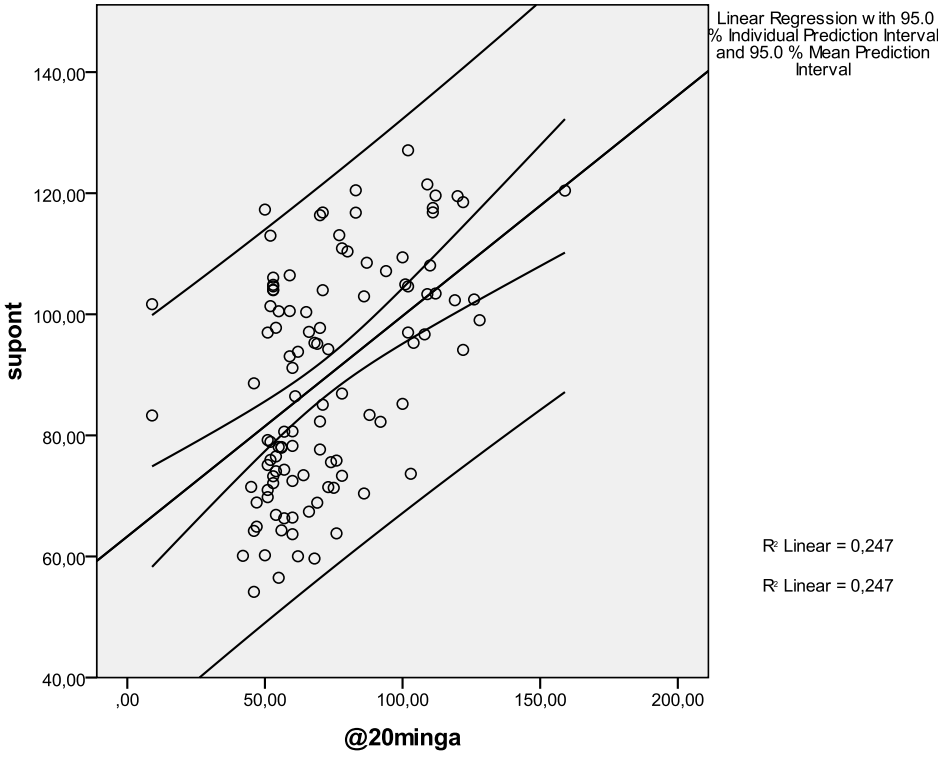
[31] Többváltozós (multivariable) RA (MVRA): u.a. mint canonikus korreláció, csak a RA technikájával. Az eredmény itt is egyenletrendszer. A lényeg, hogy esetleg az X változók a különböző Y változókkal külön-külön nem mutatnak összefüggést - azaz egy-egy MRA nem lenne szignifikáns - , de együttesen, párhuzamosan több Y változóval már mutathatnak összefüggést. Kiszámítható az ún. meghatározottsági koefficiens, aminek és ez által az egész rendszernek a statisztikai próbája a Wilks („likelihood")-kritérium. (Ami Khi-négyzet eloszlású, és így a szignifikancia szint meghatározható.)

faktoraival !!!) A kanonikus változók tehát „látens” változók, amelyet az angol szakirodalom „root”-nak is nevez.

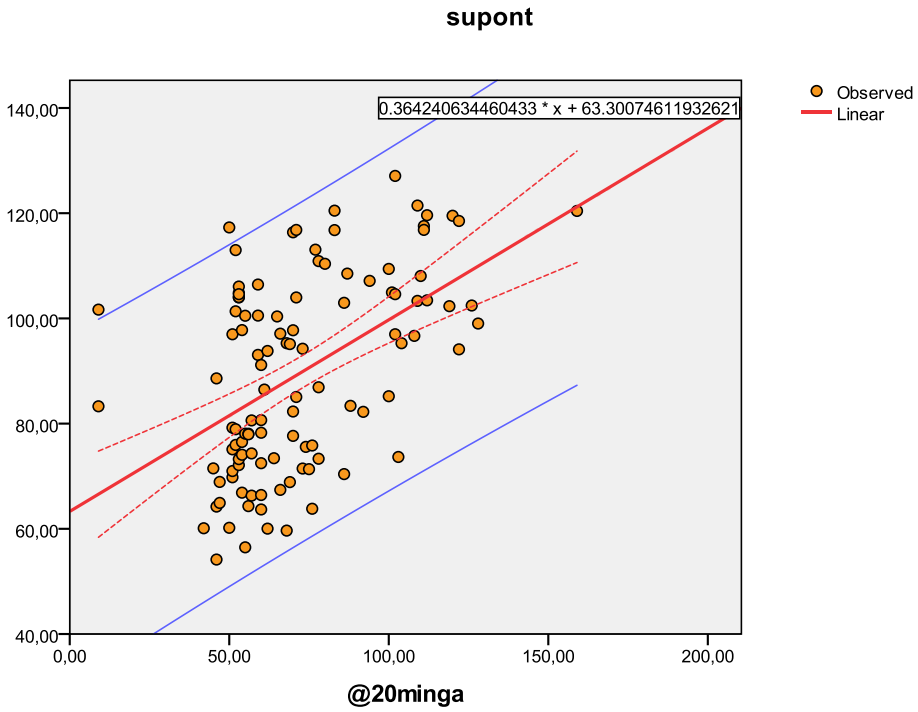
A kanonikus korreláció esetében nem feltétel, hogy a változók mindkét csoportja mérhető adatokat tartalmazzon. Az eljárás megállapítható adatokat tartalmazó változócsoport esetén is alkalmazható, sőt eredetileg erre lett kidolgozva. A nem összefüggések, hanem különbségek elemzésére szolgáló diszkriminancia analízisnél is szerephez jut, az egymástól elkülönített csoportok grafikus megjelenítése két látens háttérváltozó koordináta rendszerében történik. (Bővebben lásd a diszkriminancia analízisnél.)



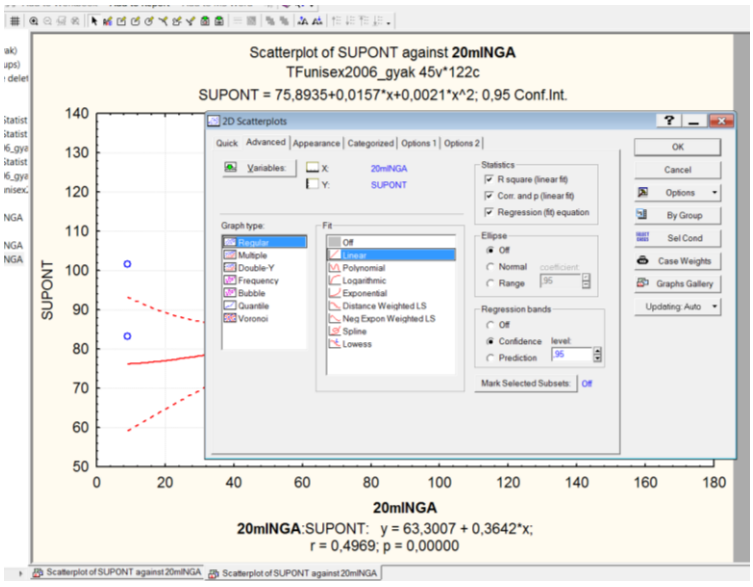
61. ábra: A megbízhatósági sávok beállításai lehetőségei a Graphs menüben (SPSS)



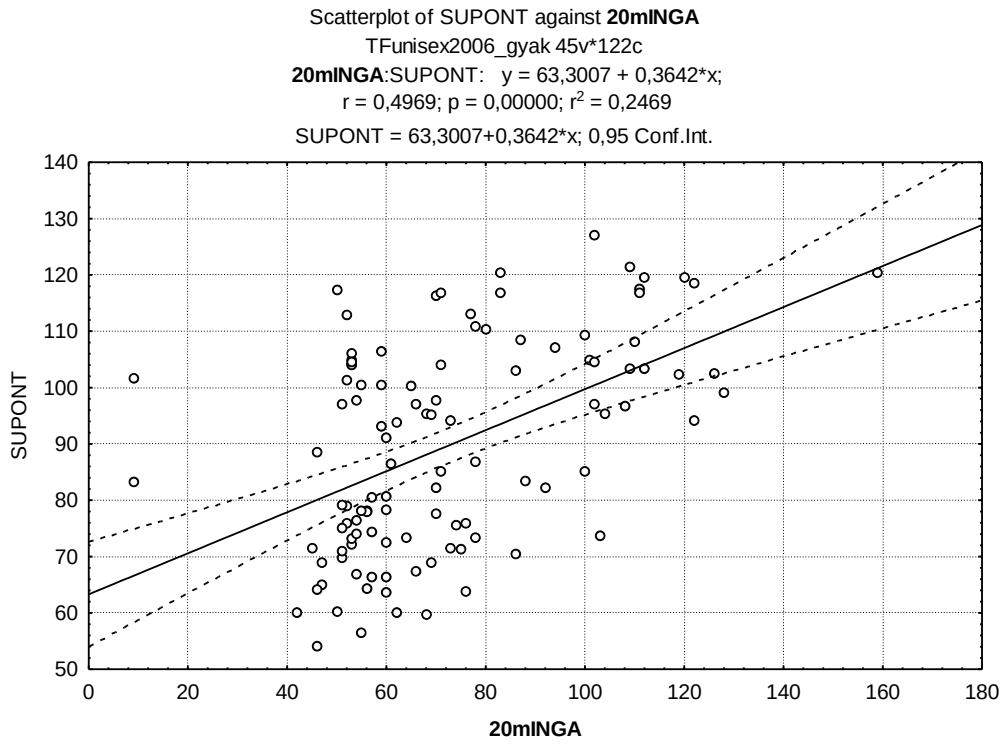
62. ábra: Egyedi és átlagos megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (SPSS alapbeállítás)



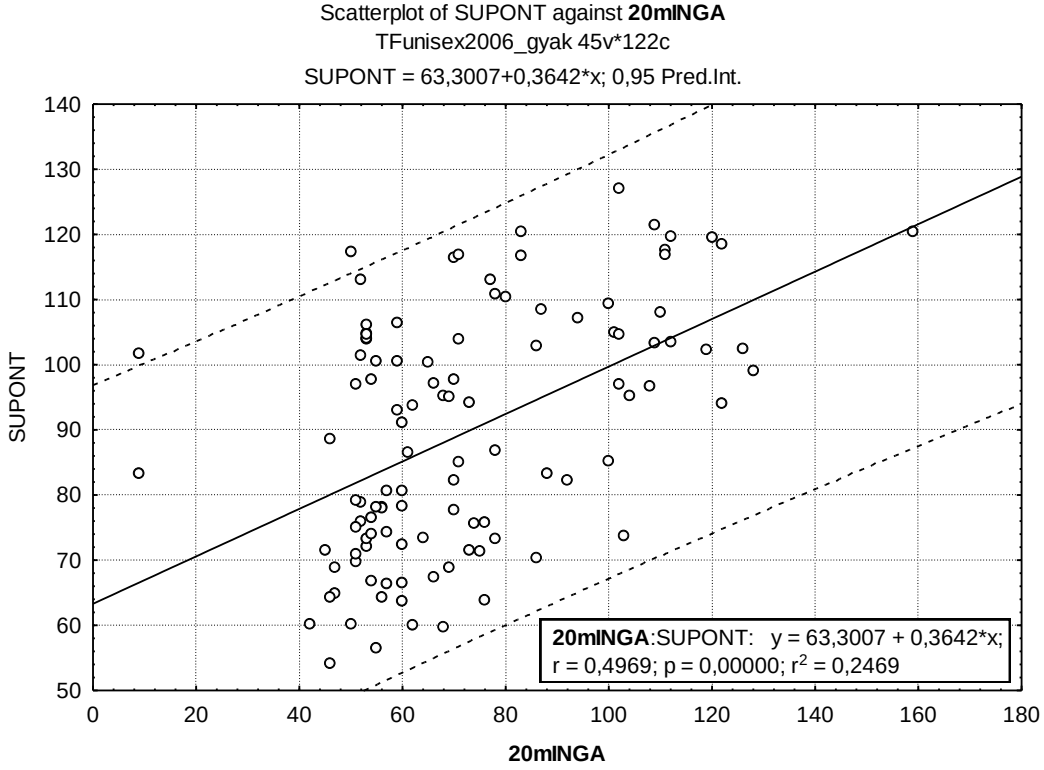
63. ábra: Egyedi és átlagos értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (alapbeállításoktól eltérő SPSS diagram)



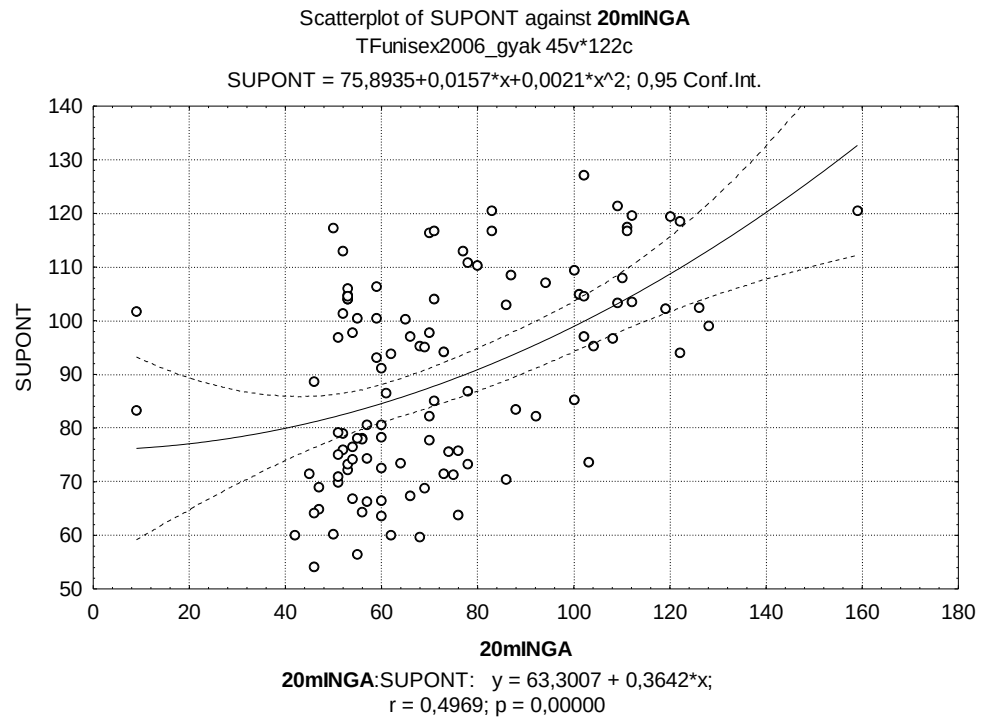
64. ábra: Különböző közelítő görbék lehívási és beállítási lehetőségei a StatSoft Graphs menüjében



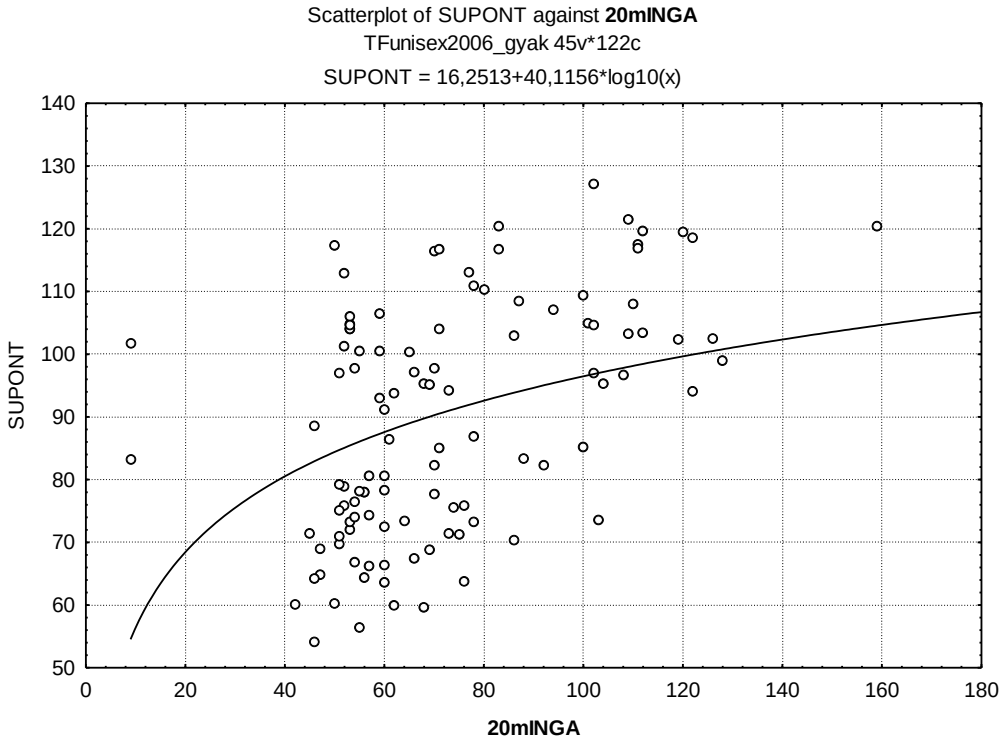
65. ábra: Átlagos értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (StatSoft)



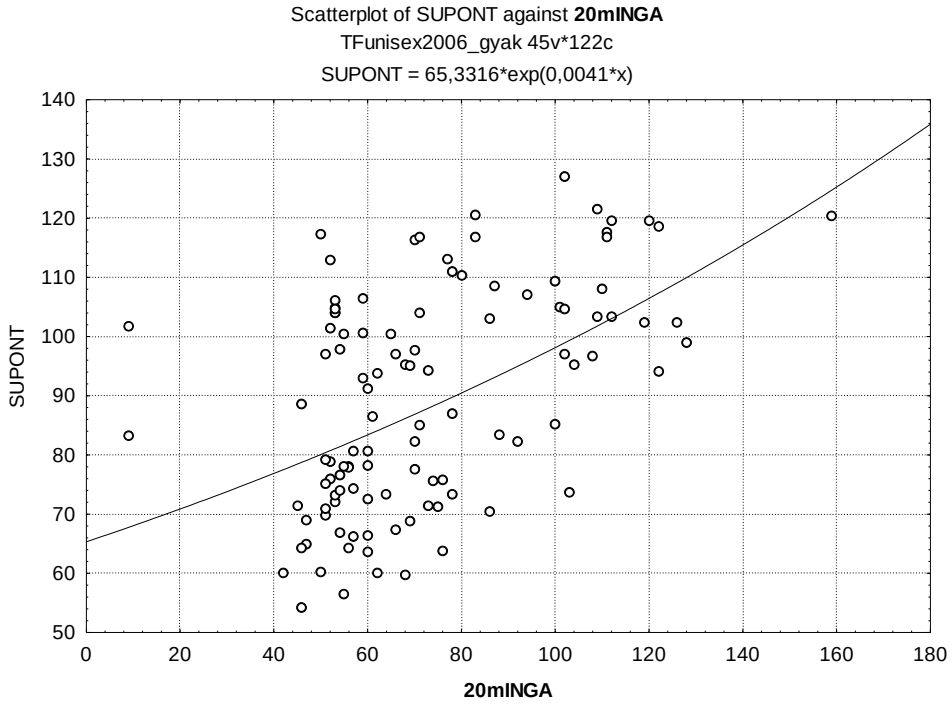
66. ábra: Egyedi értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (StatSoft)



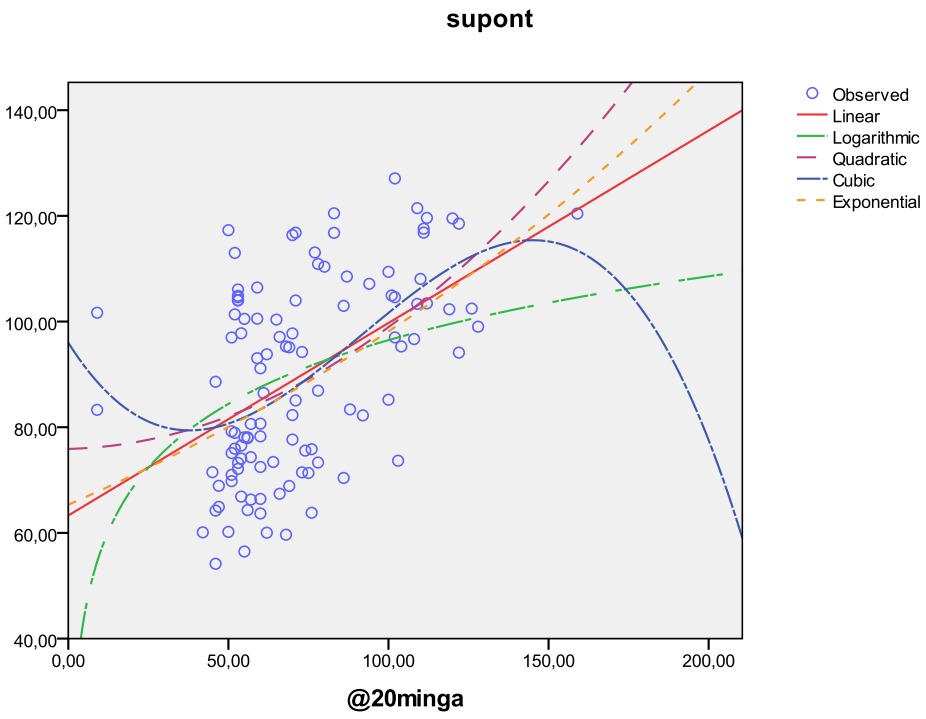
67. ábra: Polinomiális regresszió (StatSoft)



68. ábra: Logaritmikus regresszió (StatSoft)



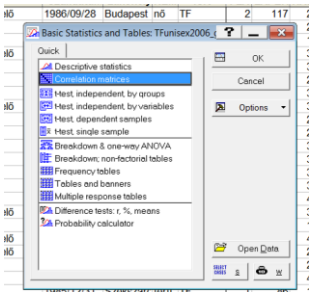
69. ábra: Exponenciális regresszió (StatSoft)



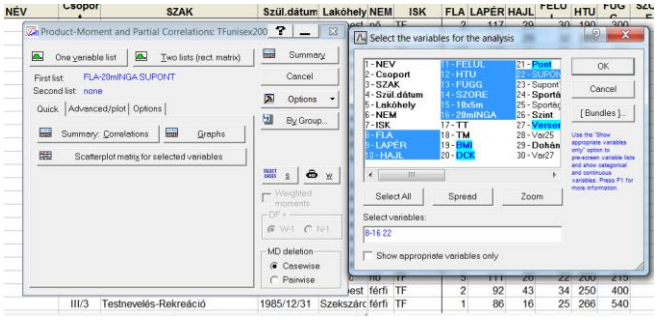
70. ábra: Különböző közelítő görbék (SPSS)

5.5.6. Korreláció számítása a statisztikai programokkal

A StatSoft „Basic Statistics” menüjének 2. pontjában (71. ábra) lehet lekérni a Pearson-féle mértékkorrelációt. A felnyíló ablakban szokás szerint ki kell jelölni a változókat, és máris megkapjuk a korrelációs mátrixot (72. ábra). A példánknál maradva nőknél az Eurofit mért motoros tesztjei közötti eredmények a 24. táblázatban láthatók. A mátrix 3 szignifikáns értéket tartalmaz, azok is laza összefüggésre utalnak. Az eredmény a tesztrendszer összetétele szempontjából kedvezőnek tekinthető, miután a kevés és gyenge összefüggés arra utal, hogy a tesztrendszer elemei különböző testi tulajdonságokat mérnek.



71. ábra: A korrelációszámítás indító ablaka (StatSoft)



72. ábra: Változók kijelölése (korreláció, StatSoft)

A korreláció lényegének megértéséhez nézzük meg a továbbiakban a testmagasság, testtömeg és BMI közötti kapcsolat alakulását a vizsgált mintában. A 25. táblázat a nők, a férfiak, és a teljes unisex minta vonatkozó korrelációs együtthatóit tartalmazza. Első ránézésre meglepő lehet, hogy a testmagasság és a testtömeg között mindkét nemnél r=0,6 körüli, igen erősen szignifikáns korrelációt kaptunk, ugyanakkor ez az érték a teljes unisex minta esetében jóval szorosabb, 0,8 feletti érték. Hasonló tendencia figyelhető meg a testtömeg és a BMI közötti korreláció esetén. A testmagasság és a BMI között pedig a nemenként külön-külön negatív, nem szignifikáns korreláció az összevont mintánál r=0,36 i.e.sz. értékre „változik”. Amennyiben a korábbi eredménytáblázatokban megnézzük a férfiak és nők átlagait a három paraméternél, akkor rögtön érthetővé válik a jelenség. A férfiak átlagosan 18 kilogrammal nagyobb testtömege és 13 centiméterrel nagyobb testmagassága „viszi el” a korrelációkat az összesített mintánál a szorosabb összefüggések irányába. A TM/BMI vonatkozásában még az előjelváltásra is ez az alapvető magyarázat. A férfiak eleve magasabb BMI indexe, jelen esetben „izmossága” és az index számításának igen magas alapadatai (TT és TM) előjelváltást és a korrelációs együttható -1 és +1 közötti „skáláján” 0,5-0,6 körüli változást eredményeztek a teljes unisex minta esetében (-0,23, illetve -0,14 nemenkénti korreláció az „unisex” esetben 0,36).

A StatSoftnál az opcióknál be lehet állítani, hogy milyen kritikus szignifikancia szint feletti eredményeket jelöljön meg a program piros színnel. Az alapbeállítás a szokásos

p<0,05. Ugyancsak az opcióknál lehet beállítani, hogy „szimpla” korrelációs mátrixot kérünk, vagy kérjük a szignifikancia szint („p-levels”) konkrét kiírását is. Utóbbi esetben a 26. táblázat szerinti eredményeket kapjuk példánknál a férfiak esetében. A 73. ábra és a 27. táblázat pedig az SPSS korreláció számításának beállítási lehetőségeit és a „puritán” eredménytáblázatot mutatja, szintén az előző példa szerint.

Ennél a pontnál utalok a két programcsomag egyik jellegzetes különbségére. Az SPSS ugyanis a paraméteres és nemparaméteres korrelációkat együtt kezeli. A StatSoft ezzel szemben a „Basic statistics” menüben csak a Pearson-féle lineáris mérték korrelációt szerepelteti, a nemparaméteres megfelelőiket (Spearman-féle rangkorreláció, Kendall Tau) pedig a „Nonparametric statistics” menüben. (A rangkorreláció számítására amúgy nem hozok fel példát, miután a korábbiak után a beállítások és kiszámíttatása nem okozhat gondot.)

Végül a korrelációszámításhoz kapcsolódóan az SPSS hasonlóságok (similarity matrix) és különbözőségek (dissimilarity matrix) kimutatására szolgáló eljárásaira mutatunk példát (74. ábra). A két eljárás eltérő megközelítést alkalmaz, ezért nem egymás „fordított” képei. A hasonlóságok korrelációszámításra, tehát összefüggések figyelembevételére támaszkodnak. A különbözőségek viszont abszolút eltérések, különbségek elemzésén alapulnak. Az áttekinthetőség és kiemelés érdekében célszerű minkét esetben 0-1 értékű skálázás opcióját megjelölni(74. ábra jobb oldala). A példában motoros teszteket, tehát változókat hasonlítunk össze egymással. Bemutatjuk az eredeti korrelációs mátrixot, és a kapott hasonlósági és különbözőségi mátrixokat (28. táblázat, 29. táblázat, 30. táblázat). A kapott eredmények bővebb tárgyalása meghaladja keretünket, de az alapvető jellemzőkre röviden kitérünk. A helyből távolugrás (htu) és szorítóerő (sze) mutatja a legnagyobb hasonlóságot, a korreláció közöttük r=0,729 e.sz. A szorítóerő és a lapérintés (lapér) mutatja a legkisebb hasonlóságot r=-0,594 e.sz. korreláció mellett. Miután a lapérintés időérték, a rövidebb a jobb eredmény, könnyen belátható az eljárás kissé mechanikus jellege. A magas pozitív korrelációk esetében várható erőteljes hasonlóság, míg a magas negatív korrelációk képezik az ellenkező végletet. A különbözőségek esetében a függés (függ) és flamingó egyensúly (fla) között legnagyobb az eltérés. Elég egy pillantást vetni az adatbázis értékeire, és azonnal érthetővé válik az eredmény. Számszerűen a függés képezi a legnagyobb, míg a flamingó teszt a legkisebb értékeket. (A két változó közötti r=0,033 ezúttal indifferens.) A legkisebb különbözőség pedig felülés (felül) és hajlékonyság (hajl) esetében található, jellemzően mindkét paraméter 20-30-as számszerű értékeket vesz fel.

Érdemes kipróbálni az eljárás további beállítási lehetőségeit is, hasznos információkat szolgáltathat adatainkról. Különösen érdekes lehet az esetek (cases) összevetésére szolgáló opció, amivel pl. vizsgálati személyeink hasonlóságát és különbözőségét elemezhetjük.

24. táblázat: Korrelációs mátrix (nők, Eurofit tesztek)

Variable	Correlations (TFunisex2006_gyak) Marked correlations are significant at p < ,05000 N=53 (Casewise deletion of missing data) Include condition: nem="nő"									
	FLA	**LAPÉR**	**HAJL**	**FELÜL**	**HTU**	**FÜGG**	**SZORE**	**10x5**	**20mING**	SUPONT
FLA	1,00	-0,06	0,09	-0,13	-0,17	**-0,31**	0,01	0,01	-0,09	-0,56
LAPÉR	-0,06	1,00	**0,32**	-0,06	0,17	-0,23	-0,10	-0,23	-0,08	-0,11
HAJL	0,09	0,32	1,00	-0,11	-0,02	-0,08	-0,03	0,20	-0,20	0,15
FELÜL	-0,13	-0,06	-0,11	1,00	0,14	0,25	-0,00	-0,04	**0,32**	0,54
HTU	-0,17	0,17	-0,02	0,14	1,00	0,07	0,03	-0,14	0,10	0,35
FÜGG	-0,31	-0,23	-0,08	0,25	0,07	1,00	0,17	0,18	0,17	0,65
SZORE	0,01	-0,10	-0,03	-0,00	0,03	0,17	1,00	-0,08	0,23	0,32
10x5m	0,01	-0,23	0,20	-0,04	-0,14	0,18	-0,08	1,00	0,07	-0,10
20mINGA	-0,09	-0,08	-0,20	0,32	0,10	0,17	0,23	0,07	1,00	0,42
SUPONT	-0,56	-0,11	0,15	0,54	0,35	0,65	0,32	-0,10	0,42	1,00

25. táblázat: Nők, férfiak és a teljes „unisex” minta TT/TM/BMI korrelációi

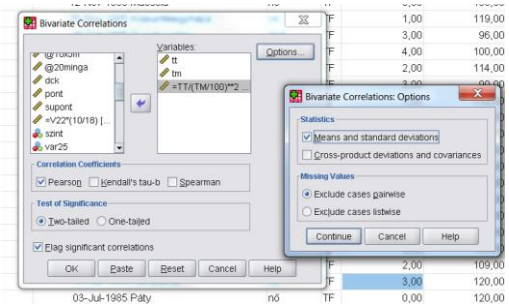
Variable	NEM=nő Correlations (TFunisex2006_g Marked correlations are signifi N=55 (Casewise deletion of mi		
	TT	**TM**	**BMI**
TT	1,00	0,64	0,60
TM	0,64	1,00	-0,23
BMI	0,60	-0,23	1,00

Variable	NEM=férfi Correlations (TFunisex2006_g Marked correlations are signifi N=63 (Casewise deletion of mi		
	TT	**TM**	**BMI**
TT	1,00	0,57	0,73
TM	0,57	1,00	-0,14
BMI	0,73	-0,14	1,00

Variable	All Groups Correlations (TFunisex2006_gyak) Marked correlations are significant at p < ,050 N=118 (Casewise deletion of missing data)		
	TT	**TM**	**BMI**
TT	1,00	0,83	0,81
TM	0,83	1,00	0,36
BMI	0,81	0,36	1,00

26. táblázat: Példa a szignifikancia szint jelzésével bővített korrelációs mátrixra

Variable	NEM=férfi Correlations (TFunisex2006_gyak) Marked correlations are significant at p < ,050 N=63 (Casewise deletion of missing data)		
	TT	**TM**	**BMI**
TT	1,0000	,5737	,7269
	p= ---	p=,000	p=,000
TM	,5737	1,0000	-,1436
	p=,000	p= ---	p=,262
BMI	,7269	-,1436	1,0000
	p=,000	p=,262	p= ---



73. ábra: Az SPSS indító ablaka a korrelációszámításnál

27. táblázat: Példa az SPSS-sel számolt korrelációs mátrixra (férfiak, TT/TM/BMI)

Correlations

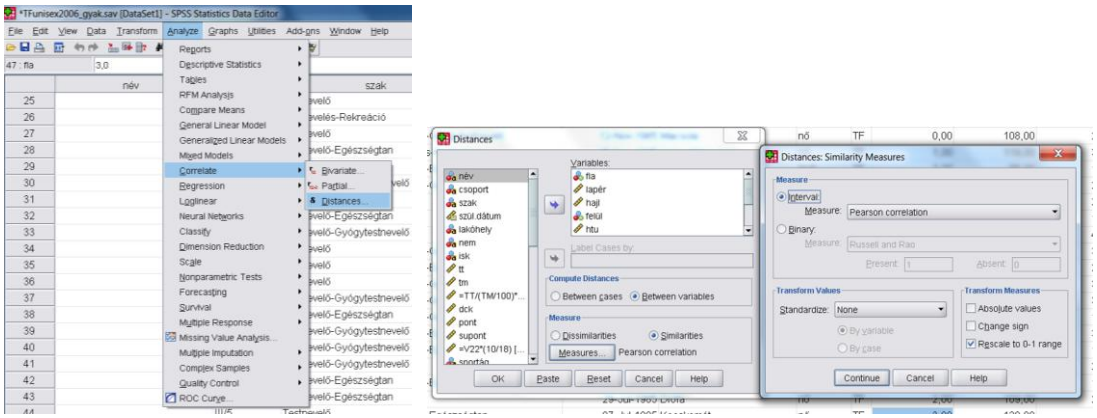
		tt	tm	bmi
tt	Pearson Correlation	1	,574(**)	,727(**)
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	N	63	63	63
tm	Pearson Correlation	,574(**)	1	-,144
	Sig. (2-tailed)	,000		,262
	N	63	63	63
bmi	Pearson Correlation	,727(**)	-,144	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,262	
	N	63	63	63

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Correlations

		tt	tm	=TT/(TM/100)**2
tt	Pearson Correlation	1	,640**	,602**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	N	56	55	55
tm	Pearson Correlation	,640**	1	-,226
	Sig. (2-tailed)	,000		,096
	N	55	55	55
=TT/(TM/100)**2	Pearson Correlation	,602**	-,226	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,096	
	N	55	55	55

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



74. ábra: Az SPSS Correlate/Distances menüje és beállítási lehetőségei

28. táblázat: A motorikus változók eredeti, teljes korrelációs mátrixa (SPSS)

Correlations

		fla	lapér	hajl	felül	htu	függ	szore	@10x5m	@20minga
fla	Pearson Correlation	1	-,093	-,018	,092	-,037	,033	,144	,077	,042
	Sig. (2-tailed)		,309	,846	,315	,688	,717	,121	,401	,652
	N	121	121	121	120	121	121	117	120	115
lapér	Pearson Correlation	-,093	1	,206*	-,287**	-,459**	-,482**	-,594**	,347**	-,070
	Sig. (2-tailed)	,309		,023	,001	,000	,000	,000	,000	,454
	N	121	122	122	121	122	122	118	121	116
hajl	Pearson Correlation	-,018	,206*	1	-,116	-,192*	-,264**	-,188*	,299**	-,084
	Sig. (2-tailed)	,846	,023		,207	,034	,003	,041	,001	,370
	N	121	122	122	121	122	122	118	121	116
felül	Pearson Correlation	,092	-,287**	-,116	1	,414**	,511**	,539**	-,264**	,239*
	Sig. (2-tailed)	,315	,001	,207		,000	,000	,000	,004	,010
	N	120	121	121	121	121	121	117	120	115
htu	Pearson Correlation	-,037	-,459**	-,192*	,414**	1	,493**	,729**	-,500**	,385**
	Sig. (2-tailed)	,688	,000	,034	,000		,000	,000	,000	,000
	N	121	122	122	121	122	122	118	121	116
függ	Pearson Correlation	,033	-,482**	-,264**	,511**	,493**	1	,679**	-,335**	,185*
	Sig. (2-tailed)	,717	,000	,003	,000	,000		,000	,000	,046
	N	121	122	122	121	122	122	118	121	116
szore	Pearson Correlation	,144	-,594**	-,188*	,539**	,729**	,679**	1	-,519**	,313**
	Sig. (2-tailed)	,121	,000	,041	,000	,000	,000		,000	,001
	N	117	118	118	117	118	118	118	117	112
@10x5m	Pearson Correlation	,077	,347**	,299**	-,264**	-,500**	-,335**	-,519**	1	-,285**
	Sig. (2-tailed)	,401	,000	,001	,004	,000	,000	,000		,002
	N	120	121	121	120	121	121	117	121	115
@20minga	Pearson Correlation	,042	-,070	-,084	,239*	,385**	,185*	,313**	-,285**	1
	Sig. (2-tailed)	,652	,454	,370	,010	,000	,046	,001	,002	
	N	115	116	116	115	116	116	112	115	116

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

29. táblázat: A motorikus változók hasonlósági táblázata (0-1 skálázással)

Proximity Matrix

Rescaled Correlation between Vectors of Values

	fla	lapér	hajl	felül	htu	függ	szore	@10x5m	@20minga
fla	1,000	,381	,473	,516	,396	,463	,567	,539	,463
lapér	,381	1,000	,586	,250	,116	,083	,000	,709	,410
hajl	,473	,586	1,000	,363	,334	,249	,316	,646	,404
felül	,516	,250	,363	1,000	,746	,835	,858	,219	,633
htu	,396	,116	,334	,746	1,000	,838	1,000	,040	,762
függ	,463	,083	,249	,835	,838	1,000	,967	,190	,580
szore	,567	,000	,316	,858	1,000	,967	1,000	,062	,673
@10x5m	,539	,709	,646	,219	,040	,190	,062	1,000	,244
@20minga	,463	,410	,404	,633	,762	,580	,673	,244	1,000

This is a similarity matrix

30. táblázat: A motorikus változók különbözőségi táblázata (0-1 skálázással)

Proximity Matrix

Rescaled Euclidean Distance

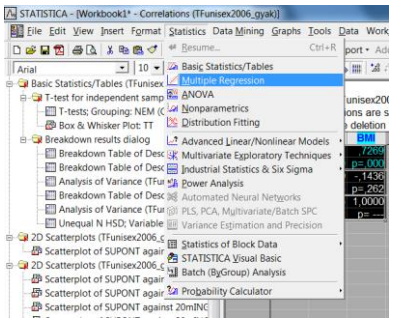
	fla	lapér	hajl	felül	htu	függ	szore	@10x5m	@20minga
fla	,000	,238	,047	,042	,538	1,000	,078	,446	,162
lapér	,238	,000	,172	,176	,292	,781	,155	,191	,091
hajl	,047	,172	,000	,000	,472	,941	,029	,379	,102
felül	,042	,176	,000	,000	,474	,939	,021	,382	,102
htu	,538	,292	,472	,474	,000	,510	,441	,110	,366
függ	1,000	,781	,941	,939	,510	,000	,904	,605	,840
szore	,078	,155	,029	,021	,441	,904	,000	,355	,078
@10x5m	,446	,191	,379	,382	,110	,605	,355	,000	,281
@20minga	,162	,091	,102	,102	,366	,840	,078	,281	,000

This is a dissimilarity matrix

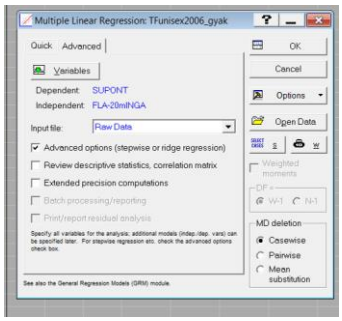
5.5.7. Többszörös regresszió analízis (MRA) számítása a statisztikai programokkal

A regresszió analízis kétváltozós és többváltozós formáját a StatSoftnál és a SPSS-nél is egy helyen lehet elvégezni. Csak a kijelölt változók számától függ, hogy melyik kerül kiszámításra, ugyanis az eredménytáblázatok formátuma között nincs különbség. Példaként ezúttal az Eurofit tesztrendszer összpontszáma és a mért 9 motoros változó közötti többszörös regressziót mutatom be. A példa abból a szempontból nem a legszerencsésebb, hogy a pontszámot a motoros változókból képeztük, tehát egy származtatott változóról van szó. Más oldalról viszont a regresszió lényegét, a jósolt érték kiemelt szerepét kiválóan alátámasztja. A bemutatott regressziós modellel kiváltható a sokkal komplikáltabban használható ponttáblázat, amennyiben a jósolt érték hibája elfogadhatóan kicsi mértékű.

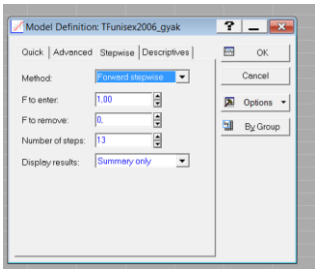
Az StatSoft esetében az indító műveleti ablak a 75. ábra szerinti. A következő felnyíló ablakokban a 76. ábra és 77. ábra alapján válasszuk ki a lépésenkénti (stepwise) analízist. Innen két kattintással kapjuk meg az eredményt (31. táblázat).



75. ábra: A regresszió analízis indító ablaka



76. ábra: Kezdeti beállítások (MRA)



77. ábra: A lépésenkénti MRA beállítása

31. táblázat: A regresszió összegző eredményei

	Regression Summary for Dependent Variable: SUPONT (TFunisex2006_(R= ,99549430 R2= ,99100891 Adjusted R2= ,99019154 F(9,99)=1212,4 p<0,0000 Std.Error of estimate: 1,8468					
N=109	Beta	Std.Err. of Beta	B	Std.Err. of B	t(99)	p-level
Intercept			55,36572	4,453169	12,4329	0,000000
SZORE	0,254630	0,018841	0,31367	0,023209	13,5150	0,000000
HTU	0,192482	0,015372	0,11129	0,008888	12,5213	0,000000
FELÜL	0,209669	0,011791	0,83185	0,046781	17,7816	0,000000
FLA	-0,159486	0,010258	-0,91051	0,058566	-15,5468	0,000000
20mINGA	0,213674	0,010737	0,15664	0,007871	19,9009	0,000000
HAJL	0,224627	0,010121	0,54410	0,024515	22,1945	0,000000
FÜGG	0,247020	0,013927	0,02855	0,001609	17,7368	0,000000
10x5m	-0,161889	0,012012	-0,23656	0,017553	-13,4769	0,000000
LAPÉR	-0,155658	0,012152	-0,16964	0,013243	-12,8097	0,000000

Az összpontszám és a 9 motoros változó között R=0,9955 többszörös korrelációjú regresszió áll fenn az adott mintánál N=109 elemszám mellett. A determinációs együttható 0,9910, korrigált értéke (Adjusted R^2) 0,9902. A regresszió fennállásának vizsgálata (varianciaanalízis) 9 és 99 szabadságfokok mellett F=1212,4 igen erősen szignifikáns (p<0,000). A jósolt érték hibája 1,85 pont (Std.Error of estimate). A táblázat első két oszlopában a standardizált regressziós együtthatók (Beta) és ezek hibája látható. Az „igazi", eredeti mért értékekre vonatkozó regressziós koefficiensek (B) a 3. oszlopban találhatók a konstanssal (Intercept) egyetemben. Ez tulajdonképpen a regressziós egyenlet. Azaz SUPONT= 55,37 + 0,31*SZORE + 0,11*HTU +…– 0,17*LAPÉR.

A táblázat tartalmazza még a regressziós együtthatók hibáját és szignifikanciájára vonatkozó t-értékeket. A táblázatban a független változók a lépésenkénti analízisbe történő bevonás sorrendjében szerepelnek. A lépésenkénti analízis részletes eredményei külön is lekérhetők (32. táblázat). Hasonlóan lekérhető a regresszióra vonatkozó varianciaanalízis eredménye is (33. táblázat).

32. táblázat: A lépésenkénti regresszió eredménytáblázata

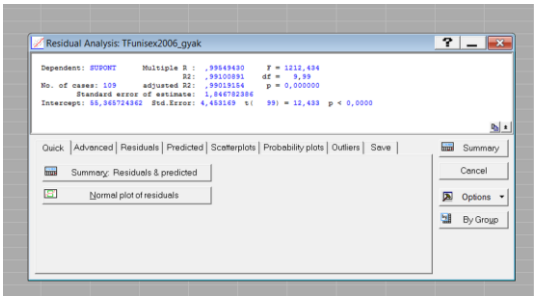
Variable	Summary of Stepwise Regression; DV: SUPONT (TFunisex2006_gyak)						
	Step +in/-out	Multiple R	Multiple R-square	R-square change	F - to entr/rem	p-level	Variables included
SZORE	1	0,846455	0,716486	0,716486	270,4063	0,000000	1
HTU	2	0,890804	0,793531	0,077046	39,5548	0,000000	2
FELÜL	3	0,919568	0,845605	0,052074	35,4142	0,000000	3
FLA	4	0,935660	0,875459	0,029854	24,9297	0,000002	4
20mINGA	5	0,950809	0,904038	0,028579	30,6751	0,000000	5
HAJL	6	0,962332	0,926083	0,022045	30,4212	0,000000	6
FÜGG	7	0,978222	0,956918	0,030835	72,2876	0,000000	7
10x5m	8	0,987981	0,976107	0,019189	80,3089	0,000000	8
LAPÉR	9	0,995494	0,991009	0,014902	164,0884	0,000000	9

A lépésenkénti regresszió eredménytáblázatában az első oszlop a lépések számát jelöli a bevonás vagy eltávolítás jelzésével (Step +in/-out). Normál esetben ez azonos az utolsó oszloppal, a változók bevonásának jelzésével. A második oszlop a többszörös korreláció alakulását mutatja az egyes lépések során. (Az első lépésnél ez az érték azonos az elsőnek bevont változó és a függő változó közötti korrelációval. Esetünkben SZORE és SUPONT között az r=0,85.) A következő oszlopokban a determinációs együttható alakulása, illetve az egyes lépések során történő változásának mértéke szerepel. Az 5. és 6. oszlopban pedig az adott változó bevonásához vagy eltávolításához alapot szolgáltató F-érték és annak szignifikancia szintje látható.

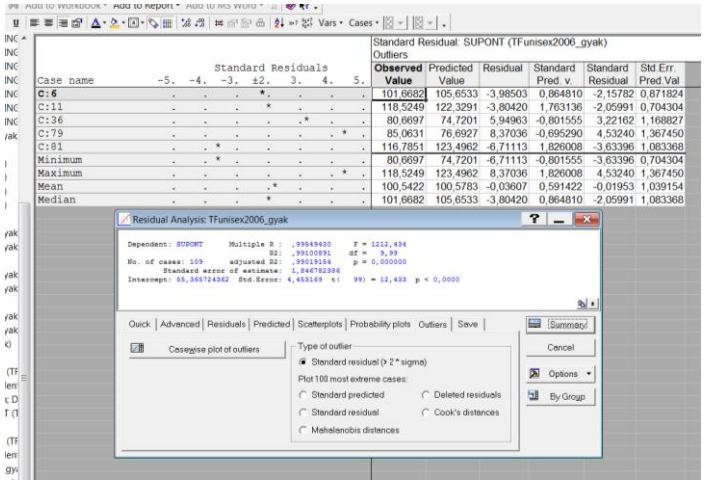
A regresszió fennállását vizsgáló varianciaanalízis eredménye az előzőekben is látható volt a kezdeti beállítások utáni műveleti ablakokban (pl.: 78. ábra tetején) vagy az eredménytáblázatok fejlécében: F(9,99)=1212,43. Az eredmény azonban részletezve is lekérhető a 33. táblázat szerint. Egyes publikációknál, disszertációknál vagy kutatási jelentéseknél szükség lehet rá, kérhetik.

33. táblázat: A regresszió fennállásának vizsgálati eredménye

Effect	Analysis of Variance; DV: SUPONT (TFunisex2006_gy				
	Sums of Squares	df	Mean Squares	F	p-level
Regress.	37216,19	9	4135,132	1212,434	0,00
Residual	337,65	99	3,411		
Total	37553,84				



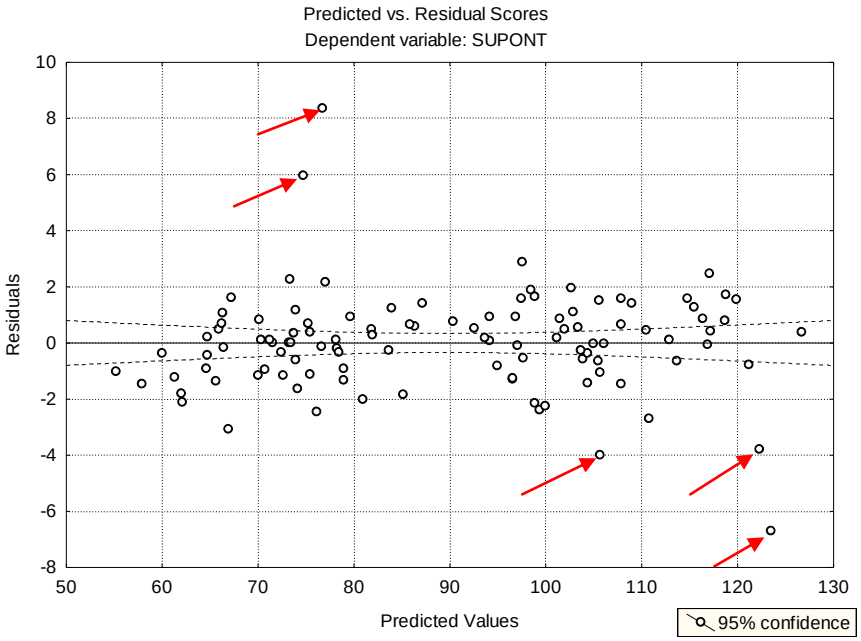
78. ábra: Az eltérések analízisének további részletes lekérdezhetősége



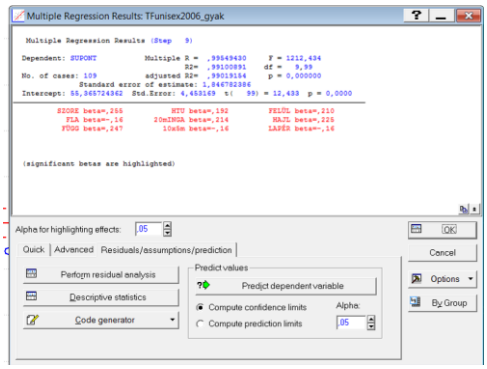
79. ábra: A reziduális értékek vizsgálatának lekérése és eredménye

A regresszió „jóságának” ellenőrzésre alapvetően a regresszió hibája szolgál (Standard error of estimate, példánkban 1,85 pont). Kiszámításának alapját a regressziós egyenlet szerint jósolt értékek és a függő változó ténylegesen mért értékei közötti eltérések, az ún. reziduális értékek képezik. A reziduálisok vizsgálata számos beállítási, illetve lekérdezhetőségi lehetőséggel rendelkezik (78. ábra). Ezek közül az ábrán látható, a „kilógó” értékekre (Outliers) vonatkozó táblázat a leghasznosabb (79. ábra). A +/- 2 szóráson (kvázi 95%-on) kívül eső eseteket/személyeket jelzi. Példánkban 5 ilyen eset található, a 6.,11.,36.,79. és 81. vizsgálati személy. A 81. eset egyúttal a „minimum”, a 79. a „maximum” esete. Némileg félrevezető az átlag és a medián jelzése, a konkrét számszerű eltérés a táblázat első három oszlopában szerepel. Itt a ténylegesen mért és a regressziós egyenlet szerint jósolt értékek, és ezek eltérése, a reziduális értékek szerepelnek. Az átlag esetében ez az eltérés mindössze 0,036 pont, ennyivel nagyobb a jósolt érték a mért értéknél. Az említett „szélsőséges” 5 esetben pedig nagyságrendileg 4-8 pont közötti az eltérés. Miután az átlagos hiba 2 pont alatti, a többszörös korreláció rendkívül magas, a 180 fokozatú pontskála esetében a nehézkesen kezelhető ponttáblázat helyett nyugodtan használható a pontszám meghatározásához a regressziós egyenlet. A regressziós modellek alkalmazásának lényegi eleme ugyanis pont az, hogy más, későbbi vagy korábbi vizsgálatok adatai is behelyettesíthetők, így a jósolt értékek ezekben az esetekben is kiszámíthatók és elemezhetők.

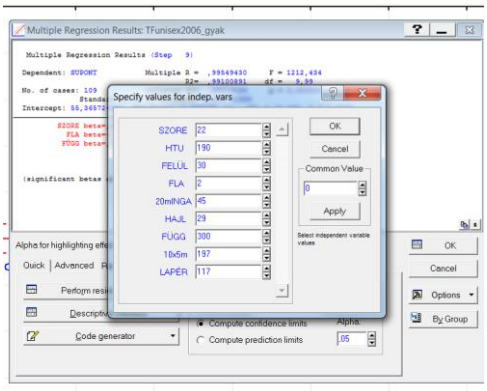
A reziduálisok diagramon is lekérhetők, többféle viszonylatban. Példaként a 80. ábrat hozom fel, amelyiken a minta összes esetének eltérései láthatók a jósolt értékek viszonylatában. Jól látható, hogy egyenletes jellegű az eltérés az összpontszám teljes tartományában és az esetek döntő többsége 2 ponton belüli eltérést mutat. Egyúttal jól azonosítható a korábbiakban említett 5 kiugró eset is (2 standard reziduálisnál, eredeti érték szerint 3,8 pontnál nagyobb eltérések, piros nyíllal jelölve).



80. ábra: A jósolt értékek eltérése a ténylegesen mért értékektől diagramon ábrázolva



81. ábra: Egy konkrét jósolt érték lekérhetősége (prediction, predict variable)



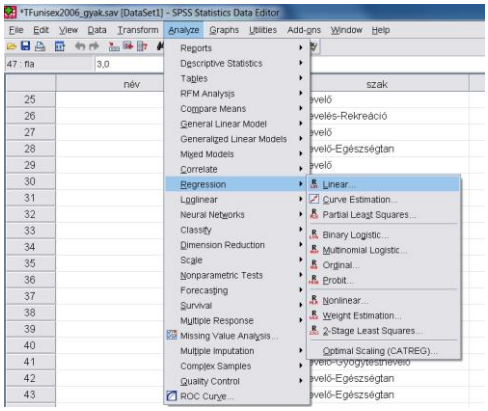
82. ábra: Példaként az első eset adatainak bevitele a jósolt érték meghatározásához

A program lehetőséget nyújt bármilyen „új” adat esetén a jósolt érték meghatározására a 81. ábra szerint (Predict dependent variable). Ha valaki ismeri saját Eurofit teszteredményeit, itt megtudhatja, hogy a TF-es jelenlegi ponttáblázat szerint ez hány pontot érne. Pusztán példaként nézzük meg az első esetünket/vizsgálati személyünket, aki ténylegesen 71,49 pontot ért el. (Az Ő jósolt értéke ugyanis a többiekével egyetemben eleve lekérhető táblázatos formában a reziduális analízis során.) A gyakorló fájl adattáblázatának vonatkozó értékei a 82. ábra szerint vihetők be. Eredményként a 34. táblázatot kapjuk. A jósolt érték 71,49 , amelynek 95%-os megbízhatósági sávja 70,73 – 72,23 közötti. „Sikerült” egy olyan esetet példaként felhozni, aki az 80. ábran pontosan a vízszintes „nulla” vonalon helyezkedik el. A 71 pontos jósolt értéknél (x tengely) látható is egy eset, aki 0 reziduális értéket mutat (y tengely).

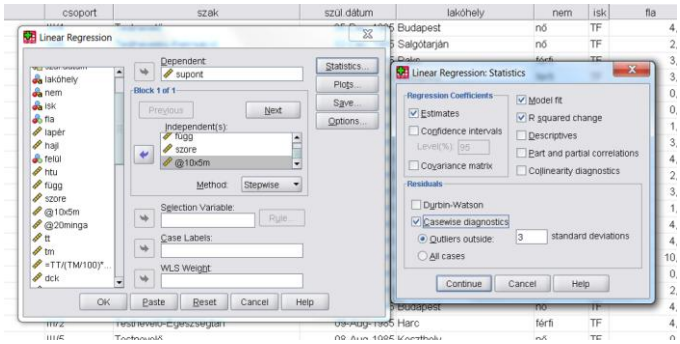
34. táblázat: A jósolt érték (predicted) eredménytáblázata

	Predicting Values for (TFunisex2006_gya variable: SUPONT		
Variable	B-Weight	Value	B-Weight * Value
SZORE	0,313671	22,0000	6,9008
HTU	0,111286	190,0000	21,1443
FELÜL	0,831847	30,0000	24,9554
FLA	-0,910509	2,0000	-1,8210
20mINGA	0,156636	45,0000	7,0486
HAJL	0,544096	29,0000	15,7788
FÜGG	0,028545	300,0000	8,5635
10x5m	-0,236558	197,0000	-46,6019
LAPÉR	-0,169639	117,0000	-19,8477
Intercept			55,3657
Predicted			71,4865
-95,0%CL			70,7260
+95,0%CL			72,2470

Az SPSS természetesen teljesen azonos eredményeket számít ki. A beállítási lehetőségei a programcsomagnak igen szerteágazóak (83. ábra, 84. ábra). Az eredménytáblázatok ennek megfelelőek, így az áttekinthetőség miatt mindenképpen érdemes a legegyszerűbb beállításokat választani, és a részletezést külön, újabb számításként lekérni. Példánkban korábban látható volt, hogy a lépésenkénti analízis során minden változó bekerült a regressziós modellbe. Amennyiben nincs szükségünk a független változók befolyásolási sorrendjére, akkor a „sima” MRA is azonos eredményt ad, csak a regressziós koefficiensek és a független változók sorrendje a lesz más a képletben. A lépésenkénti (stepwise) és normál (enter) opciók a „Method” görgetősávban állíthatók be a regresszió számítás indító ablakának közepén (84. ábra). és Az SPSS többszörös regresszió számításának prezentálására ezúttal az alapbeállítások szerinti (Method=Enter) eredményeket mutatjuk be, amelyből a korábban leírtak könnyen ellenőrizhetők (35. táblázat).



83. ábra: Az SPSS indító ablaka a regressziónál



84. ábra: A beállítási lehetőségek egy része az SPSS regresszió számításánál

35. táblázat: MRA eredmények (SPSS)

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	,995[a]	,991	,990	1,84678	,991	1212,434	9	99	,000

a. Predictors: (Constant), @20minga, fla, hajl, lapér, felül, @10x5m, függ, htu, szore
b. Dependent Variable: supont

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	37216,190	9	4135,132	1212,434	,000[a]
	Residual	337,650	99	3,411		
	Total	37553,840	108			

a. Predictors: (Constant), @20minga, fla, hajl, lapér, felül, @10x5m, függ, htu, szore
b. Dependent Variable: supont

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	55,366	4,453		12,433	,000
	fla	-,911	,059	-,159	-15,547	,000
	lapér	-,170	,013	-,156	-12,810	,000
	hajl	,544	,025	,225	22,194	,000
	felül	,832	,047	,210	17,782	,000
	htu	,111	,009	,192	12,521	,000
	függ	,029	,002	,247	17,737	,000
	szore	,314	,023	,255	13,515	,000
	@10x5m	-,237	,018	-,162	-13,477	,000
	@20minga	,157	,008	,214	19,901	,000

a. Dependent Variable: supont

5.6. Nemparaméteres eljárások (rendstatisztika)

A nemparaméteres eljárások a megállapítható, kvalitatív adatok elemzésére szolgálnak. Ezek az adatok mindig diszkrétek (nem folytonosak), tartalmukat tekintve **gyakoriságok**[32] vagy **rangsorok**. A rangsorok elemzésére szolgáló eljárásokat rendstatisztikának is szokás nevezni.

A nemparaméteres módszerek jóval általánosabbak és kevesebb előfeltételhez kötöttek, mint a paraméteres eljárások. Gyakoriságok vagy rangsorok azonban mérhető adatokból is mindig képezhetők. Ennek következtében a nemparaméteres módszerek minden olyan esetben is használhatók, amikor eredendően paraméteres eljárást alkalmaznánk. Fordítva ez nem érvényes, a névleges (nominális) vagy rendező(ordinális) skálán elhelyezkedő megállapítható adatok paraméteres eljárásokkal nem dolgozhatók fel.

Lényegében minden alapvető paraméteres eljárásnak megvan a nemparaméteres megfelelője. A nemparaméteres eljárások „gyengébbek", kevésbé érzékenyek, mint paraméteres megfelelőik. Magasabb elemszámú mintáknál azonban „erősségük" megközelíti a paraméteres eljárásokét (*Hajtman* 1971).

A paraméteres eljárások alkalmazásánál többnyire előfeltétel az adatok normális eloszlása, és sok esetben még a szórások egyformasága is. Amennyiben ezek a feltételek nem teljesülnek, az adott paraméteres eljárás nem alkalmazható (pl. varianciaanalízis). Ilyen esetben a mérhető adatokból azonban képezhetők osztályok – és ezeknek gyakoriságai megállapíthatók – vagy rangsorok, amelyek viszont nemparaméteres eljárásokkal feldolgozhatók. A nemparaméteres eljárások esetében ugyanis nincsenek az eloszlásra vonatkozó előfeltételek, és ennek megfelelően **eloszlásmentes** eljárásoknak is nevezik őket. A megállapítható adatoknál a leíró statisztikák közül az átlag és a szórás kiszámításának többnyire nincs is értelme[33], mert az alkalmazott hipotézisvizsgálati eljárásokhoz gyakoriságokra vagy rangsorokra van szükség. Megállapítható adatok esetében a leíró statisztikák lényegében a gyakoriságokra korlátozódnak.

A nemparaméteres eljárások az esetek többségében nem alkalmazhatók közvetlenül a rögzített adatainkra, az adattáblázatunkkal többnyire „valamit" még kell csinálni, hogy a feldolgozáshoz szükséges gyakoriságokat, rangsorokat kapjunk. Így a statisztikai programcsomagok leíró statisztikáinál mindig megtalálhatók a részletes gyakorisági adatokat szolgáltató „Frequencies" vagy „Frequency Tables" menüpontok. Az adatkezelési menüben pedig valahol biztosan szerepel egy rangsort kialakító pont. (Az SPSS-ben „Transform/Rank Cases", a StatSoft Statistica-ban „Data/Rank…") A teljes igazsághoz az is hozzátartozik, hogy a rangsorokat feltételező nemparaméteres eljárások egy része érzéketlen arra, hogy a feldolgozandó adatok ténylegesen rangszámok-e. Ha például pontszámokat tartalmazó változókra és ugyanezen pontszámok szerinti rangsorokat tartalmazó változókra rangkorrelációt számolunk, azonos eredményt kapunk. A független minták összehasonlítására szolgáló eljárásoknál (Mann-Whitney és Kruskal-Wallis próbák) is ugyanez a helyzet. Az összetartozó minták összehasonlításánál (Wilcoxon és Friedman próbák) azonban már feltétlenül rangsorokra van szükség, különben téves eredményt kapunk! Összességében tehát az a biztos, ha a rendstatisztikai eljárások alkalmazása előtt eleve használjuk a statisztikai programcsomagok rangsorolási lehetőségeit.

A motoros teszteknél ritkán szükséges nemparaméteres eljárásokkal feldolgozni az adatokat. Erre többnyire akkor lehet szükségünk, ha valamiért nem alkalmazhatók a

[32] A gyakoriságokat többnyire nominális vagy ordinális skálán elhelyezkedő adatokból képezzük a nemparaméteres eljárásokhoz. Intervallum- és arányskálán elhelyezkedő adatokból is képezhetők gyakoriságok, azonban az alapadatok feldolgozása célszerűbb az „erősebb" paraméteres eljárásokkal.

[33] Nominális és ordinális (rang) skála esetén kifejezetten nem megengedett az átlag és szórás számítása.

paraméteres eljárások (pl. nem normális eloszlású adatok, vagy a minták szórásainak szignifikáns eltérése). A motoros felmérésekhez másrészt sokszor kiegészítő kérdőíves felmérés is kapcsolódik, aminek a feldolgozásához szükséges a nemparaméteres eljárások ismerete is. A továbbiakban ezért röviden összefoglalom a legfontosabb nemparaméteres eljárásokat – azonban részletesebb tárgyalásuktól és példák bemutatásától ezúttal eltekintek.

A nemparaméteres eljárások esetében kiemelt szerepe van a Khi-négyzet (χ^2) eloszlásnak. Itt lényegileg a standard normális értékek négyzeteiről van szó. Kis elemszámú mintáknál ennek eloszlása szélsőségesen balra ferde lehet, nagyobb elemszámoknál azonban egy lapult normális eloszláshoz közelít (*Hajtman* 1971). Definíciója: *k darab független, standard normális eloszlású valószínűségi változó négyzetösszegének eloszlását k szabadságfokú Khi-négyzet eloszlásnak hívjuk.* A nemparaméteres eljárások statisztikái többségének szignifikanciáját a Khi-négyzet eloszlás alapján vizsgáljuk. A gyakorisági adatok elemzésénél pedig lényegében a Khi-négyzet próba különböző változatait használjuk.

5.6.1. Összehasonlítások (különbségek elemzése) rangsorok esetén

Rangsorok közötti különbségek kimutatásánál is alapvető megkülönböztető szempont, hogy összetartozó, „függő" minták (önkontrollos vizsgálatok) vagy független minták rangsorait hasonlítjuk össze.

Az összetartozó mintáknál az eljárások az „összetartozó" rangszámok közötti különbségeket dolgozzák fel.

Két összetartozó minta rangsorainak összehasonlítására a ***Wilcoxon próba*** szolgál. Az eljárás analóg az egymintás t-próbával. Végeredménye egy standard Z-érték. Egyoldalú próbáról lévén szó, az 5%-os szignifikáns küszöbérték Z=1,645 .

Több összetartozó minta rangsorainak összehasonlítására a ***Friedman próba*** szolgál, ami a kétszempontos varianciaanalízissel analóg nemparaméteres eljárás. A próba végeredménye egy Khi-négyzet érték.

Független minták rangsorai közötti különbségek kimutatásához a minták összes elemét **együttesen kell rangsorolni.**

Két független minta rangsorainak összehasonlítására a ***Mann-Whitney U-próba*** szolgál, ami analóg a kétmintás t-próbával. Az eljárás végeredményét egy standard Z-érték képezi. Kétoldalú próbáról lévén szó, az 5%-os szignifikáns küszöbérték Z=1,96 .

Több független minta rangsorainak összehasonlítására a ***Kruskal-Wallis H-próba*** szolgál, ami analóg az egyszempontos varianciaanalízissel. A próba végeredménye a H statisztika, ami lényegileg itt is egy Khi-négyzet értéknek tekinthető. (A statisztika „minták száma -1" szabadságfokú Khi-négyzet eloszlást követ.)

5.6.2. Összefüggések kimutatása rangsorok esetén

Megállapítható változók esetén az összefüggések rangkorreláció segítségével vizsgálhatók. A rangkorrelációs együttható (r') ugyanúgy „viselkedik", mint a már tárgyalt lineáris mértékkorrelációs együttható, értékkészlete is annak megfelelő. Ha a két rangsor teljesen megegyezik r'=1, ha a két rangsor egymás fordítottja, akkor r'=-1. Azaz az együttható elemzésénél itt is három tényezőt kell figyelembe venni:

előjelét

szorosságát („nagyságát")

szignifikanciáját.

A rangkorreláció a legegyszerűbben számítható statisztikák közé tartozik, „kézzel" is gyorsan számolható. Az esetek többségében a ***Spearman-féle*** rangkorrelációt használjuk.

Alapelve két rangsor közötti differenciák képzése (d), képlete: r'= 1 - [(6* $\Sigma(d^2)/n(n^2 - 1)$]. Használható még a Kendall-féle rangkorreláció és a Gamma korreláció. Utóbbiak számszerűen kisebb értékeket adnak, de a szignifikancia szempontjából azonos eredményűek a Spearman-féle rangkorrelációval.

A rendstatisztikában az összefüggések vizsgálata a rangkorrelációra korlátozódik, amit nem lehet „bővíteni" görbe illesztésével, regresszióval. (Utóbbinak annyira lényegéhez tartozik a becslés és a változók mérhető jellege, hogy szóba sem jöhet nemparaméteres megoldása.)

5.6.3. Gyakorisági adatok elemzése: Khi-négyzet próba

A χ^2-próba különböző változatai gyakorisági adatok közötti különbségek kimutatására szolgálnak. A Khi-négyzet értékből képezhető egy kontingencia koefficiensnek nevezett 0 és 1 közötti mérőszám is, ami a gyakorisági adatok különböző kategóriái közötti összefüggés szorosságát jellemzi. (Sajnálatos módon ezt a lehetőséget sem az SPSS, sem a Statistica nem ajánlja fel.)

Az eljárás alkalmazásához először képezni kell „eredeti" adataink gyakoriságait valamilyen „kategóriák" szerint, amit „kapott" (observed), tényleges gyakoriságnak tekinthetünk. Másodszor meg kell határoznunk a „várt" (expected) gyakoriságokat ugyanezen kategóriákra, osztályokra. Mindezeket egy táblázatba rendezhetjük, amit **kontingencia** táblázatnak is neveznek. A Khi-négyzet érték kiszámításához kategóriánként képezni kell a kapott és várt gyakoriságok különbségének négyzetét, amit osztani kell a várt gyakoriságokkal, majd mindezeket összegezni kell. Azaz $\chi^2=\Sigma(O-E)^2/E$, ahol alapesetben a szabadságfok = (kategóriák száma-1).

A „várt" (elvárt, remélt, megszokott stb.) gyakoriságok meghatározása a problémásabb. Alapesetben a várt gyakoriságok minden kategóriában azonosak, a programoknak ez az alapbeállítása. Ezen azonban lehet változtatni, ha valamilyen oknál fogva ismerjük – korábbi vizsgálatok, reprezentatív statisztikai adatok stb. alapján – az egyes kategóriák nem egyforma várt gyakoriságait. Ennek megoldása programfüggő. (Az SPSS-nél az analízis nyitó menüjében választható és adható meg az „expected" gyakoriságok adatsora. A StatSoft Statistica esetében külön kell képezni a feldolgozandó adattáblázatban a várt gyakoriságokat tartalmazó változót, még egyforma várt gyakoriságok esetén is.) A programok a rögzített „nyers" adatokból ezeket az értékeket nem tudják képezni, a gyakorisági táblázatokat külön kell lehívni, és ezt követően többnyire külön táblázatban szükséges rögzíteni. Ez alól kivételt képeznek egyes „kereszttáblázatok".

A legegyszerűbb formája a 2x2-es, vagy másképpen „négy mezős" gyakorisági táblázatok esete. Ezek tipikusan kétértékű megállapítható adatoknál fordulnak elő: az „igen-nem", „+/- ", „van-nincs", „férfi-nő" stb. típusú adatoknál. Itt a kapott eredmény szempontjából lényegtelen, hogy az „expected" /várt és az „observed" / kapott gyakoriságok melyik sorba kerülnek, az eredmény a sorok felcserélése esetén is azonos.

A sporttudomány területén a Khi-négyzet próbával legtöbbször kérdőívek adatainak feldolgozásánál találkozunk, ahol a különféle kérdésekre adott válaszok gyakoriságai közötti különbségeket teszteli az eljárás. Itt hívnám fel a figyelmet arra, hogy ezen „alapesetekben" a programok a várt gyakoriságokat egyformának tekintik a táblázat minden oszlopában. Ha a kérdésre adható válaszok száma kettő – és ezek kizárják egymást – , akkor ez nem okoz problémát. Ha azonban több lehetséges válasz/kategória között kell dönteni a válaszadóknak, akkor a szignifikáns próba csak arra utal, hogy a válaszok nem egyformák. Azt nem mutatja ki, hogy mely válaszok között szignifikáns a gyakoriságok különbsége! Lehet, hogy csak az egyik válasz gyakorisága tér el lényegesen a többi lehetségestől, amelyek egymástól viszont

már nem térnek el. Ilyen esetekben további kiegészítő számításokra van szükség. A próba alkalmazása tehát körültekintést igényel.

Maga az eljárás rendkívül egyszerűen, „papír/ceruza” módszerrel is kiszámítható.

36. táblázat: Paraméteres és nemparaméteres eljárások áttekintő táblázata

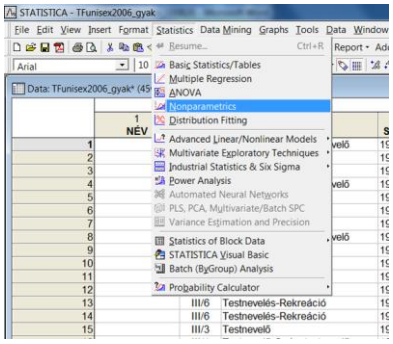
	Paraméteres eljárások	Nemparaméteres eljárások	
		rangszámok	gyakoriságok
Különbségek, eltérések	Egymintás t-próba Kétmintás t-próba varianciaanalízis	Wilcoxon Mann-Whitney U Kruskall-Wallis	Khi-négyzet Kolmogorov-Szmirnov
Összefüggések	r (Pearson)	Spearman Kendall	

5.6.4. Nemparaméteres módszerek kezelése a statisztikai programokban

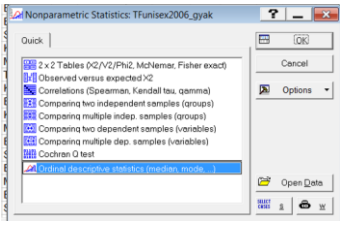
A nemparaméteres eljárásokat röviden érintem, miután motoros tesztek esetében ritkán kerülnek alkalmazásra. A sporttudományban felhasználásuk sokkal inkább a kérdőíves módszerekhez kapcsolódik. Utóbbiak azonban kapcsolódhatnak motoros mérésekhez, így nem hagyom ki a sokak által kissé „lenézett” nemparaméteres eljárásokat. A példáknál maradunk az eddig használt adatbázisnál.

A nemparaméteres módszerek alapvetően gyakoriságok és rangsorok feldolgozására alkalmasak. Gyakoriságok és rangsorok mért és megállapítható adatokból egyaránt képezhetők. (De nominális skálán elhelyezkedő adatokból értelemszerűen nem képezhető rangsor.) A nemparaméteres eljárások éppen ezért általánosan alkalmazhatók, és mérhető adatok feldolgozására is alkalmasak. Az eljárások többségénél lényegtelen, hogy rangsorra vagy a rangsor alapjául szolgáló eredeti adatokra vonatkozóan végezzük el a számításokat, az eredmények azonosak lesznek. Ezen eljárásoknál tehát nem szükséges feltétlenül rangsorokat kialakítani. Fentiek alól kivételt az önkontrollos, összetartozó minták összehasonlítására szolgáló eljárások képeznek (Wilcoxon próba, Friedman próba). Ezeknél feltétlenül rangsorokat kell kialakítani, különben helytelen „eredményt” kapunk!

A nemparaméteres eljárások „gyengébb” eljárások, kevésbé „érzékenyek”, mint a paraméteres megfelelőik. Éppen ezért törekszik mindenki a paraméteres eljárások alkalmazására, lásd az intervallumskála és a „dummyzás” tárgyalásánál leírtakat (5.2.2. fejezet).



85. ábra:A nemparaméteres eljárások menüpontja (StatSoft)



86. ábra: A nemparaméteres eljárások indító ablaka

A nemparaméteres eljárások a StatSoftnál a 85. ábra és a 86. ábra szerint indíthatók. Az első két menüpont gyakoriságok összehasonlítására szolgál, ezt követi a rangkorreláció. A következő két pont két és több független minta összehasonlítására szolgál (Mann-Whitney és Kruskal-Wallis próba). Ezt követik az összetartozó minták összehasonlítására szolgáló eljárások (Wilcoxon és Friedman próba). A választási ablak statisztikai próbáit bináris adatmátrix feldolgozására szolgáló eljárás zárja, amivel most nem foglalkozunk. Végül lekérhetők még ordinális skálára vonatkozó leíró statisztikák is – ami azonban a programban máshol is elvégezhetők (a Basic Statistics leíró statisztikáinál).

Az eljárások közül kezdjük a legegyszerűbbel, a 2x2-es táblázattal. Ez lényegében a legegyszerűbb Khi-négyzet próba, használatához gyakorisági adatokkal kell rendelkeznünk. Példaként nézzük meg, hogy vizsgált mintánkban statisztikailag eltér-e egymástól a férfiak és nők aránya? A 37. táblázat szerint lekérhetők a gyakorisági adatok. A két kapott gyakoriság 66 és 56. A 87. ábra szerint ezeket az értékeket vigyük be egymás mellé vagy egymás alá (mindegy). A nullhipotézis szerint a két gyakoriság nem különbözik egymástól. A várt gyakoriság ebben az alapesetben, tehát példánkban 122/2=61. Ebben az esetben lenne teljesen egyforma a két nem aránya. A másik két cellába tehát írjuk be a 61 értéket. Egy „Summary” után megkapjuk az eredményt (38. táblázat). A khi négyzet értéke 0,41 , p=0,52 nem szignifikáns. A két nem aránya nem különbözik egymástól lényegesen az adott mintában.

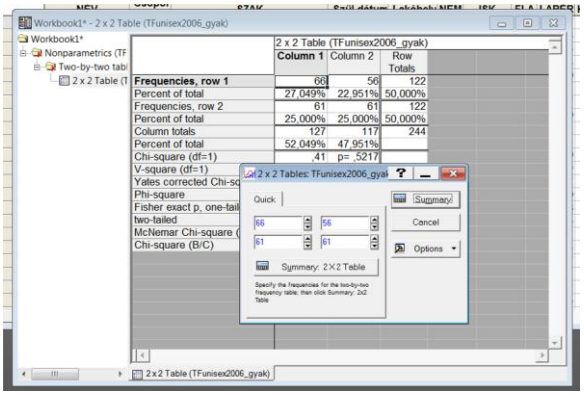
A 2x2-es táblázatoknak fenti alapeseten kívül számos más alkalmazása lehetséges. A várt gyakoriság nem minden esetben feltétlenül egyforma. Ha ismerjük ezeket az értékeket vagy arányokat, értelemszerűen alkalmazhatjuk rájuk a 2x2-es táblázatokat.

A Khi négyzet próba kettőnél több kategória gyakorisági adatainak összehasonlítására is alkalmas. (Pl. iskolai érdemjegyek előfordulási gyakorisága.) A nemparaméteres eljárások következő menüpontjában szereplő eljárás használatához egy olyan adatbázisra van szükség, amely a vizsgálni kívánt kategóriák vonatkozásában egyik oszlopában a kapott gyakoriságokat, másik oszlopában a várt gyakoriságokat tartalmazza. Alapesetben a várt gyakoriságok itt is azonosak. Ettől azonban el lehet térni. Összehasonlítható például két félév iskolai osztályzatainak gyakorisága. Csak arra kell ügyelni, hogy a két oszlopban az összes gyakoriság egyforma legyen. (Különböző elemszámú minták összehasonlításánál az egyik oszlopba nem a tényleges gyakoriságokat kell beírni, hanem a másik oszlop összes gyakorisága alapján aránypárral számítható ki a beírandó érték.)

Vizsgált mintánk adataiból is képezhetők lennének a Khi-négyzet próbához felhasználható gyakorisági adatok, pl. a sportágak és nemek vonatkozásában. Ennek bemutatásától az eljárás egyszerűsége miatt azonban eltekintek.

37. táblázat: A két nem képviselőinek előfordulásai aránya a vizsgált mintában

	Frequency table:**NEM** (TFunisex2006_gyak)			
Category	Count	Cumulative Count	Percent	Cumulative Percent
férfi	66	66	54,10	54,1
nő	56	122	45,90	100,0
Missing	0	122	0,0000	100,000



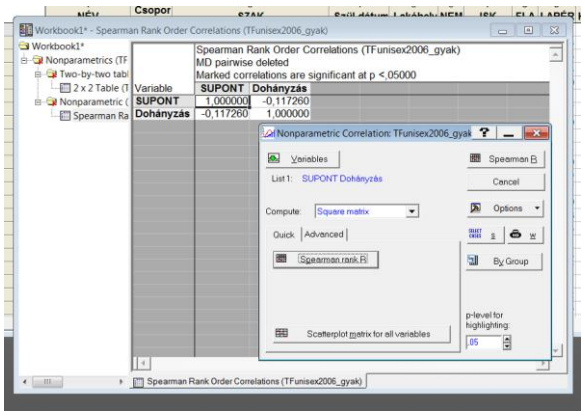
87. ábra: A legegyszerűbb módszer a „2x2 Tables”

38. táblázat: 2x2-es gyakorisági tábla feldolgozásának eredménye

	2 x 2 Table (TFunisex2006_gy		
	Column 1	Column 2	Row Totals
Frequencies, row 1	66	56	122
Percent of total	27,049%	22,951%	50,000%
Frequencies, row 2	61	61	122
Percent of total	25,000%	25,000%	50,000%
Column totals	127	117	244
Percent of total	52,049%	47,951%	
Chi-square (df=1)	,41	p= ,5217	
V-square (df=1)	,41	p= ,5226	
Yates corrected Chi-square	,26	p= ,6082	
Phi-square	,00168		
Fisher exact p, one-tailed		p= ,3042	
two-tailed		p= ,6083	
McNemar Chi-square (A/D)	,13	p= ,7226	
Chi-square (B/C)	,14	p= ,7115	

A következő rendkívül egyszerű eljárás a rangkorreláció (88. ábra). A változók kijelölése után máris megkapjuk a rangkorrelációs mátrixot. Az eljárás nagy előnye, hogy mért és megállapított adatok közötti összefüggés is vizsgálható. A megállapított adatok természetesen nem lehetnek nominális skálán elhelyezkedők. Pl. a dohányzásra vonatkozó kérdésünket ordinális skálán elhelyezkedőnek is tekinthetjük, bár a 3 fokozatú skála kicsit „rövid”. De az „1=soha”, „2=néha” és „3=rendszeresen” végül is egyértelmű ordinális skála. Fentiek értelmében az Eurofit összpontszám és a dohányzás között r’=-0,12 nem szignifikáns

rangkorrelációt kapunk (39. táblázat). A vizsgált mintánknál a motoros összteljesítmény és a dohányzás nem mutat összefüggést. (És nincs „de negatív”! Nem szignifikáns és kész… Ha sok bagóst és sok nem dohányzót felmérnénk, akár kijöhetne egy negatív összefüggés. A vizsgált mintában azonban hála Istennek nagyon kevesen dohányoznak rendszeresen.)

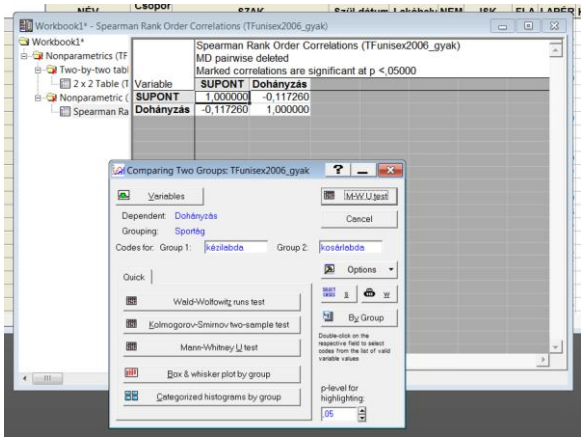


88. ábra: A rangkorreláció műveleti ablaka

39. táblázat: A rangkorreláció eredménye (SUPONT/Dohányzás)

	Spearman Rank Order Correlations (TFunisex2006_gya MD pairwise deleted Marked correlations are significant at p <,05000	
Variable	SUPONT	**Dohányzás**
SUPONT	1,000(	-0,117
Dohányzás	-0,117	1,000(

A következő nemparaméteres eljárás két minta összehasonlítására szolgál. Az összehasonlítások, különbségek elemzése két minta esetén a Mann-Whitney U próbával lehetséges. Elsőként nézzük meg, hogy a két nem esetében különbözik-e a dohányzás. Majd nézzük meg, hogy két sportág képviselőinél különbözik-e a dohányzás mértéke. A felnyíló ablakban válasszuk függő változónak a dohányzás, csoportosítási változónak a nem, illetve a sportág változókat. A csoportkódokhoz férfi/nő, illetve kézilabdát és kosárlabdát írjunk be (89. ábra). Az eredményeket a 40. táblázat és a 41. táblázat tartalmazza. Férfiak és nők között dohányzás szempontjából nem találtunk különbséget az adott mintában (Z=0,80 ; p=0,42 n.sz.). A sportági példa némileg más helyzetet mutat (41. táblázat). Az eredmény első megközelítésben itt sem szignifikáns. A StatSoft azonban kis elemszámú minták esetére (N<20) egy korrigált statisztikát ajánl, a „Z adjusted”=2,20 ; p=0,028 szignifikáns. A kézilabdázók és kosárlabdázók között tehát az adott minták különböznek egymástól a dohányzás tekintetében. Ha lekérjük a hisztogramot (89. ábra, 90. ábra), azonnal érthetővé válik a különbség eredete és magyarázata. (Az ábrán sajnos „zavaró” adatok is előfordulnak. A „Sportág: kézilabda Dohányzás = 15*1*normal(x; 1,6667; 0,7237)” felirat első két tagja még egyértelmű, de a „Dohányzás= …” magyarázatra szorul. A zavart az okozza, hogy a StatSoft hisztogramja nem tesz különbséget mérhető és megállapítható változók között. Az egyenlőségjel után következő adatok jelentése: elemszám, 1 oszlophoz tartozó egység az x tengelyen, normális görbe feltüntetése (piros), zárójelben x-re vonatkozó átlag és szórás. Esetünkben értelmetlen a kódszámok átlagának és szórásának feltüntetése, és ennek megfelelően a normális görbe kirajzolása sem hordoz magában érdemi információt.)



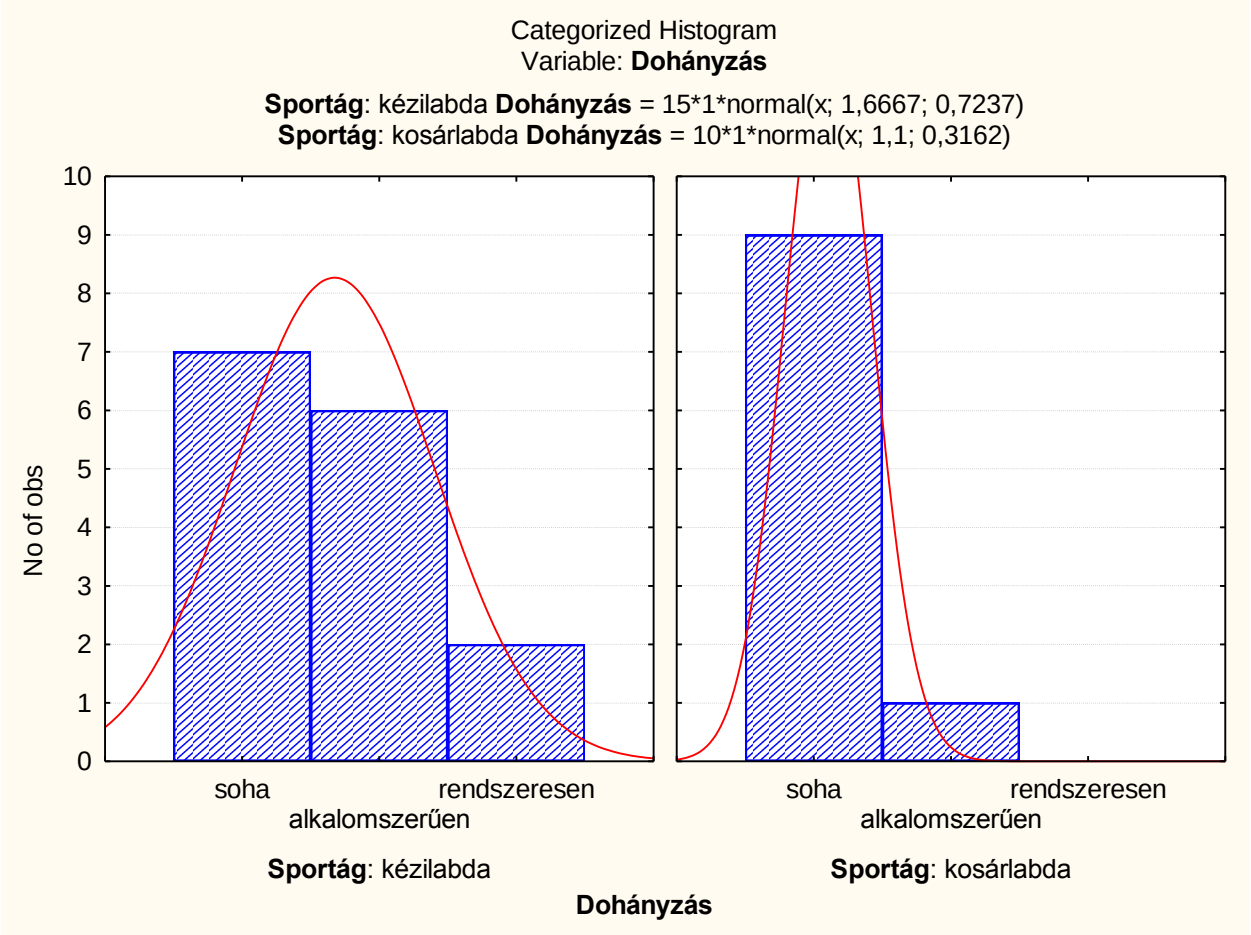
89. ábra: Két független minta összehasonlításának műveleti ablaka

40. táblázat: A Mann-Whitney próba eredménye (Dohányzás/Nem)

	Mann-Whitney U Test (TFunisex2006_gyak) By variable **NEM** Marked tests are significant at p <,05000									
variable	Rank Sum nő	Rank Sum férfi	U	Z	p-level	Z adjusted	p-level	Valid N nő	Valid N férfi	2*1sided exact p
Dohányzás	3541,00(	3719,00(	1639,00(	0,80483:	0,42091'	1,04306:	0,29692(	56	64	0,42382:

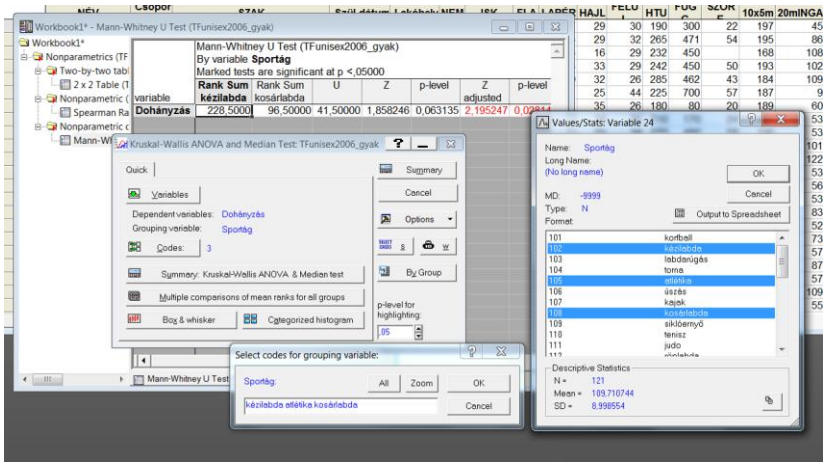
41. táblázat: A Mann-Whitney próba eredménye (Dohányzás/2 sportág)

	Mann-Whitney U Test (TFunisex2006_gyak) By variable **Sportág** Marked tests are significant at p <,05000									
variable	Rank Sum kézilabda	Rank Sum kosárlabda	U	Z	p-level	Z adjusted	p-level	Valid N kézilabda	Valid N kosárlabda	2*1sided exact p
Dohányzás	228,500(	96,5000(	41,5000(	1,85824(	0,06313:	***2,19524:***	***0,02814:***	15	10	0,06228-



90. ábra: A dohányzás arányai két sportág képviselőinél

Kettőnél több csoport összehasonlítására a Kruskal-Wallis próba szolgál, amely a 86. ábra szerinti menü 5. pontjából indítható. Maradjunk előző példánknál, csak további csoportnak vonjuk be az atlétikát. A változók kijelölése a szokásos, a csoportkódokat ezúttal is külön meg kell adni (91. ábra). Az eredményt a 42. táblázat és a 92. ábra tartalmazza: H=8,7 p=0,013 szignifikáns. Az analízishez kapcsolódó medián teszt eredménye szintén szignifikáns, Khi négyzet=9,00 p=0,011 (43. táblázat). A csoportok tehát különböznek egymástól, de még meg kell nézni a páronkénti összehasonlításokat is (44. táblázat). A Kruskal-Wallis próba szignifikáns H értéke ellenére ezúttal a páronkénti összehasonlítások között nem adódott egyetlen szignifikáns érték sem. Egy viszonylag ritkán előforduló jelenséggel találkozunk, amely a paraméteres és nemparaméteres „ANOVA” esetében is előfordulhat. Az analízis eredménye szignifikáns, azonban a páronkénti összehasonlításoknál már nem találunk egyetlen szignifikáns különbséget sem. (A helyzetet ezúttal tovább bonyolítja, hogy előzetesen már két sportág között kaptunk egy szignifikáns különbséget. Ne feledjük azonban, hogy az eredmény „eredetileg” ott sem volt szignifikáns, csak egy kis elemszámú mintákra vonatkozó „könnyített” eljárás mutatott ki különbséget. Példánk további elemzést nem érdemel, miután eleve kis elemszámokról, és a dohányzás esetében pusztán 3 kategóriáról van szó.)



91. ábra: Több független minta összehasonlításának műveleti ablaka

42. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye I. (Dohányzás/Sportág)

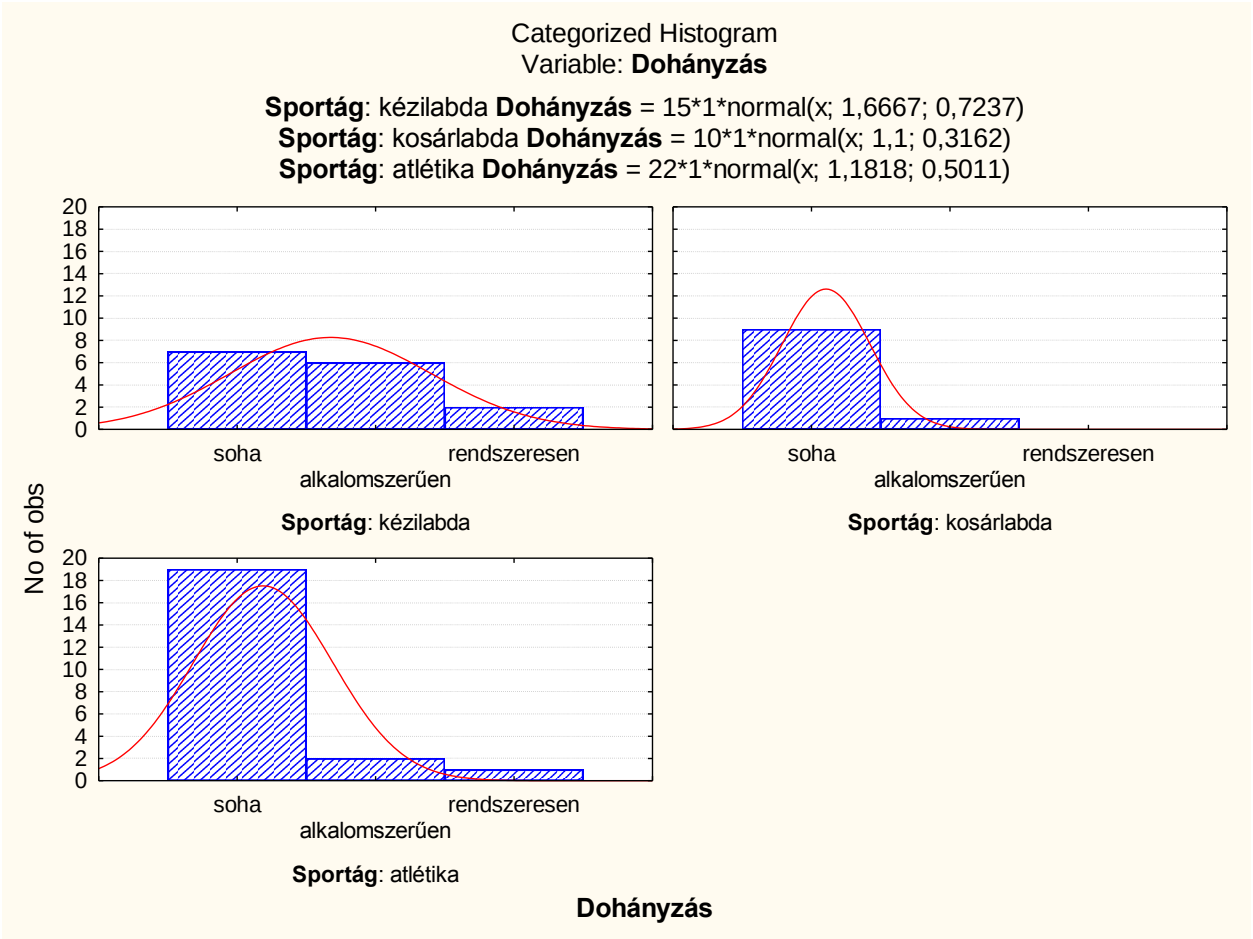
	Kruskal-Wallis ANOVA by Ranks; **Dohányzás** (TFunisex2006_gya Independent (grouping) variable **Sportág** Kruskal-Wallis test: H (2, N= 47) =8,696559 p =,0129		
Depend.: **Dohányzás**	Code	Valid N	Sum of Ranks
kézilabda	102	15	458,000(
kosárlabda	108	10	202,000(
atlétika	105	22	468,000(

43. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye II. (Medián teszt, Dohányzás/Sportág)

Dependent: **Dohányzás**	Median Test, Overall Median = 1,00000 **Dohányzás** (TFunisex2006_gy Independent (grouping) variable **Sportág** Chi-Square = 9,003925 df = 2 p = ,0111			
	kézilabda	kosárlabda	atlétika	Total
<= Median: observed	7,0000(	9,0000(	19,0000(	35,0000(
expected	11,1702	7,4468	16,3829	
obs.-exp.	-4,1702	1,5531	2,6170	
> Median: observed	8,0000(	1,0000(	3,0000(	12,0000(
expected	3,8297	2,5531	5,6170	
obs.-exp.	4,1702	-1,5531	-2,6170	
Total: observed	15,0000(	10,0000(	22,0000(	47,0000(

44. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye III. (Dohányzás/Sportág)

	Multiple Comparisons p values (2-tailed); **Dohányzás** (TFunisex2006_gy Independent (grouping) variable **Sportág** Kruskal-Wallis test: H (2, N= 47) =8,696559 p =,0129		
Depend.: **Dohányzás**	kézilabda R:30,533	kosárlabda R:20,200	atlétika R:21,273
kézilabda		0,1947	0,1311
kosárlabda	0,1947		1,000(
atlétika	0,1311	1,000(	

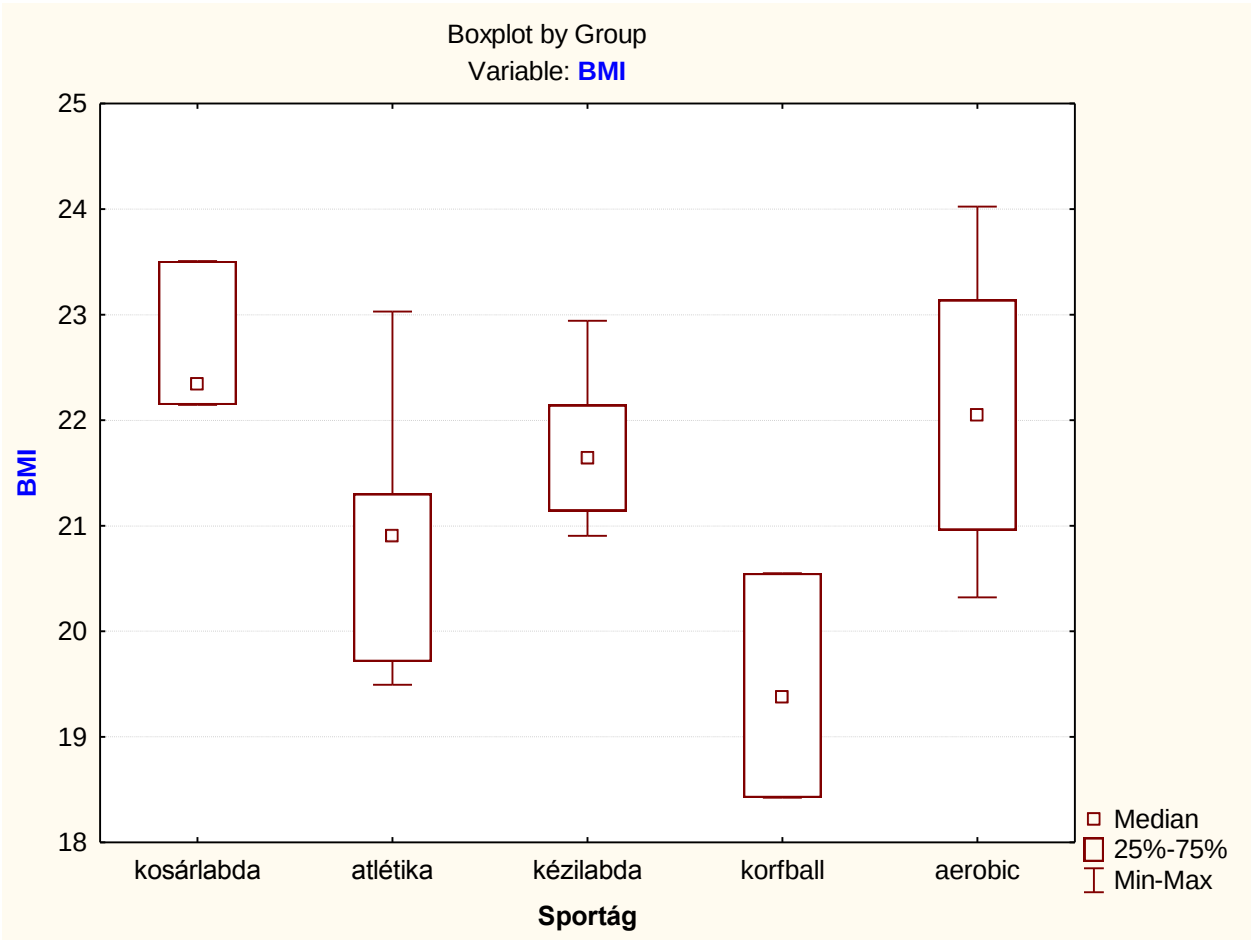


92. ábra: A dohányzás arányai három sportág képviselőinél

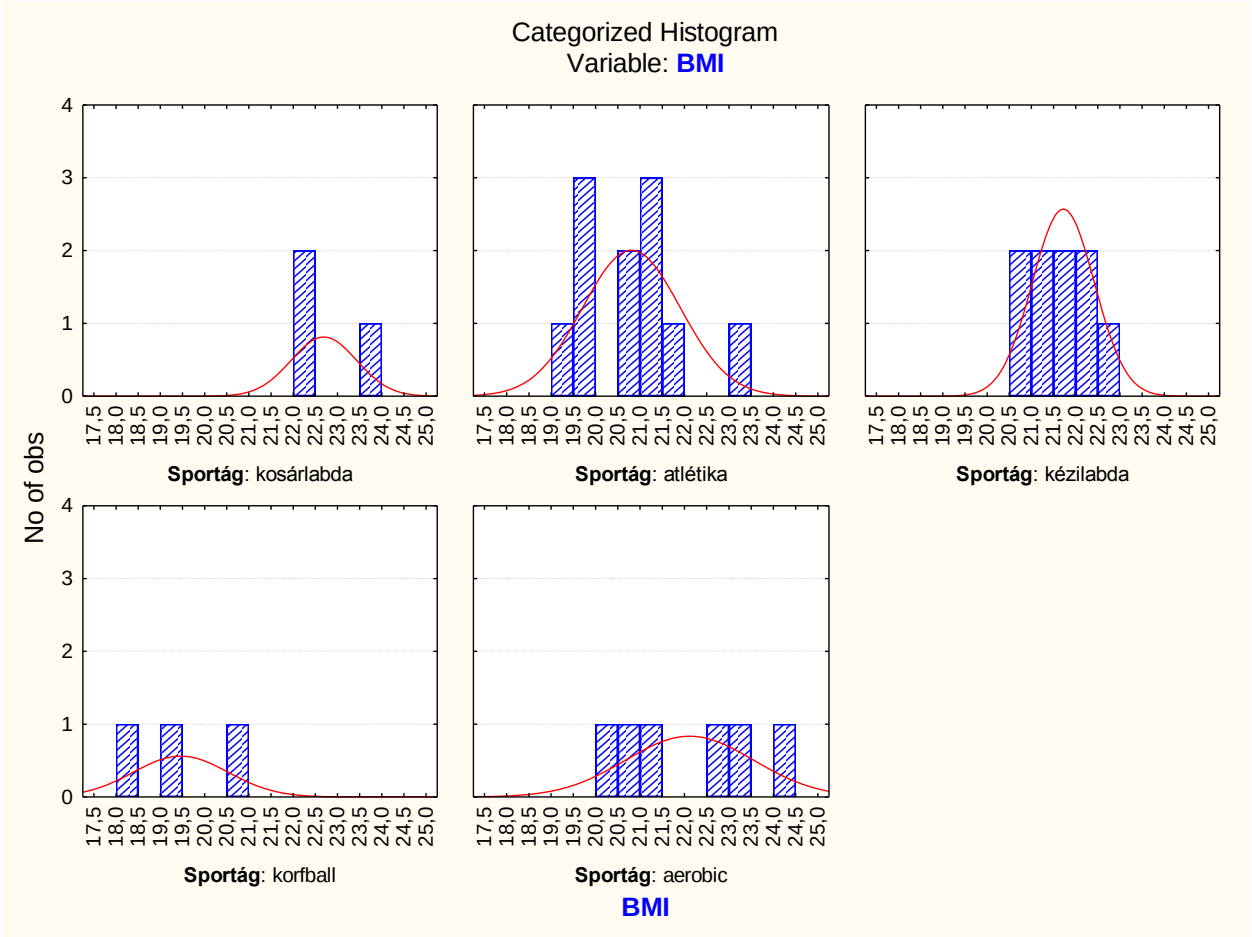
Az eljárás ezúttal is alkalmazható mérhető változók esetén is. Példaként a BMI alakulását hozom fel nőknél, 5 sportág esetében (45. táblázat). A Kruskal-Wallis próba eredménye erősen szignifikáns (H=13,43 p=0,009), azonban a páronkénti összehasonlítások csak a korfball és a kosárlabda között mutattak ki szignifikáns különbséget a BMI vonatkozásában (p=0,029). Az eredmény hátterében húzódó nemparaméteres leíró statisztikák grafikus ábrája és a sportágankénti hisztogramok is lekérhetők (93. ábra, 94. ábra).

45. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredményei (BMI/Sportág)

	Multiple Comparisons p values (2-tailed BMI (TFunisex2006_gy Independent (grouping) variable Sportág Kruskal-Wallis test: H (4, N= 32) =13,42641 p =,0094 Include condition: nem="nő"				
Depend.: BMI	kosárlabda R:26,500	atlétika R:12,409	kézilabda R:19,333	korfball R:3,6667	aerobic R:21,167
kosárlabda		0,211013	1,000000	***0,028723***	1,000000
atlétika	0,211013		1,000000	1,000000	0,658477
kézilabda	1,000000	1,000000		0,122414	1,000000
korfball	***0,028723***	1,000000	0,122414		0,083341
aerobic	1,000000	0,658477	1,000000	0,083341	



93. ábra: Boxplot a BMI-re 5 sportág képviselőinél (Kruskal-Wallis próba)

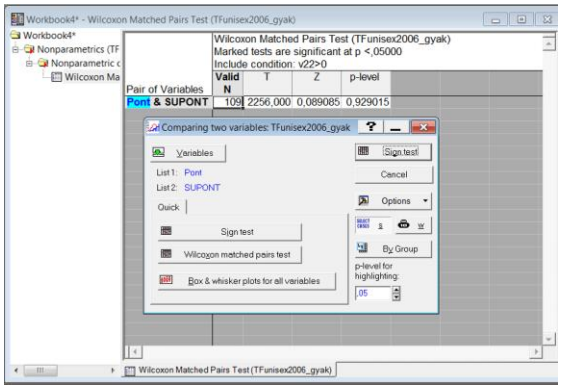


94. ábra: A BMI alakulása 5 sportág képviselőinél

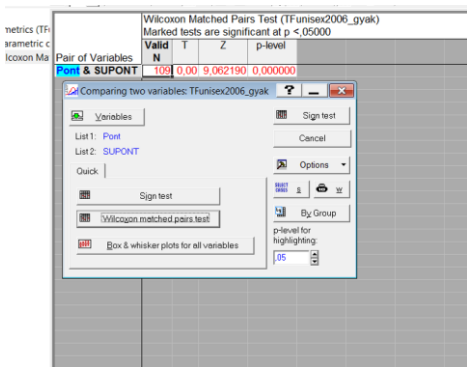
Az önkontrollos, illetve összetartozó mintákra vonatkozó nemparaméteres próbákra – amit kizárólag rangsorokra szabad „ráereszteni” – eddigi példafájlunk nem tartalmaz igazán jó demonstrációs lehetőséget. Az adattáblázat 3 különböző módon számított pontértéket tartalmaz (Pont= egy általános iskolásokra kidolgozott ideiglenes ponttáblázat szerinti pont; SUPONT=TF unisex minta szerinti összpontszám; Supont100=előző érték transzformálása 100 fokozatú skálára). Ezekre a változókra az összetartozó minták esetén alkalmazható eljárások formálisan bemutathatók, bár a dolognak különösebb szakmai értelme nincs. Evidencia, hogy a 3 különböző módon számított pontszám számszerűen jelentősen eltér egymástól, ugyanakkor gyakorlatilag függvénykapcsolatnak kell lenni közöttük (ha a korrelációszámítást elvégezzük, valóban r=0,99 és r=1,0 együtthatókat kapunk). A „Pont” és „SUPONT” változók szerinti rangsorok azonban kis mértékben eltérhetnek egymástól. (A „SUPONT” és a „Supont100” szerinti rangsor teljesen azonos.) Így pusztán a példa kedvéért alakítsuk ki a két pontszám szerinti rangsorokat (99. ábra), és számítsuk ki a Wilcoxon próbát. Az eredmény nem szignifikáns (Z=0,09 p=0,93), a két rangsor között nincs jelentős különbség (95. ábra). Ha elvégzik a számítást és „eredményként” esetleg a 96. ábra adatait kapják, akkor alapvető hibát követtek el: nem alakították ki a rangsorokat, illetve előtte nem zárták ki a hiányzó adatú eseteket (hiányzó SUPONT értékek, v22>0).

Amennyiben egy mintához kettőnél több azonos jellegű adatsor tartozik, akkor a Friedman próba alkalmazható, amely a Wilcoxon próbához hasonlóan szintén kizárólag ordinális skálán elhelyezkedő adatok feldolgozására szolgál. Itt is nagyon ügyelni kell tehát a

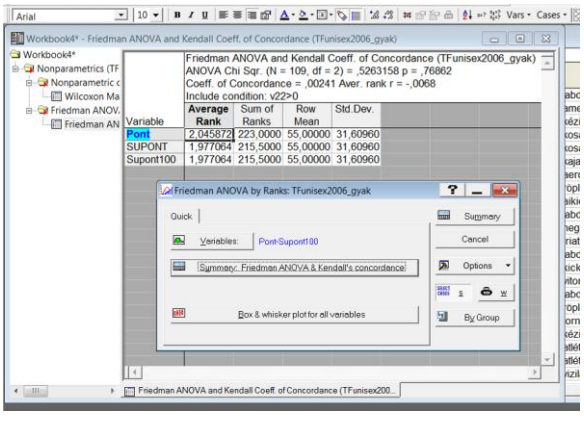
rangsorok kialakítására (98. ábra). Ha előbbi, kissé kényszeredett példánkat továbbvisszük, a 97. ábra szerinti, értelemszerűen nem szignifikáns eredmény kapjuk.



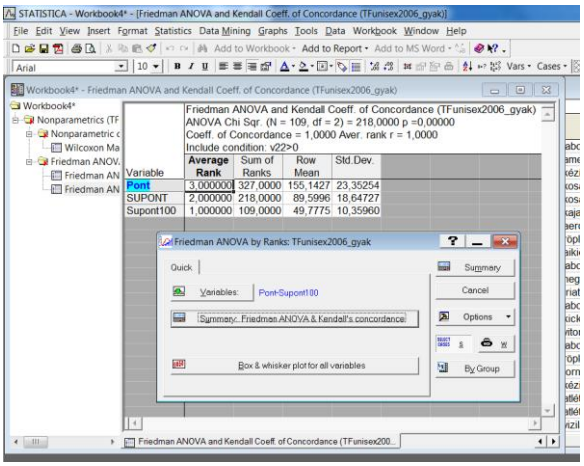
95. ábra: Két összetartozó minta összehasonlításának műveleti ablaka



96. ábra: Téves eredmény a Wilcoxon próbánál a hiányzó esetek és rangsorolás elmaradása miatt

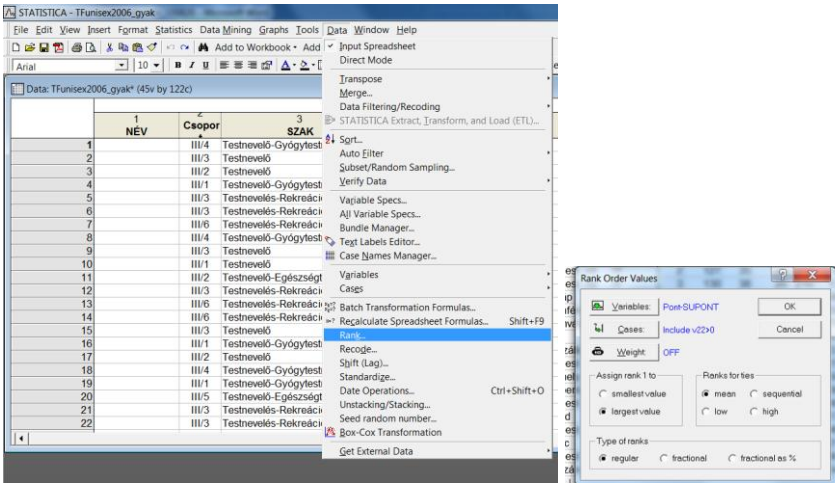


97. ábra: Több összetartozó minta összehasonlításának műveleti ablaka

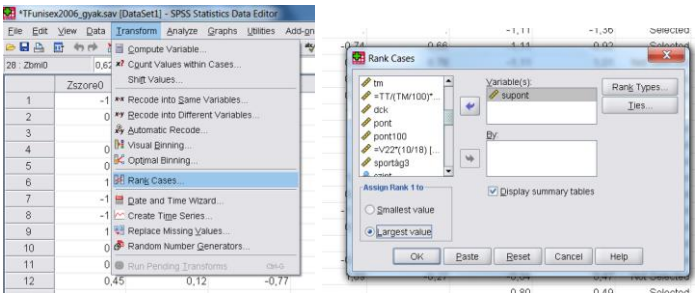


98. ábra: Téves eredmény a Friedman próbánál a rangsorolás elmaradása miatt

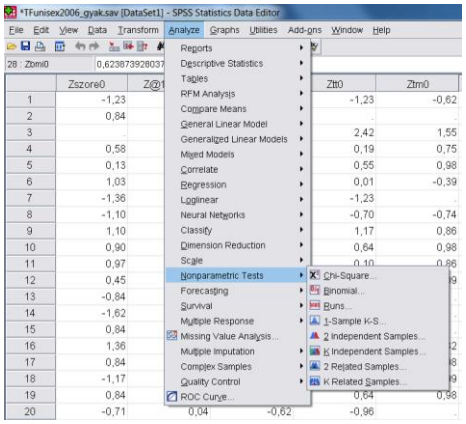
A rangsorok kialakítása a StatSoftnál a 99. ábra, az SPSS-nél a 100. ábra szerint oldható meg. Ha a rangsorolás előtt valamilyen szempont szerint szelektáltuk eseteinket (Select Cases), akkor a rangsorokat mindkét programcsomag csak a szelektált esetekre terjeszti ki! A StatSoft az eredeti mért adatainkat felülírja rangsorrá, ami az adatbázis következő mentéséig visszavonható. (A rangsoron alapuló számítások viszont így könnyedén elvégezhetők. Végrehajtjuk a rangsorolást, elvégezzük a számításokat, megkapjuk az eredményt – és nem mentjük a megváltozott adatbázist, vagy egy „undo”-val visszavontjuk a rangsorolást.) Az SPSS-nél annyiban egyszerűbb a helyzet, hogy a programcsomag a rangsorokat tartalmazó oszlopokat új változóként szúrja be az eredeti adatbázis végére „R…” előtaggal. Az SPSS egyébként a nemparaméteres eljárásokat a 101. ábra szerint csoportosítja, de a rangkorreláció a „Correlate” menüben szerepel. A számítások a korábbiak analógiájára elvégezhetők.



99. ábra: Rangsorolás a StatSoftnál



100. ábra: Rangsorolás az SPSS-nél



101. ábra: A nemparaméteres eljárások az SPSS-nél

5.7. Struktúrák vizsgálata – többváltozós módszerek

5.7.1. Faktoranalízis

A **faktoranalízis** (FA) alapjában a **változók csoportosítására, tömörítésére, redukciójára szolgáló eljárás.** Adatelemzési koncepcióként az adatok struktúrájának feltárását célozza meg. Az eljárás fő alkalmazási területe a vizsgált változók szerkezetének, lehetséges összetett háttérváltozóinak feltárása – és ez által esetleg a vizsgált változószám csökkentése további analízisekhez, vizsgálatokhoz. Nem véletlen, hogy az SPSS programcsomag „adatredukálás” (Data Reduction) alatt helyezte el a faktoranalízist. Másképpen megfogalmazva a FA fő alkalmazási területe az eredeti változók számának csökkentése, redukálása. Ugyanazt a jelenséget kevesebb változóval magyarázzuk, azaz dimenziócsökkentést valósítunk meg. Az alap tehát: „sokból kevesebbet”. A változókat „faktorokba” vonjuk össze.

A FA arra szolgál, hogy nagyszámú valószínűségi változót kisszámú hipotetikus változóval, faktorral magyarázzunk meg. Egy adatrendszer együttes/közös elemzésére szolgál. A FA „másodlagosan” azonban egyféle csoportosítási – klasszifikációs - osztálybasorolási technikaként is alkalmazható. ((Erre azonban az igazán célzott eljárások az SPSS-ben „Classify” menüpont alatt található diszkriminancia- és clusteranalízisek. A Statistica-ban

ezek az eljárások a FA-al egy menüpont alatt, a „Multivariate Exploratory Techniques” között találhatók.))

A faktoranalízis jellegéből fakadóan „kibírja”, sőt kifejezetten feltételezi sok változó alkalmazását, és a rotációk során ezeket általában kellően „szétszórja” a kiszűrt faktorok között. Rögzített adatok esetén maga a számítás a mai gépeken nagyon rövid, ennek többszöröse a program beállítása, de ez sem igazán számottevő. Az igazán időigényes tételt itt is az adatrögzítés, az eredmények esetleges nyomtatása – és az eredmények értelmezése jelenti.

Nagyon lényeges, hogy **a faktoranalízis nem hipotézisvizsgálati eljárás!** Nincs nullhipotézis, és nincs szignifikancia vizsgálat sem. Részemről az egyik legnehézkesebben értelmezhető többváltozós módszernek tartom, amelyben a többé-kevésbé szubjektív kutatói döntés lényegi jellemzője az elemzésnek. *Sváb* (1979) nem is statisztikai módszernek tekinti, hanem: „…matematikai elemzési koncepció valamely többváltozós összefüggésrendszer háttérváltozóinak feltárására” (i.m. 100.o.). Az eljárás számítási megoldásaiban többféle lehet. Általános jellemzője, hogy az eredményként kapott faktorstruktúra nehezen értelmezhető és „kezdetben” a nagy faktorsúlyok többségét általában az első faktor – „általános faktor” – tartalmazza. A faktorok geometriai értelemben vektorok, melyek a faktorok számának megfelelő dimenziójú teret feszítenek ki. A viszonyítási alap, a koordinátarendszer változtatható, transzformálható. A transzformációkkal változik a faktorstruktúra, de a faktorok közötti viszonyok változatlanok maradnak. A koordinátarendszer rotációjával – szerencsés esetben – el lehet érni, hogy ne lépjen fel általános faktor, amelynek súlyai minden változónál jelentősek. A rotációk egyúttal megpróbálják maximalizálni az egyes változók faktortöltését[34]. A rotációk sem egyértelmű megoldások, technikailag számos módszer létezik. A mai statisztikai programok például nem tartalmazzák a *Jahn, W.-Vahle, H.* (1973) magyarul is megjelent könyvében részletesen tárgyalt „speciális transzformációt”. Ez olyan rotáció, amely egy tetszőleges célmennyiségre fókuszálva egy faktorban egyesíti a háttérhatásokat, azaz a többi faktor súlyait. Miután a célmennyiséggel ez esetben csak ez a rotált faktor korrelál, a többi változó súlyát nagyság szerint rendezve e faktorban a célmennyiséget befolyásoló sorrend megkapható. (I.m. 23-24., 146-150.o.)[35]

A faktoranalízis szemléletem szerint elsősorban minőségi jellegű eredményeket ad, nevezetesen sok változó belső összefüggésrendszere milyen hipotetikus háttérváltozókkal – faktorokkal – magyarázható. Ez a „kvalitatív eredmény” természetesen kvantitatív eredményeken alapul és faktorregresszió révén teljes körűen „mennyiségivé” alakítható. Kérdés, hogy a faktorregresszió mennyiben értelmezhető és milyen mértékű a becslés pontossága, azaz a „gyakorlatban” használható-e, van-e értelme a jósolt érték kiszámításának, van-e értelme a modell alkalmazásának?[36] *Fábián Gy.* és *Zsidegh M.* a „Testnevelési és sporttudományos kutatások módszertana” (MTE, Bp. 1998.) c. könyvükben több, mint 50 oldalon át mutatják be a faktoranalízist. Általános megállapításaikkal teljesen egyetértek. Ezek közül külön kiemelném, hogy az eljárásnál az alapvető problémát a faktorok értelmezése jelenti. A különféle rotációk során pedig a faktorok értelmezése is változhat, más értelmet nyerhetnek a faktorok. A faktoranalízis semmiképpen sem tekinthető klasszikus statisztikai

[34] A „faktortöltés” és „faktorsúly” a magyar szakirodalomban azonos jelentésű, a faktor és a változó közötti korrelációt takarja. A kapott érték előjelét ugyanúgy kell értelmezni mint „egyszerű” korreláció esetén. Utóbbiról nem egyszer sajnálatosan „eltekintenek”, mellőzik a negatív faktorsúlyok értelmezését.

[35] Saját tapasztalataim szerint az egyszerű számológéppel is alkalmazható eljárással jól értelmezhető eredmények kaphatók. Bővebben lásd: *Ozsváth-Pilvein-Nagykáldi* (1980): A sportforma változása néhány teljesítményfaktor tükrében. TF Közlemények/Tanulmányok a TFKI kutatásaiból, 37-55.o.

[36] Tegyük fel, hogy a súlylökés teljesítményének előrejelzésére sikerül kialakítani egy regressziós modellt. Ha a jósolt érték hibája pl. plusz-mínusz 10-15 m, akkor nyilvánvalóan értelmetlen a modell alkalmazása.

próbának, hipotézisvizsgáló eljárásnak. Nincs ugyanis nullhipotézis és nincs szignifikancia vizsgálat sem, még a kiszűrendő faktorok számának meghatározására sincs egyértelmű módszer[37]. A szubjektív megítélés tehát több szempontból és mindenképpen szerephez jut.

Néhány kapcsolódó fogalom értelmezése:

Faktor = „jellemző", „háttérváltozó".

Sajátérték (λ) = azt mutatja meg, hogy az adott faktor(ok) a az eredeti változók teljes varianciáját mennyiben magyarázzák meg. A kiszűrendő faktorok számának behatárolására használatos.

Kommunalitás: egy eredeti változó varianciájának magyarázata a faktorokkal.

Faktorsúly: az egyes változók szerepe a kiszűrt faktorban, a változók összefüggése az adott faktorral. Analóg a korrelációs együtthatóval, értékei és előjele is annak megfelelő.

Faktor érték (Factor scores): ez egyes vizsgált esetek/személyek „eredményei" a kiszűrt háttérváltozóban, faktorban az eredetileg mért változók alapján. Egyféle klasszifikációs, besorolási technika részeként is felhasználható.

A faktoranalízis tehát sok változó esetén a sokaságról nyerhető információkat néhány hipotetikus változóba sűríti. Az eljárás célja, hogy a megfigyelt/megmért változókat olyan (egymástól független) közös faktorok/komponensek lineáris kombinációjaként fejezze ki, amelyekkel az eredeti változók szórásának túlnyomó része megmagyarázható.

A FA alapjait több mint egy évszázaddal ezelőtt a korrelációszámításból ismert Pearson (1901) és Spearman (1904) fejtette ki. Kelley (1935) kezdeményezésére Hotelling fejlesztette ki az úgynevezett főfaktor módszert. Jelentős szerepet játszott a módszer fejlesztésében Thurstone (1935, 1947). Kezdetben főleg pszichológusok alkalmazták. Az 50-es és 60-as években tovább fejlesztették a módszert, azonban nagy számításigénye miatt csak a számítógépek elterjedése tette lehetővé széleskörű alkalmazását.

Két vagy több tetszőleges valószínűségi változó közötti korreláció létrejötte elképzelhető közös keletkezési feltételek alapján. Ezeket a közös keletkezési feltételeket nevezzük faktoroknak, melyek egymástól függetlenek, azaz egymással nem korrelálnak. A korrelációs együtthatók mátrixot képeznek, és a korrelációs együtthatókból a faktorok megbecsülhetők. Ez a FA feladata.

A faktorok vektoroknak tekinthetők, ezek komponensei a faktorsúlyok. A faktorok összessége is egy mátrix, a faktorsúlyok mátrixa. A faktorsúlyok gyakorlatilag korrelációs együtthatóknak tekinthetők: az adott faktor és az eredeti változó közötti korrelációnak. A FA során az eredeti korrelációs mátrixból a faktorsúlyok mátrixa kerül kiszámításra.

A FA során tehát a változók sokaságából kevesebb számú faktort vezetünk le, amelyek az összefüggésrendszer pontosabb, és részben általánosabb magyarázatát teszik lehetővé. Az eredmény alapjaiban kvalitatív, minőségi jellegű, mert hipotetikus háttérváltozókat eredményez. A faktorsúlyok mátrixával azonban regresszió analízis is végezhető („faktorregresszió"), amellyel a FA minőségi jellegű eredményét mennyiségi jellegűvé változtathatjuk.

A FA ma már több technikai megoldással rendelkezik. (Egyes szakírók ennek megfelelően FA-t a többváltozós eljárások egy halmazára vonatkozó gyűjtőfogalomnak tekintik.) Ugyanazon korrelációs mátrix különböző módszerű FA megoldásai részben különböző eredményeket adnak. Legáltalánosabb a főkomponens módszer (Principal Component) és a főfaktor módszer (Principal Factor, Maximum likelihood) használata. Az eredmények azonban többnyire nehezen interpretálhatók, mert a megoldás szerkezetének

[37] A leggyakrabban az 1-nél nagyobb sajátértékű faktorokat szokás figyelembe venni, de ettől el lehet térni. Az eltérést azonban nem árt indokolni, illetve az értelmezésnél ügyelni kell arra, hogy az alacsony sajátértékű faktorok magyarázó hatása szinte elhanyagolható.

megfelelően az első faktor szokta tartalmazni a nagy faktorsúlyok többségét. Azaz egy „általános faktor" dominál a megoldásban – és esetleg több érdemi faktorsúlyt nem tartalmazó „nullfaktor" is található mellette. A faktorsruktúrák nem egyértelmű megoldások, hiszen „n" változó esetén egy „m<n" dimenziós teret feszítenek ki. A koordináta rendszer megfelelő transzformációjával, rotációjával azonban elérhető, hogy ne lépjen fel általános faktor. A transzformációkkal megváltozik a faktorstruktúra, de a faktorok közötti viszonyok változatlanok maradnak.

A rotációkra is több megoldást dolgoztak ki. A legáltalánosabb megoldás az ún. „varimax" rotáció. A FA összességében alkalmas eljárás rendszerek belső szerkezetének feltárására és szakmai elemzésére. Az eredményeket azonban szembe kell állítani a valósággal, a talált összefüggéseket gondosan kell értelmezni. Semmiképpen sem lehet eltekinteni attól, hogy nem hipotézisvizsgálati eljárásról, hanem egy adatelemzési koncepció alkalmazásáról van szó.

A főfaktor módszer azon a geometriai elképzelésen alapul, hogy az „n" számú standardizált változó (átlag=0, szórás=1 értékű, „hagyományos" mértékegység nélküli változók) egy n-dimenziós teret feszít ki, amelyben a változók normális eloszlásúak. A változókhoz tartozó korrelációs együtthatók pedig egy n-dimenziós ellipszoidon fekszenek. Az ellipszoid tengelyei a meghatározandó faktorok. A faktorok meghatározása ekvivalens az ellipszoid főtengelyének meghatározásával, ami egy ún. sajátérték problémára vezethető vissza.

Matematikai mátrixműveletek során egy n-ed fokú algebrai egyenlet megoldásait, illetve a polinom gyökeit nevezzük sajátértékeknek. A FA során e sajátértékek maximálása a cél. A sajátérték probléma numerikus megoldása – különösen magasabb rendű/rangú mátrixok esetén – nagy számítási ráfordítást igényel.

Maximálisan annyi sajátérték számítható ki, amennyi a változók száma. A sajátértékek nagyság szerinti rendezése után azonban az utolsó faktorok olyan kis súlyúak, hogy már nem tartalmaznak lényeges információt. A kiszűrendő faktorok számához ezért korlátot kell megadni. E korlát megadásához azonban nincsenek szigorú feltételek vagy teljesen egyértelmű megoldások. Tapasztalati értékek alapján legáltalánosabb a $\lambda=1$ korlát használata, azaz az 1-nél nagyobb sajátértékű faktorokat értelmezzük (ez az ún. Kaiser-kritérium, ami egyébként az SPSS és a StatSoft alapbeállítása). Ennek hátterében az a megfontolás húzódik, hogy az 1-nél kisebb sajátértékű faktorok kevesebb információt hordoznak, mint egy eredeti változó, tehát felesleges velük foglalkozni. Létezik azonban olyan javaslat is, mely szerint az összes varianciát 80%-ban magyarázó faktorokat célszerű kiszűrni (ez a varianciahányad módszer). Mások ezt természettudományok esetében 95%-ban, társadalomtudományok esetében 60%-ban ajánlják (*Sajtos L.-Mitev A.* 2007).

Az utóbbi években elterjedt álláspont szerint javasolt az összes elvi faktorra kiszámítani a sajátértékeket, és ezeket nagyság szerinti sorrendbe állítva a nagy „töréspontig" vagy „könyökig" érdemes kiszűrni a faktorokat (pontosabban „komponenseket", mert ez a FA-on belül kezelt „főkomponensanalízis" során kezelhető a jelzett formában.) A programokban erre szolgál a „kavics ábra", a **Scree plot** (Plot of Eigenvalues). Jelzett nézet szerint a faktorok számát a görbe meredekségének törésénél – ahol egyenesbe kezd fordulni – célszerű meghatározni, maximálni. Ez sok esetben a Kaiser kritériumnál „megengedőbb", ahhoz képest néhány faktorral többet határol be.

A faktoranalízist az egyik legnehézkesebben értelmezhető többváltozós módszernek tartom. Nem ad egyértelmű megoldásokat, sőt eleve többféle, egymástól kisebb-nagyobb mértékben különböző megoldást ajánl fel. Az alkalmazó saját belátása szerint választhatja meg a kiszűrendő faktorok számát, saját belátása szerint dönt az esetleges rotálásról, annak formájáról, saját belátása szerint dönt a faktormodell elvi pontosságát befolyásoló iterációk számáról, sőt bizonyos határokon belül még a jelentősnek tekintett faktorsúlyok határértékéről

is. Mindezeket azután „értelmezni”, „magyarázni” kell, ami magában hordozza az erőltetett „belemagyarázás” lehetőségét. A gyakorlatban a legtöbb kutató több faktorelemzést is lefuttat különböző faktorszámokkal és különböző eljárás kombinációkkal. Az értelmezés terén tehát nagyon óvatosan kell eljárni. Sok esetben néhány faktor valóban jól értelmezhető, a többi kiszűrt faktor azonban nem egyértelmű. Ilyen esetekben kerülni kell e faktorok „mindenáron” történő megmagyarázását.

Fentiekhez azt azért hozzá kell tenni, hogy a különböző megoldások általában nagyon hasonló eredményeket adnak. Ez vonatkozik a FA kiválasztott módszerére és a rotációkra egyaránt. Tapasztalataim szerint a leginkább értelmezhető eredményeket a főkomponensanalízis adja, azaz a FA technikái közül a „Principal components method” .

Az eljárás számítási megoldásaiban többféle lehet. Általános jellemzője, hogy az eredményként kapott faktorstruktúra nehezen értelmezhető és „kezdetben” a nagy faktorsúlyok többségét általában az első faktor – „általános faktor” – tartalmazza. A faktorok vektorok, melyek a faktorok számának megfelelő dimenziójú teret feszítenek ki. A viszonyítási alap, a koordinátarendszer változtatható, transzformálható. A transzformációkkal változik a faktorstruktúra, de a faktorok közötti viszonyok változatlanok maradnak. A koordinátarendszer rotációjával elvileg el lehet érni, hogy ne lépjen fel általános faktor, amelynek súlyai minden változónál jelentősek. A rotációk egyúttal megpróbálják maximalizálni az egyes változók faktortöltését. A rotációk sem egyértelmű megoldások, technikailag számos módszer létezik, eredményük az esetek többségében hasonló. Az egyik leggyakrabban használt eljárás a „varimax” rotáció, a publikációk többségénél ennek említésével találkozunk.

A faktoranalízis szemléletem szerint elsősorban minőségi jellegű eredményeket ad, nevezetesen sok változó belső összefüggésrendszere milyen hipotetikus háttérváltozókkal – faktorokkal – magyarázható. Ez a „kvalitatív eredmény” természetesen kvantitatív eredményeken alapul és faktorregresszió révén „újból” teljes körűen „mennyiségivé” alakítható. Kérdés, hogy a faktorregresszió mennyiben értelmezhető és milyen mértékű a becslés pontossága, azaz a „gyakorlatban” használható-e, van-e értelme a jósolt érték kiszámításának, van-e értelme a modell alkalmazásának?

A faktoranalízisnél külön ki kell térni a kommunalitás (h^2) fogalmára. Jelentése: az adott változó varianciáját mennyiben magyarázzák a kiszűrt faktorok. Technikailag egy változó faktorsúlynégyzetei összegének felel meg. (Analóg az R^2 többszörös determinációs együtthatóval.) A főfaktor módszernél $h^2=R^2$ a kiinduló becslés, amely alsó határ, egyes módszereknél az iterációkkal „javítható”, pontosítható. A főkomponens módszernél a kiinduló becslés $h^2=1$, azaz maga az eredeti korrelációs mátrix.

Fontos kérdés még, hogy mekkora faktorsúlyok tekinthetők lényegesnek? Erre sincs egyértelmű „szabály”, *Sváb* (1978) szerint e téren „egyelőre a józan ész szerinti mérlegelésre vagyunk utalva.” Az utóbbi közel 3 évtizedben e téren nem nagyon jutottunk előbbre, de pl. a StatSoft Statistica alapbeállításként a 0,7 feletti faktorsúlyokat jelzi piros színnel „lényegesnek”. Támpont lehet ugyanis a korrelációs együtthatók 5%-os szignifikancia szintje (változók száma -1) szabadságfok mellett. A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy a 0,7 feletti faktorsúlyok mindig lényegesnek tekinthetők, de magas változozószámok mellett a 0,5 feletti értékek sem hagyhatók teljesen figyelmen kívül.

Miután a többváltozós eljárások korrelációs mátrixból indulnak ki, alapvető kritériumnak tekintendő, hogy az analízisbe bevont változók ne legyenek egymásból számolhatók. Azaz ne legyen olyan változó az analízisben, amelyet két vagy több másik változóból lineáris számítással képeztek, mert ez az összefüggésrendszerben eleve jelentkezik. (*W.Jahn-H.Vahle* 1974.)

A többváltozós eljárásoknál, így a FA-nál is célszerű, ha a változók számánál legalább 50-el nagyobb a vizsgált minta elemszáma. Az eredmények azonban ettől eltérő esetekben is lehetnek egyértelműek. A továbbiakban bemutatott példák erre mutatnak mintát.

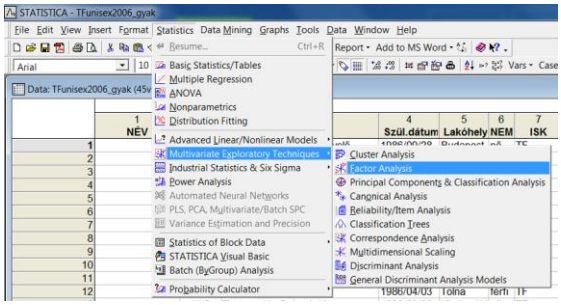
A FA tehát nem szokott teljesen egyértelmű képet adni, de segítségével sokoldalúan lehet adatainkat elemezni. Csak sok változót tartalmazó, magas elemszámú vizsgálatok esetén van értelme használatának. A FA a „sokból keveset" alapelve szerint segíti az áttekintést vizsgálataink eredményei között.

5.7.2. Faktoranalízis számítása a statisztikai programokkal

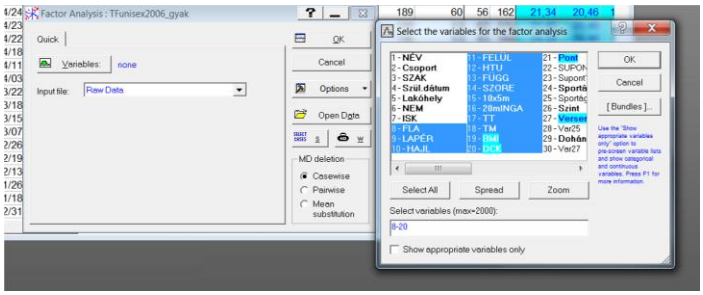
Az eddig használt példafájl meglehetősen rossz alap faktoranalízishez (FA), mert kevés a változók száma – de a számítások elvégezhetők. Ezért kizárólag prezentációs céllal bemutatom a lehetőséget, de ebből különösebb szakmai eredmények nem várhatók. A faktoranalízis véleményem szerint amúgy is tág lehetőséget nyújt a „belemagyarázásba", egyértelmű eredményeket nem szokott adni. Ugyanakkor a tisztábban látást elősegítheti, hiszen nem hipotézisvizsgálati eljárásról, hanem egy adatelemzési koncepcióról van szó. Azt is hangsúlyozom, hogy a FA korrelációs mátrixból is számítható – és e célra akár rangkorrelációs mátrix is felhasználható (bár a szerzőnek ez esetben komoly elvi kifogásokkal kell számolnia a bírálók részéről).

A gyakorló fájlból példánkhoz FLA-DCK közötti 13 változót választjuk. A műveleti indító ablak (102. ábra), majd a változók kijelölése (103. ábra) után akár rögtön megkaphatnánk az eredményt – amivel viszont túl sokat egészen biztosan nem lehet kezdeni. A StatSoft ugyanis alapbeállításként 2 faktorra számít megoldást, az eljárás pedig nem is a faktoranalízis, hanem „testvére", a főkomponens analízis[38]. Első lépésként tehát ki kellene találni, hogy hány faktort szűrjünk ki. Erre kiváló lehetőséget nyújt egy „OK" után felnyíló ablakban a „Scree plot", a „kavics ábra" lehetősége (104. ábra, 105. ábra). A FA hívőinek egy része vallja, hogy a grafikon „töréspontja" a mérvadó, a töréspontig szereplő sajátértékeknek megfelelő számú faktort érdemes kiszűrni (esetünkben 2 faktor). Mások állítják, hogy minden 1-nél nagyobb sajátérték figyelembe veendő (esetünkben 4 faktor). Válasszuk az utóbbit, és lépjünk vissza egy ablakot (Cancel), ahol beállítható a 4 faktor lekérése (106. ábra, a maximális sajátérték=1 érték alapbeállítás). Egy „OK" után hívjuk le a „Summary"-t, a faktortöltést. Az eredmény (46. táblázat) első ránézésre „nem is rossz": az első faktorban („főfaktor") „szokás szerint" tömörül a legtöbb nagy sajátérték, a második faktor „nullfaktor", a harmadikat az egyensúlyozás dominálja érthetően negatív súllyal, a negyediket pedig az állóképességi teszt. Utóbbiak az egyedi faktorok, a többi változónak nincs bennük jelentős súlya. Hat változó súlya pedig eloszlik a 4 faktorban (LAPÉR, HAJL, FELÜL, 10x5m, BMI, DCK), igazán egyikben sem dominánsak, bár 0,6 körüli faktorsúllyal rendelkeznek valamelyik faktorban. Azt azért figyeljük meg, hogy egy változó magas faktorsúlya esetében a többi faktorban általában alacsony faktortöltéssel szerepel! Érdemes lehívni a sajátértékek (Eigenvalues) táblázatát is (47. táblázat). A táblázatnak a 2. és 4. oszlopa a lényeg, hogy a kiszűrt faktorok mennyiben magyarázzák a változók teljes varianciáját egyenként és összességében. Esetünkben az első „főfaktor" a teljes variancia 41,2 %-át önmagában megmagyarázza, míg a 4 faktor kumulatív magyarázó szerepe 68,8 %. (Az összes sajátérték mindig a változók számának lehetne megfelelő, esetünkben ez 13. A 4 kiszűrt faktor ebből a lehetséges 13-ból 8,94 értékű – ami 68,8 %. Az értékek amúgy a „Summary" táblázatban is fellelhetők az utolsó két sorban, „Expl.var." és „Prp.Totl." megnevezéssel.)

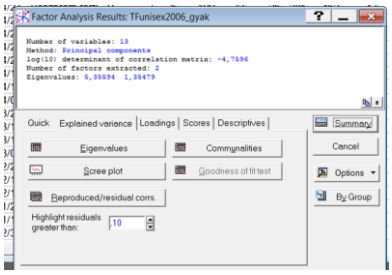
[38] A faktoranalízis és a főkomponens analízis nagyon hasonló eljárás, ma már a programok általában együtt kezelik ezeket. Az alapvető és kiinduló különbség a számítások kiinduló korrelációs mátrixában található. A főkomponens analízisben a korrelációs mátrix főátlójában az „eredeti" 1,0 értékek szerepelne, míg az „igazi" faktoranalízisnél a korrelációs mátrix főátlójában az 1 értékek helyett az ennél kisebb értékű kommunalitások szerepelnek.



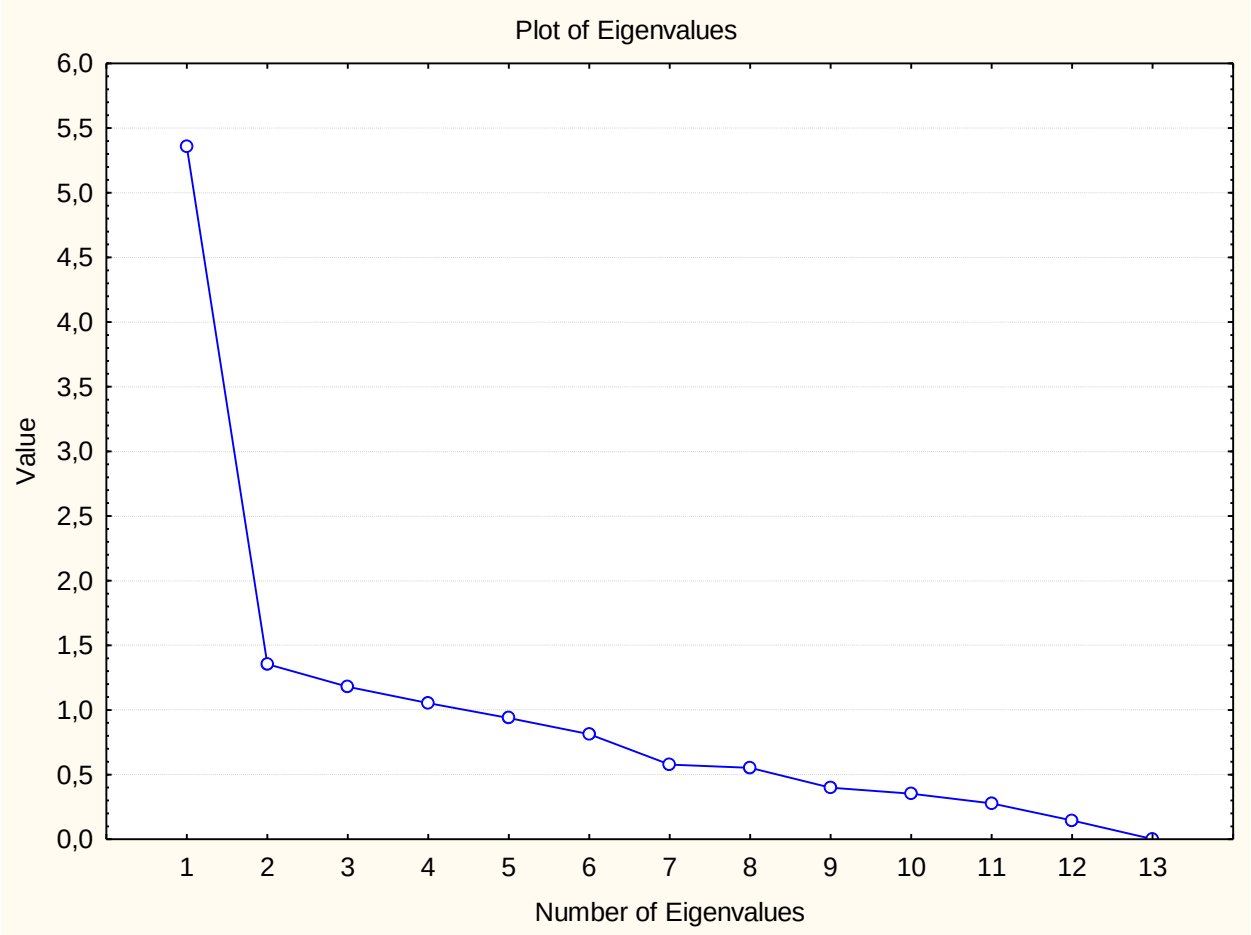
102. ábra: A faktoranalízis indító ablaka (StatSoft)



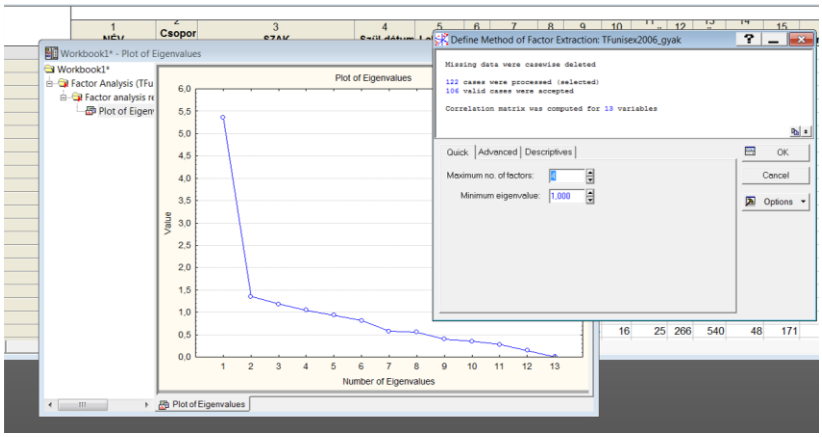
103. ábra: Változók kijelölése (FA, StatSoft)



104. ábra: A „Scree plot” és lekérése



105. ábra: Scree plot – „kavics ábra” – a vizsgált adatbázisban



106. ábra: A faktorok számának beállítása

46. táblázat: A rotálatlan faktorsúlyok táblázata

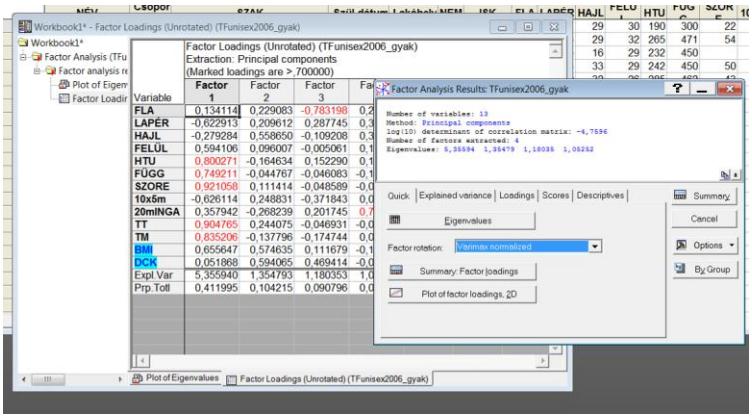
Variable	Factor Loadings (Unrotated) (TFunisex2006_gy Extraction: Principal components (Marked loadings are >,700000) Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
FLA	0,13411	0,22908	**-0,78319**	0,25687
LAPÉR	*-0,62291*	0,20961	0,28774	0,32718
HAJL	-0,27928	*0,55865*	-0,10920	0,38056
FELÜL	*0,59410*	0,09600	-0,00506	0,12166
HTU	***0,80027***	-0,16463	0,15229	0,18183
FÜGG	***0,74921***	-0,04476	-0,04608	-0,19982
SZORE	***0,92105***	0,11141	-0,04858	-0,00627
10x5m	*-0,62611*	0,24883	-0,37184	0,00131
20mINGA	0,35794	-0,26823	0,20174	***0,79040***
TT	***0,90476***	0,24407	-0,04693	-0,04182
TM	***0,83520***	-0,13779	-0,17474	0,05895
BMI	*0,65564*	0,57463	0,11167	-0,11798
DCK	0,05186	*0,59406*	0,46941	-0,05421
Expl.Var	5,35594	1,35479	1,18035	1,05251
Prp.Totl	0,41199	0,10421	0,09079	0,08096

47. táblázat: A sajátértékek táblázata

Value	Eigenvalues (TFunisex2006_gyak) Extraction: Principal components Eigenvalue	% Total variance	Cumulative Eigenvalue	Cumulative %
1	5,35594	41,1995	5,35594	41,1995
2	1,35479	10,4214	6,71073	51,6210
3	1,18035	9,0796	7,89108	60,7006
4	1,05251	8,0962	8,94360	68,7969

Mindenképpen érdemes azonban megkísérelni a domináns főfaktor „feldarabolását”, ami a rotációk segítségével lehetséges. Itt bármelyik módszert választjuk, hasonló eredményeket kapunk. Talán a „varimax” módszer a leghasználhatóbb, annak is „normalizált” változata (107. ábra). Sokkal okosabbak az eredménytől nem lettünk (48. táblázat). Egy kicsit csökkent a főfaktor súlya, a második faktort feltöltötte a DCK, a harmadik faktorban pedig előjelet váltottak a változók faktorsúlyai.

A FA lényegét tekintve adatredukciós eljárás, „sokból kevesebbet” elv szerint az egyes faktorokban domináns szerepet játszó változók kiszűrésére szolgálhat. A faktorokban meghatározó szerepű változók mindegyikét felesleges megmérni, elég csak a dominánsakat, mert elvileg ugyanazt az információt hordozzák. Esetünkben erre nem igazán adódik lehetőség. A FA érdemi új információt az adott minta vizsgálati eredményeinél megítélésem szerint nem ad.



107. ábra: A rotáció beállítása

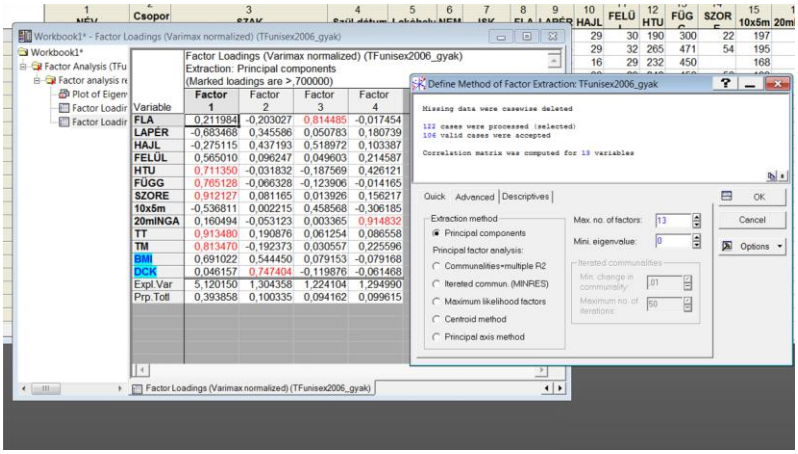
48. táblázat: A rotált faktorsúlyok táblázata

Variable	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
	Factor Loadings (Varimax normalized) (TFunisex2006_g Extraction: Principal components (Marked loadings are >,700000)			
FLA	0,211983	-0,203027	***0,814485***	-0,017454
LAPÉR	*-0,683468*	0,345586	0,050782	0,180739
HAJL	-0,275115	0,437193	*0,518972*	0,103387
FELÜL	*0,565010*	0,096247	0,049604	0,214587
HTU	***0,711350***	-0,031833	-0,187569	0,426121
FÜGG	***0,765128***	-0,066329	-0,123905	-0,014165
SZORE	***0,912127***	0,081164	0,013927	0,156217
10x5m	*-0,536811*	0,002215	0,458568	-0,306185
20mINGA	0,160494	-0,053123	0,003365	***0,914832***
TT	***0,913480***	0,190876	0,061254	0,086558
TM	***0,813470***	-0,192373	0,030557	0,225596
BMI	*0,691022*	0,544450	0,079153	-0,079168
DCK	0,046158	***0,747404***	-0,119877	-0,061469
Expl.Var	5,120151	1,304358	1,224103	1,294990
Prp.Totl	0,393858	0,100335	0,094162	0,099615

A FA során általában az alapbeállításként szereplő főkomponens analízist elegendő elvégezni, ez adja többnyire a leginkább értelmezhető eredményt. Érdemes még kísérletezni a haladó (Advanced) opcióban kijelölhető „ősi” centroid és a sokszor valóban használható eredményt nyújtó „Maximum likelihood” módszerrel. A FA lényegének megértéséhez azonban van még egy kizárólag demonstrációs célzatú javaslatom, miután a számítógép mindent kibír (a bírálók, lektorok és opponensek már kevésbé…). Az 108. ábra szerint állítsuk be eddigi példánknál a faktorok számát a változók számára, 13-ra, a minimális sajátérték korlátot pedig nullára. A rotálatlan faktorsúlyok mátrixa kísértetiesen megegyezik a korábbi, 4 faktorra számított rotált mátrixszal! A rotált mátrix pedig gyakorlatilag „szétszórja” a változókat egyedi faktorokba, csak a BMI és a TT, valamint a SZORE általános szerepe „lóg ki a sorból” esetünkben (49. táblázat). Más adatbázisoknál, ahol egymásból származtatott értékek – nálunk a BMI – nem fordulnak elő, és a szorítóerőnek megfelelő domináns szerepű változó nincs, minden változó külön faktorba kerül ennél a megoldásnál. Egy ilyen „eredmény” természetesen leközölhetetlen. Nincs az a szerkesztőség, bíráló, aki elfogadná. A FA lénye ugyanis éppen az, hogy a sok változónkat néhány (kevés) hipotetikus változóba

sűrítsük, amit faktoroknak hívunk. Pont ezért találták ki a „Scree plot”, illetve az egynél nagyobb sajátértékű faktorok korlátját.

A konkrét gyakorló adatbázisunk esetében egy szempontra azért még fel kell hívnom a figyelmet. Nevezetesen az „unisex” elemre, a férfiak és nők adatai együtt lettek kezelve, ami korántsem szokásos és csak bizonyos esetekben megengedhető. Az indok itt a ponttáblázat, amit nem nemenként, hanem az összehasonlíthatóság miatt az adatokat együttesen kezelve alakítottunk ki. A nemek közötti különbségeknél a szorítóerő szerepe abszolút domináns, lásd a későbbiekben szereplő diszkriminancia analízist. Példánkban a teljes unisex adatbázis szerepel. Kevés kiszűrt faktor esetén a főfaktorban szerepel magas súllyal. Az utolsó esetnél, az elvileg maximálisan meghatározható faktoroknál meg sehova sem tartozik. Ha ugyanezt a megoldást bármelyik nemenkénti szelekcióval alkalmazzuk, akkor már a szorítóerő is egy egyedi faktorhoz tartozik (és megmarad a BMI és TT egy faktorban, az utolsó faktor pedig totálisan nullfaktor, töltését tekintve is).

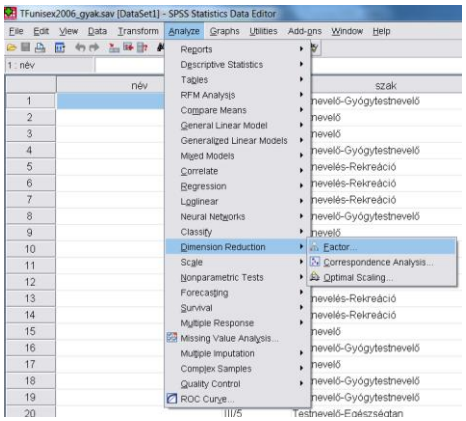


108. ábra: Egy kis „bűvészkedés” a faktorok számának maximálására

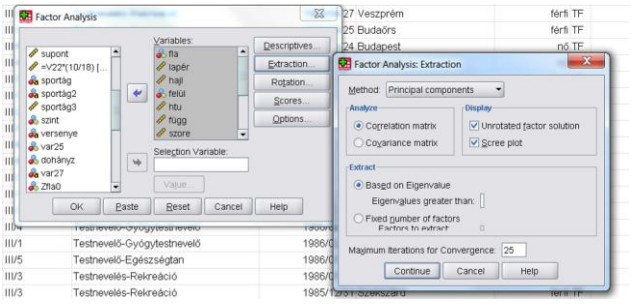
49. táblázat: A „bűvészkedés” eredménye

Variable	Factor Loadings (Varimax normalized) (TFunisex2006_gyak) Extraction: Principal components (Marked loadings are >,700000)												
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7	Factor 8	Factor 9	Factor 10	Factor 11	Factor 12	Factor 13
FLA	0,10	0,01	***0,99***	0,01	0,03	0,04	0,04	-0,07	0,03	0,00	-0,03	0,02	0,00
LAPÉR	-0,19	-0,10	-0,04	0,02	0,08	-0,08	***-0,93***	-0,12	-0,13	-0,17	-0,13	-0,05	-0,00
HAJL	-0,11	-0,00	0,03	-0,01	***0,98***	-0,04	-0,07	-0,11	0,05	-0,10	-0,03	-0,01	-0,00
FELÜL	0,10	-0,00	0,05	0,11	-0,04	***0,93***	0,08	0,10	0,19	0,19	0,10	0,04	0,00
HTU	0,32	0,03	-0,06	0,23	-0,04	0,14	0,19	0,24	0,23	0,18	***0,80***	0,07	0,00
FÜGG	0,22	0,01	-0,01	0,06	-0,14	0,24	0,21	0,09	0,24	***0,86***	0,15	0,06	0,00
SZORE	0,37	-0,10	0,12	0,14	-0,06	0,25	0,33	0,21	0,41	0,31	0,31	*0,49*	0,00
10x5m	-0,18	0,02	0,08	-0,12	0,13	-0,11	-0,13	***-0,92***	-0,16	-0,08	-0,17	-0,04	-0,00
20mINGA	0,11	0,01	0,01	***0,97***	-0,01	0,10	-0,01	0,10	0,01	0,04	0,13	0,02	0,00
TT	0,60	-0,05	0,09	0,08	-0,06	0,14	0,18	0,18	*0,67*	0,20	0,20	0,05	0,04
TM	***0,84***	0,03	0,15	0,15	-0,16	0,10	0,21	0,19	0,19	0,19	0,23	0,06	-0,01
BMI	0,11	-0,13	0,00	-0,01	0,08	0,16	0,09	0,10	***0,94***	0,14	0,10	0,04	-0,01
DCK	-0,00	***-0,99***	-0,01	-0,01	0,00	0,00	-0,07	0,02	0,11	-0,01	-0,02	0,02	0,00
Expl.Var	1,49	1,02	1,04	1,08	1,04	1,10	1,17	1,08	1,75	1,04	0,92	0,27	0,00
Prp.Totl	0,11	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,09	0,08	0,13	0,08	0,07	0,02	0,00

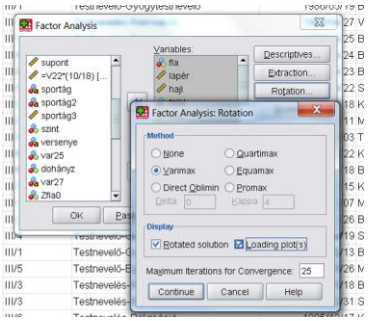
Az SPSS faktoranalízise első osztályú, talán még a StatSoftnál is jobban áttekinthető. Az indító menü eleve a „Data Reduction”-ban található (109. ábra). A default itt is a főkomponens analízis, és ez esetben a továbbiakban is „komponensek” szerepelnek az eredményeknél „faktor” helyett. Szokás szerint számos beállítási lehetőséget tartalmaz (110. ábra, 111. ábra). Az eredménytáblázatok pedig ezúttal kiválóan áttekinthetők és 3 tizedes értékűek (50. táblázat, 51. táblázat, 52. táblázat). A konkrét számszerű adatok értelemszerűen azonosak a StatSoft megoldásnál bemutatottakkal. Érdekesség, hogy az SPSS kifejti a teljes variancia magyarázatát az összes elvileg lehetséges komponensre (50. táblázat) – némileg hasonlóan a StatSoftnál bemutatott „bűvészkedéshez”. Pusztán a „design” más, a szokásos puritán táblázatokban nincs piros kiemelés és társai… Két ábra is lekérhető, a kavics ábra (112. ábra) és az 52. táblázatnak megfelelő rotált komponensek ábrája (113. ábra, 114. ábra).



109. ábra: A FA indító ablaka az SPSS-nél



110. ábra: Beállítási lehetőségek I. (SPSS)



111. ábra: Beállítási lehetőségek II. (SPSS)

50. táblázat: FA eredmények I. (SPSS)

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5,356	41,200	41,200	5,356	41,200	41,200	5,120	39,386	39,386
2	1,355	10,421	51,621	1,355	10,421	51,621	1,304	10,034	49,420
3	1,180	9,080	60,701	1,180	9,080	60,701	1,295	9,961	59,381
4	1,053	8,096	68,797	1,053	8,096	68,797	1,224	9,416	68,797
5	,938	7,216	76,013						
6	,813	6,253	82,266						
7	,578	4,443	86,709						
8	,553	4,251	90,960						
9	,399	3,068	94,028						
10	,352	2,708	96,736						
11	,278	2,135	98,872						
12	,145	1,118	99,989						
13	,001	,011	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

51. táblázat: FA eredmények II. (SPSS)

Component Matrix[a]

	Component			
	1	2	3	4
fla	,134	,229	,783	,257
lapér	-,623	,210	-,288	,327
hajl	-,279	,559	,109	,381
felül	,594	,096	,005	,122
htu	,800	-,165	-,152	,182
függ	,749	-,045	,046	-,200
szore	,921	,111	,049	-,006
@10x5m	-,626	,249	,372	,001
@20minga	,358	-,268	-,202	,790
tt	,905	,244	,047	-,042
tm	,835	-,138	,175	,059
bmi	,656	,575	-,112	-,118
dck	,052	,594	-,469	-,054

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 4 components extracted.

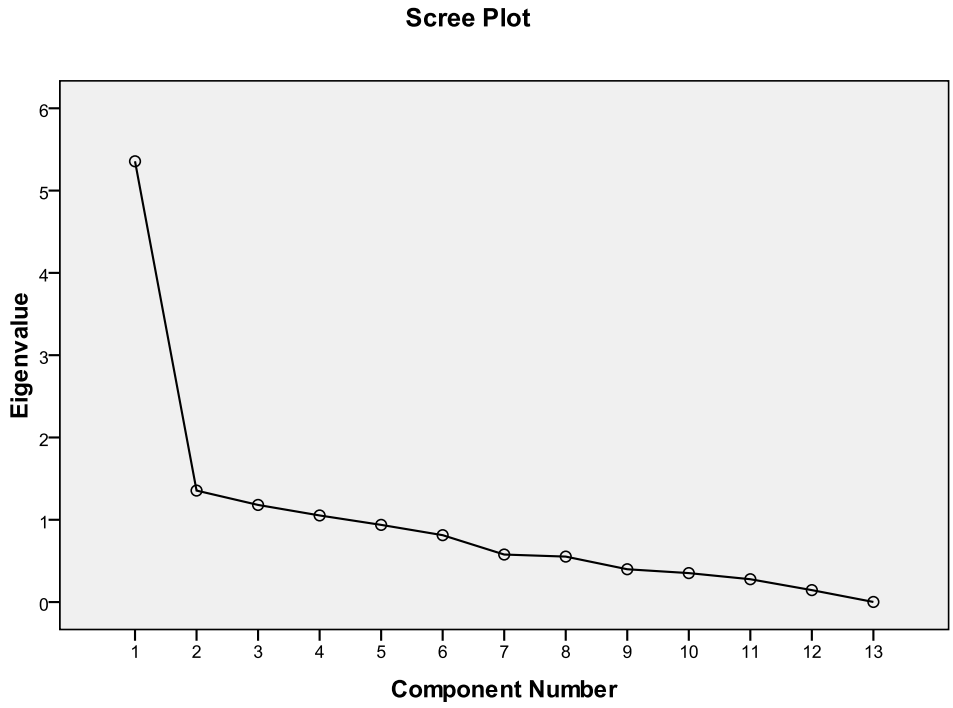
52. táblázat: FA eredmények III. (SPSS)

Rotated Component Matrix[a]

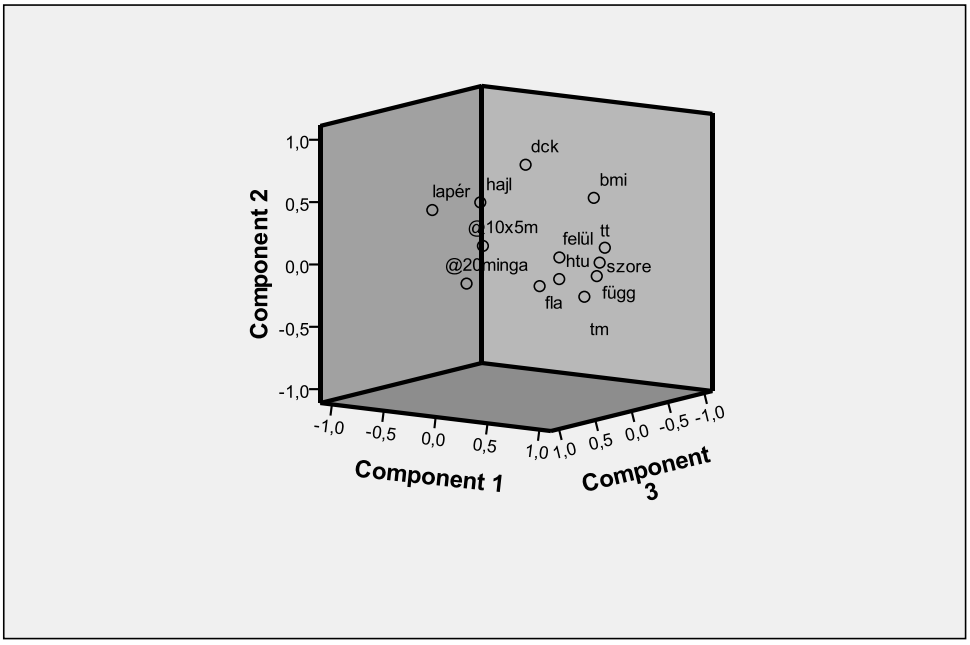
	Component			
	1	2	3	4
fla	,212	-,203	-,017	,815
lapér	-,684	,345	,181	,051
hajl	-,275	,437	,103	,519
felül	,565	,096	,215	,050
htu	,711	-,032	,426	-,187
függ	,765	-,066	-,014	-,124
szore	,912	,081	,156	,014
@10x5m	-,537	,002	-,306	,459
@20minga	,161	-,053	,915	,003
tt	,913	,191	,087	,061
tm	,814	-,192	,226	,031
bmi	,691	,545	-,079	,079
dck	,046	,747	-,061	-,120

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

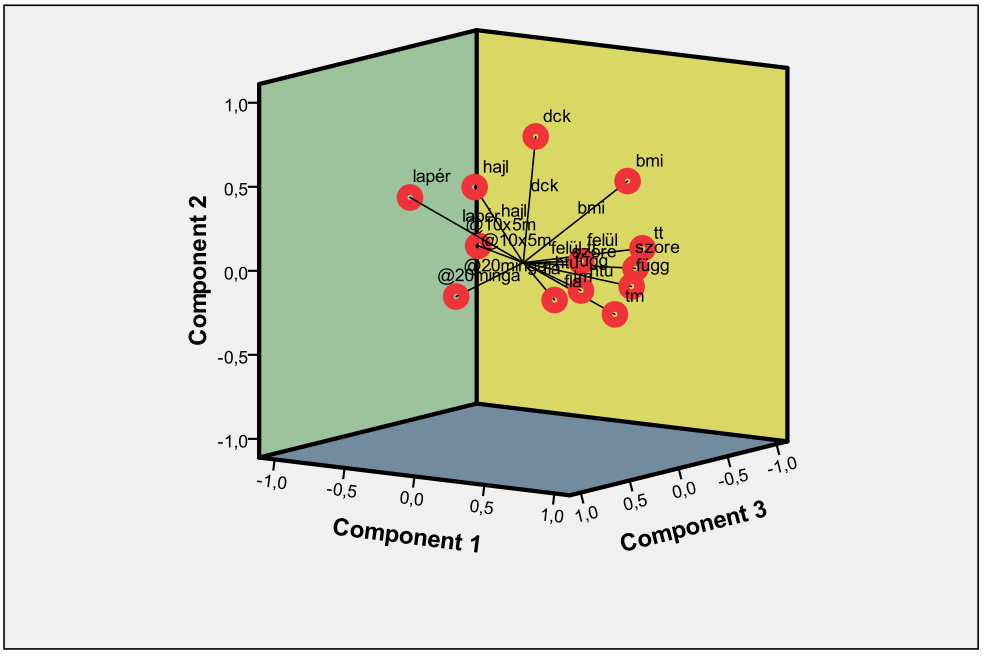
a. Rotation converged in 6 iterations.



112. ábra: Scree- plot SPSS-nél



113. ábra: A változók rotált helye a komponensek ábráján (SPSS)



114. ábra: A változók rotált helyének kiemelése a komponensek ábráján (SPSS)

5.7.3. További példa a faktor- analízisre (Ács P.)

Az elmúlt időszakban a faktor- analízis módszere a sokváltozós elemzések gyakorlati alkalmazásai során megnőtt, a módszer adattömörítő és összefüggés-feltáró voltának köszönhetően. A módszer segítségével a nagyszámú változók, olyan faktorváltozókba vonhatók össze, amelyek közvetlenül nem megfigyelhetők. A nagyszámú sztochasztikusan összefüggő változók helyett, kisszámú faktorváltozókat keresünk, mely segítségével az adatok értelmezése és további elemzése egyszerűbb lesz, hiszen csökken a kiinduló változók száma.

Az így újonnan létrejövő faktorok egyáltalán nem korrelálnak egymással. A gyakorlati alkalmazása a kérdőíves kutatások előtérbe kerülésének köszönhető, hiszen a kérdőívek hajlamosak egy-egy kérdéskört (szokások, jellemzők, életstílusok, stb.) túlzóan is körüljárni, mely által az adatfeldolgozás nehézkes lehet. Ilyen esetekben előszeretettel alkalmazzák a kutatók ezt a módszert, hiszen a változók számának csökkentésével próbálja feltárni az egyes jellemzők kapcsolatrendszerét. A faktor-analízis egy struktúra- feltáró módszer, ami azt jelenti, hogy a függő és független változók nem előre meghatározottak, tehát a változók összefüggéseinek feltárására törekszik. (*Sajtos L.- Mitev A.* ,2007)

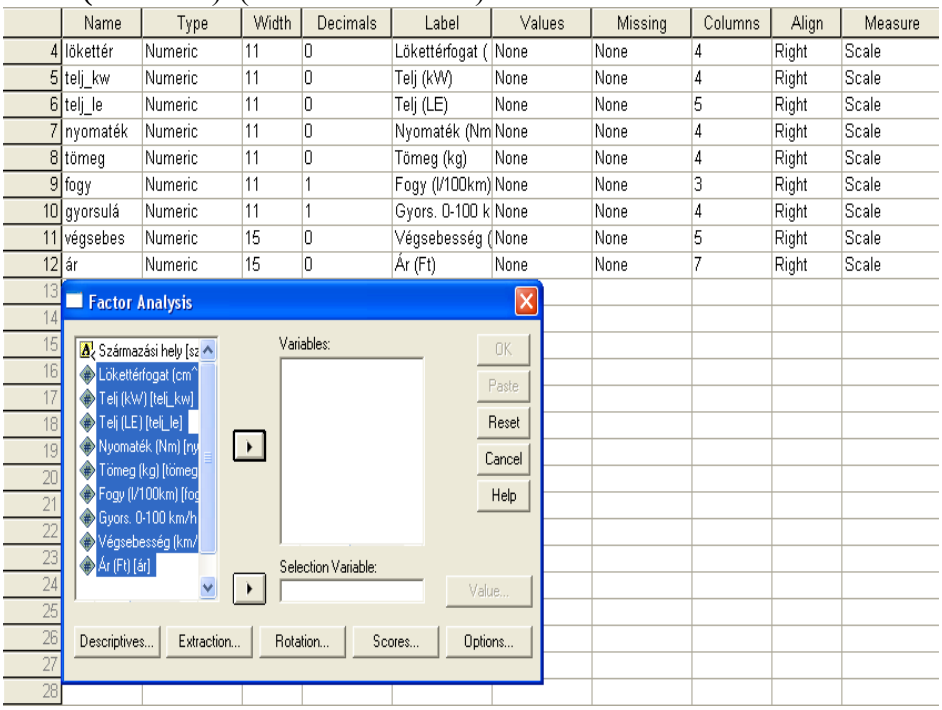
A faktor-analízis másik előnye, hogy a létrejövő új faktorok további sokváltozós elemzések során is felhasználhatók.

A faktor-analízis során előforduló leggyakoribb kérdések:

- Hogyan lehet a változók által közösen magyarázott információt kis számú, lehetőleg korrelálatlan faktorokkal kifejezni?
- A létrejövő új faktorok milyen mértékben magyarázzák az eredeti változókat?
- Mely változók vannak ugyanazon faktorokban?
- Mi lehet az egyes faktorok jelentése, illetve elnevezése?

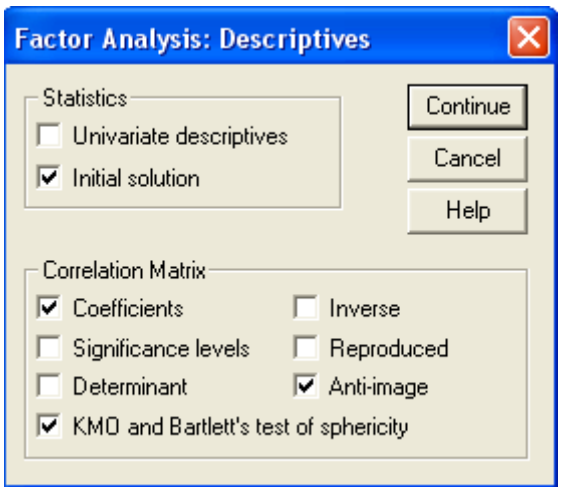
(Forrás: *Ketskeméty- Izsó*, 2005)

A faktor-analízist az Analyze menü, Data Reduction almenüjének, Factor moduljával készíthetjük, ahol első lépésként a vizsgálatba bevonni kívánt változókat kell a Variables ablakba áthelyezni. (115. ábra). (Forrás: motor.sav)



115. ábra: A faktor- analízis beállításai

Ezt követően Descreptives doboz segítségével tudjuk tesztelni, hogy a fent bevont változók alkalmasak-e a faktor-analízisre. A Statistics menü alapbeállítása mellet kérhetünk egyváltozós leíró statisztikát is (Univariate decreptives), mely a fent már bemutatott táblát (átlag, szórás, elemszám) adja eredményül (116. ábra).



116. ábra: Az előfeltételek beállításai

A korrelációs mátrix itt is előállítható, mely fontos eleme az elemzésnek, hiszen az egyes változók korrelációja alapfeltétele a faktor- analízisnek. A változók közti szoros korreláció, arra utal, hogy a bevont változók alkalmasak a faktorelemzésre. A Coefficient doboz jelölésével a korrelációs mátrix korrelációs értékeit (koefficienseit) kapjuk.

53. táblázat: Korreláció eredménytáblázat/a (SPSS)

Correlation Matrix

		Lökettérfogat (cm^3)	Telj (kW)	Telj (LE)	Nyomaték (Nm)	Tömeg (kg)	Fogy (l/100km)	Gyors. 0-100 km/h (s)	Végsebesség (km/h)	Ár (Ft)
Correlation	Lökettérfogat (cm^3)	1,000	-,069	-,069	,850	,821	,429	,396	-,321	,607
	Telj (kW)	-,069	1,000	1,000	,421	-,319	,111	-,826	,937	-,004
	Telj (LE)	-,069	1,000	1,000	,421	-,319	,112	-,825	,937	-,004
	Nyomaték (Nm)	,850	,421	,421	1,000	,593	,424	-,052	,149	,537
	Tömeg (kg)	,821	-,319	-,319	,593	1,000	,385	,608	-,542	,658
	Fogy (l/100km)	,429	,111	,112	,424	,385	1,000	,122	,000	,221
	Gyors. 0-100 km/h (s)	,396	-,826	-,825	-,052	,608	,122	1,000	-,890	,305
	Végsebesség (km/h)	-,321	,937	,937	,149	-,542	,000	-,890	1,000	-,191
	Ár (Ft)	,607	-,004	-,004	,537	,658	,221	,305	-,191	1,000

Ez a táblázat elemzése a korrelációs együtthatók vizsgálatából áll, melyet a korábbiakban tárgyaltunk. A Descreptive dobozban a másik fontos előfeltétel tesztelélésre az Anti-image dobozt jelöltük meg. Ez abból indul ki, hogy a változók szórásnégyzete felbontható megmagyarázott és meg nem magyarázott szórásnégyzetre, melyet az anti-image kovariancia és variancia mátrixok mutatnak. A két mátrix közül az anti-image korrelációs mátrix átlóban lévő értékei az MSA értékek. Ezen értékek 0 és 1 között lehetnek és leginkább az átlóban található értékek fontosak számunkra, hiszen megmutatja, hogy az adott változó mennyire áll szoros kapcsolatba az elemzés többi változójával. Az MSA értéke magas, akkor a változó jól illeszkedik a faktorszerkezetbe, ha alacsony (0,5 alatti), akkor nagy a valószínűsége, hogy ki kell majd a változót zárni az elemzésből. (Forrás: faktor-analízis.spo)

54. táblázat: Korreláció eredménytáblázat/b (SPSS)

Anti-image Correlation	Lökettérfogat (cm^3)	,714[a]	,042	-,021	-,894	-,085	-,100	-,162	-,182	-,094
	Telj (kW)	,042	,729[a]	-,999	-,063	-,085	,112	,185	-,065	-,004
	Telj (LE)	-,021	-,999	,730[a]	,032	,085	-,115	-,182	,028	-,003
	Nyomaték (Nm)	-,894	-,063	,032	,662[a]	-,161	,034	,160	,346	,075
	Tömeg (kg)	-,085	-,085	,085	-,161	,894[a]	-,197	-,183	,172	-,380
	Fogy (l/100km)	-,100	,112	-,115	,034	-,197	,820[a]	-,134	-,103	,167
	Gyors. 0-100 km/h (s)	-,162	,185	-,182	,160	-,183	-,134	,917[a]	,239	-,153
	Végsebesség (km/h)	-,182	-,065	,028	,346	,172	-,103	,239	,922[a]	,016
	Ár (Ft)	-,094	-,004	-,003	,075	-,380	,167	-,153	,016	,858[a]

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

Az MSA értékei jelen esetben 0,66 és 0,92 között vannak. A következő előfeltétel, amit, szinte minden faktor-analízis során tesztelünk: a KMO (Kaiser- Meyer- Olkin) kritérium és a Bartlett-teszt. A KMO kritérium segítségével tudjuk leginkább és legkönnyebben megállapítani, hogy a változók mennyire alkalmasak az analízisre. A KMO értékét az MSA értékek átlaga adja, amely az összes változót egyidejűleg teszteli. A KMO érték a faktor-analízis szempontjából a következőképpen írható le:

0,9 ≤KMO≤1 tökéletes
0,8 ≤KMO≤0,9 nagyon megfelelő
0,7 ≤KMO≤0,8 megfelelő
0,6 ≤KMO≤0,7 közepes
0,5 ≤KMO≤0,6 gyenge
KMO≤0,5 elfogadhatatlan, alkalmatlan

A Bartlett- próba nullhipotézise azt mondja ki, hogy a kiinduló változók között nincs korreláció, vagyis korrelálatlanok. Számunkra az lenne a jó, ha a nullhipotézist el tudnánk vetni, vagyis a változók korreláljanak egymással.

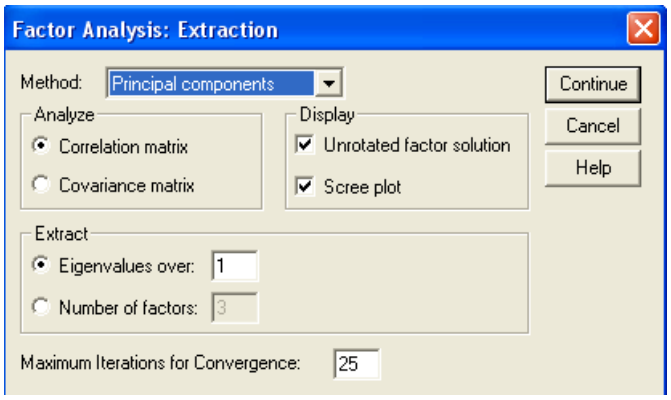
55. táblázat: KMO és Bartlett próba eredménye

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,796
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	901,966
	df	36
	Sig.	,000

Az eredmény alapján látszik, hogy a Bartlett-teszt szignifikancia értéke kisebb 0,05-nél, tehát a változók korrelálnak egymással, vagyis elvégezhető a faktor- analízis. Hasonló eredményt mutat a KMO értéke is (0,796), tehát a bevont változók megfelelőek a faktorelemzéshez.

A faktor- analízis párbeszédpanelében a következő ablak (Extraction) segítségével választhatunk a módszerek közül, hiszen a faktorelemzés egy gyűjtőfogalom, amely több módszert tömörít.

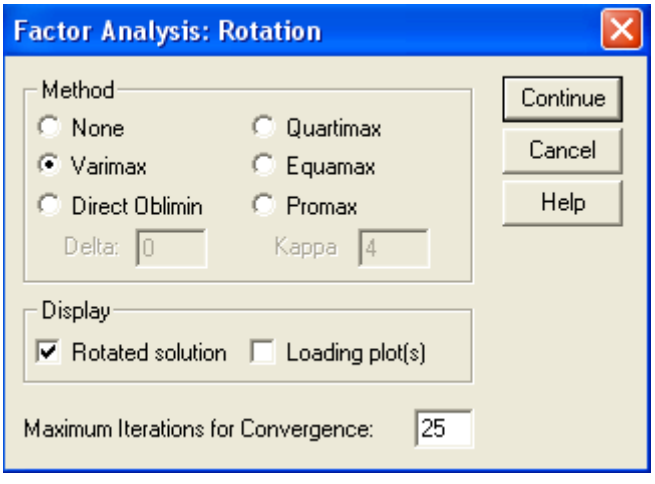


117. ábra: A módszer kiválasztása

A módszerek közül válasszuk a Principal components (főkomponens- elemzés), hiszen ez a módszer a változók számát úgy csökkenti, hogy közben a legkevesebb információt veszíthetjük a sokaságról. Az Extract dobozban beállíthatjuk a faktoraink számát. Ha a kutatónak létezik elképzelése a faktorok számának tekintetében, akkor a Number of factors kijelölését követően ezt megteheti (a maximális faktorszám nem lehet több mint a változóink száma). A program alapbeállításként a Kaiser- kritériumot (sajátérték) használja, mely szerint csak azokat a faktorokat veszi figyelembe, melynek sajátértéke minimum 1, hiszen ez alatt már az adott faktor kevesebb információt hordoz, mint egy változó.

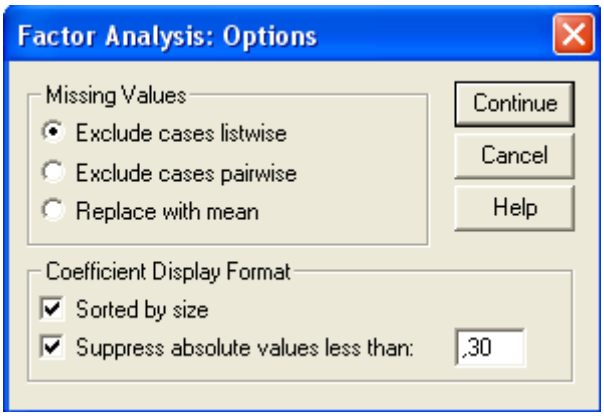
A Scree plot (scree-teszt) grafikus ábra segítségével is képesek lehetünk a faktorok számát meghatározni. Ez az úgynevezett könyökszabály, mely azt mondja ki, hogy a faktorok számát ott kell meghatározni, ahol a meredekség csökken és egyenesbe fordul a grafikus ábra. Ennek értelmében lehetnek olyan faktorok is, melyek fontosak, bár sajátértéke 1 alatt van. Általában ez a szabály a Kaiser- kritériumhoz képest enyhébben mér, és 1-3 faktorral többet engedélyez. A faktor számainak végleges meghatározása mindig a kutató feladata és felelőssége.

A Continue gomb lenyomását követően a Rotation almenüben kell a faktor rotációt beállítani. Ez azt jelenti, hogy az egyszerűbb és könnyebb értelmezhetőség kedvéért a faktorok tengelyeit elforgatjuk. A faktorok forgatásának segítségével a faktorok által megmagyarázott variancia arányosabbá válik. A faktorelemzés módszerei közül válasszuk a Varimax módszert, mely a leggyakrabban alkalmazott eljárás. A módszer előnye a többihez képest, hogy jobban szétválasztja a faktorokat, így az értelmezhetőség még könnyebbé válik.



118. ábra: A rotáció beállításai

A módszer kijelölését követően a Display keretben csak a Rotated solutions válasszuk, így most a komponenseket grafikus megjelenítése (Loading plot) az elforgatott térben nem történik. Ezt követően az Options almenü beállításai következnek, ahol lehetőségünk van, a majdani faktorok értelmezését könnyíteni. Ha a Sorted by size lehetőséget kijelöljük, akkor a rotált faktorsúly-mátrixban a súlyok csökkenő sorrendben lesznek feltüntetve, így könnyebbé válik az értelmezés.



119. ábra: A rotált faktorsúly-mátrix beállításai

Szintén itt tudjuk kérni (Suppress absolute values less than), hogy csak az általunk megadott faktorsúlyokat meghaladó értékeket írja ki. Jelöljük, hogy csak a 0,3-nál magasabb értékek szerepeljenek, ami által szintén gyorsabbá válik a faktorok értelmezése és elnevezése. Ezt követően, ha megfelelő faktorokat kaptunk, akkor elmenthetjük őket a Scores menü Save as variables opciója segítségével, így a további sokváltozós elemzések során (pl. klaszter-analízis) felhasználható.

Mindezen beállításokat elvégezve futassuk le az elemzést. Az output ablakban a következő eredményeket láthatjuk, melyek közül az első három táblázatról már esett szó.

Az 56. táblázat a változók kommunalitásának vizsgálatát mutatja. Itt el kell fogadni azt a „hüvelykujjszabályt”, hogy a végső kommunalitás értékének a 0,3-at meg kell haladnia, különben a változóknak nincsen elegendő magyarázó erejük.

56. táblázat: Kommunalitások

Communalities

	Initial	Extraction
Lökettérfogat (cm^3)	1,000	,894
Telj (kW)	1,000	,983
Telj (LE)	1,000	,982
Nyomaték (Nm)	1,000	,908
Tömeg (kg)	1,000	,890
Fogy (l/100km)	1,000	,331
Gyors. 0-100 km/h (s)	1,000	,894
Végsebesség (km/h)	1,000	,963
Ár (Ft)	1,000	,574

Extraction Method: Principal Component Analysis.

A táblázatban az Initial érték mindig a kezdeti 1-es érték, míg az Extraction oszlopban a faktor-analízist követő kommunalítások láthatók. Ennek értelmében nem kell változót kihagyni, hiszen mindegyik érték meghaladja a 0,3-at.

Az 57. táblázatban láthatjuk a faktorok által magyarázott varianciát. A táblázat három része a kezdeti (Initial), a faktor-analízist követő (Exraction Sums of Squared Loadings), illetve a forgatást követő (Rotation Sums of Squared Loadings) értékeket mutatja.

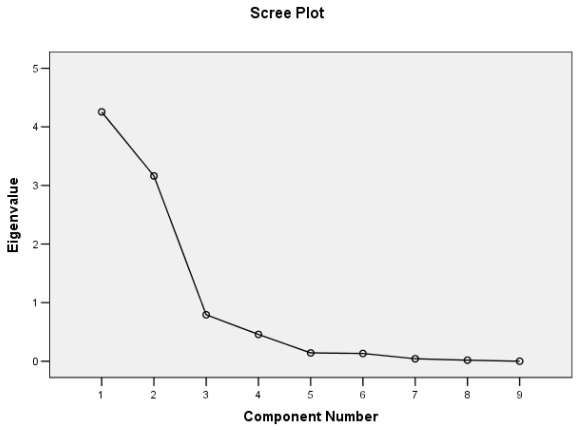
57. táblázat: A varianciák magyarázata

Total Variance Explained

	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
Component	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4,255	47,281	47,281	4,255	47,281	47,281	4,035	44,834	44,834
2	3,162	35,136	82,417	3,162	35,136	82,417	3,382	37,583	82,417
3	,793	8,808	91,225						
4	,457	5,081	96,305						
5	,141	1,571	97,877						
6	,132	1,466	99,343						
7	,042	,464	99,807						
8	,017	,192	100,000						
9	3,23E-005	,000	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Számunkra a faktorelemzés utáni, illetve a forgatás utáni értékek fontosak, hiszen itt már csak az általunk beállított 1-nél nagyobb sajátértékű faktorok jelennek meg. Elsőként a legnagyobb sajátértékű faktor látható (4,255/47,281). A legfontosabb számunkra, hogy a két létrejövő faktor összesített varianciája (Comulative %) magasabb, mint a kritériumnak tartott 60 százalék, hiszen 82,417 százalék, ami azt mutatja, hogy az információ csupán 17,583 %-át veszítettük el. Látható a forgatás utáni értékekből, hogy az összvariancia megmaradt csak ez eloszlása lett egyenletesebb. A következő ábrán (Scree Plot), mely alapján az látszik, hogy a meredekség a harmadik faktor után csökken, és ettől kezdve kezd laposodni.



120. ábra: A faktor- analízis faktorszámának eldöntését segítő grafikus ábra

A könyökszabály értelmében a faktorok számát a laposodás kezdetén maximalizáljuk, tehát jelen esetben három faktort kellene létrehozni, vagyis a harmadik faktor is fontos lehet, bár sajátértéke egy alatt van. Ezt követően a forgatás nélküli faktorsúlyokat tartalmazó (Component Matrix), majd a forgatást követő faktorsúlyokat tartalmazó mátrixot kapunk. Nekünk a forgatási utáni mátrix lesz a jelentősebb.

58. táblázat: Rotált komponens mátrix

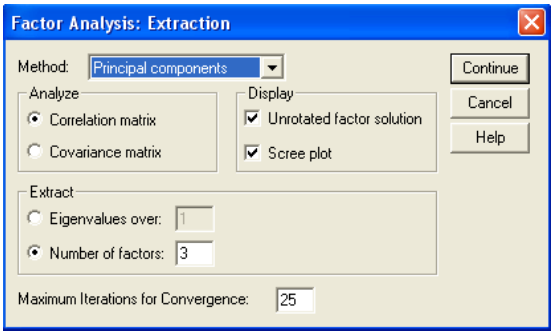
Rotated Component Matrix[a]

	Component	
	1	2
Telj (kW)	,984	
Telj (LE)	,984	
Végsebesség (km/h)	,970	
Gyors. 0-100 km/h (s)	-,903	
Lökettérfogat (cm^3)		,930
Nyomaték (Nm)	,323	,896
Tömeg (kg)	-,438	,835
Ár (Ft)		,749
Fogy (l/100km)		,571

Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 3 iterations.

A rotált mátrixban csak az általunk beállított (0,3) faktorsúlyoknál magasabb értékek szerepelnek. Minél magasabb az abszolút értéke egy faktorsúlynak annál fontosabb a szerepe az adott faktorban. Ez alapján az első faktorba tartozó változók: teljesítmény, teljesítmény, végsebesség, gyorsulás. Az összes többi változó a második faktorba került.

Most nézzük meg, miként alakulna ez az elemzés, három faktor esetén. A beállításoknál csak egy dolgot változtassunk meg, mely szerint kijelöljük, hogy három faktorba való rendezést kérünk.



121. ábra: A módszer és a faktorszám meghatározása

Ezt követően futassuk le az analízist, mely során látható, hogy a három faktor az összvariancia 91,225 százalékát magyarázza, tehát a három faktor alkalmazása során nagyon minimális információt fogunk veszíteni.

59. táblázat: A varianciák magyarázata 3 faktor esetén

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4,255	47,281	47,281	4,255	47,281	47,281	4,000	44,448	44,448
2	3,162	35,136	82,417	3,162	35,136	82,417	3,069	34,098	78,546
3	,793	8,808	91,225	,793	8,808	91,225	1,141	12,679	91,225
4	,457	5,081	96,305						
5	,141	1,571	97,877						
6	,132	1,466	99,343						
7	,042	,464	99,807						
8	,017	,192	100,000						
9	3,23E-005	,000	100,000						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Végül a forgatás utáni faktorsúlyokat tartalmazó mátrix felhasználásával nevezzük el a keletkező három faktort.

60. táblázat: Rotált komponens mátrix 3 faktor esetén

Rotated Component Matrix[a]

	Component		
	1	2	3
Telj (kW)	,987		
Telj (LE)	,987		
Végsebesség (km/h)	,964		
Gyors. 0-100 km/h (s)	-,897		
Lökettérfogat (cm^3)		,887	
Ár (Ft)		,846	
Nyomaték (Nm)	,346	,845	
Tömeg (kg)	-,415	,817	
Fogy (l/100km)			,947

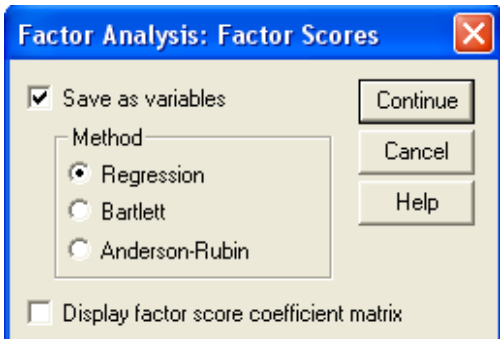
Extraction Method: Principal Component Analysis.
Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.
a. Rotation converged in 4 iterations.

- az első főkomponens a teljesítményekkel, a végsebességgel, és a gyorsulással áll szoros kapcsolatban. A leíró elemzésnél láthattuk már, hogy e változók között erős korrelációs kapcsolat van, ezért is kerülhettek a faktor-analízis során egy csoportba. Ha nevet szeretnénk adni ennek a főcsoportnak, talán a motor teljesítőképessége lenne a legmegfelelőbb. Ebben a komponensben a gyorsulás negatív értékkel áll, vagyis az ellentettje az igaz, tehát nem a magas másodperc szám a kedvező, hanem az alacsonyabb. Vagyis az a megfelelő, ha minél kevesebb időre (sec.) van szükség a 100 km/h sebesség eléréséhez.

- a második főkomponens a lökettérfogattal, az árral, a nyomatékkal, és a tömeggel és van összefüggésben. Ezt a komponenst nevezhetnénk motorikus jellemzőnek.

- a harmadik főkomponens a fogyasztással van szoros kapcsolatban. Ez az ismérv egyedül maradt a csoportban, ami a korrelációs elemzés tükrében nem meglepő, hisz a fogyasztás egyik jellemzővel sincs szoros kapcsolatban.

Miután ez a megoldás elfogadhatónak találjuk, elmenthetjük a keletkezett értékeket.



122. ábra: A faktorok elmentése

A mentést követően a Variable view ablakban jól járunk, ha rögtön a Label (címke) alatt elnevezzük a keletkező új faktorainkat. (Forrás: faktor-analízis.sav)

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
4	lökettér	Numeric	11	0	Lökettérfogat (cm^3)	None	None	4	Right	Scale
5	telj_kw	Numeric	11	0	Telj (kW)	None	None	4	Right	Scale
6	telj_le	Numeric	11	0	Telj (LE)	None	None	5	Right	Scale
7	nyomaték	Numeric	11	0	Nyomaték (Nm)	None	None	4	Right	Scale
8	tömeg	Numeric	11	0	Tömeg (kg)	None	None	4	Right	Scale
9	fogy	Numeric	11	1	Fogy (l/100km)	None	None	3	Right	Scale
10	gyorsulá	Numeric	11	1	Gyors. 0-100 km/h (s)	None	None	4	Right	Scale
11	végsebes	Numeric	15	0	Végsebesség (km/h)	None	None	5	Right	Scale
12	ár	Numeric	15	0	Ár (Ft)	None	None	7	Right	Scale
13	FAC1_1	Numeric	11	5	motor teljesítőképessége	None	None	13	Right	Scale
14	FAC2_1	Numeric	11	5	motorikus jellemző	None	None	13	Right	Scale
15	FAC3_1	Numeric	11	5	fogyasztás	None	None	13	Right	Scale
16										
17										

123. ábra: A faktorok elnevezése

5.7.4. Diszkriminancia-analízis

A diszkriminanciaanalízis (DSC, DISCRIMINANT, DA, MDA) csoportok közti különbségek (különbözőségek), és a különbségek magyarázatának többváltozós statisztikai elemző módszere. A csoportok közötti különbséget több változó együttes figyelembe vételével elemzi. Csoportok szétválasztására, megkülönböztetésére szolgáló módszer, azonban a csoportokat „magától” nem alakítja ki. (Ellentétben például a „K-means clustering” clusteranalízissel – amely viszont a különbségeket nem analizálja.) A csoportokat „előre” ki kell jelölni, vagy adottnak kell tekinteni és egy „csoportosítási” változóban megállapítható adatként kell rögzíteni. Az eljárás a varianciaanalízis határesete. Az analízis célja a csoportokat (függő változó) megkülönböztető tényezők (független változók) és hatások meghatározása. Az analízis az adott független változók alapján egyúttal becslést ad a csoporthoz való tartozásról. Az egyik legjobban alkalmazható, nagy hatásfokú többváltozós eljárás. Szemléletem szerint minden kérdés, ami egyváltozós esetben kétmintás t-próbával vagy egyszempontos variancaanalízissel vizsgálható, többváltozós esetben diszkriminancia analízist igényel. Bár alapjában különbségeket, eltéréseket elemez, a többváltozós megközelítés miatt messzemenően figyelembe veszi a változók közötti összefüggés rendszert. Tipikus struktúravizsgáló eljárás.

A csoportok megkülönböztetésére – diszkrimináció – az analízis egy egyenletrendszert is megad (MDA vagy DSC modell, „Fisher’s linear discriminant functions”). Az egyenletrendszerben a csoportok képezik a függő változót, és az eredeti mért, a

„megkülönböztetést” okozó paraméterek a független változókat. E modell szerinti téves besorolások arányával is jellemezhető a DSC – többek közt. A kialakított megkülönböztető modell később felmért esetek/egyedek csoportba sorolására is használható. A feldolgozás többváltozós („multiple”, rövidítve: „M”) statisztika, és a változók jelentősége/szerepe szerinti bevonással dolgozó ún. lépésenkénti („stepwise”) eljárása is létezik. A stepwise változat csak szignifikáns esetben vonja be a leginkább megkülönböztető (következő) változót, amit szélsőséges esetben egy későbbi lépés során „visszavonhat”, kizárhat.

Az eljárás eredendően a csoportok megkülönböztetésének háttérváltozóira/faktoraira végez számításokat (discriminant function, FUNC, ill. factor, Root). Ezen a ponton kapcsolódik az ún. kanonikus korrelációhoz, ami a megállapítható változók egy csoportjának kapcsolatát elemzi a mennyiségi változók adott halmazával. A faktoranalízishez hasonlóan az elkülönített megkülönböztető látens funkció/faktor magyarázó hatása sajátértékekkel, illetve a kanonikus korrelációval jellemezhető. Kimutatható továbbá a mért változók súlya az adott funkcióban/faktorban, amely alapján a faktor ezúttal is elnevezhető a faktoranalízisnél leírtakkal analóg módon. A kiszűrt látens megkülönböztető funkciók/faktorok alapján a csoportok elhelyezkedése, egymástól való különbözősége grafikus formában is szemléletesen ábrázolhatóvá válik.

Bár a programcsomagok a DSC számítására több metódust is tartalmazhatnak, ezek a végeredményt tekintve azonos eredményt adnak. Az egyes módszerek a bevonási sorrendhez nyújtanak preferenciákat, de pl. a változók végső súlyát, az analízis szignifikanciáját, az egyenletrendszert és a klasszifikációs – csoportba sorolási – eredményeket érdemben nem befolyásolják.

Rendkívül hatékony, pontos, de számításigényes eljárás. Ma már széleskörűen alkalmazzák a legkülönfélébb diagnosztikai eljárások kialakításakor az ipari termeléstől kezdve a szociológián át az orvostudományokig. (Pl. orvosi számítógépes diagnosztikai programok !)

Pedagógiai és sporttudományi felhasználása is kézenfekvő, bár az irodalomban még közel sem általános. A DSC alkalmazhatósága valószínűsíthető olyan területeken is, amire ma még nem gondolunk. Ilyen lehet pl. a tesztelmélet területe, a validitástól a skálázáson át a tesztek standardizálásig.

A diszkriminanciaanalízis során vizsgálható (fő) kérdések:

- Különböznek-e egymástól a csoportok összességükben ?
- Mely csoportok közt szignifikáns az eltérés ? (páronkénti összehasonlítások)
- A páronkénti különbözőségek sorrendje, erőssége (a vonatkozó F-próba számszerű értéke alapján)
- A csoportok egymástól való megkülönböztetése mennyire pontos, milyen mértékű (minél kisebb Wilks-lambda, reziduális F stb. a választott metódustól függően)
- A változók jelentősége a csoportok egymástól való elkülönítésében, a különbségek kialakulásában (a bevonás sorrendje, a vonatkozó F érték nagysága, a bevonáshoz – és visszavonáshoz – számított „F to remove” értékek alapján számított relatív súly %-ban)
- A DSC modell szerinti helyes csoportba sorolások aránya, honnan - hová - milyen arányban sorol át (Classification results, esetszám és %).
- Konkrét v.sz.-ek, esetek csoportba sorolása, a csoportba sorolás pontossága.
- A csoportok egymástól való különbségének és „egymásba lógásának” ábrázolása, ezen át a csoportok homogenitásának bemutatása.
- Milyen összetett háttértényezőkre/faktorokra vezethető vissza a csoportok megkülönböztetése (FUNC), ezekben az egyes változók súlya (hasonlóan a faktoranalízishez itt is korrelációs e.h. a FUNC-val).

- Az egyes háttértényezők milyen %-ban magyarázzák a különbségeket (csak a különbség varianciáját !).
- A megkülönböztető „funkció(k)” összefüggése a csoportosítással, azaz a FUNC-k mennyiben magyarázzák a különbségeket (CANOCORR), a csoportokat.

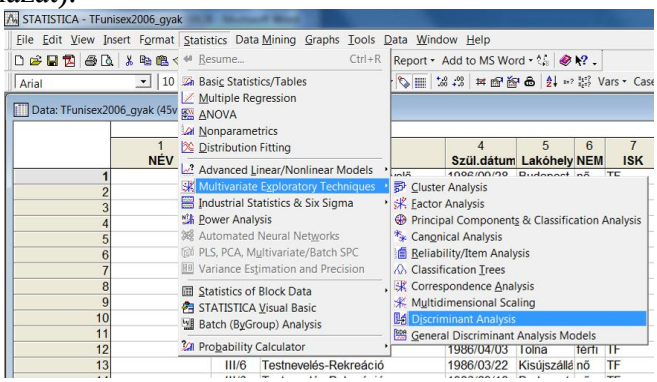
Lényegileg az egész DSC egyik központi kérdése, hogy a funkciók/faktorok és ezeken át az eredeti változók milyen mértékben magyarázzák a csoportok megkülönböztetését, a csoportok közötti különbségeket. Az érték „közönséges” korrelációnak tekinthető, csak negatív előjelet nem kaphat. Ez értelmetlen is lenne, hiszen nincs „nagyobb” és „kisebb” paraméter értékű csoport, a matematikai változó kvalitatív nem pedig egy mérhető „szempont” (csoport1, csoport2, csoport3 stb.). Miként a kétváltozós (r) és a többszörös (R) korrelációnál, a kanonikus korreláció négyzete is determinációs együtthatónak felel meg, így %-os értéknek is tekinthető[39].

Szakmai értelmezés kérdése a hipotetikus funkciók elnevezése, az analízis tényeinek elemzése, az oksági kapcsolatok feltételezett elvi magyarázata.

5.7.5. Diszkriminanciaanalízis (DSC) számítása a statisztikai programokkal

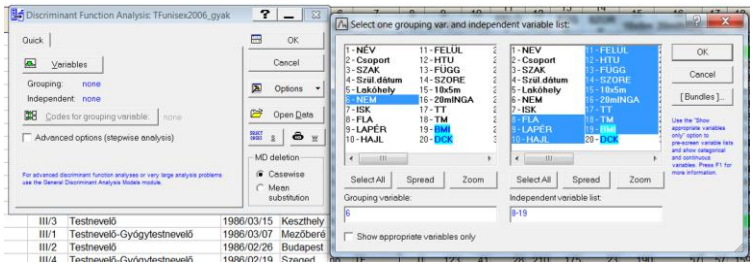
A diszkriminancia analízist az egyik legfontosabb, rendkívül hatékony és nagyon sokoldalú többváltozós módszernek tartom. Talán nem túlzás állítani, hogy amit egyváltozós esetben kétmintás t-próbával vagy varianciaanalízissel elemeznénk, az többváltozós esetben mindig diszkriminancia analízissel vizsgálandó. Szeretném remélni, hogy használata a sporttudományi kutatás gyakorlatában megszokottá válik a jövőben. Az eddig használt adatfájlunk feldolgozásához is tökéletesen passzol. Fontossága miatt két példát is mutatok rá. Mindkét példa kivonat vizsgálatunk eredményeinek első publikációiból (*Ozsváth K.,Oláh Zs., Makszin I.* 2007, *Weisz K*. 2007).

Elsőként nézzünk meg egy egyszerű példát, a nők és férfiak közötti különbségek elemzését. Az analízis a 124. ábra szerint indítható. Az első lépés itt is a változók kijelölése és csoportosítási változó értékeinek megadása (125. ábra, 126. ábra). Ezt követően állítható be a standard vagy a lépésenkénti változat lekérése (127. ábra), ahol célszerű megtartani a program által kínált alapbeállításokat. Itt nyílik lehetőség a leíró statisztikák csoportonkénti lekérésére (128. ábra). Példaként a nemenkénti átlagok és szórások táblázatait mutatom be (61. táblázat 62. táblázat).

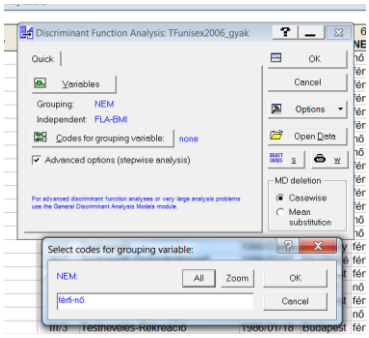


124. ábra: A diszkriminanciaanalízis indító műveleti ablaka

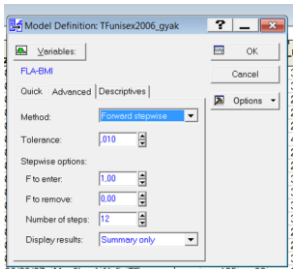
[39] A kanonikus korreláció ezzel együtt nehezen értelmezhető. A változók két csoportja - Y= a „csoportok”, X= mért paraméterek - közötti összefüggésrendszert jellemzi. Lényegileg bővített többszörös regresszióanalizisről van szó, ahol közös sajátérték(ek)et (lambda) számítanak, ami(k) a két változócsoport közti korrelációs koefficiens(ek) négyzete(i). A kanonikus korrelációt ebből négyzetgyökvonással képezik (ezútal is csak a pozitív gyököt értelmezve).



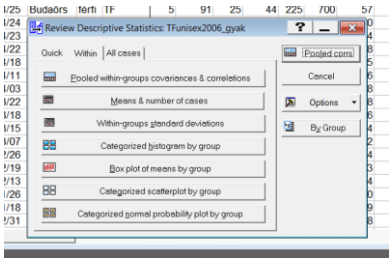
125. ábra: Változók kijelölése



126. ábra: A csoportkijelölés ablaka



127. ábra: A lépésenkénti változat beállíthatósága



128. ábra: A csoportonkénti leíró statisztikák lekérdezésének műveleti ablaka

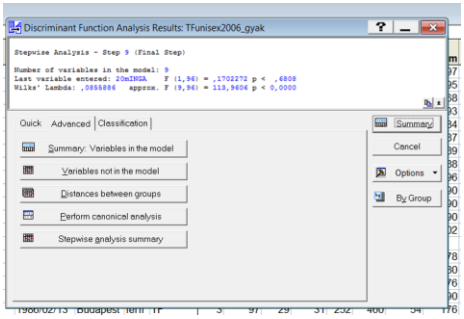
61. táblázat: Nemenkénti átlagok

	Means (TFunisex2006_gyak)												
NEM	FLA	LAPÉR	HAJL	FELÜL	HTU	FÜGG	SZORE	10x5m	20mINGA	TT	TM	BMI	Valid N
férfi	3,63	96,28	27,76	31,28	247,83	488,1	53,93	181,76	80,93	78,15	181,33	23,77	54
nő	2,65	115,19	31,90	25,73	198,04	255,3	26,38	196,81	62,96	59,62	167,52	21,24	52
All Grps	3,15	105,56	29,79	28,56	223,41	373,9	40,42	189,14	72,11	69,06	174,56	22,53	106

62. táblázat: Nemenkénti szórások

NEM	Standard Deviations (TFunisex2006_gyak)											
	LAPÉR	HAJL	FELÜL	HTU	FÜGG	SZORE	10x5m	20mINGA	TT	TM	BMI	Valid N
férfi	18,31	7,97	4,42	25,57	102,90	7,05	9,77	30,25	7,79	6,30	2,03	54
nő	8,78	6,96	3,17	12,28	124,47	5,37	11,17	15,52	4,49	5,06	1,29	52
All Grps	17,23	7,74	4,74	32,08	162,91	15,18	12,88	25,70	11,27	8,98	2,12	106

Visszatérve a konkrét analízishez („Cancel”, „OK”) máris megjelenik az eredmény a különböző részletek lekérdezhetőségével (129. ábra). Példánkban az analízis beállításaink alapján 9 lépést végzett, utolsóként a 20m INGA került bevonásra. A Wilks Lambda = 0,086 és F=113,96 i.e.sz. A csoportok tehát a kijelölt változók mentén igen erősen szignifikáns szinten különböznek egymástól. Az természetesen nem meglepő, sőt evidencia, hogy a nők és férfiak motoros eredményei jelentősen eltérők egymástól. Az analízissel azonban pont az vizsgálható, hogy a vizsgált változóknak milyen és mekkora szerepe van a különbségek kialakulásában, illetve magyarázatában. Bár ezúttal sem ok-okozati különbségekről van szó, az analízis további lehetőségei sok részletre világos választ adnak. Elsőként egy „Summary”-t érdemes lekérni (129. ábra).



129. ábra: Az analízis eredményének lekérdezhetősége a haladó menüben

63. táblázat: A diszkriminanciaanalízis összegző eredménytáblázata

N=106	Discriminant Function Analysis Summary (TFunisex2006_gyak) Step 9, N of vars in model: 9; Grouping: NEM (2 grps) Wilks' Lambda: ,08559 approx. F (9,96)=113,96 p<0,0000						
	Wilks' Lambda	Partial Lambda	F-remove (1,96)	p-level	Toler.	1-Toler. (R-Sqr.)	Relatív hatás
SZORE	*0,122259*	*0,700056*	*41,13181*	*0,000006*	*0,899984*	*0,100016*	41,86%
HTU	*0,099020*	*0,864352*	*15,06585*	*0,000190*	*0,836687*	*0,163313*	15,33%
FÜGG	*0,092813*	*0,922161*	*8,10329*	*0,005403*	*0,885795*	*0,114202*	8,25%
TT	*0,095666*	*0,894664*	*11,30281*	*0,001112*	*0,897362*	*0,102638*	11,50%
FELÜL	*0,092933*	*0,920975*	*8,23737*	*0,005048*	*0,935227*	*0,064773*	8,38%
10x5m	*0,091278*	*0,937670*	*6,38142*	*0,013168*	*0,867871*	*0,132129*	6,49%
HAJL	*0,089217*	*0,959335*	*4,06931*	*0,046461*	*0,906916*	*0,093084*	4,14%
FLA	0,087753	0,975340	2,42720	0,122536	0,840003	0,159997	2,47%
20mINGA	0,086966	0,984161	1,54498	0,216906	0,906977	0,093023	1,57%

64. táblázat: A diszkriminatív modellben nem szereplő változók

N=106	Variables currently not in the model (TFunisex2006_gyak) Df for all F-tests: 1,95					
	Wilks' Lambda	Partial Lambda	F to enter	p-level	Toler.	1-Toler. (R-Sqr.)
LAPÉR	0,08554	0,99953	0,04432	0,83369	0,87387	0,12612
TM	0,08543	0,99821	0,17022	0,68083	0,53286	0,46714
BMI	0,08558	0,99999	0,00041	0,98382	0,39837	0,60162

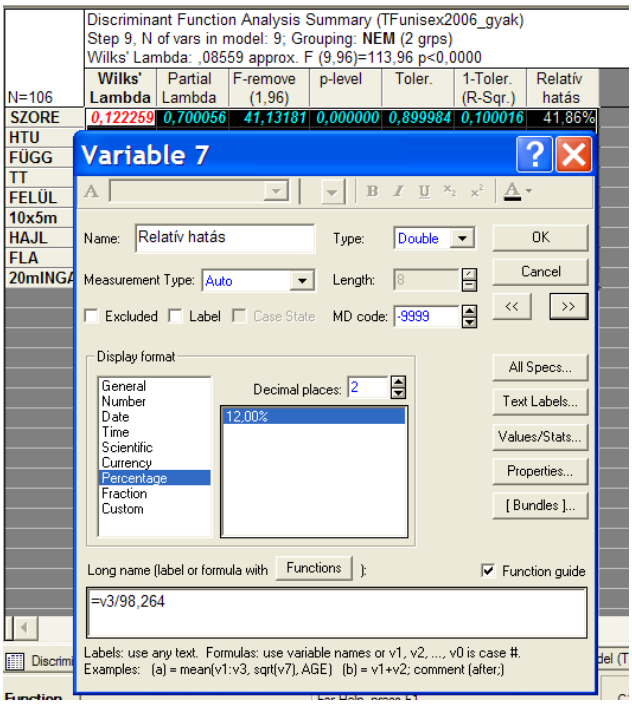
A táblázat fejlécében megismétli a műveleti ablakban már feltüntetett összesített eredményeket, és a csoportosítási változót is feltünteti (NEM, 2 csoport). Az elemszám N=106, azaz ennyi vizsgálati személy rendelkezett az összes változó mentén eredményekkel. (A jelenlegi kezdeti beállítás szerint – „MD deletion" – ha egy vizsgálati személynek valamelyik adata hiányzik, akkor az analízis kizárja a további adatfeldolgozásból.) A táblázat a diszkriminatív modellben szereplő változókat a bevonás sorrendjében tünteti fel. (A standard változatnál minden kijelölt változó bekerül a modellbe, és ekkor a változók sorszámuknak megfelelő sorrendben szerepelnek az eredménytáblázatokban.) A gyakorlati felhasználók szempontjából a táblázat 3.-4. oszlopa a leglényegesebb. Az „F to remove" oszlop mutatja meg az egyes változók tulajdonképpeni hatását a különbségek kialakulása szempontjából. Minél nagyobb az F érték, annál nagyobb az adott változó csoportokat megkülönböztető hatása. Ebből egy „relatív hatás" is számolható (*Sváb* 1979), ha a szumma F értéket tekintjük 100%-nak. Sajnos ezt „nem tudják" a programcsomagok, külön kell kiszámítani. A StatSoft esetében nagyon egyszerűen beszúrható az eredménytáblázatba „változóként" egy ilyen oszlop (63. táblázat, 130. ábra). A szumma F ezúttal 98,264 (véletlen a 100-hoz közeli érték). Az eredményből pedig kitűnik, hogy a TF-es lányok és fiúk között a szorítóerő a domináns megkülönböztető tulajdonság, a maga közel 42 %-os relatív hatásával. Ezt követi a helyből távolugrás és a testtömeg 10% feletti relatív megkülönböztető hatással. A sort az egyensúly és az állóképességi tesztelemek zárják nagyon kicsi relatív hatással, a LAPÉR, TM és BMI pedig be se került a megkülönböztető, diszkriminatív modellbe (64. táblázat).

A említett F érték statisztikai szerep persze teljesen más. A lépésenkénti analízisnél értéke alapján dől el az újabb változók bevonása, vagy egy korábban bevont változó visszavonása a diszkriminatív modellből. Értékei pedig az egyes lépések után mindig változnak egészen az utolsó lépésig. A szignifikancia szintje (p-level) is lényeges szempont, a nem szignifikáns értékű változók – meg a bevonásra nem kerültek is – akár figyelmen kívül hagyhatók, ettől a modell pontossága nem fog változni elvileg. (Esetünkben is kipróbálható, ami persze új analízist feltételez, kevesebb változó kijelölésével, ami számszerűségében azért más eredményeket fog adni.)

A Wilks lambdára (1. oszlop) röviden kitérnék: számszerű értéke fokozatosan csökken az egyes lépéseknél. Minél kisebb lesz az értéke, annál pontosabb lesz a megkülönböztető modellünk. Az analízis egésze szempontjából döntő a statisztikai szerepe, ezért szerepel kiemelten az első oszlopban az eredményeknél.

A lépésenkénti analízis részletező eredménytáblázata is lekérhető (66. táblázat). Az előző „Summary" táblázat az utolsó lépés utáni statisztikai értékeket mutatja. Ezek az értékek azonban minden lépés után változtak, miután az analízis mindig „újraszámolta az összhatást". Az 66. táblázat viszont az egyes lépések szerepét foglalja össze. A második oszlop például az adott változó bevonásakor (E/Enter) vagy visszavonásakor (R/Remove) figyelembe vett F értéket tartalmazza, ami a további lépések során természetesen mindig megváltozott. Az utolsó sorban (utolsó lépésnél) szereplő változó esetében viszont a befejező, végleges állapot adatai szerepelnek: a lambda és F értéke azonos a teljes DSC végeredményével – ami az előző „Summary" táblázat fejlécében szereplő adatokkal megegyezik (63. táblázat).

A DSC technikailag a többváltozós varianciaanalízis speciális határesete. Szignifikáns eredménye nem jelenti azt, hogy a kiválasztott csoportok minden lehetséges páronkénti összehasonlításban is különböznek egymástól. Ezért le kell hívni a csoportok közötti különbségek analízisét is (129. ábra, 65. táblázat, „Distances between groups"). Kivétel amikor csak két csoportunk van, ekkor a csoportok közötti különbség azonos magával a DSC eredményével. A példánkban demonstrációs célból ezért hívjuk le ezt az eredményt (65. táblázat). Látható, hogy a már többször említett F=113,9606 i.e.sz. eredményt kapjuk. Nők és férfiak tehát szignifikánsan különböznek egymástól a vizsgált változók együttes figyelembe vételével.



130. ábra: A változók relatív megkülönböztető hatásának képzése (StatSoft)

N=106	Variables currently not in the model (TFunisex2006_gyak) Df for all F-tests: 1,95					
	Wilks' Lambda	Partial Lambda	F to enter	p-level	Toler.	1-Toler. (R-Sqr.)
LAPÉR	0,08554	0,99953	0,04432	0,83369	0,87387	0,12612
TM	0,08543	0,99821	0,17022	0,68083	0,53286	0,46714
BMI	0,08558	0,99999	0,00041	0,98382	0,39837	0,60162

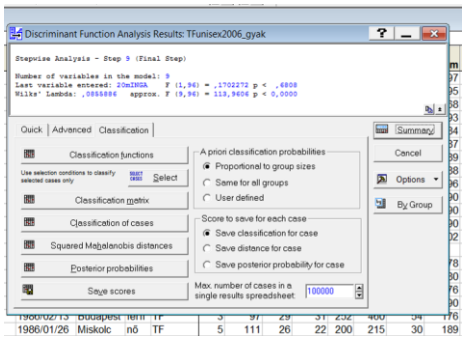
65. táblázat: A csoportok közötti különbség kimutatása

	F-values; df = 9,96 (TFunisex2006_gy	
NEM	férfi	nő
férfi		113,960
nő	113,960	

	p-levels (TFunisex2006_gya	
NEM	férfi	nő
férfi		0,00
nő	0,00	

66. táblázat: A lépésenkénti analízis összefoglaló eredményei

Variable Enter/Remove	Summary of Stepwise Analysis (TFunisex2006_gyak)										
	Step	F to entr/rem	df 1	df 2	p-level	No. of vars. in	Lambda	F-value	df 1	df 2	p-level
SZORE-(E)	1	508,9482	1	104	0,00000(	1,00000(	0,16967:	508,948:	1	104	0,00
HTU -(E)	2	25,0607	1	103	0,00000:	2,00000(	0,13646:	325,877:	2	103	0,00
FÜGG-(E)	3	12,9459	1	102	0,00049(	3,00000(	0,12109:	246,763:	3	102	0,00
TT -(E)	4	10,6311	1	101	0,00151(	4,00000(	0,10956(	205,205:	4	101	0,00
FELÜL-(E)	5	9,1338	1	100	0,00318:	5,00000(	0,10039(	179,212(	5	100	0,00
10x5m-(E)	6	7,8831	1	99	0,00601:	6,00000(	0,09299:	160,936(	6	99	0,00
HAJL-(E)	7	3,9382	1	98	0,04999:	7,00000(	0,08939:	142,602-	7	98	0,00
FLA-(E)	8	2,7131	1	97	0,10276(	8,00000(	0,08696(	127,297:	8	97	0,00
20mINGA-(E)	9	1,5450	1	96	0,21690(	9,00000(	0,08558:	113,960(	9	96	0,00



131. ábra: A klasszifikációs eredmények műveleti ablaka

A gyakorlat szempontjából a DSC legfontosabb eredményét a besorolási, klasszifikációs eredmények képezik (131. ábra). Elsőként a csoportok egyenleteit lehet lehívni (67. táblázat). Ezek segítségével új vizsgálati személyek csoportba sorolása is lehetséges a DSC modell szerint. Az eljárás hasonló, mint a regresszió analízisnél. A DSC esetében abba a csoportba tartozik a vizsgálati személy/eset, amelyik csoport egyenlete szerint nagyobb érték adódik. Az analízis a vizsgált mintára vonatkozóan kiszámítja ezeket az értékeket, és a modell szerinti és a tényleges besorolások különbsége jellemzi az egész DSC modell jóságát, pontosságát. A besorolási eredményeket a csoportokra összesítve a klasszifikációs mátrix tartalmazza (68. táblázat). Esetünkben a besorolások rendkívül pontosak, a helyes besorolások összesített aránya 99 % feletti. Mindössze 1 téves besorolás fordult elő, egy lányt a fiúk közé sorolt a modell. A besorolásokat az esetekre vonatkozóan is részletesen le lehet kérni. Ezekből csak egy részletet mutatok be (69. táblázat), ami a tévesen besorolt vizsgálati személy azonosítását célozta (az eredeti adatbázisban az első oszlopban azonosító adat is szerepel). E téren jelen keretek között nem kívánok részletekbe bocsátkozni. Legyen elég annyi, hogy egy kifejezetten csinos kézilabdázó hölgyről van szó, aki kiváló motoros teljesítményeivel a nők között toronymagasan a legmagasabb összpontszámot érte el, ami gyakorlatilag megfelelt a férfiak átlagának. (Ellenőrizhető a gyakorló adatbázisban az adatok megfelelő sorba rendezése után.) Az Ő motoros teljesítménye közelebb áll valamivel a férfiakra jellemző motoros teljesítményekhez, mint a nők „gyengébb” teljesítményeihez. Ezen a ponton külön hangsúlyoznám, hogy bizonyos esetekben nagyon vigyázni kell a DSC modellek szerinti besorolások értelmezésével. Esetünkben szó sincs arról, hogy egy nőt férfinak minősített volna a modell! Ez csak az adott vonatkoztatási rendszer paraméterei mentén csoportosított mintákra vonatkozik, nem pedig az alapvető biológia megkülönböztető jegyekre. Az analízist

esetünkben a nemek közötti különbségek elemzése miatt végeztük el, nem pedig az ezúttal „melléktermékként” kezelendő DSC modell gyakorlati felhasználásáért. Az eljárás azonban ilyen célt is szolgálhat, amire a következő példát hozom fel.

67. táblázat: A csoportok besorolási egyenletei

	Classification Functions; grouping **NEM** (TFunisex2006_gy
Variable	férfi p=,50943	nő p=,49057
SZORE	0,705	0,083
HTU	0,790	0,655
FÜGG	0,007	-0,010
TT	1,957	1,594
FELÜL	2,698	2,188
10x5m	1,866	2,039
HAJL	-0,450	-0,259
FLA	-0,338	-0,694
20mINGA	0,134	0,097
Constant	-406,151	-339,646

68. táblázat: A klasszifikációs mátrix

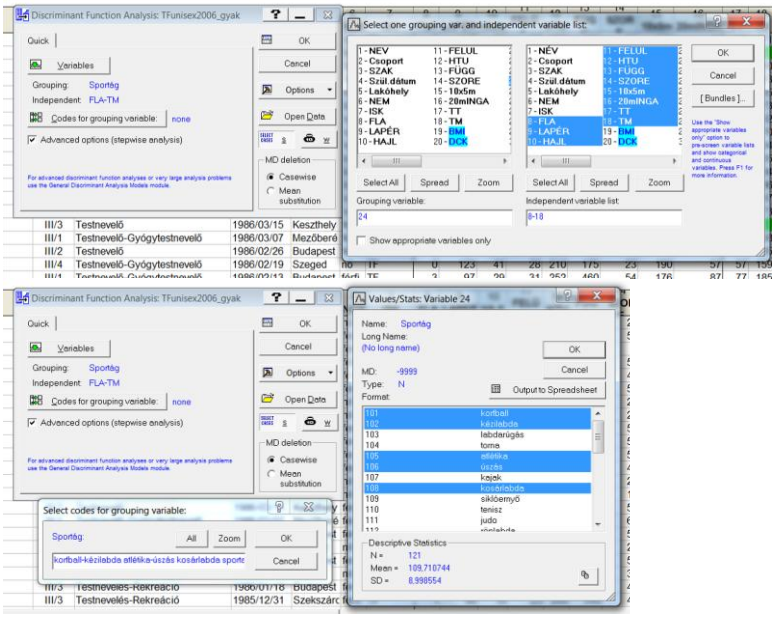
	Classification Matrix (TFunisex2006_gy Rows: Observed classifications Columns: Predicted classifications		
Group	Percent Correct	férfi p=,50943	nő p=,49057
férfi	100,000(	54	0
nő	98,113:	1	52
Total	99,065-	55	52

69. táblázat: Részlet az esetek besorolási eredményeiből

	Classification of Cases (TFunisex2006_gy Incorrect classifications are marked with *		
Case	Observed Classif.	1 p=,50943	2 p=,49057
	nő	nő	férfi
	nő	nő	férfi
*	nő	férfi	nő
	férfi	férfi	nő
	férfi	férfi	nő
	nő	nő	férfi
	nő	nő	férfi
	nő	nő	férfi
	férfi	férfi	nő
	férfi	férfi	nő

Második példánkban szűkítsük le mintánkat a nőkre (Select Cases), és nézzünk meg néhány sportág közötti különbséget DSC segítségével. Indítsuk el az analízist és jelöljük ki a

változókat. Független változóként jelöljük ki a 11 mért paramétert (FLA-TM), csoportosítási változóként a sportágat. A csoport kódoknál 6 sportágat jelöljünk ki: korfball, kézilabda, atlétika, úszás, kosárlabda, sportaerobic (132. ábra). A kijelölést végezhetjük begépeléssel (szóközzel elválasztva egymástól a sportágakat), vagy célszerűbben a „Zoom" funkció használatával. Maradjunk a stepwise DSC-nél. Az eredményeket a következő táblázatok tartalmazzák.



132. ábra: A változók kijelölése a sportági DSC példában

70. táblázat: A sportági DSC eredménye

	Discriminant Function Analysis Summary (TFunisex2006_gyak) Step 10, N of vars in model: 10; Grouping: **Sportág** (6 grps) Wilks' Lambda: ,00788 approx. F (50,62)=2,3710 p< ,0006 Include condition: nem="nő"						
N=28	Wilks' Lambda	Partial Lambda	F-remove (5,13)	p-level	Toler.	1-Toler. (R-Sqr.)	Relatív hatás
10x5m	*0,02734*	*0,28820*	*6,42136*	*0,00324*	*0,36555*	*0,63444*	**26,48%**
HAJL	0,01434	0,54934	2,13293	0,12588	0,38214	0,61785	**8,79%**
TM	0,01520	0,51817	2,41757	0,09276	0,19542	0,80457	**9,97%**
TT	0,01281	0,61487	1,62853	0,22115	0,37365	0,62634	**6,71%**
FELÜL	*0,01927*	*0,40886*	*3,75909*	*0,02517*	*0,35062*	*0,64937*	**15,50%**
FÜGG	0,01138	0,69222	1,15601	0,38098	0,35294	0,64705	**4,77%**
20mINGA	0,01441	0,54660	2,15666	0,12267	0,47836	0,52163	**8,89%**
SZORE	0,01268	0,62139	1,58413	0,23265	0,48559	0,51440	**6,53%**
LAPÉR	0,01308	0,60205	1,71857	0,19962	0,39391	0,60608	**7,09%**
HTU	0,01175	0,67042	1,27814	0,33093	0,46099	0,53901	**5,27%**

A 6 sportágat 28 személy képviseli (N=28). Az alacsony elemszám ellenére az analízis igen erősen szignifikáns eredményt adott (F= 2,37 p<000). A lépésenkénti analízis 10 változót vont be a DSC modellbe, egyedül az FLA egyensúly tesztet hagyta ki. A sportágak megkülönböztetése szempontjából domináns szerepe van a 10x5m tesztnek, erőteljes a hatása

a FELÜL tesztnek, és még több paraméter rendelkezik 10% körüli relatív megkülönböztető hatással (70. táblázat). A sportágak között nincs minden páronkénti összehasonlításban szignifikánsa különbség, csak a korfball és a sportaerobic tér el szinte minden más sportágtól (71. táblázat). A sportágak szerinti egyenletek együtthatóit az 72. táblázat tartalmazza. A modell besorolási pontossága magas érték: 92,9 % (73. táblázat). A modell 2 atlétát sorolt be tévesen más sportághoz, de az ő esetükben is második besorolási helyen az atlétika szerepel (74. táblázat). E táblázatnál, az esetek besorolási eredményeinél két dolog megjegyzendő. Egyrészt az összes nőt besorolja a program, nem csak a kiválasztott sportágak képviselőit. Az Ő esetükben tényleges sportágként (Observed Classif.) nincs megjelölve semmi. Másrészt az áttekinthetőség miatt ezúttal az esetek sportág szerinti abc sorrendbe lettek rendezve, és az átrendezés miatt az esetek azonosító sorszámát ezúttal nem jelzi a program. „Normál esetben" az azonosítási sorszám/kód/név természetesen kijelzésre kerül.

Ezt követően még informatív lehet a sportágankénti átlagok és szórások alakulása (75. táblázat). Hasonlóan érdemes lehívni szemléltetési célból az analízis „Advanced" opciójában található kanonikus analízisből a „Scatterplot of canonical scores" ábrát (133. ábra, 134. ábra). Ez csak kettőnél több csoport esetén működik, és a StatSoft sajnos csak 7 csoportot tud itt egymástól eltérően jelölni (szemben az SPSS-el, ahol ez nem jelent problémát.)

71. táblázat: A sportágak páronkénti összehasonlítása

	p-levels (TFunisex2006_gyak) Include condition: nem="nő"					
Sportág	korfball	kézilabda	úszás	sportaerobic	atlétika	kosárlabda
korfball		***0,0223***	0,0990	***0,0064***	***0,0399***	0,1031
kézilabda	***0,0223***		0,3621	***0,0058***	0,1285	0,3267
úszás	0,0990	0,3621		***0,0068***	0,6343	0,7826
sportaerobic	***0,0064***	***0,0058***	***0,0068***		***0,0021***	***0,0138***
atlétika	***0,0399***	0,1285	0,6343	***0,0021***		0,4472
kosárlabda	0,1031	0,3267	0,7826	***0,0138***	0,4472	

72. táblázat: Klasszifikációs egyenletek

	Classification Functions; grouping**Sportág** (TFunisex2006_gyak) Include condition: nem="nő"					
Variable	korfball p=,10714	kézilabda p=,28571	úszás p=,07143	sportaerobic p=,07143	atlétika p=,39286	kosárlabda p=,07143
10x5m	3,10	2,74	2,55	3,84	2,65	2,65
HAJL	-7,02	-6,21	-6,31	-6,06	-6,18	-6,23
TM	13,32	12,24	12,98	10,86	12,66	12,51
TT	-7,49	-6,33	-6,17	-6,65	-6,53	-5,67
FELÜL	0,78	0,42	-1,16	2,16	-0,18	-0,29
FÜGG	-0,07	-0,05	-0,04	-0,10	-0,05	-0,05
20mINGA	0,64	0,51	0,70	0,34	0,63	0,75
SZORE	-2,08	-1,77	-2,23	-1,56	-2,19	-2,37
LAPÉR	3,79	3,60	3,47	3,53	3,37	3,36
HTU	-1,12	-1,03	-0,98	-0,96	-0,83	-1,05
Constant	-1258,56	-1086,37	-1142,31	-1116,59	-1121,19	-1107,83

73. táblázat: Klasszifikációs eredmények

Group	Classification Matrix (TFunisex2006_gyak) Rows: Observed classifications Columns: Predicted classifications Include condition: nem="nő"						
	Percent Correct	korfball p=,10714	kézilabda p=,28571	úszás p=,07143	sportaerobic p=,07143	atlétika p=,39286	kosárlabda p=,07143
korfball	100,000(	3	0	0	0	0	0
kézilabda	100,000(	0	8	0	0	0	0
úszás	100,000(	0	0	2	0	0	0
sportaerobic	100,000(	0	0	0	2	0	0
atlétika	81,8182	0	1	1	0	9	0
kosárlabda	100,000(	0	0	0	0	0	2
Total	92,8571	3	9	3	2	9	2

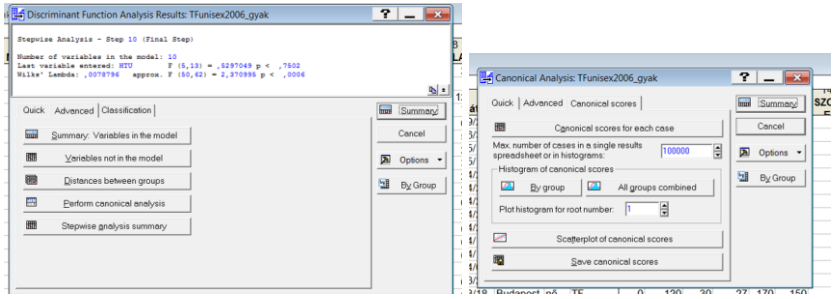
74. táblázat: Részlet az egyes esetek besorolási eredményéből

Case	Classification of Cases (TFunisex2006_gyak) Incorrect classifications are marked with * Include condition: nem="nő"						
	Observed Classif.	1 p=,10714	2 p=,28571	3 p=,07143	4 p=,07143	5 p=,39286	6 p=,07143
*	atlétika	úszás	***atlétika***	kézilabda	korfball	kosárlabda	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kézilabda	úszás	korfball	kosárlabda	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kézilabda	úszás	korfball	kosárlabda	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kosárlabda	kézilabda	úszás	korfball	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kézilabda	kosárlabda	úszás	korfball	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kézilabda	korfball	úszás	kosárlabda	sportaerobic
	atlétika	atlétika	úszás	kézilabda	kosárlabda	korfball	sportaerobic
	atlétika	atlétika	úszás	kézilabda	kosárlabda	korfball	sportaerobic
	atlétika	atlétika	korfball	kosárlabda	kézilabda	úszás	sportaerobic
	atlétika	atlétika	kézilabda	úszás	kosárlabda	korfball	sportaerobic
*	atlétika	kézilabda	***atlétika***	kosárlabda	úszás	korfball	sportaerobic
	---	atlétika	úszás	kosárlabda	kézilabda	korfball	sportaerobic
	---	sportaerobic	korfball	kézilabda	kosárlabda	atlétika	úszás
	kézilabda	kézilabda	atlétika	kosárlabda	úszás	korfball	sportaerobic
	kézilabda	kézilabda	atlétika	úszás	kosárlabda	korfball	sportaerobic
	kézilabda	kézilabda	atlétika	úszás	kosárlabda	korfball	sportaerobic

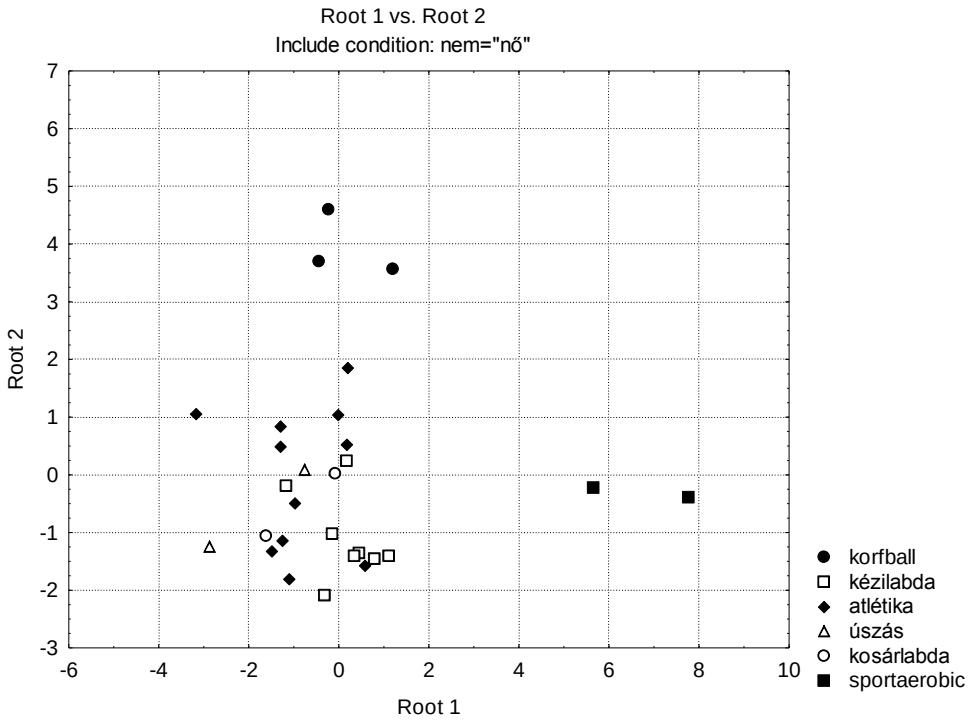
75. táblázat: Sportágankénti átlagok és szórások (nők)

Sportág	Means (TFunisex2006_gyak) Include condition: nem="nő"											
	FLA	LAPÉR	HAJL	FELÜL	HTU	FÜGG	SZORE	10x5m	20mINGA	TT	TM	Valid N
korfball	3,3	112,3	20,3	28,7	200,0	258,3	25,7	199,7	82,3	55,3	168,7	3
kézilabda	2,1	119,4	34,0	26,4	197,5	276,3	31,1	192,4	63,0	60,4	166,4	8
úszás	1,0	112,0	31,0	20,5	197,5	315,0	31,0	202,0	68,5	61,5	169,5	2
sportaerobic	2,0	113,5	42,5	25,0	190,0	325,0	21,5	233,0	60,0	56,5	160,0	2
atlétika	3,1	112,3	32,1	25,5	206,4	239,1	26,3	194,5	64,1	59,3	168,9	11
kosárlabda	5,0	108,5	31,5	26,5	190,0	265,0	26,5	198,5	88,0	64,0	167,5	2
All Grps	2,8	114,1	32,0	25,8	200,2	265,2	27,6	198,0	67,5	59,5	167,5	28

Sportág	Standard Deviations (TFunisex2006_gyak) Include condition: nem="nő"											
	FLA	LAPÉR	HAJL	FELÜL	HTU	FÜGG	SZORE	10x5m	20mINGA	TT	TM	Valid N
korfball	1,2	10,4	11,7	1,2	0,0	125,7	3,5	8,6	18,1	3,1	1,2	3
kézilabda	2,8	8,8	4,5	4,5	12,8	139,4	7,6	4,7	22,6	5,1	8,2	8
úszás	1,4	4,2	5,7	0,7	3,5	21,2	11,3	2,8	6,4	3,5	2,1	2
sportaerobic	1,4	2,1	4,9	0,0	14,1	289,9	2,1	32,5	0,0	4,9	7,1	2
atlétika	2,9	12,1	7,1	3,2	10,5	115,5	4,7	5,6	13,6	2,8	3,4	11
kosárlabda	7,1	0,7	3,5	0,7	0,0	7,1	4,9	12,0	17,0	0,0	3,5	2
All Grps	2,8	9,8	7,8	3,5	11,2	122,7	6,2	13,2	17,5	4,1	5,5	28

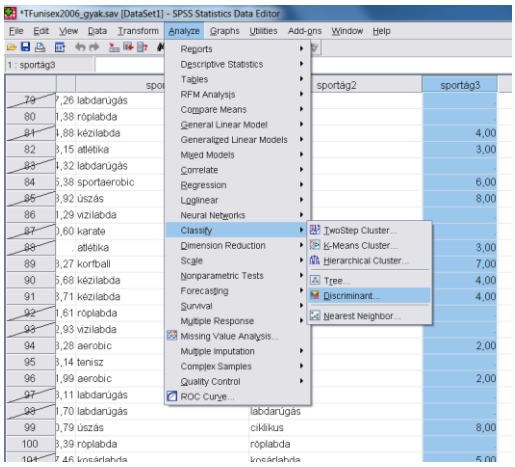


133. ábra: A kanonikus értékek lekérhetősége a DSC-nél (StatSoft)

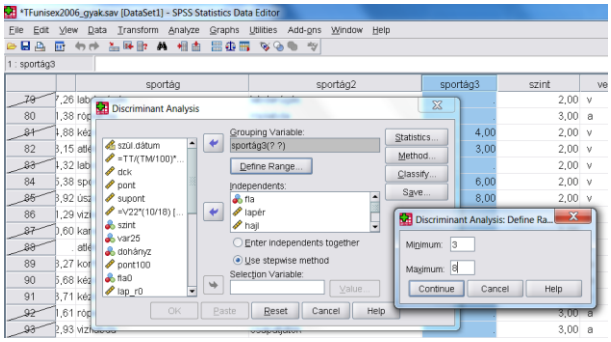


134. ábra: A sportágak elhelyezkedése a kanonikus analízis első két háttérváltozója szerint (StatSoft)

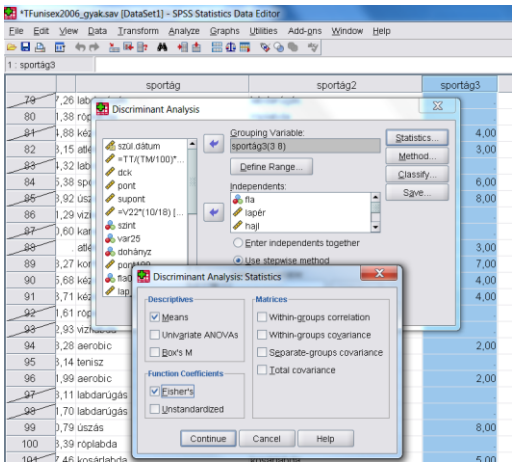
Befejezésként nézzük meg az SPSS DSC megoldását(135. ábra). Itt némi nehézséget jelenthet, hogy az SPSS csak numerikus csoportosítási változó esetében hajlandó elvégezni műveletet. A gyakorló adatfájlban erre a „sportág3” változó szolgál, az előző példa sportágainak a 3-8 kódok felelnek meg (135. ábra). Ne felejtsük el beállítani a nők szelekcióját sem a „Data/Select Cases” pontnál. Ezt követően igényeinknek és céljainknak megfelelően számos további beállításra lehet szükségünk. Ezúttal a korábbi példa szerinti beállításokat mutatom be (137. ábra, 138. ábra, 139. ábra, 140. ábra).



135. ábra: A DSC indítása az SPSS-nél

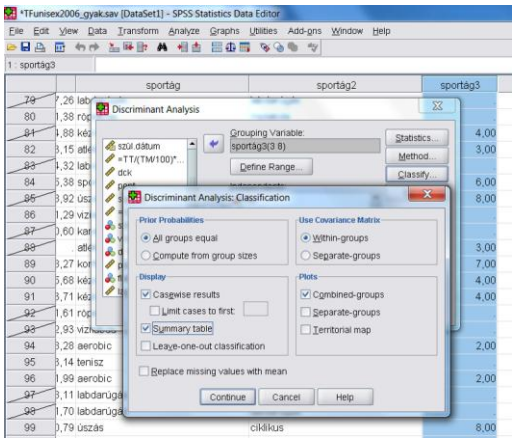


136. ábra: DSC beállítási lehetőségek I. (SPSS)



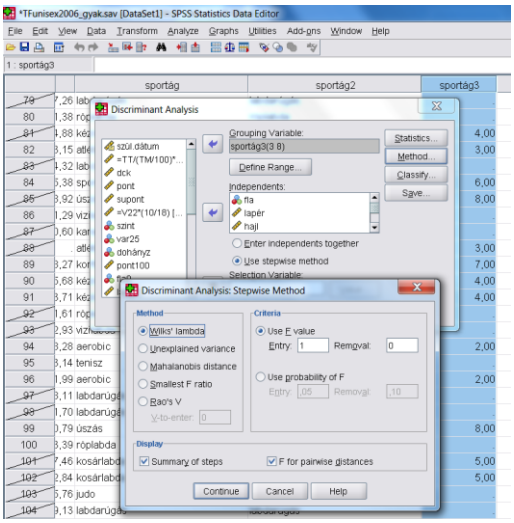
137. ábra: DSC beállítási lehetőségek II. (SPSS)

Amennyiben szükségünk van a diszkriminatív egyenletekre és a leíró statisztikákra, akkor a (137. ábra) szerint a „Statistics…” ablakban a „Means” és „Fisher’s” pontokat ki kell jelölni.



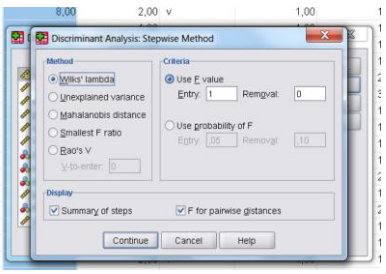
138. ábra: DSC beállítási lehetőségek III. (SPSS)

A „Classify…” ablakban is több dolog beállítható. A „Display/Summary table” és a „Plot/Combined-groups” opciókat mindenképpen érdemes kijelölni, és az esetenkénti eredmények („Casewise results”) is szükségesek lehetnek (138. ábra).

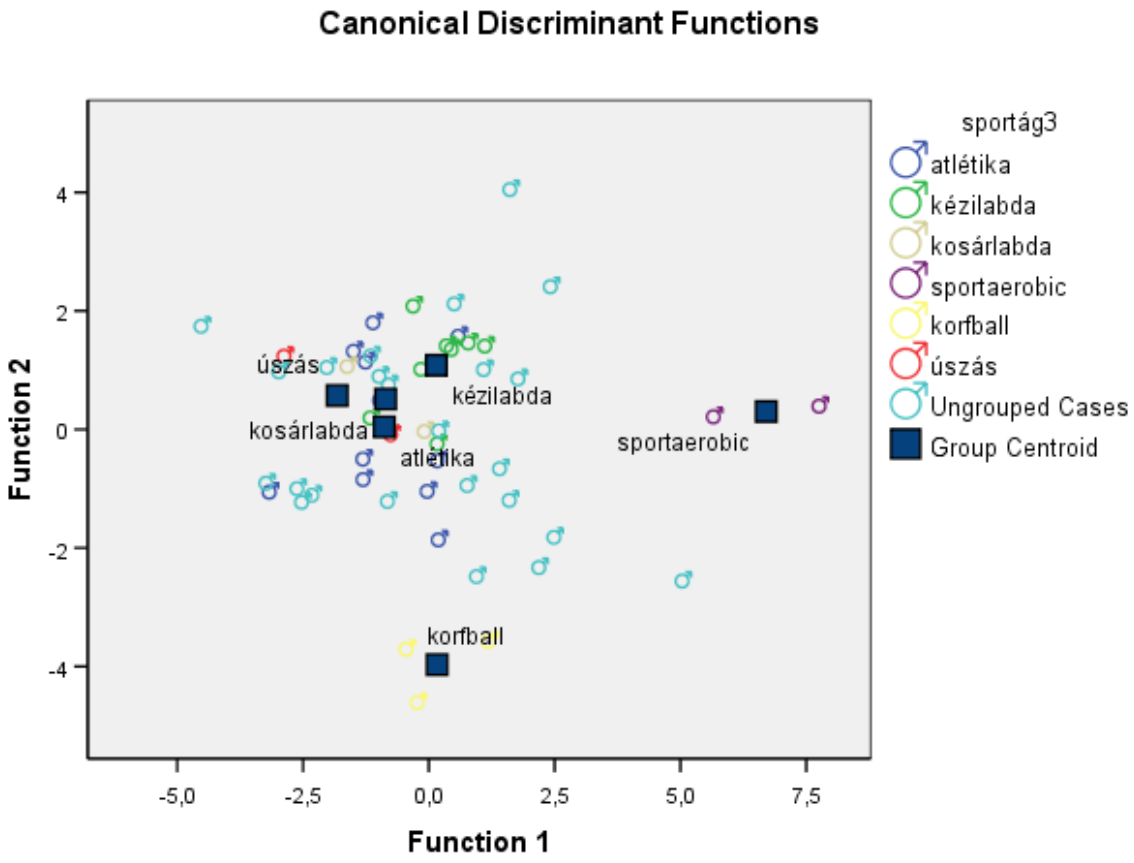


139. ábra: DSC beállítási lehetőségek IV. (SPSS)

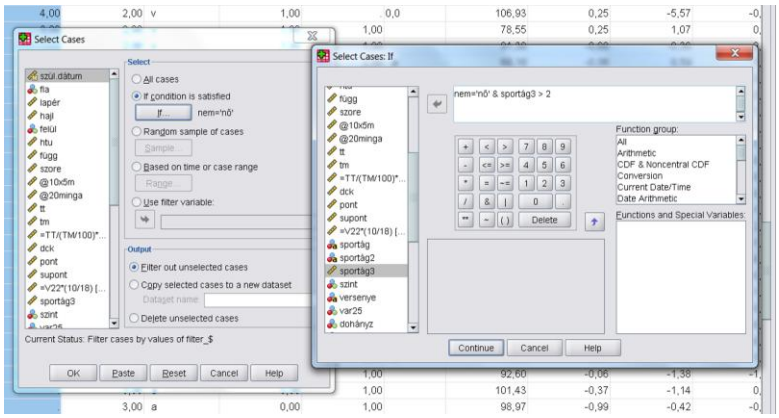
A stepwise módszer itt is külön állítandó be, és a lépésenkénti módszer választása esetén aktívvá váló „Method…" ablakban további beállítások szükségesek (139. ábra). Egyrészt a „Display" pontnál feltétlenül be kell jelölni a csoportonkénti összehasonlítás lekérését („F for pairweise distances"). Másrészt célszerű megváltoztatni az SPSS kritikus F-értékekre vonatkozó alapbeállítását, amely a változók bevonására F=3,84 , visszavonására F=2,71 értékeket ad meg a „Criteria" pontnál. Ha ezeket az értékeket a StatSoftnál alkalmazott alapbeállításnak megfelelően 1 és 0 értékekre állítjuk (140. ábra), az „OK" gombra némi „gondolkodás" után megkapjuk az eredményeket. A szokásos puritán és terjedelmes, kissé nehezen áttekinthető eredménytáblázatok teljesen azonos értékeket adnak a StatSoftnál részletezett eredményekkel. Ezek bemutatásától eltekintek, viszont felhívom a figyelmet az SPSS kiváló ábrájára a kanonikus értékek vonatkozásában (141. ábra). A StatSofthoz képest itt két dologban is előnyös az SPSS. Egyrészt itt nem jelent gondot a 7-nél több csoport elkülönítése egymástól a diagramon. Másrészt igen hasznos és szemléletes a csoportok elhelyezkedésének jelzése a „Group Centroid" feltüntetésével (141. ábra). Apró zavaró momentum csak a választott csoportokon túlmenő esetek („Ungrouped cases") kijelzése – ami viszont a szelekciós funkciók megfelelő beállításával kiküszöbölhető (142. ábra, 145. ábra). Ugyanerre az eredményre juthatunk az ábra megfelelő szerkesztésével is (143. ábra), amire egyébként is szükségünk lesz a megfelelő diagramhoz. Pl. a férfi-nő szimbólumok is itt állíthatók be (144. ábra).



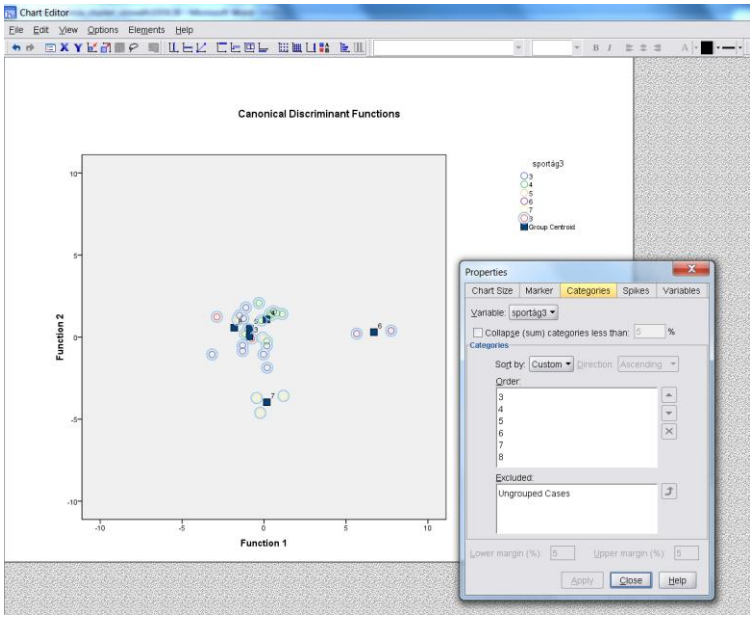
140. ábra: DSC beállítási lehetőségek V. (SPSS)



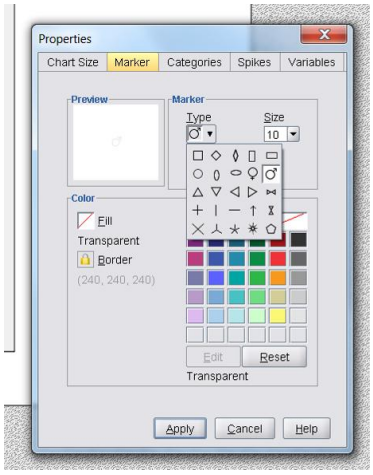
141. ábra: A sportágak elhelyezkedése a kanonikus analízis első két háttérváltozója szerint (SPSS)



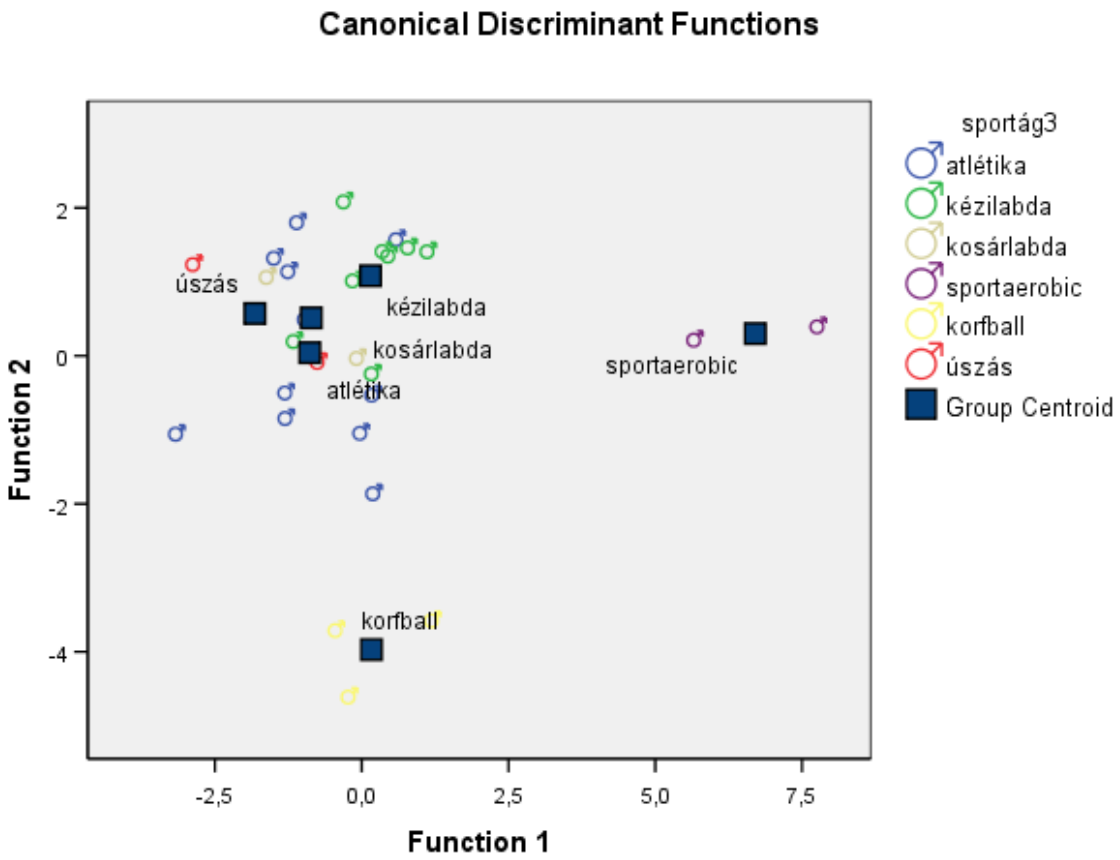
142. ábra: A „Select Cases” az SPSS-nél



143. ábra: Ábraszerkesztés az SPSS-nél



144. ábra: Jelölések beállítása a diagramokon (SPSS)



145. ábra: Korrigált ábra a sportágak elhelyezkedésének bemutatásához (SPSS)

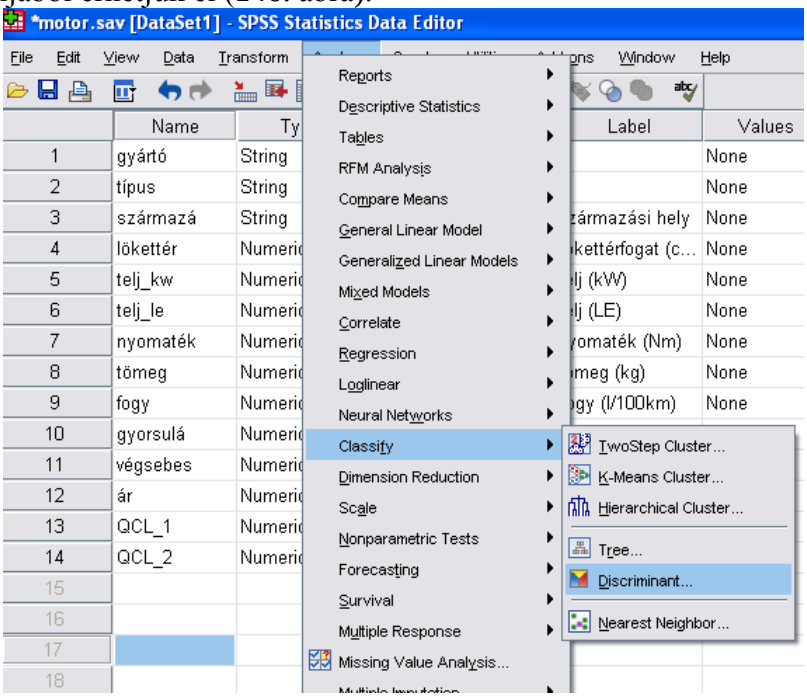
5.7.6. További példa a diszkriminancia- analízisre (Ács P.)

A diszkriminancia-analízis olyan sokváltozós adatelemzési módszer, melyet leginkább a csoportok szétválasztására és a kategóriába tartozás előrejelzésére alkalmaznak. Megpróbálja a függő változók értékeit, a független változók értékeivel magyarázni, vagyis arra keresi a választ, hogy a csoporthoz tartozás előre becsülhető-e, és ha igen, hány százalékban az adott független változókkal. Ebben nem csak az a cél, hogy a változók közötti összefüggést felfedezzük, hanem az is, hogy a függő változók ismeretlen értékeit a független változók értékei alapján előre megmondjuk. A módszer hasonlít varianciaelemzéshez, illetve a sokváltozós regresszióhoz, az utóbbihoz főleg az egyenes illesztés problematikája miatt.

A diszkriminancia- analízis jóságáról nyerhetünk képet akkor, ha az analízis által feltételezett csoport hovatartozást összehasonlítjuk a valóságos hovatartozással. A diszkriminancia- analízishez hasonló a logisztikus regresszió is, melynek alkalmazásának nincsenek olyan szigorú előfeltételei. Míg a diszkriminancia- analízisnél a függő változót nominális, a független változót intervallum- vagy arányskálán mérjük, addig a logisztikus regressziónál a független változó között lehet nominális és ordinális skálán mért változó is.

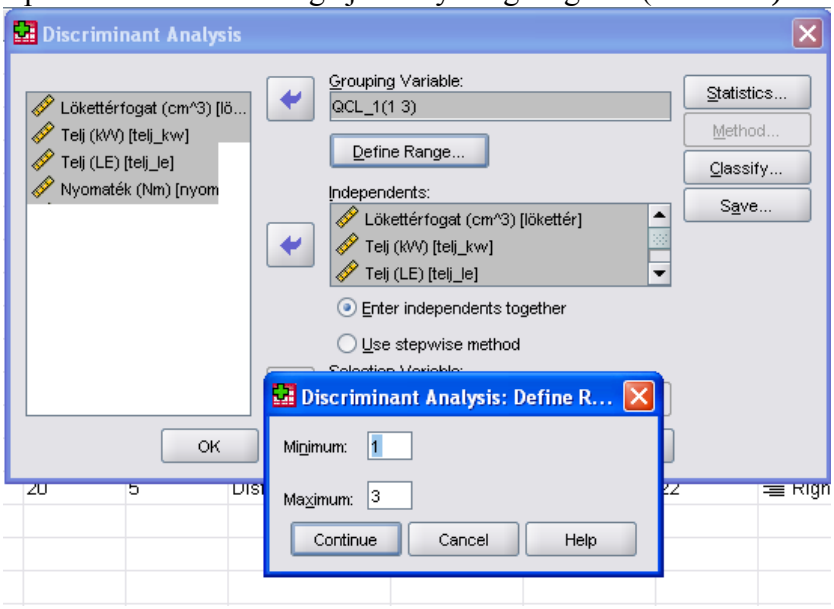
Példánkat folytatva azt vizsgáljuk, hogy a motorok paramétereinek ismeretében (lökettérfogat, teljesítmény (kW), teljesítmény (LE), nyomaték, tömeg, gyorsulás, végsebesség, ár), megbecsülhető- e, hogy melyik klaszterhez (utcai motorok, sport- túra motorok, országúti nehézcirkálók) tartozik (ehhez a példához a klaszter-analízis során mentett

klaszterekre van szükségünk). A vizsgálatot az Analyze menü, Classify almenüjének, Discriminant moduljából érhetjük el (146. ábra).



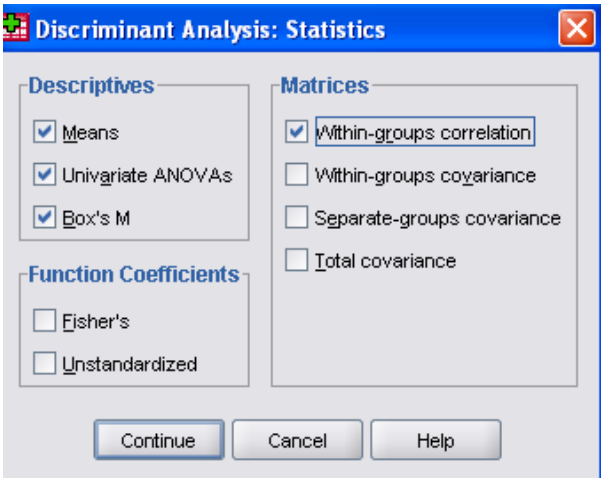
146. ábra: A diszkriminancia- analízis indító modulja

Először a csoportosító (függő változó) változóként adjuk meg a létrejött klasztereket, melyeket definiálnuk is kell (Define Range), annak megfelelően, hogy mennyi klaszterünk keletkezett. Itt adjuk meg minimum értékként az egyet, maximumként a hármat. A független változóinkat az Independents mezőbe mozgatjuk a nyíl segítségével (147. ábra).



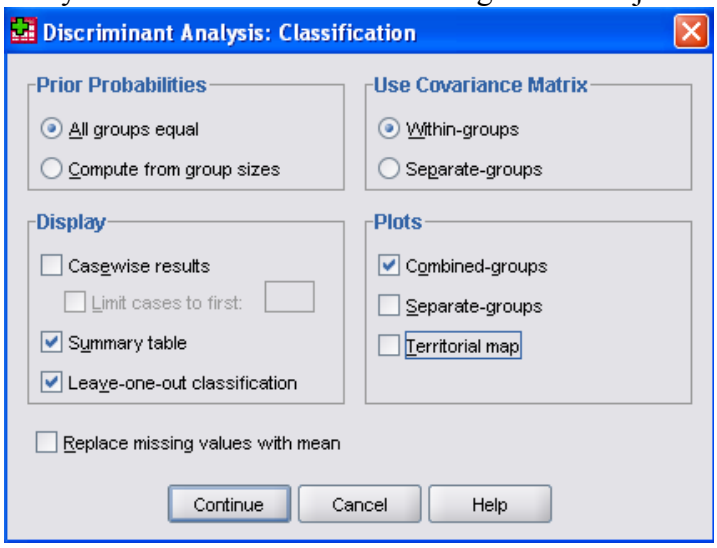
147. ábra: A változók meghatározása

Ezek után a Statistics menüpontban a Decreptives lehetőségek közül jelöljük ki mindet, hiszen így az elemzés előfeltételeit tesztelhetjük.



148. ábra: Az előfeltételek beállításai

A Matrices opciók közül a csoporton belüli korrelációt (Within- groups correlation) jelöljük. Legvégül a Classify menüben a következő lehetőségeket kell kijelölni:



149. ábra: Az elemzés csoportosításainak beállításai

Az alapbeállításokat meghagyva a Display opciók közül kérjük az összesítő táblát (Summary table), mely a megfelelően elhelyezett esetekről közöl információt, illetve a Leave-one-out classification, amely szintén erről szolgáltat információkat. A grafikus megjelenítéshez a Combined- groups kérhetjük, amely a csoportok elhelyezkedését ábrázolja a keletkező diszkriminancia- függvények tükrében. Ezt követően lefuttatva az elemzést számtalan táblázatot kapunk, melyek közül a leglényegesebbeket tárgyaljuk részletesen.

Az első táblázat (Analysis Case Processing Summary) az egyszerű, alapstatisztikákat mutatja, mint az érvényes (50), és hiányzó (3) esetszámot. A következő táblázat (Group Statistics) az elemzésbe bevont összes változó csoportok szerinti és összesített átlagát, szórását, súlyát mutatja. (Forrás: Diszkriminancia- analízis.spo)

Group Statistics

Cluster Number of Case		Valid N (listwise) Unweighted	Weighted
utcai motorok	Lökettérfogat (cm^3)	24	24,000
	Telj (kW)	24	24,000
	Telj (LE)	24	24,000
	Nyomaték (Nm)	24	24,000
	Tömeg (kg)	24	24,000
	Gyors. 0-100 km/h (s)	24	24,000
	Végsebesség (km/h)	24	24,000
	Ár (Ft)	24	24,000
sport- túra motorok	Lökettérfogat (cm^3)	19	19,000
	Telj (kW)	19	19,000
	Telj (LE)	19	19,000
	Nyomaték (Nm)	19	19,000
	Tömeg (kg)	19	19,000
	Gyors. 0-100 km/h (s)	19	19,000
	Végsebesség (km/h)	19	19,000
	Ár (Ft)	19	19,000
országúti nehézcirkálók	Lökettérfogat (cm^3)	7	7,000
	Telj (kW)	7	7,000
	Telj (LE)	7	7,000
	Nyomaték (Nm)	7	7,000
	Tömeg (kg)	7	7,000
	Gyors. 0-100 km/h (s)	7	7,000
	Végsebesség (km/h)	7	7,000
	Ár (Ft)	7	7,000
Total	Lökettérfogat (cm^3)	50	50,000
	Telj (kW)	50	50,000
	Telj (LE)	50	50,000
	Nyomaték (Nm)	50	50,000
	Tömeg (kg)	50	50,000
	Gyors. 0-100 km/h (s)	50	50,000
	Végsebesség (km/h)	50	50,000
	Ár (Ft)	50	50,000

150. ábra: Csoport statisztikák

Az ezt követő táblázatban azt vizsgálhatjuk, hogy a független változók milyen mértékben járulnak hozzá a létrejövő függvényhez. A változók szignifikáns voltának tesztelésére az F- érték mellett, a Wilks'- Lambda statisztika is szerepel.

Tests of Equality of Group Means

	Wilks' Lambda	F	df 1	df 2	Sig.
Lökettérfogat (cm^3)	,668	11,665	2	47	,000
Telj (kW)	,724	8,947	2	47	,001
Telj (LE)	,725	8,905	2	47	,001
Nyomaték (Nm)	,696	10,263	2	47	,000
Tömeg (kg)	,443	29,521	2	47	,000
Gyors. 0-100 km/h (s)	,697	10,226	2	47	,000
Végsebesség (km/h)	,678	11,162	2	47	,000
Ár (Ft)	,117	178,009	2	47	,000

151. ábra: A változók hatása a diszkriminatív függvényre

Látható, hogy minden változónak szignifikáns hatása van. A Wilks'sLambda értéke 0 és 1 közé eső értékek, melyek közül a mindig a nullához közeli értékekhez tartozó változóknak van a legjelentősebb hatása diszkriminancia- függvényre.

Pooled Within-Groups Matrices

		Lökettérfogat (cm^3)	Telj (kW)	Telj (LE)	Nyomaték (Nm)	Tömeg (kg)	Gyors. 0-100 km/h (s)	Végsebesség (km/h)	Ár (Ft)
Correlation	Lökettérfogat (cm^3)	1,000	-,058	-,058	,841	,792	,289	-,280	,239
	Telj (kW)	-,058	1,000	1,000	,426	-,213	-,822	,933	,049
	Telj (LE)	-,058	1,000	1,000	,426	-,214	-,821	,933	,048
	Nyomaték (Nm)	,841	,426	,426	1,000	,637	-,145	,173	,252
	Tömeg (kg)	,792	-,213	-,214	,637	1,000	,432	-,408	,175
	Gyors. 0-100 km/h (s)	,289	-,822	-,821	-,145	,432	1,000	-,856	,018
	Végsebesség (km/h)	-,280	,933	,933	,173	-,408	-,856	1,000	-,015
	Ár (Ft)	,239	,049	,048	,252	,175	,018	-,015	1,000

152. ábra: A multikollinearitást tesztelése

A következő két táblázatban két alapfeltevés tesztelése történik. A Pooled Within-Groups Matrices táblázat a multikollinearitást teszteli. A következő táblázat a variancia-kovariancia mátrixok homogenitását (homoszkedaszcticitás) teszteli a Box'M mutató segítségével.

A következő fontos táblázat (Eigenvalues), mely során először kapunk információt a keletkező függvényről.

Eigenvalues

Function	Eigenvalue	% of Variance	Cumulative %	Canonical Correlation
1	8,603[a]	89,5	89,5	,946
2	1,005[a]	10,5	100,0	,708

a. First 2 canonical discriminant functions were used in the analysis.

153. ábra: Sajátértékek

A táblázatból látszik, hogy két függvény keletkezett. A függvények számát megállapíthatjuk, ha a csoportok száma, illetve a független változók száma közül a kevesebbikből egyet kivonunk. A két függvény fontosságának megállapításában, a sajátérték segíti a kutatót. A táblázat sajátértékei és magyarázott variancia értékei alapján az első függvény lesz fontosabb számunkra. A kanonikus korreláció (0,946) azt jelenti, hogy az adott függvény igen számottevő részt magyaráz a teljes varianciából. A kapott érték négyzete megmutatja, hogy a függő változó varianciájának, hány százalékát magyarázzák a független változók csoportja (89,49%).

Wilks' Lambda

Test of Function(s)	Wilks' Lambda	Chi-square	df	Sig.
1 through 2	,052	130,133	14	,000
2	,499	30,604	6	,000

154. ábra: Wilks' Lambda táblázat

A megjelenő Wilks' Lambda táblázat a függvények szignifikanciájának tesztelését végzik. Láthatóan mindkét függvény szignifikáns, de az első hatása jelentősebb.

A következő táblázatban (Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients), a standardizált együtthatók segítségével megállapíthatjuk, hogy melyik változók különböztetik meg leginkább a csoportokat.

A korrelációs együttható mátrixa (Structure Matrix) hasonlóan értelmezendő, mint a faktor-analízisnél a Component Matrix, hiszen a független változók és a diszkriminancia-függvények közti, csoportonként átlagolt (Pooled within- groups) Pearson- féle lineáris korrelációk.

Structure Matrix

	Function	
	1	2
Ár (Ft)	,932*	,307
Lökettérfogat (cm^3)	,240*	,038
Végsebesség (km/h)	-,106	,613*
Telj (LE)[a]	-,032	,610*
Telj (kW)	-,031	,609*
Gyors. 0-100 km/h (s)	,150	-,491*
Tömeg (kg)	,355	-,415*
Nyomaték (Nm)	,190	,355*

Pooled within-groups correlations between discriminating variables and standardized canonical discriminant functions
Variables ordered by absolute size of correlation within function.

*. Largest absolute correlation between each variable and any discriminant function

a. This variable not used in the analysis.

155. ábra: Struktúra mátrix

Ez alapján az első függvény az árat és a lökettérfogatot, míg a második az összes többit - kivétel a teljesítményt lóerőben- foglalja magában, mely alapján a kutató a dimenziókat elnevezheti (hasonlóan a faktor- analízishez).

A következő táblázat (Functions at Group Cetroids) a csoportok középpontértékeit tartalmazza.

Functions at Group Centroids

	Function	
Cluster Number of Case	1	2
utcai motorok	-2,030	-,736
sport- túra motorok	,132	1,241
országúti nehézcirkálók	6,602	-,843

Unstandardized canonical discriminant functions evaluated at group means

156. ábra: A csoportok középpontértékei

Megállapíthatjuk, hogy az első és harmadik csoport magas értékkel rendelkezik az első dimenzióban, míg a sport- túra motorok magas értékei a második dimenzió mentén jelentkeznek. A későbbi grafikus megjelenéshez ezeket a koordinátákat használja fel a program.

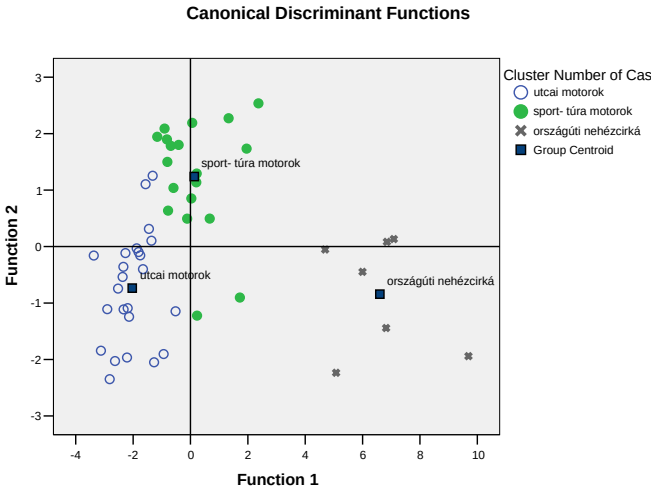
A következő részben a klasszifikációs statisztika következik, amely az analízisünk legfontosabb része. Az első táblázat (Prior Probabilities for Groups) a kiinduló értékeket tartalmazza.

Prior Probabilities for Groups

Cluster Number of Case	Prior	Cases Used in Analysis	
		Unweighted	Weighted
utcai motorok	,333	24	24,000
sport- túra motorok	,333	19	19,000
országúti nehézcirkálók	,333	7	7,000
Total	1,000	50	50,000

157. ábra: Kiinduló értékek

Látszik, hogy a csoportokba kerülés esélye 33,3 százalék volt. A következőben a grafikus ábrázolás történik, ahol a tengelyek maguk a függvények (dimenziók).



158. ábra: A diszkriminancia- analízis grafikus megjelenítése

Az ábra az analízisbe bevont egyedek értékeit és a centrumközéppontokat ábrázolja. A helyesen kategorizált csoporttagságok arányát a klasszifikációs eredmények elnevezésű táblázatban (Classification Results) láthatjuk.

Classification Results[b,c]

		Cluster Number of Case	Predicted Group Membership			Total
			utcai motorok	sport- túra motorok	országúti nehézcirkálók	
Original	Count	utcai motorok	22	2	0	24
		sport- túra motorok	1	18	0	19
		országúti nehézcirkálók	0	0	7	7
	%	utcai motorok	91,7	8,3	,0	100,0
		sport- túra motorok	5,3	94,7	,0	100,0
		országúti nehézcirkálók	,0	,0	100,0	100,0
Cross-validated[a]	Count	utcai motorok	21	3	0	24
		sport- túra motorok	1	18	0	19
		országúti nehézcirkálók	0	0	7	7
	%	utcai motorok	87,5	12,5	,0	100,0
		sport- túra motorok	5,3	94,7	,0	100,0
		országúti nehézcirkálók	,0	,0	100,0	100,0

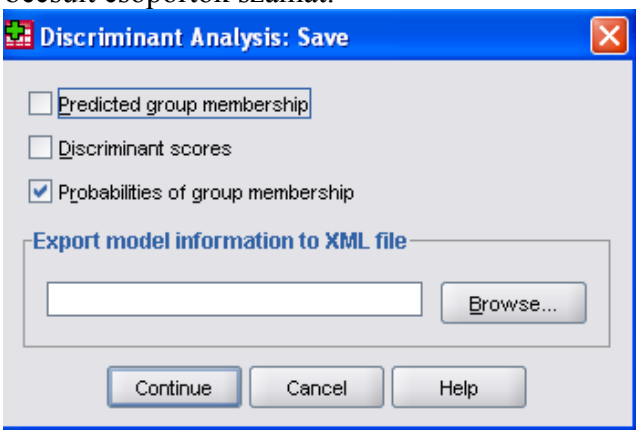
a. Cross validation is done only for those cases in the analysis. In cross validation, each case is classified by the functions derived from all cases other than that case.

b. 94,0% of original grouped cases correctly classified.

c. 92,0% of cross-validated grouped cases correctly classified.

159. ábra : Besorolási eredmények

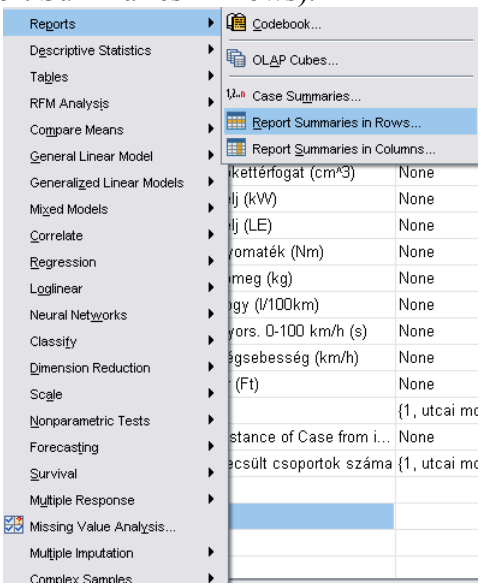
A táblázat alján láthatjuk, hogy a modell 94%-ban tudta helyesen kategorizálni a megadott független változó mentén. Ezt az összevetést úgy végzi, hogy a kiinduló (original) csoportba tartozást hasonlítja a diszkrimináló függvény segítségével történő (Cross-validared) besorolással. Azt jelenti (átlókon elhelyezkedő értékeket nézve), hogy az utcai motorok (24 db) közül 21 került jó csoportba 3 nem, ami 87,5 %. A sport-túra motorok (19 db) közül 18 jó csoportba 1 nem megfelelőbe került (94,7%), míg az országúti nehézcirkálók közül az összes jó csoportba lett sorolva (100%). A három csoport helyes találati aránya 94%. A táblázat alatti harmadik állítás 92%-a, jelzi azt, hogy a Classify menüben bejelöltük a Leave-One-Out opciót, amely szintén az előző keresztérvényességet teszteli. Ez a százalék általában kisebb szokott lenni, mint a felette lévő, mivel szigorúbban mér. Ennek menete, egy- egy megfigyelési egység kihagyásával ismételten elvégzi az elemzést. Ezek után mentsük el a függvénnyel becsült csoportok számát.



160**. ábra:** A becsült csoportok számának mentése

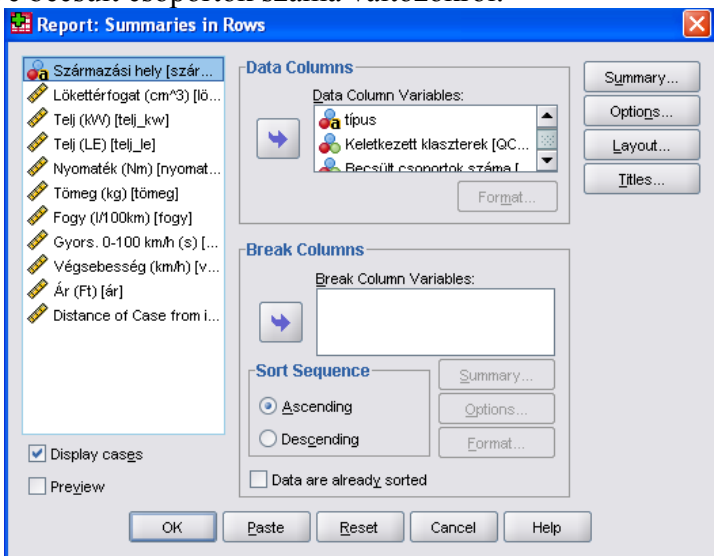
Ennek eredményeként a Data Editor ablakban létrejön egy új változó (Dis_1), melyet „címkézzünk” fel (Label), a „becsült csoportok száma” névvel.

Most listáztassuk ki az eredeti és becsült csoportba tartozásokat. Ezt többféleképpen is megtehetjük az Analyze menü Reports almenüjének segítségével. Először kérjünk egy leíró statisztikát sorba rendezve (Report Summaries in Rows).



161. ábra: Az eredeti és becsült csoportba tartozás megjelenítésének modulja

Az ezt követő beállításoknál a nyíl segítségével adjuk meg, hogy mely változók szerepeljenek az oszlopokban, vagyis kérjünk listát a keletkezett a gyártóról, a típusról, a klaszterek száma, illetve becsült csoportok száma változókról.



162. ábra A listán szereplő változók beállításai

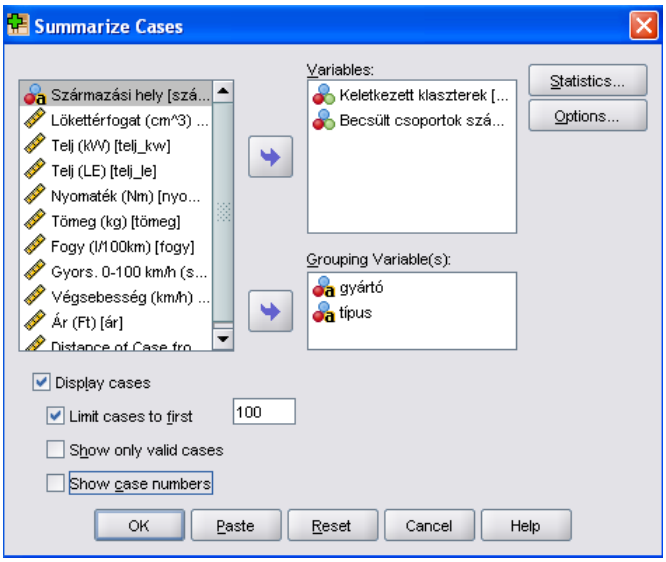
A többi lehetőséget most nem változtatva az OK gomb lenyomása után a következő eredményt kapjuk az Output ablakban:

Page 1

GYÁRTÓ	TÍPUS	A keletkezett klaszterek száma	Becsült csoportok száma
Aprilia	RST 1000 Futura	1	1
Aprilia	RSV mille R	2	2
Benelli	Tornado 900 i.e.	2	2
BMW	F 650 GS	1	1
BMW	R 1100 S	2	2
BMW	R 1150 RT	2	2
BMW	R 1200 C Independent	2	2
BMW	K 1200 LT	3	3
Cagiva	Navigator 1000	.	.
Cagiva	Raptor 1000	.	.
Ducati	Monster 620 Dark	1	1
Ducati	Monster S4	2	2
Ducati	ST 4 S	2	2
Ducati	998	2	2
Ducati	999	2	2
Harley-Davidson	XL 883R Sportster	1	1
Harley-Davidson	VRSCA V-Rod	3	3
Harley-Davidson	Night Train	3	3
Harley-Davidson	Fat Boy	3	3
Harley-Davidson	Road King FLHR	3	3
Harley-Davidson	Electra-Gide Ultra Classic	3	3
Honda	Hornet 600	1	1
Honda	CBR 600 F	1	1
Honda	XRV 750 Africa Twin	1	1
Honda	VFR/CBS-ABS	1	1
Honda	Fireblade	2	2
Honda	VTR 1000 SP-2	2	2
Honda	X-11 CBS	1	1
Honda	CBR 1100 XX	1	2
Honda	GL 1800 Gold Wing	3	3

163. ábra: Listázás eredménye

Az eredmény részletén is jól látható, hogy fent feltüntetett ismérvek szerint egy egyszerű felsorolást végzett a program. Lényegesen szebb listázást is elvégezhetünk a Reports almenü, Case Summeries moduljával, hiszen itt egy vagy több csoportképző által megjelölt kategóriákon belüli statisztikákat kérhetünk táblázatos formában.



164**. ábra**: Az összesítő táblázat beállításai

A változók dobozba a keletkezett klaszterek száma, illetve a becsült csoportok száma, míg a csoportosító változó dobozba a gyártó és a típus ismérvek kerüljenek. A következőben az így keletkező táblázatnak a részlete látható.

Case Summaries[a]

					A keletkezett klaszterek száma	Becsült csoportok száma
gyártó	Aprilia	típus	RST 1000 Futura	1	utcai motorok	utcai motorok
			RSV mille R	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
	Benelli	típus	Tornado 900 i.e.	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
	BMW	típus	F 650 GS	1	utcai motorok	utcai motorok
			R 1100 S	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			R 1150 RT	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			R 1200 C Independent	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			K 1200 LT	1	országúti nehézcirkálók	országúti nehézcirkálók
	Cagiva	típus	Navigator 1000	(missing) 9	.	.
			Raptor 1000	(missing) 10	.	.
	Ducati	típus	Monster 620 Dark	1	utcai motorok	utcai motorok
			Monster S4	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			ST 4 S	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			998	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok
			999	1	sport- túra motorok	sport- túra motorok

165. ábra: Részlet az összesítő táblázatból

Az így keletkező táblázatból könnyen leolvasható, hogy a diszkriminancia- analízis mely típusú motorokat sorolta az eredetivel nem egyező csoportba.

5.7.7. Clusteranalízis

A **clusteranalízis csoportok képzésére** szolgáló többváltozós statisztikai eljárás. Az analízis a csoportosítást mindenképpen elvégzi, de ez még nem jelenti azt, hogy a csoportok között ténylegesen szignifikáns különbségek találhatók. (Ez diszkriminancia- analízissel vizsgálható, szükség esetén.) A clusteranalízis – hasonlóan a faktoranalízishez – nem hipotézisvizsgálati eljárás, nincs nullhipotézis, nincs szignifikancia vizsgálat. Az analízis osztályozási, osztályba sorolási, **csoportba sorolási technika**. („Cluster"= csoport, csoportosul/összegyűlik, csomó, fürt, nyaláb)

A clusteranalízis a vizsgált mintát részhalmazokba vonja össze. Az eljárás a változók vagy a vizsgálati személyek hierarchiáját mutatja meg a kiválasztott algoritmus szerint, az eredeti adatok összessége, együttes figyelembe vétele alapján.

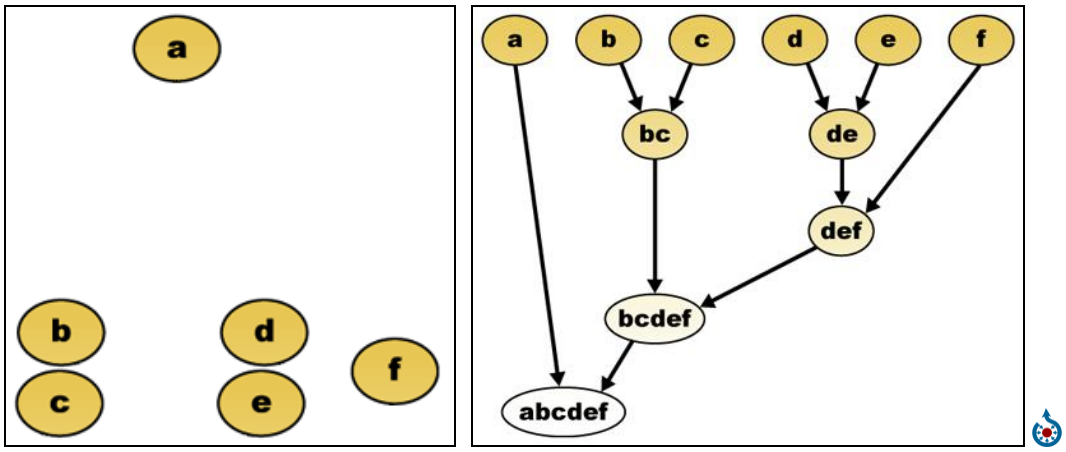
A hierarchia egy „fa" diagramon is ábrázolható. E grafikus kép elnevezése: **dendrogram.** A dendrogramon többnyire jól láthatók „sűrűsödési", csoportosulási pontok, melyek a hozzájuk tartozó clusterekkel beazonosíthatók. Ehhez kapcsolható sajátos eszköze az „Amalgamation", aminek jelentése egybeolvasztás, egyesülés, egyesítés, fúzió, egybeolvadás. Itt részletezhető, hogy melyik lépésében melyik tényezőket vagy eseteket egyesítette a számítás (egy adott klaszterbe).

A clusteranalízis több módszerrel (algoritmussal) végezhető, amelyek eredményei egymástól részben eltérőek lehetnek (166. ábra, 167. ábra). Ezért az osztályba sorolás „jóságáról" szakmai érvek és más statisztikai módszerek – pl. diszkriminanciaanalízis – alkalmazásával lehet meggyőződni. Feltétlenül meg kell győződni a kialakított csoportok jellemzőiről, változónkénti leíró statisztikáiról (átlag, szórás stb.) is.

Első lépéseként azt kell eldönteni, hogy a változók clusterezésére, vagy az esetek/vizsgálati személyek clusterezésére van-e szükségünk? El kell dönteni továbbá, hogy előre meghatározott számú csoportot kívánunk kialakítani, vagy nem szabunk korlátot a csoportok számára és a dendrogram (clusterek) alapján döntünk a csoportok kialakításáról.

A clusteranalízis igen hatékony osztálybasorolási technika. Kezdetként célszerű a dendrogram meghatározása („Joining/tree clustering", fa kapcsolatok), és ennek elemzése alapján megfontolandó a „K-means clustering" technika alkalmazása. Utóbbi eljárással tetszőleges, de előre meghatározott számú csoport kerül kialakításra.

A clusterezés eredményeire alapozott diszkriminanciaanalízis a „nehezebben emészthető" dendrogramok eredményeit közérthetővé teheti. A clusteranalízis és a diszkriminanciaanalízis egymást kiegészítő alkalmazása szinte kivétel nélkül ajánlható.



166. ábra: A klaszterek és a fa diagram (dendrogram) kialakításának elvi sémája [40]



complete linkage (farthest neighbor) **single linkage (nearest neighbor)** **average linkage**

167. ábra: A klaszterek egyesítésének („amalgamation rule") alapformái

5.7.8. Clusteranalízis számítása a statisztikai programokkal

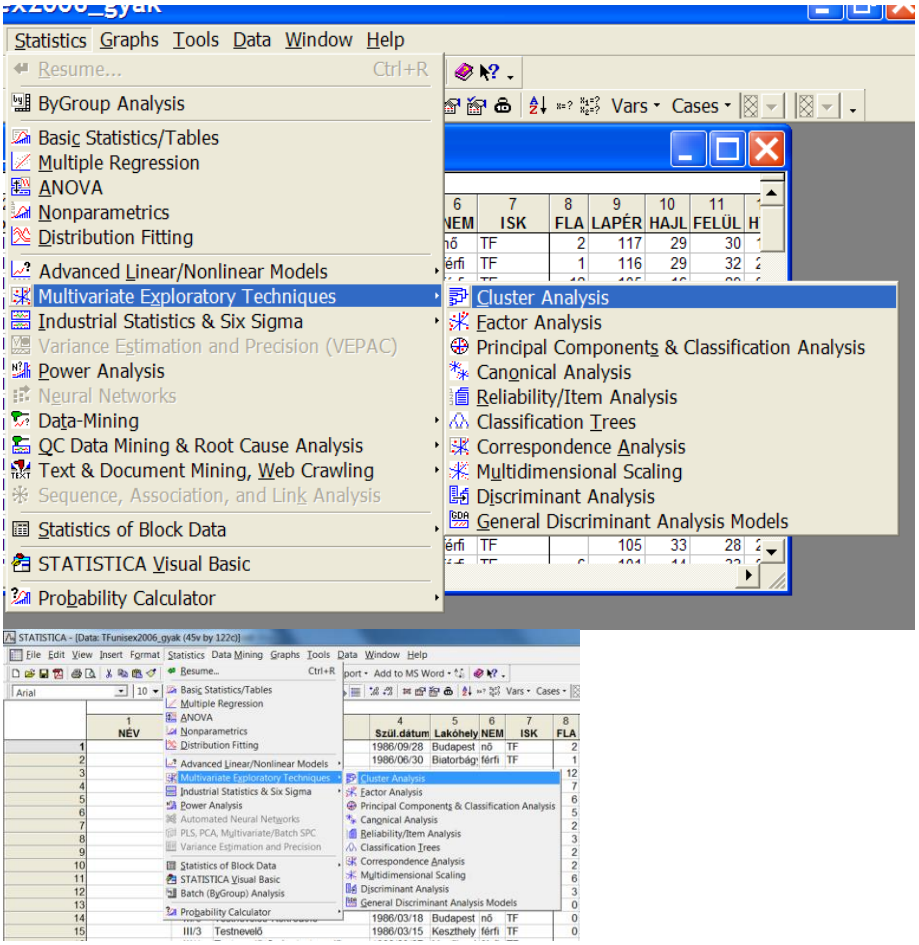
A clusteranalízis a DSC-hez hasonlóan kitűnő csoportosítási, klasszifikációs eljárás. A DSC esetében a csoportok előre adottak, illetve a lehetséges változatokból mi választjuk ki az elemezendő csoportokat. A clusteranalízis esetében fordított a helyzet, nincsenek előre meghatározott vagy kialakított csoportok, hanem az analízis eredménye szerint történhet a csoportosítás. A csoportosítás mindenképpen megtörténik, de mi határozhatjuk meg, hogy „honnantól kezdve" próbáljuk értelmezni a kialakított csoportokat. A csoportosítás, clusterezés többféle módszer, matematikai algoritmus szerint történhet. Adott esetben érdemes a különböző algoritmusokat kipróbálni és a leginkább értelmezhető változatot preferálni. Az analízis nem hipotézisvizsgálati eljárás, nincs szignifikancia vizsgálat. Sokkal inkább egy igen hasznos adatelemzési koncepciót jelent, ami a változókra és az esetekre/vizsgálati személyekre egyaránt elvégezhető. Általában utóbbinak, az esetek vizsgálatának van nagyobb jelentősége. A könyv vége felé, a motoros tesztek szakértői értékelésénél konkrét szakmai példát mutatok rá. E fejezetben azonban következetesen egy fájl adatain kívánok minden eljárást bemutatni, és ritka kivételként kifejezetten a „technikára" helyezem a hangsúlyt. (A gyakorlatban fordított a helyzet, a szakmai értelmezés a lényeg, nem pedig az eszközhasználat.)

A StatSoft és az SPSS talán a clusteranalízis terén tér el egymástól a legnagyobb mértékben. A két programcsomagnál már a FA és a DSC esetében is tapasztalhatók voltak jelentős és kissé zavaró terminológiai különbségek (pl. „Factor/Component" a faktoranalízisnél, vagy „Root/Function" a DSC esetében, illetve különösen a „Method…"

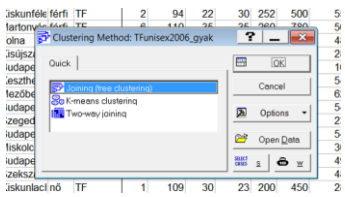
[40] Forrás: Wikipedia, http://commons.wikimedia.org/wiki/Image:Distance_matrix.PNG , http://commons.wikimedia.org/wiki/Image:Hierarchical_clustering_diagram.png

választási lehetőségeknél mindkét eljárásnál stb.). A számított eredmények azonban ott teljes mértékig megegyeztek. A clusteranalízis esetében a két programcsomaggal számított eredmények viszont nem mindig teljesen azonosak, apróbb eltérések tapasztalataim szerint néha előfordulnak. Kellő „kitartással" azért nagyon hasonló eredmények „elővarázsolhatók". A képhez persze az is hozzátartozik, hogy a klaszterezés – különösen a „K-means" változat – meglehetősen érzékeny a beállításokra, a választott algoritmusra. Ha módosítunk a beállításon, akkor részben eltérő csoportbesorolást kapunk. Már csak ezért is szoktam javasolni, hogy a clusteranalízist mindig egészítsük ki diszkriminancia analízissel (DSC). Nyugodtan ki lehet próbálni a különböző klaszterezési algoritmusokat – és azt a csoportosítást válasszuk, amelyiknél a követő DSC a legjobb pontosságú besorolási arányt mutatja ki. Az persze nem árt, ha a csoportosításnak értelmes szakmai magyarázatát is meg tudjuk adni…

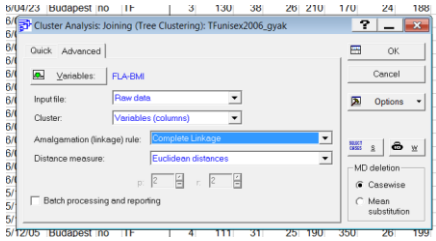
Eddigi gyakorló fájlunk adatain a clusterezés is bemutatható. A StatSoftnál a 168. ábra szerint indítható az analízis. A következő felnyíló ablak 3 clusterezési módszert kínál fel, amelyekből az első kettőt érdemes választani. Nézzük az elsőt, a fa diagramot, másképpen dendrogramot adó első módszert (169. ábra).



168. ábra: A clusteranalízis indító ablaka

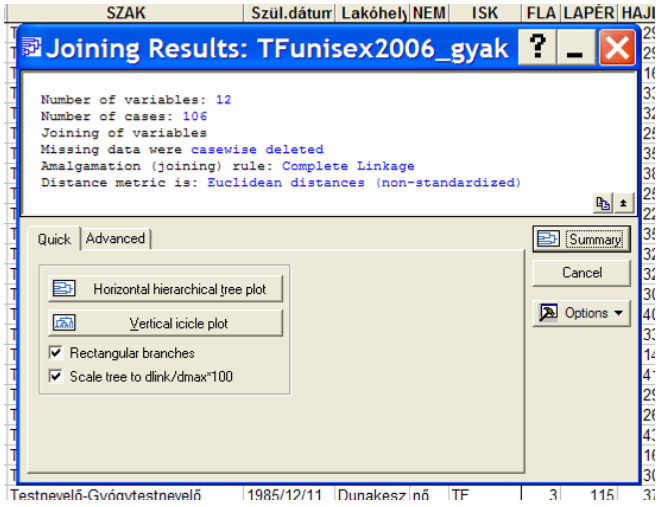


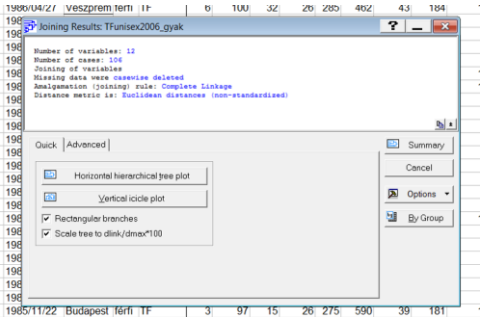
169. ábra: A választható clusterezési módszerek (StatSoft)



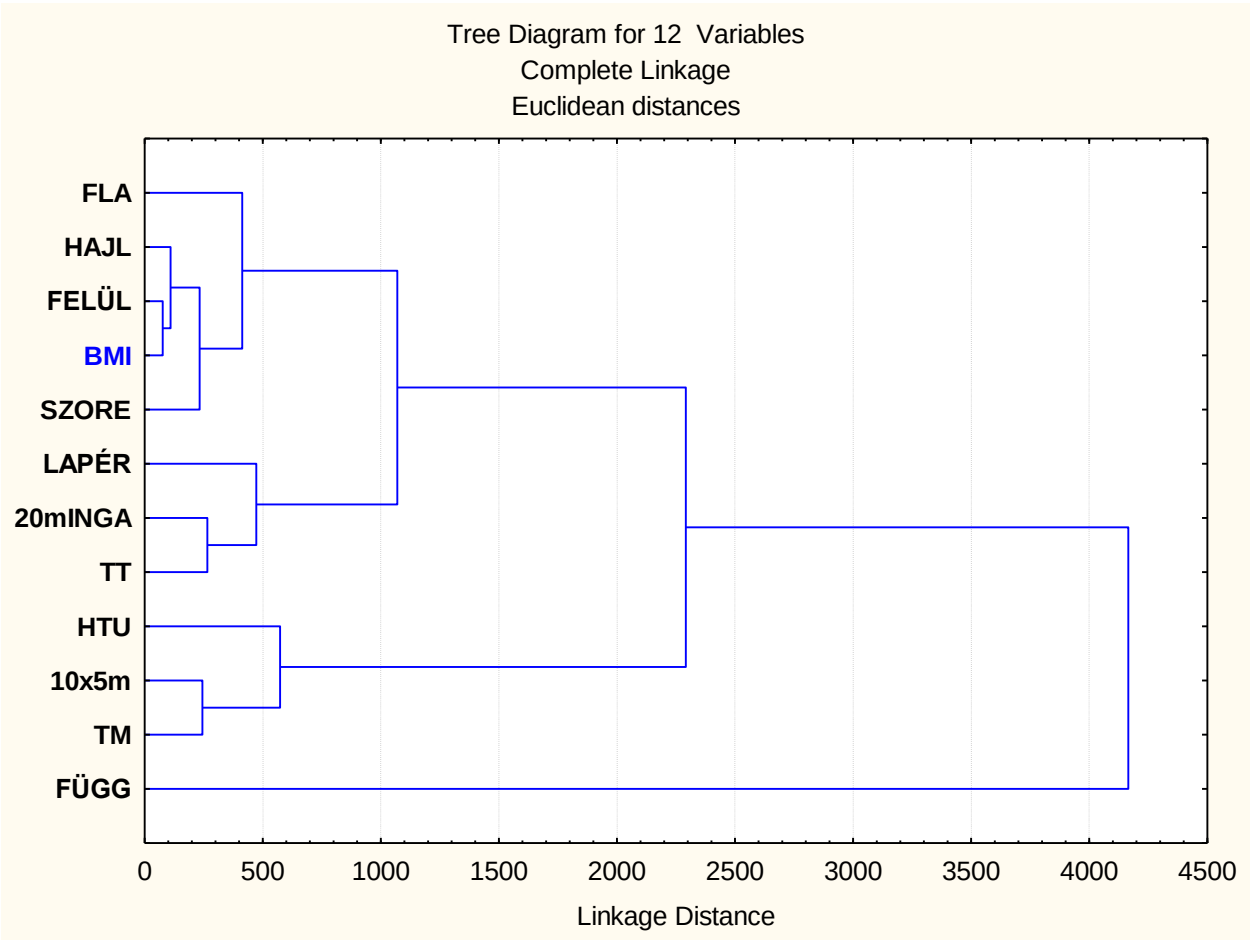
170. ábra: Az analízis beállítási lehetőségei

A szokásos módon a változók kijelölésével kezdődik a műveletsor. A 170. ábra szerint válasszuk a FLA-BMI közötti 12 változót és kapcsoljunk az „Advanced" ablakra. Az „Input file" beállítással nem kell foglalkozni. A „Cluster" sorban lehet választani, hogy változókra vagy esetekre kérjük az analízist. Ezúttal ezt is hagyjuk a változókon. Az „Amalgamation rule" sorban érdemes választani a „Complete Linkage" lehetőséget. (Tapasztalataim szerint ez a módszer adja a leghasználhatóbb eredményeket.) Egy „OK" és a következő ablakban (171. ábra) már le is kérhető a dendrogram (esetleg érdemes az x tengely 100 fokozatú skálára állítani az ábra szerint). Horizontális és vertikális formában egyaránt lekérhető, az alapbeállítás a horizontális forma. Az eredmény a 172. ábran látható. A változók 3 kisebb csoportosulása figyelhető meg, amihez nagyon távol, a legvégén kapcsolódik a FÜGG változó. Ha az ábrából nem egyértelmű és pontosan szeretnénk tudni, hogy melyik lépésben (melyik clusternél) mely változók „kapcsolódtak" össze, akkor lehívható az „Amalgamation shedule" a haladó menüből (173. ábra). Az eredményként kapott 76. táblázat egymást követő soraiból látható, hogy a változók, illetve a változók valamelyik korábban kialakított csoportja melyik lépésben és az x tengely milyen „távolságnál" kapcsolódtak egymáshoz. Úgy kell elképzelni, mintha balról kezdve lassan indulna minden változónál a vonal, a rajz.

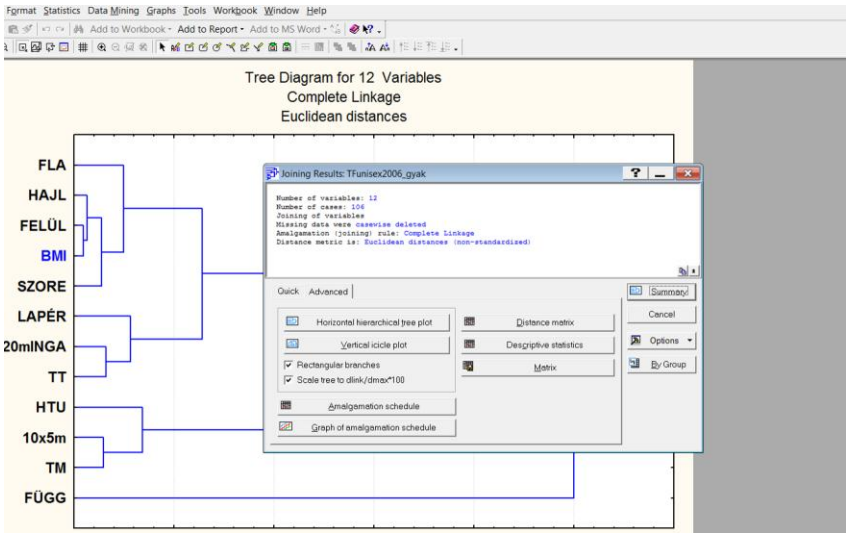




171. ábra: A dendrogram lekérése



172. ábra: A változók dendrogramja a példában



173. ábra: Az Advanced menü

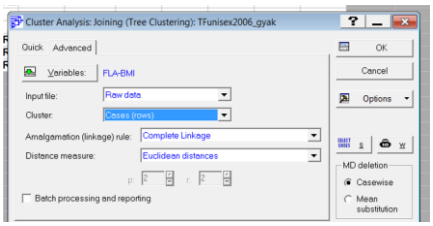
76. táblázat: A változók, illetve a változók csoportjainak összekapcsolódását jelző eredmények

	Amalgamation Schedule (TFunisex2006_gyak) Complete Linkage Euclidean distances											
linkage distance	Obj. No. 1	Obj. No. 2	Obj. No. 3	Obj. No. 4	Obj. No. 5	Obj. No. 6	Obj. No. 7	Obj. No. 8	Obj. No. 9	Obj. No. 10	Obj. No. 11	Obj. No. 12
76,54853	FELÜL	BMI										
110,0626	HAJL	FELÜL	BMI									
233,2954	HAJL	FELÜL	BMI	SZORE								
244,9367	10x5m	TM										
265,6200	20mINC	TT										
413,0714	FLA	HAJL	FELÜL	BMI	SZORE							
472,6214	LAPÉR	20mINC	TT									
573,5469	HTU	10x5m	TM									
1070,068	FLA	HAJL	FELÜL	BMI	SZORE	LAPÉR	20mINC	TT				
2291,802	FLA	HAJL	FELÜL	BMI	SZORE	LAPÉR	20mINC	TT	HTU	10x5m	TM	
4165,559	FLA	HAJL	FELÜL	BMI	SZORE	LAPÉR	20mINC	TT	HTU	10x5m	TM	FÜGG

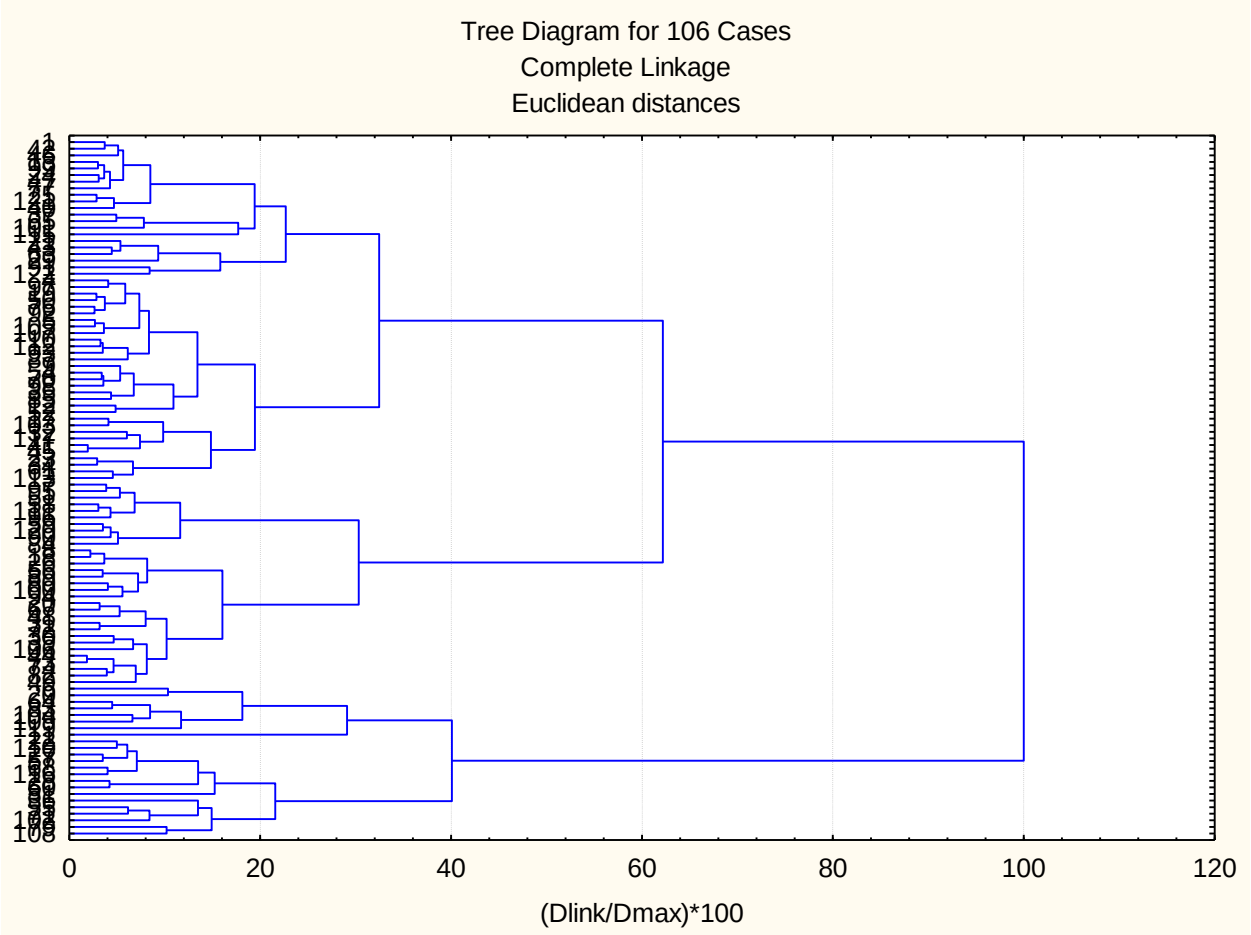
Elsőként az x tengely 76,5-ös értékénél a FELÜL és a BMI kapcsolódik össze. (A fa diagramon a beállítás miatt a 0-4165 értékű skála 0-1 értékűre transzformálódott.) 110-nél kapcsolódik hozzájuk a HAJL, majd 233-nál a SZORE. Ezt követően előbb a 10x5m és TM, majd rövidesen a 20mING és a TT alkot újabb fürtöt. 413-nál a harmadik lépésben kialakult csoporthoz csatlakozik a FLA, ezzel egy 5 tagú nagyobb csoportot képeznek. 472-nél kapcsolódik egy korábban kialakult kéttagú csoporthoz a LAPÉR, majd 573-nál a HTU egy másik kéttagú csoporthoz. Ezzel két újabb „nagy” csoport alakul ki 3-3 taggal. 1070-nél összekapcsolódik az 5 tagú és az egyik 3 tagú csoport. 2271-nél ehhez csatlakozik a másik 3 tagú csoport, majd a legvégén az egész csomóhoz a FÜGG változó.

A dendrogram „érdekes”, de szakmai szempontból túl sokat nem jelent, nem igazán lehet értelmezni. Sokkal több információt adhat a vizsgálati személyekre vonatkozó dendrogram (174. ábra, 175. ábra). A skála 50-edik értéke körül 3 nagyobb csoport különül el egymástól. Ezen a ponton azonban a StatSoft lehetőségei lényegében ki is merülnek. Sajnálatosan nem lehet e három clustert közvetlenül elmenteni az adatbázisba, mint az SPSS-nél. A távolságok mátrixát ugyan el lehet menteni egy önálló adatbázisba, és annak alapján

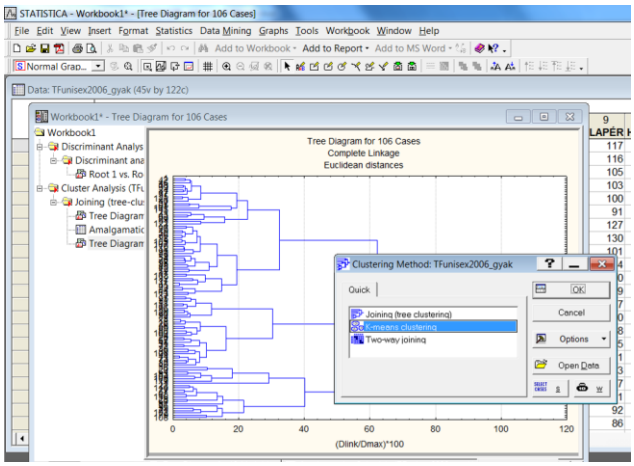
végül is elvileg megoldható a csoportok tagjainak beazonosítása és lekódolása. Az eljárás azonban meglehetősen nehézkes. Sokkal egyszerűbb, ha a „másik”, a „K-means clustering” analízist végezzük el (176. ábra).



174. ábra: Az esetekre vonatkozó dendrogram lekérése

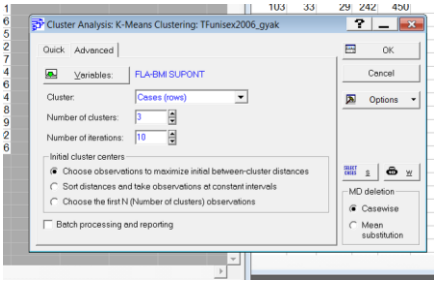


175. ábra: A vizsgálati személyek dendrogramja az Eurofit felmérés változói alapján

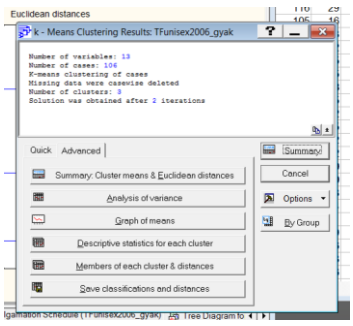


176. ábra: A „K –Means Clustering” indítása

A dendrogram alapján eldöntjük, hogy hány csoportot kívánunk egymástól elkülöníteni. Jelen esetben 3 célszerű. Két „Cancel” után visszajutunk a 169. ábra szerinti ablakhoz és válasszuk a „K-means” módszert. A felnyíló ablakban váltsunk át az „Advanced” pontra (176. ábra, 177. ábra), és állítsuk be az elkülöníteni kívánt csoportok számát a „Number of cluster” pontban. (A default érték 2 csoport.) Természetesen itt is lehet választani a változókra vagy az esetekre végzett clusterezés között, értelemszerűen maradjunk a „Cases”-nél. Ne felejtkezzünk el a változók kijelöléséről: az eddigiek mellé vegyük be az SUPONT változót is. (Ez pusztán a példa megértését és az áttekinthetőséget segíti. Ellenőrizhető, hogy bevonása vagy kizárása nem változtat az eredményeken. Sem a dendrogramon, sem a K-means clusterezésen.) Az „OK” után felnyíló ablakban (178. ábra) aztán mindent megtudhatunk a csoportjainkról, és az esetek besorolása is elmenthető szükség esetén. Utóbbira akkor lehet szükség, ha pl. a clusteranalízis szerinti besorolást meg kívánjuk vizsgálni diszkriminancia analízissel is. A clusteranalízis és a DSC remekül kiegészíti egymást!



177. ábra: A K-Means klaszterezés alapbeállításai



178. ábra: A „K-Means Clustering” műveleti ablakai

77. táblázat: A változók átlagai a „K-Means” klaszteranalízisben elkülönített csoportoknál

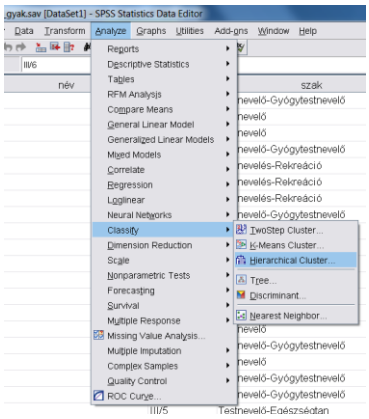
	Cluster Means (TFunisex2006_gya		
Variable	Cluster No. 1	Cluster No. 2	Cluster No. 3
FLA	3,2903	2,7561	3,5000
LAPÉR	116,1290	106,4878	94,7941
HAJL	32,3548	30,6098	26,4706
FELÜL	25,2258	29,3171	30,6765
HTU	196,6129	230,2439	239,5882
FÜGG	170,9677	381,5366	549,6177
SZORE	25,2258	42,2683	52,0294
10x5m	196,2903	186,3659	185,9706
20mINGA	62,4194	79,0976	72,5294
TT	60,1613	69,2683	76,9118
TM	167,3548	175,1951	180,3529
BMI	21,4869	22,4668	23,5502
SUPONT	69,0528	93,9936	102,1826

De térjünk vissza példánkhoz, és hívjuk le az eredményeket. A „Summary” után máris láthatók a csoportonkénti átlagok minden változónál. A klaszter átlagokból azonnal látható, hogy a 3 csoport teljesen egyértelműen a motoros teljesítmények szerint különül el egymástól! Kvázi „gyenge-közepes-jó” csoportok, 69-94-102 összpontszám átlaggal. A FLA és a HAJL kivételével minden tesztnél hasonló tendencia figyelhető meg (77. táblázat). Ha lehívjuk a varianciaanalízist látható, hogy csak a FLA esetében nem szignifikáns az eredmény (78. táblázat). Azt persze még nem tudjuk – bár a dendrogram alapján sejtjük – , hogy mekkorák és kikből állnak csoportjaink. Ehhez a csoportonkénti leíró statisztikákra („Descriptive…”) és a csoportok tagjaira („Members…”) vonatkozó gombokra kell kattintani (178. ábra). Az eredménytáblázatokat itt már nem mutatom be. Pusztán jelzem, hogy a csoportok elemszáma N_1= 31, N_2=41, N_3=34. Ha a besorolást elmentjük („Save…”), akkor további számításokhoz csoportosítási változóként felhasználható. A mentéssel kapcsolatban fontos megjegyezni, hogy mentés előtt megjelenik egy ablak, ahol a clusterezés szerinti besorolások mellé kiválaszthatók az eredeti adatbázis menteni kívánt változói is. **Az adatok egy új adatbázisba kerülnek, amit külön menteni kell!** Ebben már nem lesznek benne a „Missing” adatok! Ha nem választunk ki változókat, akkor csak az esetek sorszáma, clustere és a számított távolságérték (distance) kerül bele az új táblázatba. A legjobb eljárás az, ha az összes eredeti változót kijelöljük és a kapott adattáblázatot új néven elmentjük. Ebben az esetben az utolsó 3 változóként kerülnek rögzítésre az említett klaszterezési értékek (sorszám, cluster, distance).

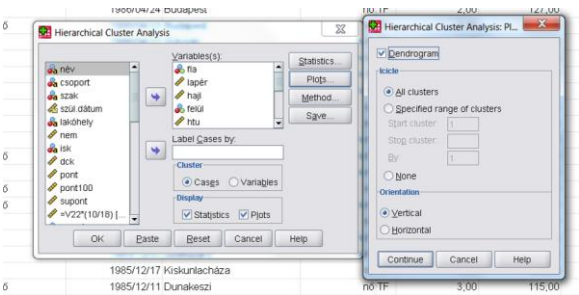
78. táblázat: A „K-Means” klaszteranalízisen belül változókra végzett varianciaanalízis eredménye

Variable	Analysis of Variance (TFunisex2006_gyak)					
	Between SS	df	Within SS	df	F	signif. p
FLA	11	2	1118,4	103	0,5128	0,600334
LAPÉR	7439	2	23743,3	103	16,1352	0,000001
HAJL	606	2	5689,3	103	5,4865	0,005443
FELÜL	520	2	1841,7	103	14,5524	0,000003
HTU	33074	2	74955,1	103	22,7247	0,000000
FÜGG	2328825	2	457719,2	103	262,0264	0,000000
SZORE	11879	2	12320,4	103	49,6560	0,000000
10x5m	2242	2	15186,9	103	7,6028	0,000832
20mINGA	4919	2	64425,6	103	3,9321	0,022613
TT	4553	2	8787,0	103	26,6830	0,000000
TM	2767	2	5701,3	103	24,9931	0,000000
BMI	69	2	403,9	103	8,8336	0,000288
SUPONT	19254	2	16926,3	103	58,5831	0,000000

Ezek után nézzük meg az SPSS megoldását. Előre jelzem, hogy nagy esetszámoknál az SPSS dendrogramja kezelhetetlen. Újabban pedig még csúnya is. Nagy előnye viszont, hogy a kiválasztott számú besorolási klaszter minden esetre vonatkozóan közvetlenül az eredeti adatbázisba menthető, méghozzá többféle részletezés szerint. Továbbá az sem véletlen, hogy a DSC-vel egy csoportban, a klasszifikációs eljárások között kezeli a clusteranalízist. A fa diagramot –dendrogramot – eredményező clusterezési eljárás elnevezése az SPSS esetében „Hierarchical Cluster…” (179. ábra).

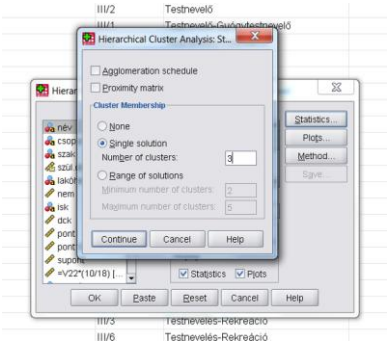


179. ábra: A clusteranalízis indító műveleti ablaka (SPSS)



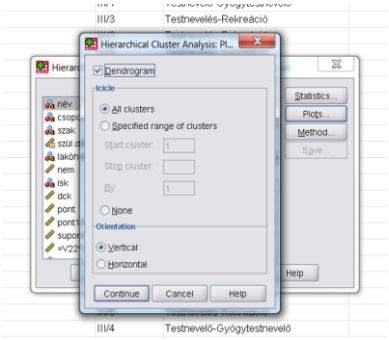
180. ábra: Változók és műveletek kijelölése (SPSS)

A felnyíló ablakban itt is elsőként a változókat kell kijelölni, ezt követi a műveletek és lekérni kívánt adatok részletes beállítása az SPSS-nél megszokott logika szerint. Ebben az ablakban lehet kijelölni, hogy az analízis esetekre vagy változókra vonatkozzon („Cluster/Cases/Variables"). A „Cases" a default. Ugyancsak itt állítható be, hogy a statisztikákat és az ábrákat is kérjük-e kijelezni („Display/Statistics/Plots", mindkettőt nem lehet kikapcsolni). Végül itt indítható a statisztikák, az ábrázolás, a klaszterezési módszer, és a mentés részletező ablaka (180. ábra).



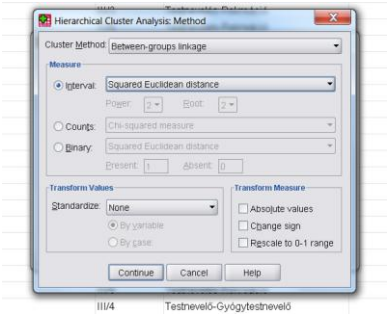
181. ábra: A „Statistics…" ablak beállítási lehetőségei

A statisztikáknál kevés a beállítási lehetőség (181. ábra), és a kapott eredmények áttekinthetősége is nehézkes. Véleményem szerint akkor járunk a legjobban, ha itt csak a csoportba sorolásokat kérjük le egyféle („Single solution") vagy eleve többféle csoportosítás („Range of solutions") szerint.

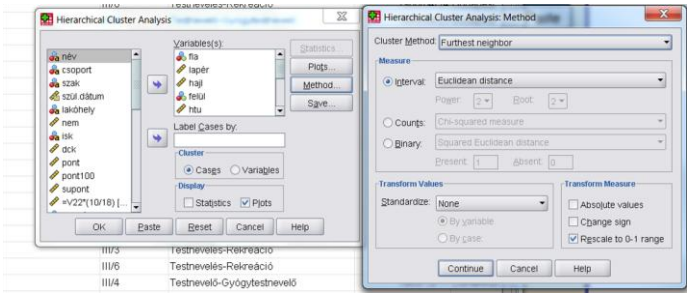


182. ábra: A „Plots …" ablak beállítási lehetőségei

A „Plots…" ablakban a lekérendő ábrák állíthatók be. A dendrogram alapbeállításként nincs kijelölve! Szerintem érdemes csak a dendrogramot beállítani (182. ábra).

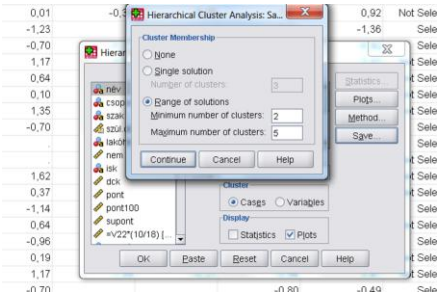


183. ábra: Default beállítás a „Method…" ablakban



184. ábra: A „Complete linkage, Euclidean distance” algoritmus beállítása az SPSS-nél

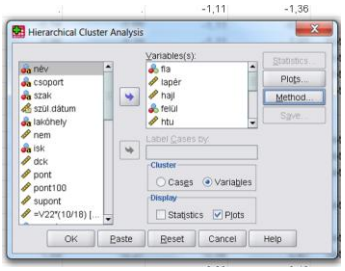
A „Method…” ablak az eddigiekhez képest sok választási lehetőséget nyújt, ami a „gyanútlan” felhasználót igencsak megzavarhatja. Az SPSS által preferált alapbeállítás (183. ábra) nem rossz. Az általam preferált és a StatSoftnál már jelzett „Complete linkage” algoritmus azonban a 184. ábra szerint állítható be. Válasszuk a „Furthest neighbor/Euclidean distance” algoritmust. A „Complete Linkage” kijelzés kiírása azonban majd csak az eredményeknél jelentkezik az „Output”-ban… (v.ö.: 167. ábra).



185. ábra: A „Save …” ablak beállítási lehetőségei

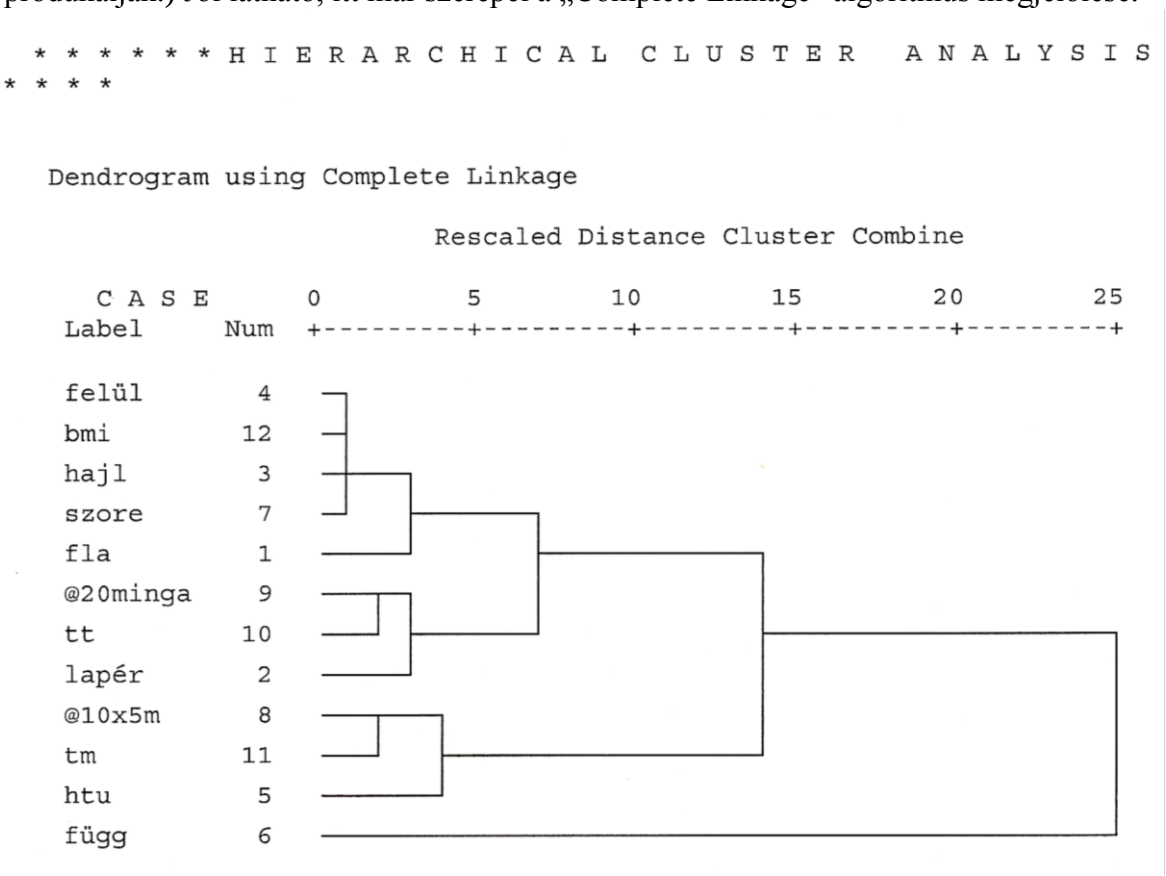
Az SPSS clusteranalízisének leghasznosabb része az esetek klaszterszámának mentési lehetősége (185. ábra). A StatSoftból ez a lehetőség nagyon hiányzik! Lehet kérni egyféle csoportosítási besorolást, ekkor a kívánt csoportok számát kell beírni a „Single solution” ponthoz. Lehet kérni azonban többféle csoportosítási besorolást is a „Range of solutions” pontban, a legkevesebb és a legnagyobb csoportszám megjelölésével. Senkit ne zavarjon, hogy a program a clusterek számát kéri, mert ez gyakorlatilag a csoportokat, illetve azok számszerű kódját jelöli! A menteni kívánt csoportosítási változó elnevezése az ábrán szereplő példa szerint „CLU5_1 – CLU4_1” stb., ahol az első szám a kategóriák (clusterek) számát jelzi, a második pedig a mentés sorszáma. Újabb analízisek eredményeinek mentésénél a változó nevében szereplő sorszám - utolsó érték – értelemszerűen nő.

Az ablakkal kapcsolatban fontos megjegyezni, hogy a csoportosítási besorolás mentési lehetősége csak az esetekre/vizsgálati személyekre vonatkozik. A változókra lekért analízis esetén a mentési funkció nem érhető el (186. ábra).



186. ábra: A változókra lekért analízis esetén a mentési funkció inaktív

Végül nézzünk meg egy SPSS által készített dendrogramot. Az analízist a FLA-BMI közötti 12 változóra kérjük a javasolt és 186. ábran feltüntetett beállításokkal. Az eredményként kapott 187. ábra teljesen megegyezik a 172. ábraval – bár a két grafika között fényévnyi a különbség (Sőt, az újabb SPSS verziók a már 188. ábra szerinti eleganciát produkálják.) Jól látható, itt már szerepel a „Complete Linkage" algoritmus megjelölése.



187. ábra: Dendrogram a változókra (SPSS)

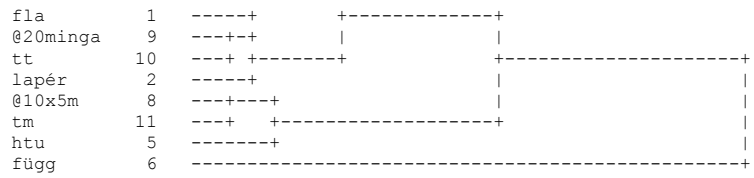
```
* * * * * * * * * * * * * * * * * * * * H I E R A R C H I C A L  C L U S T E R  A N A L Y S I S * * * * * *
* * * * * * * * * * * * *

Dendrogram using Complete Linkage

                    Rescaled Distance Cluster Combine

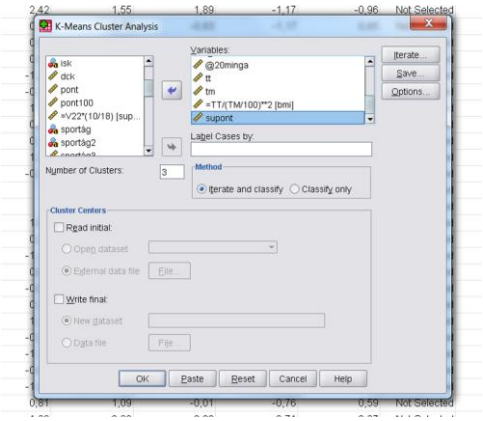
  C A S E      0         5        10        15        20        25
  Label     Num  +---------+---------+---------+---------+---------+

  bmi        12   -+
  dck        13   -+
  felül       4   -+-+
  hajl        3   -+ +-+
  szore       7   ---+ +-------+
```



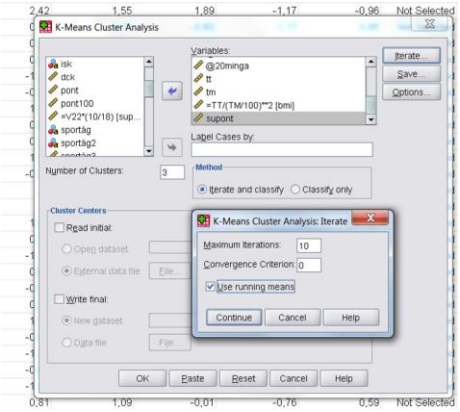
188. ábra: Dendrogram az SPSS 17.0 verzióval

Gyorsan nézzük meg még az SPSS „K-Means" módszerét. A módszert az SPSS esetében kizárólag az esetekre, vizsgálati személyekre lehet elvégezni. Változókra nem végezhető el a számítás, mint a StatSoft esetében, csak az esetekre (cases). Az eredmények bemutatását nem ismétlem meg, csak az elvégzendő műveletekre és beállításokra térek ki. Rögtön megjegyzem, hogy ez az egyetlen eljárás, ahol bármit próbáltam, nem sikerült teljesen egyforma eredményt kapnom az SPSS-el és a StatSofttal. Az eredmények jellege azonban teljesen azonos: motoros próbák esetében teljesen egyértelműen és mindig a teljesítmények szerint történik a csoportosítás.



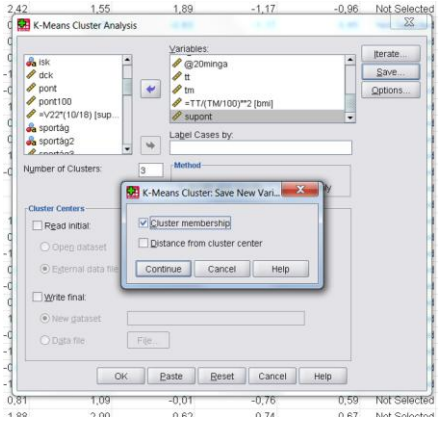
189. ábra: A K-means Cluster Analysis beállítási lehetőségei

A műveleti ablakban a változók kijelölése után a kiszűrendő clusterek, csoportok számát kell megadni („Number of Cluster", az alapbeállítás 2 csoport).



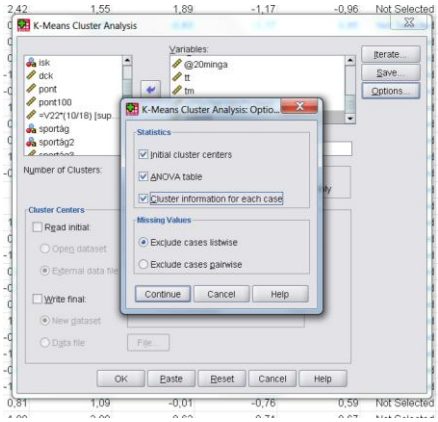
190. ábra: Az „Iterate …" ablak beállítási lehetőségei

Az „Iterate” ablakban a beállított számszerű értékekhez ne nyúljunk. A többlet lehetőséget viszont célszerű kiválasztani („Use running means”) – és csak így kaphatunk a StatSoft számításaihoz hasonló eredményeket.



191. ábra: A „Save …” ablak beállítási lehetőségei

A „Save” ablakban be lehet állítani, hogy az eredeti (!) adatbázis milyen klaszterezésből származó változóval vagy változókkal bővüljön. Az új változó(k) az adatbázis végére, új oszlopba kerül(nek). Természetesen be lehet állítani, hogy semmi se kerüljön mentésre. A besorolási változóként kezelhető klaszter értékek a „QCL_1” elnevezésű változóba kerülnek. Ha további analíziseket is végzünk, újabb ilyen változók kerülnek rögzítésre, utolsó értékükben növekvő számokkal megkülönböztetve egymástól. Ezekben az esetekben nagyon fontos, hogy jegyezzük fel magunknak a klaszterzés pontos feltételeit, paramétereit, mert utólag erre nem lehet emlékezni.



192. ábra: A „Option …” ablak beállítási lehetőségei

Az opciók ablakában a lekérendő statisztikák és a hiányzó adatok kezelése állítható be. Az ábrán szereplő beállítás a legcélszerűbb.

Megjegyzés a klaszterezéshez

A kiszűrt csoportokban többnyire vegyesen fordul elő a két nem. Az unisex minta ebből a szempontból nem a legszerencsésebb, azonban így jön ki teljesen egyértelműen az eltérő teljesítmények szerepe a clusterek kialakulásánál. Szakmai értelmezése a nemek arányának a kialakított csoportokban nem lehet, pusztán a nemtől független emberi

teljesítmény megkülönböztető hatása emelhető ki. Az természetesen itt is látszik, hogy a férfiak abszolút teljesítőképessége magasabb. Erre pont az egyforma „mérce” miatt lenne szükség – de a szakmai elemzések döntő többségét már nemenkénti bontásban szükséges elvégezni!!!

5.7.9. További példa a klaszter- analízisre (forrás: motor.sav) (Ács P.)

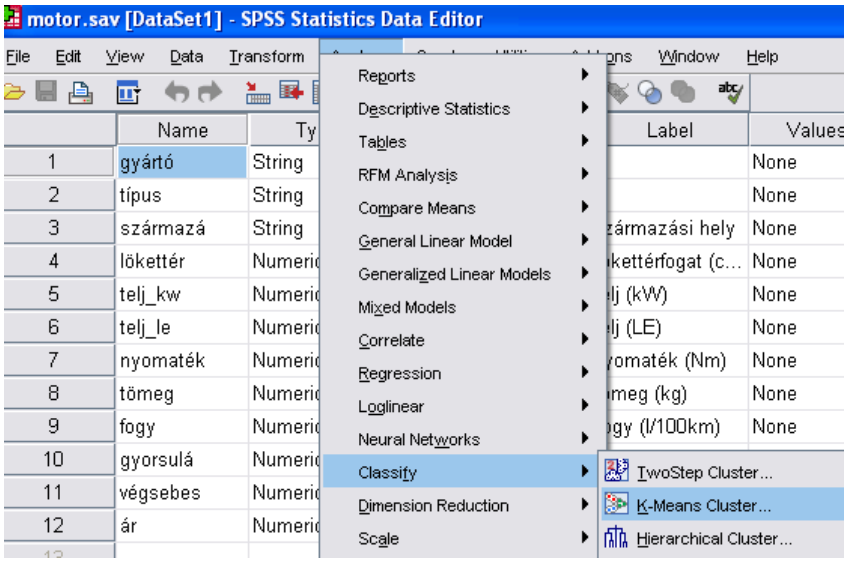
A klaszter- analízis a változók csoportosításával foglalkozó, dimenziócsökkentő módszer. Az analízis lényege, hogy a megfigyelési egységeket csökkentse (a faktor- analízis a változók számát csökkenti), összetartozó csoportokba rendezze, az elemzésbe bevont változó alapján. Az elemzés akkor sikeres, ha az egy csoportba, klaszterbe tartozók mindegyik vizsgált változó mentén közel vannak egymáshoz, viszont a többi csoporttól, klasztertől távol kerülnek.

A klaszter-analízisnek két nagy módszertani csoport mentén kategorizálják. Léteznek a hierarchikus (faszerű felépítés) és a nem hierarchikus (K-közép) eljárások. A hierarchikus módszereknél az úgynevezett összevonó klaszterelemzést (egyszerű-, teljes-, átlagos láncmódszer, ward módszer, centroid módszer) alkalmazzák leggyakrabban, ahol a folyamat megkezdésekor külön lévő elemeket (klasztereket) egyre nagyobb, majd legvégül egyetlen klaszterbe vonjuk össze. A módszert akkor alkalmazzák a kutatók, amikor előre nem tudják a klaszterszámot meghatározni. A nem hierarchikus K-közép eljárást nagyobb minták esetén érdemes alkalmazni, hiszen ilyen esetekben egyszerűbben értelmezhető, mint a hierarchikus eljárások. Az eljárás során a létrehozandó klaszterek számát előre rögzíteni kell!

Annak eldöntése, hogy melyik módszert válasszuk nehéz feladat, mely függ a kutató témában folytatott eddigi felméréseitől és hozzáértésétől. Éppen ezért leggyakrabban a két módszert egyszerre alkalmazzák. Első lépésben a hierarchikus módszerrel meghatározzák a klaszterek számát, majd a nem hierarchikus módszerrel elvégzik az elemzést, illetve a változók csoportosítását. Jelen esetben a nem hierarchikus módszert alkalmazzuk, mivel előzetes információval rendelkezünk a klaszterek számának tekintetében. Ennek megfelelően három klaszterbe fogjuk rendezni a típusokat. Megjegyezendő, ha a vizsgálatban bevont változóink különböző mérési skálán lennének, akkor először standardizálni[41] kellene az értékeket, majd ezt követően már elvégezhető a különböző skálákon mért adatok összehasonlítása.

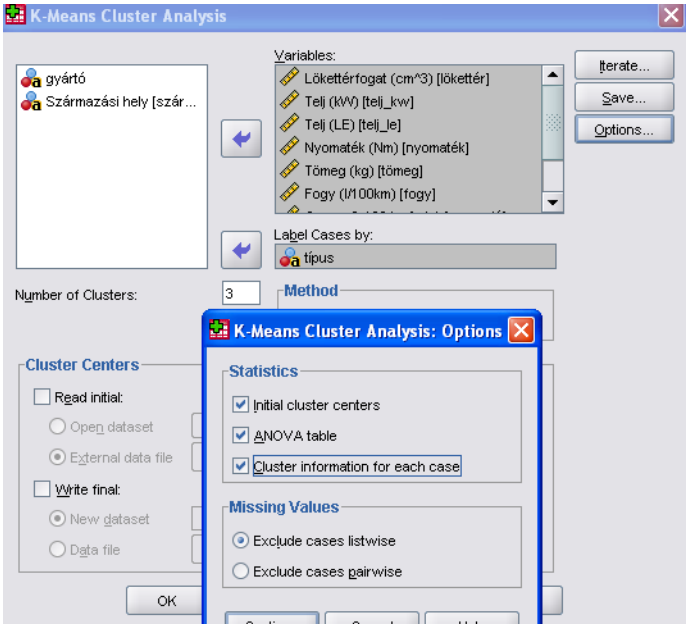
A vizsgálatot az Analyze/Classify/K-Means Cluster moduljának segítségével készíthetjük el. (Forrás: motor.sav)

[41] Az átlagot kivonjuk az egyes értékekből és elosztjuk a szórással, melynek eredményként a standardizált skála átlaga 0, szórása 1 lesz. Az SPSS-ben az Analyze/Classify/Hierarchial Cluster/Method/Transform Values/Standardize: Z Scores/ By Variable menüpont alatt tehetjük ezt meg.



193**. ábra**: A klaszter-analízis beállításai (SPSS)

Ezt követően az első lépésben a vizsgálatba bevonni kívánt változókat (lökettérfogat, teljesítmények, nyomaték, tömeg, fogyasztás, gyorsulás, végsebesség, ár) a nyíl segítségével mozgassuk be a Variables dobozba. A Label Cases by dobozba kerüljön a típus, hiszen ez alapján szeretnénk címkézni. Ezt követően az Optinos modulban kérjük az Anova táblát és minden esetre vonatkozó klaszterinformációt is (Cluster inforrmation for each case).



194. ábra: A változók kijelölése

Az Iterate[42] dobozzal most nem foglakozzunk, hagyjuk meg az alapbeállításokat. Ezt követően a Continue, majd az Ok lenyomásával a következő eredményekhez jutunk:

[42] Az iteráció azt jelenti, hogy a program mindig újraszámolja a klaszterközéppontokat mindaddig, míg új elem kerül a klaszterhez. Ez egészen eltart addig, míg a középpontok nem változnak, vagyis stabil szerkezetet kapunk.

Initial Cluster Centers

	Cluster		
	1	2	3
Lökettérfogat (cm^3)	750	1298	1449
Telj (kW)	68	106	50
Telj (LE)	92	144	68
Nyomaték (Nm)	67	134	110
Tömeg (kg)	235	263	385
Fogy (l/100km)	4,8	4,9	5,4
Gyors. 0-100 km/h (s)	3,6	2,9	6,5
Végsebesség (km/h)	223	245	158
Ár (Ft)	1798000	3750000	7309000

195. ábra: Klaszter középpontok

A fenti első táblázat azt mutatja, hogy milyen középpontokból indult ki a program. Miután három klasztert kértünk, így természetesen ennyi középpontot hozott létre program, annyi változó mentén, amennyit bevontunk az elemzésbe.

A következő táblázat adatai alapján négy iterációra került sor.

Iteration History

	Change in Cluster Centers		
Iteration	1	2	3
1	521368,4	86888,712	764600,0
2	78631,594	51211,558	340828,6
3	50000,000	64621,056	,000
4	,000	,000	,000

196. ábra: Iterációk

A Cluster Membership táblázatának segítségével láthatóvá válik, hogy az egyes típusokat mely klaszterben helyezte el a program. Itt a táblázat részletéből látszik a klaszter száma és a középpontjától vett távolság is. Ez alapján pl. az Aprilia RST 1000 Futura típusú motor az egyes klaszterben lesz.

Cluster Membership

Case Number	típus	Cluster	Distance
1	RST 1000 Futura	1	401000,0
2	RSV mille R	2	176621,1
3	Tornado 900 i.e.	2	722479,0
4	F 650 GS	1	266000,2
5	R 1100 S	2	378521,1
6	R 1150 RT	2	412479,0

197. ábra: Klaszterbe sorolás

Az ezt követő végleges klaszterközpontok táblázata nagyon fontos információkkal szolgál, hiszen segítségükkel jellemezhetjük és nevezhetjük el a keletkező klasztereket.

Final Cluster Centers

	Cluster		
	1	2	3
Lökettérfogat (cm^3)	931	1071	1418
Telj (kW)	70	94	62
Telj (LE)	95	128	85
Nyomaték (Nm)	86	107	117
Tömeg (kg)	236	234	345
Fogy (l/100km)	5,7	5,7	6,1
Gyors. 0-100 km/h (s)	3,9	3,3	5,3
Végsebesség (km/h)	217	252	181
Ár (Ft)	2448000	3676521	6203571

198. ábra: Végső klaszterközpontok

Ennek alapján jól megkülönböztethető csoportokat lehet elkülöníteni:

1. klaszter (**„utcai motorok”**): ebbe a csoportba tartoznak a viszonylag olcsó, alacsony, illetve közepes teljesítményű motorok. Főleg az alacsonyabb lökettérfogatú (600-1000 cm^3) gépek alkotják ezt a csoportot. Közepes gyorsulással és végsebességgel rendelkeznek.
2. klaszter („**sport - túra motorok**”): ebbe a csoportba a nagy lökettérfogatú, nagy teljesítményű járművek tartoznak magas végsebességgel és nyomatékkal. Ezeket a járműveket általában a sportos beállítottságú, ám túrázni is kedvelő vásárlók választják.
3. klaszter („**országúti nehéz cirkálók**”): ebbe a csoportba tartoznak a nehéz, lassú, de nagy nyomatékkal, és rosszabb gyorsulással bíró motorok, óriási lökettérfogattal és magas árral. Ők a tipikus nehéz cirkálók tulajdonosaik, akik egy külön „életérzéssel, életstílussal” is bírnak.

Distances between Final Cluster Centers

Cluster	1	2	3
1		1228521	3755571
2	1228521		2527050
3	3755571	2527050	

199. ábra: A klaszterek közötti távolságok táblázata

A Distances between Final Cluster Centers táblázata azt bizonyítja, hogy a keletkezett klaszterek távol kerületek egymástól. A klaszterek közti távolságot mutatja ez a táblázat.

A következő táblázat hasonlít a már megismert Anova táblázatra, azonban hiányzik a már megszokott Sum of Squres és a Total oszlop. A tábla alatti magyarázó szöveg is felhívja a figyelmet arra, hogy nem egy hagyományos szignifikancia- tesztről van szó.

ANOVA

	Cluster		Error			
	Mean Square	df	Mean Square	df	F	Sig.
Lökettérfogat (cm^3)	649108,695	2	55645,613	47	11,665	,000
Telj (kW)	4284,065	2	478,847	47	8,947	,001
Telj (LE)	7858,366	2	882,425	47	8,905	,001
Nyomaték (Nm)	3888,055	2	378,853	47	10,263	,000
Tömeg (kg)	36552,543	2	1238,199	47	29,521	,000
Fogy (l/100km)	,642	2	,683	47	,940	,398
Gyors. 0-100 km/h (s)	10,136	2	,991	47	10,226	,000
Végsebesség (km/h)	14510,333	2	1299,967	47	11,162	,000
Ár (Ft)	3,907E13	2	2,195E11	47	178,009	,000

The F tests should be used only for descriptive purposes because the clusters have been chosen to maximize the differences among cases in different clusters. The observed significance levels are not corrected for this and thus cannot be interpreted as tests of the hypothesis that the cluster means are equal.

200. **ábra: A klaszterek közötti varianciaanalízis**

A Sig. alacsony értéke mutatja, hogy a klaszterközéppontok mindhárom klaszterképző mentén szignifikánsan különböznek. A táblázat adatai alapján azt tapasztaljuk, hogy a fogyasztás változótól eltekintve a többi változóban szignifikáns különbséget találunk. Ez alapján újra fogjuk futtatni az analízist a fent említett változó (fogyasztás) mellőzésével. A táblabeli F-értékek még jelezhetik számunkra, hogy mely változó mentén sikerült a legjobban elkülöníteni a klasztereket. Minél magasabb F-értéke, annál tökéletesebb az adott változó mentén a klaszter kialakítása, vagyis annál fontosabb a változó a klaszterezési eljárásban. Ez alapján az ár a legerősebb klaszterképző változó.

Ennek tudatában futassuk le ismét az analízist, immáron a fogyasztás változó nélkül. Az eddig magyarázott táblázatok értelmezése egyező. A létrejött új táblázatok közül az utolsóról még nem esett szó, amely a klaszterekben található egyedeknek a számát mutatja.

Number of Cases in each Cluster

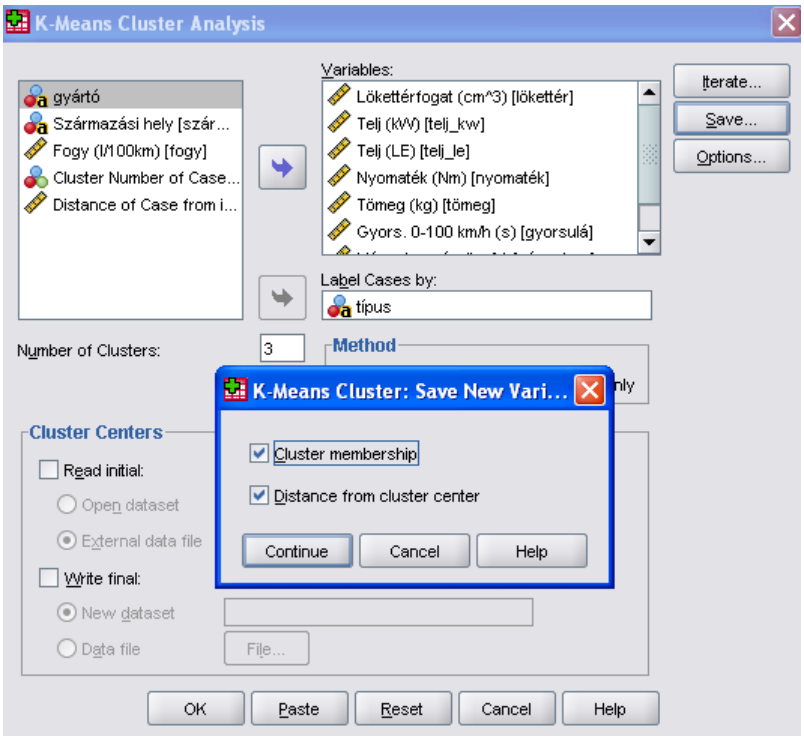
Cluster	1	24,000
	2	19,000
	3	7,000
Valid		50,000
Missing		3,000

201. **ábra: Esetszámok a klaszterekben**

A program az ötven motort helyezett el három klaszter mentén. Három egyedet nem tudott a módszer besorolni, mert az áradatok nem ismertek. Az első klaszterbe (utcai motorok) 24 motor található, a másodikban (sport - túra motorok) 19, míg a harmadikban (országúti nehéz cirkálók) 7 darab.

A nagyobb gyártók sratégiájára is rávilágít ez az elemzés: a BMW öt terméke került be az adatbázisba, ebből egy „utcai motor”, egy „országúti nehéz cirkáló”, a többi pedig „sport - túra motor”, mint ahogyan azt vártuk. Az olasz Ducati csak az egyes klaszterbe tartozó motorokkal szerepel a vizsgálatban, míg az amerikai Harley-Davidson hat szereplő motorjából öt a hármas csoport tagja! Ne felejtsük el, hogy a hármas csoportnak mindössze hét eleme van. A Honda kilenc modellje között van egy „Harley-imitátor” (legalábbis a paramétereket tekintve), az összes többi azonban a másik két csoportba tartozik, ahogy a

Kawasaki összes típusa is. A Suzuki szinte kivétel nélkül az egyes csoportba tartozó motorokat árusít, ahogy a Yamaha is (Mindez természetesen csak az adatbázisunk adataira vonatkozik.). Ezt követően lehetőségünk van a klaszter- analízis során keletkező eredmények (klaszter szám, illetve klaszterközéptől való távolság) mentésére.



202. ábra: A klaszter- analízis során keletkező adatok mentésének modulja

5.7.10. Korrespodencia analízis (Ács P.)

Az asszociációs kapcsolat (kereszttábla elemzés, χ^2- próba) vizsgálat során kisebb fajta hiányérzetünk támadhatott az összetartozó értékek grafikus szemléltetését illetően, melyben probléma megoldásában a **korrespondencia- analízis segíthet**. „A korrespondencia- analízis lehetővé teszi, két nominális változó kapcsolatának grafikus megjelenítését egy többdimenziós, de a szemléletesség és a könnyű értelmezhetőség kedvéért kis dimenziószámú térben (általában síkban). Az egymáshoz hasonló kategóriák ezekben az ábrázolásokban is közel kerülnek egymáshoz. Az eredmények értelmezése az alkalmazott normalizáló eljárástól függ. A SPSS-ben az alapértelmezett normalizálás a sor- és az oszlopváltozók kapcsolatát elemzi.” (*Ketskeméty- Izsó* 2005, 417.o.) Az elemzésnek létezik egy bonyolultabb változata is (többszörös korrespondencia- analízis), mellyel jelen könyvünkben nem foglakozunk.

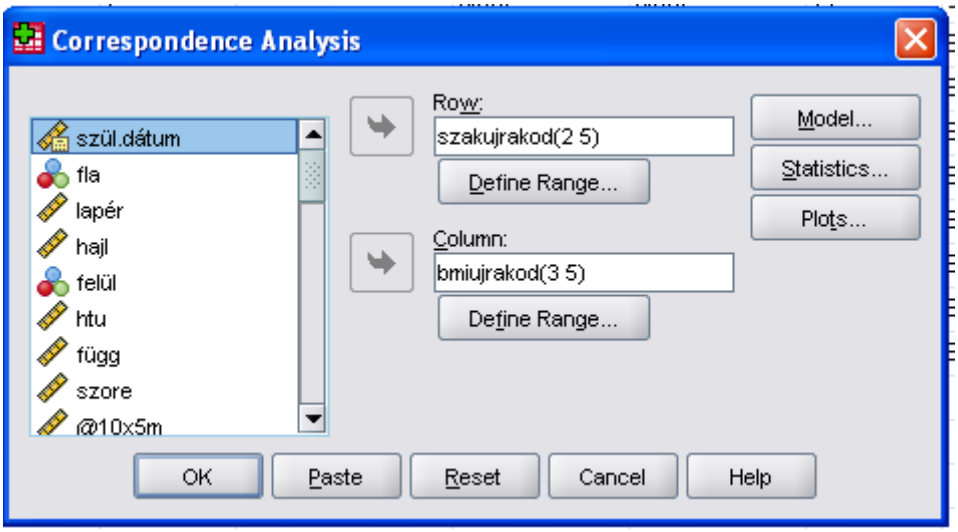
Hajdu (2003) meghatározása szerint a korrespondencia-elemzés egy olyan exploratív többváltozós technika, amely az asszociációs kapcsolat vizuális elemzése érdekében egy kontingencia tábla adatait grafikus ábrává konvertálja. Ez lényegében azt jelenti, hogy a kereszttábla sorait az oszlopok, míg az oszlopait a sorok tengelyeinek tekintetében egy „pontfelhő” pontjaiként értelmezi. A módszer eredményeként egy redukált, alacsony dimenziójú térben (általában kettő vagy három) grafikusan ábrázoljuk ezeket a pontokat. Ezek után már nem kizárólag a kapcsolat létezéséről kapunk információt, hanem a vizuális elemzéssel következtetni tudunk arra, hogy a vizsgált változók mely kategóriái vonzzák és

melyek taszítják egymást. A vizsgálat során a kiinduló adatoknál két olyan nominális változót kell választani, melyeknek minimum három ismérvváltozata (kategóriája van). Javasolni tudjuk, hogy tíznél több ismérvváltozatot sem szerepeltessünk, mivel az értelmezése nehézkessé válik. Leginkább a kérdőíves kutatások során adódik alkalom az elemzés végrehajtására, leggyakrabban termék és szolgáltatás jellemzők tulajdonságainak megjelenítésekor. A módszer törekszik a dimenziók számának csökkentésére, vagyis a kiinduló adatoknál alacsonyabb számú többdimenziós teret „kreál" a legkisebb információveszteség szem előtt tartásával. Alapesetben a kategóriák közti hasonlóságokról és különbözőségekről az Euklédeszi- távolsággal - a kategóriák és a geometriai súlyponttól mért távolságadatok segítségével- kapunk információkat, viszont a korrespondencia- analízisnél a χ^2 távolsággal érdemesebb számolni.

A következőkben az alapadatbázisunk felhasználásával bemutatjuk a korrespondencia-analízis elkészítésének gyakorlati menetét. Miután a szerzők törekedtek a nem túl nagy számú példaadatbázis használatára, ezért a következő példát csak az ismertetés kedvéért szerepeltetjük, mivel a kereszttábla néhány kategóriájában a nulla értékek zavaróak. Kérdőíves kutatások során szemléletesebb példák is léteznek.

A korrespondencia- analízis segítségével vizsgáljuk meg a BMI- index kategóriáinak (súlyos sovány, mérsékelt sovány, enyhe sovány, normális testsúly, túlsúlyos, első fokú elhízás, másod fokú elhízás, súlyos elhízás) és a szakoknak a kapcsolatát (Testnevelés-Rekreáció, Testnevelő, Testnevelő Egészségtan, Testnevelő- Gyógytestnevelő), mely ismérvek nominális skálán mértek. Az eljárás alapmodulja az SPSS program dimenzió-csökkentő eljárásai között található (Analyze/Data Reduction/Correspondence Analysis).

Alapbeállítások előtt kódoljuk a szakokat automatikusan újra (Transform/Automatic Recode), mely által nominális ismérvek keleteznek belőlük. Ezt követően a BMI- indexeket is a szakirodalomnak megfelelően kategorizáljuk[43]. Az így létrejövő két nominális változóra vizsgálva (kereszttábla), láthatóvá válik, hogy a BMI újrakódolása során csak három kategóriában szerepelnek egyedeink (enyhe sovány, normális testsúly, túlsúlyos), melyet a speciális mintánknak tudunk be.



203. ábra: Korrespondencia- analízis alapmodulja

[43] Testtömegindex (kg/m²) Testsúlyosztályozás < 16 súlyos sovány 16 – 16,99 mérsékelt sovány 17 – 18,49 enyhe sovány **18,5 – 24,99 normális testsúly** 25 – 29,99 túlsúlyos 30 – 34,99 I. fokú elhízás 35 – 39,99 II. fokú elhízás ≥ 40 III. fokú (súlyos) elhízás. Forrás: http://hu.wikipedia.org/wiki/Testt%C3%B6megindex (2010. augusztus 21.)

Először jelöljük ki a sor- (row) és oszlopváltozókat (column). Ezután minden egyes ismérvet definiálni kell, a benne szereplő ismérvváltozatok számának segítségével, itt a további értelmezhetőség kedvéért felhasználjuk a fenti információnkat, tehát a „bmiujrakod" nevű változónknál az tartományunkat három és öt közé definiáljuk. Felhívjuk a figyelmet továbbá arra is, hogy a szakok újra kódolása során az első szak a kettes kódot kapta. Miután mindkét ismérvet meghatároztuk, a többi beállításon ne változtassunk és nyomjuk meg az Ok gombot.

Az eredmények között a legelső táblázat (Correspondce Table) egy kereszttáblát tartalmaz.

79. táblázat: Korrespodencia eredménytáblázat

Correspondence Table

	bmi atkodolva			
szakujrakod	enyhe sovány ság	normális testsúly	túlsúlyos	Active Margin
Testnevelés-Rekreáció	1	20	0	21
Testnevelő	1	33	10	44
Testnevelő-Egészségtan	0	19	2	21
Testnevelő-Gyógytestnevelő	0	30	1	31
Active Margin	2	102	13	117

80. táblázat: „Summary" táblázat

Summary

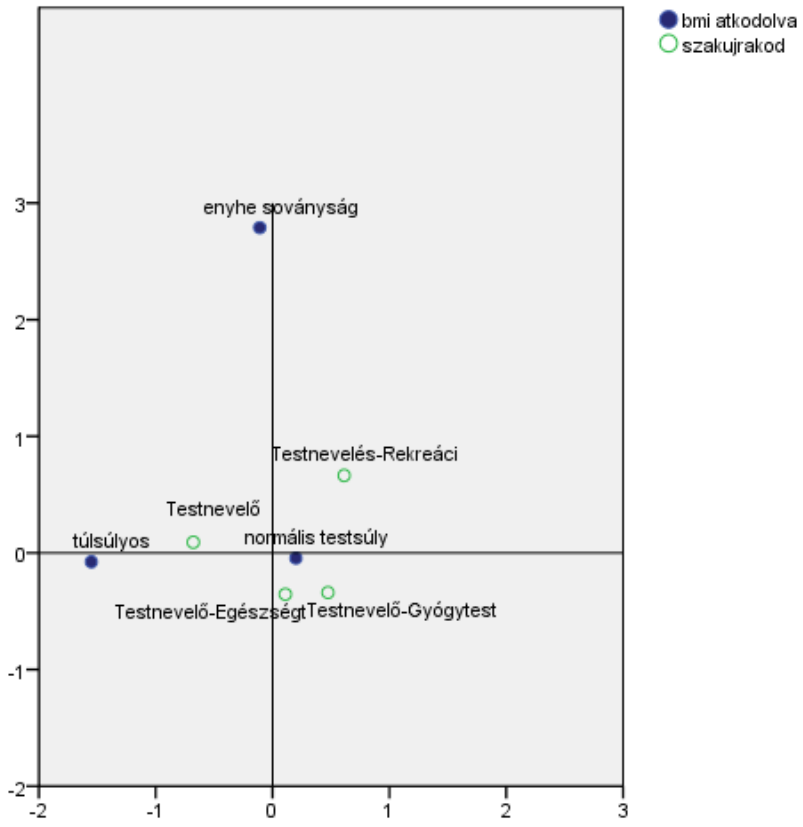
					Proportion of Inertia		Confidence Singular Value	
								Correlation
Dimension	Singular Value	Inertia	Chi Square	Sig.	Accounted for	Cumulative	Standard Deviation	2
1	,302	,091			,833	,833	,077	-,075
2	,135	,018			,167	1,000	,085	
Total		,110	12,833	,046[a]	1,000	1,000		

a. 6 degrees of freedom

A kereszttábla elemzésekor arra keressük a választ, hogy van-e összefüggés a két minőségi ismérv között (sztochasztikus kapcsolat). Abban az esetben, ha találunk szignifikáns kapcsolatot a két változó között, megvizsgáljuk, hogy milyen erős ez a kapcsolat. Az első kérdésünk megválaszolására nem paraméteres hipotézisvizsgálatot, ún. χ^2 –próbát kell végeznünk. A sztochasztikus kapcsolat erősségének vizsgálatakor leggyakrabban a Cramer-féle V-mutatót alkalmazzák a kutatók.

Itt látható, hogy a kapcsolat szignifikáns, illetve a létrejövő két dimenzió alkalmas a megjelenítésre, hiszen az értékek szóródásának 100 %-át magyarázza.

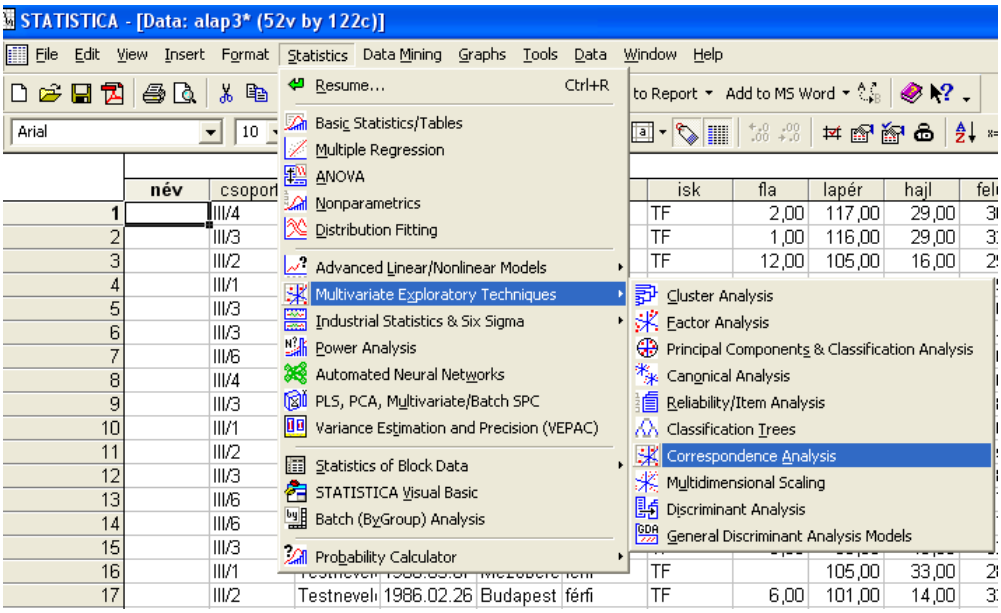
Jelen esetben szignifikáns kapcsolatot találunk a két ismérvünk között (p=0,046; $\chi 2$ =12,83), melyet a második táblázatban láthatunk, illetve a létrejövő két dimenzió alkalmas a megjelenítésre, hiszen az értékek szóródásának 100 %-át magyarázza. A kapcsolat-szorossági Cramer- féle mutatónk alapján (Cramer's V=0,234) a kapcsolat gyenge. A következő két táblázat az egyes ismérvváltozatok koordinátáit tartalmazzák az alapbeállításként szereplő két dimenzió mentén. Talán a legszemléletesebb lehet számunkra a grafikus megjelenítés (Biplot), amely segítségével az összetartozó értékek két dimenzió mentén láthatóvá válnak.



204. ábra: Korrespondencia- térkép

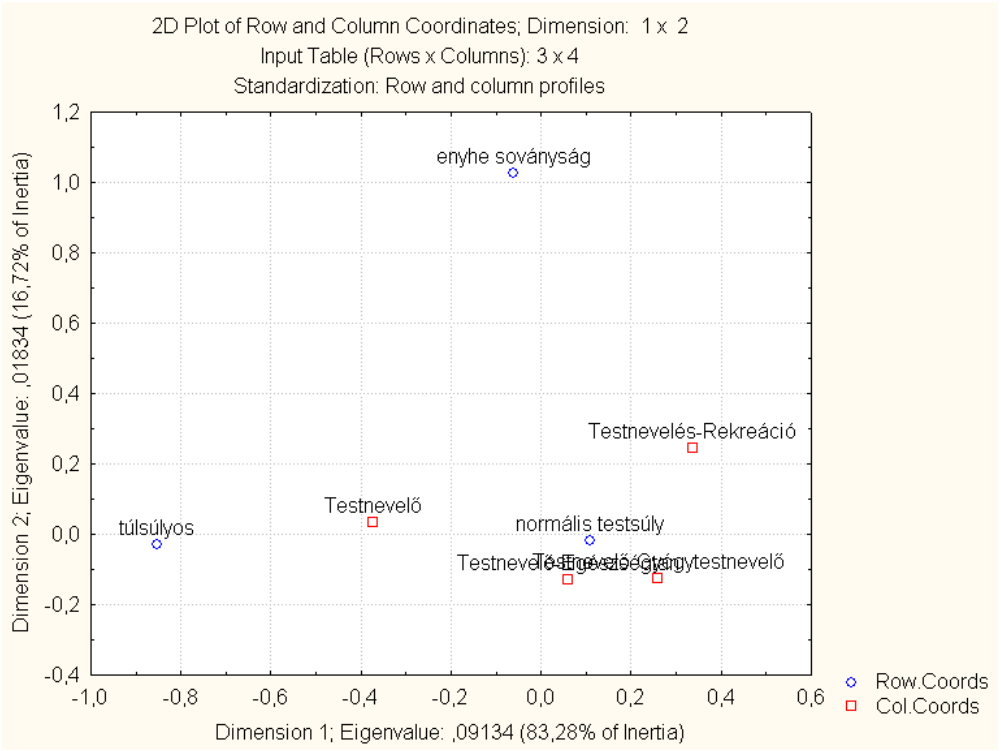
A korrespondencia- térkép során – bár a példa kicsit triviális- az állapíthatjuk meg, hogy a normális testsúly leginkább a Testnevelő- Egészségtanár, illetve a Testnevelő- Gyógytestnevelő körében létezhet, melyet akár szakmai ártalomnak is nevezhetünk. A testnevelőket a normális testsúlyon kívül a túlsúlyosság is jellemez (kereszttábla szerint), de az a BMI index speciális pontatlanságának a következménye is lehet (pl.: a nehéz atlétákat nem kezeli megfelelően). Az enyhe soványség kategóriához a Testnevelés- Rekreációs szakosok állnak legközelebb. Ismét fel kívánjuk hívni a figyelmet, hogy a példa csak a szemléltetést folytán került a könyvbe. A módszer nagy előnye, hogy a grafikusan megmutatja, hogy a kereszttábla elemzés szignifikáns elemeit egy alacsony dimenziójú térben.

A Statistica programcsomaggal is könnyen előállítható a korrespondencia- analízis (Statistics/Multivariate Exploratory Techniques/Correspondence Analysis).



205. ábra: A korrespondencia indító modulja StatSoft Statistica programban

Ezt követően lehetőségünk van az oszlop és sor változók, valamint a hozzájuk tartozó kategóriák beállítására. A többi eredmény megegyezik a fent tárgyaltakkal, természetesen a grafikus ábra itt is kérhető.

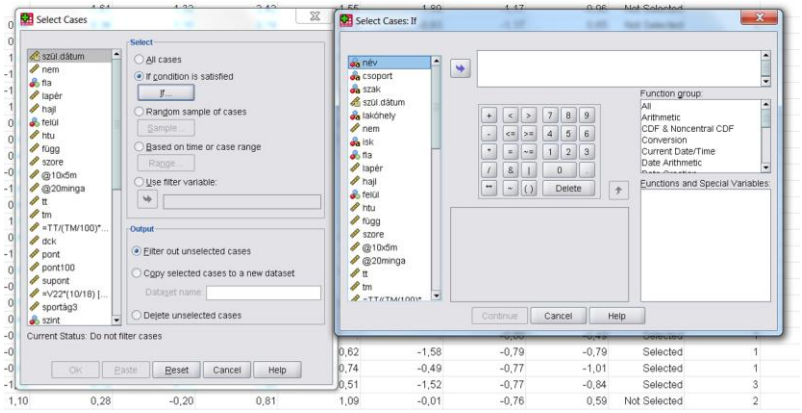


206. ábra: A korrespondencia grafikus ábrája a StatSoft Statistica programmal

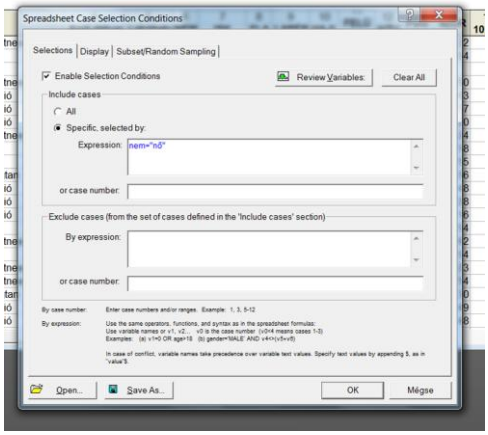
5.8. SPSS vagy StatSoft SATISTICA? (Ozsváth K. szubjektív véleménye)

Mindkettő! Mire alapozom véleményemet? Az első PC-n használható nem saját készítésű programom az SPSS PC+ volt két évtizeddel ezelőtt. Azóta az SPSS szinte minden változatával dolgoztam. A StatSoft Statisticaval pedig 1998-ban találkoztam, 2003-óta használom és tanítom használatát. Mindkettőnek léteznek előnyös és a másikhoz képest hátrányos oldalai. Felépítésük, szerkezetük és működésüknek logikája egymástól meglehetősen eltérő. Terminológia használatuk egyes nem lényegtelen részletekben sajnálatosan eltérő. Az eredmények azonban azonosak. Én korábban az SPSS-hez szoktam hozzá, igazából „SPSS hívőnek" számítottam. A StatSoftot azonban az elmúlt években a TF-en és a NYME-n folyó oktatás keretében nagyon megkedveltem. Ma már saját vizsgálataimhoz is elsősorban a StatSoftot használom. Sokkal jobban idomul a Windows környezethez, barátságos, könnyű kezelni, nagyon jó a grafikája, kifejezetten „felhasználó barát". Hajlamos ugyan túl sok ablakot megnyitni, de „valamit valamiért", ráadásul a dolognak előnyei is léteznek. Az SPSS-nek viszont számos olyan funkciója és lehetősége van, amit (nagyon) hiányolok a StatSoftból. A számításoknál pl. az SPSS „Correlate/Distances" lehetősége nekem rettenetesen hiányzik a StatSoftból. Hasonló gondjaim vannak bizonyos számított értékek adatbázisba menthetőségével kapcsolatban – bővebben lásd a clusteranalízisnél. (Bár e téren a „K-Means" módszernél a StatSoft rendelkezik jobb megoldással.) Azután ott van az általam évtizedek óta (pontosabban *Sváb János* 1979-ben megjelent kitűnő könyve óta) preferált diszkriminanciaanalízis, ahol a StatSoft szebb grafikája ellenére az SPSS tartalmilag jobb ábrát készít, és „kibírja" a 7-nél magasabb csoportszámokat is. A DSC-hez kapcsolódó kanonikus analízis rendkívül szemléletes diagramja esetében a StatSoft 8 csoportnál már „ledadog". (Kiír ugyan egy faramuci szöveget az ábrázolás megoldásával kapcsolatban – csak a javasolt megoldás a gyakorlatban nem működik…) Grafika dolgában amúgy a StatSoft többnyire kenterbe veri az SPSS-t. A számomra legfontosabb különbség a két programcsomag között azonban az előzőek ellenére a „Select Cases" és az új változók képzésének lehetőségénél áll fenn – mégpedig az SPSS javára. Lehet persze, hogy ez megszokás kérdése. Aki pedig egy kicsit is ismeri a StatSoft e téren igazán kiváló, sokoldalú és „barátságos" lehetőségeit, az meglepődhet véleményemen. Én e téren mégis az SPSS mellett teszem le voksomat. Egyrészt a pár sorral feljebb említett számított értékek az SPSS-ben az eredeti adatbázis „folytatásaként" új változóként jelennek meg, jól megkülönböztethető változó elnevezéssel. Hasonló a helyzet a rangsoroknál („R…" előtaggal jelölve) és a standard értékekkel („Z…" előtaggal jelölve). A StatSoft ezekben az esetekben egyszerűen felülírja az adott változó értékeit, ami csak a következő adatmentésig vonható vissza. Másrészt az SPSS az adatok szelekciójánál és új változók képzésénél sokkal több logikai kombinációt tesz lehetővé a StatSoftnál, és nagyon egyszerű használni a feltételes („If…) funkcióit is mindkét vonatkozásban. Az SPSS ma már jól idomult a Windows környezethez, és nem szükséges kvázi „programozni", mint kezdetekben. Működtetéséhez ma már nem muszáj ismerni a „szintaxisokat" – bár ez természetesen nem árt egyetlen felhasználónak sem. A szelekciós funkciónál a StatSoftnak annyiban van előnye, hogy külön jelezni lehet a bevonási és kizárási feltételeket. Az SPSS esetében igazából csak bevonásról van szó, ott viszont egyszerűen kezelhető műveletek tömege alkalmazható, a leglényegesebbek egérrel kvázi billentyűzetről (207. ábra, 208. ábra). És főképpen: egyszerű a feltételes („If") funkció. Ez a döntő, különösen az új változók képzésénél. Utóbbiak többnyire csoportosítási/besorolási/szelekciós változók. A legkülönfélébb feltételekkel. „Egyszerűbb" esetekben a StatSoft barátságos, könnyű megoldásokat ajánl fel. Az SPSS „Compute" parancsa azonban számomra felülmúlhatatlan ezen a téren – ezúttal is a feltételes funkció kiváló és „bolond biztos" kezelhetősége miatt (209. ábra, 210. ábra). Ízlések és pofonok, valamint a megoldandó feladatok persze különbözők. Mindenesetre a két programcsomag adatbázisai között tökéletesen lehet adatokat cserélni, másolni, felülírni stb. Ezért érdemes

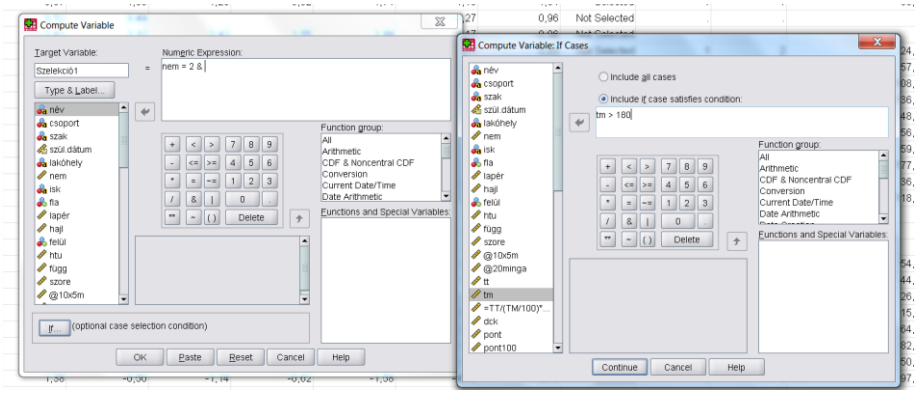
mindkettőt valamennyire ismerni. Mindenkinek ajánlom „párhuzamos” használatukat, ha erre lehetőség adódik. Mindkét programcsomagnak az előnyeire kell támaszkodni, és a megoldandó feladat függvényében kell dönteni használatukról. Tehát még egyszer: mindkettő!!!



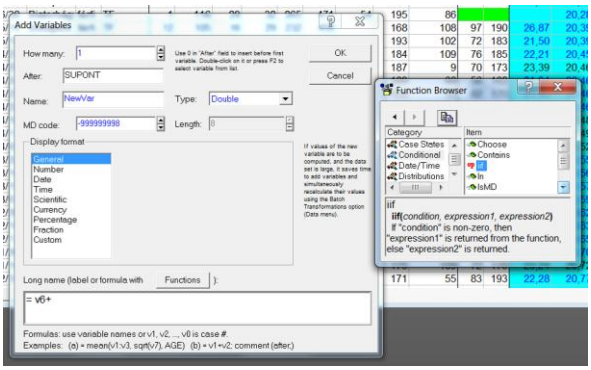
207. ábra: Az SPSS „Select Cases” funkciója



208. ábra: A StatSoft Select Cases funkciója



209. ábra: Az SPSS Compute parancsa (új változó képzése)



210. ábra. A StatSoft új változó képzésére vonatkozó műveleti lehetőségei

5.9. *Röviden az Excel statisztikai lehetőségeiről (Ács P.)*

A következő fejezetben egy rövid betekintést kívánunk adni az Excel program néhány alkalmazásáról. A könyvünk tartalmi és formai megkötései miatt mindenre kiterjedő részletes program leírást nem áll módunkban közölni, de az érdeklődő számára számtalan a témában megjelent könyv áll a rendelkezésére, pl.: *Rappai* (2001), *Ács* (2009). Ajánlani tudjuk a felhasználóknak, hogy a többváltozós statisztikai számításokat ne az Excel programban kívánják elkészíteni, mivel a programot nem erre tervezték.. Az ilyen jellegű eljárásokat egyszerűbb és gyorsabb az SPSS vagy a StatSoft programcsomagokkal elkészíteni.

Az Excel program a leginkább elterjedt táblázatkezelő, mely segítségével bizonyos statisztikai számításokat is viszonylag egyszerűen el tudunk végezni. A Windows alapú program roppant népszerű, hiszen már az általános iskolákban is elkezdődik az oktatása. A program könnyen kezelhető, menürendszer felépítésű. Az Excel táblázatainak felépítése sor és oszlopszerkezetű. Az oszlopok azonosítására betűket, a sorokéra számokat használunk, amely a cellát adja pl.: B2. A cellákban található adatok segítségével számtalan matematikai-statisztikai művelet végezhető el, melyekben az előre programozott „kulcsszavak” segítenek. Ezen képletek ismeret nélkül a beszúrás menü, függvény menüpontja adhat segítséget a további számításainkhoz.

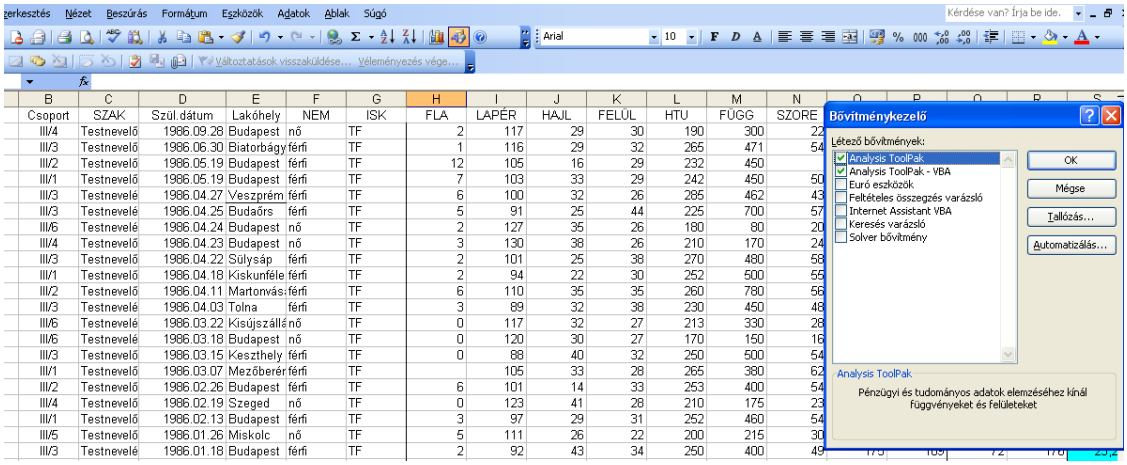
A következőkben az alap Excel bemutatástól eltekintünk, élünk azzal a feltételezéssel, hogy a program alapjait mindenki ismeri. A továbbiakban a leíró és következtetéses statisztika alapjait mutatjuk be.

A leíró statisztika során leggyakrabban előforduló képletek, függvények:

Elemszám (n)	=**DARAB(érték1;**érték2**;..)**
Összeg $\sum x$	=**SZUM(szám1**;szám2;….)
Négyzetösszeg $\sum x^2$	**=NÉGYZETÖSSZEG(szám1**;szám2;...)
Átlag (számtani) $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$	=**ÁTLAG(szám1**;szám2;...)
Szórás $\sigma = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$ (teljes sokaságból)	**=SZÓRÁSP(szám1**;szám2;...)
Szórás (korrigált mintabeli)	**=SZÓRÁS(szám1**;szám2;...)

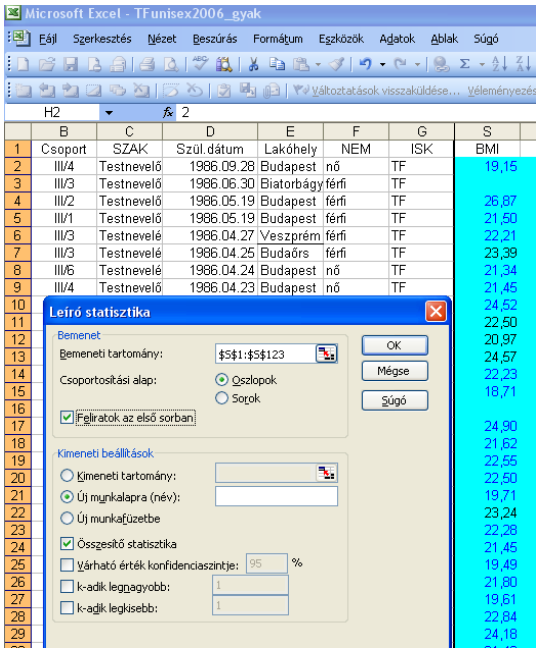
$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$	
Medián (számhalmaz középső eleme)	**=MEDIÁN(szám1**;szám2;...)
Módusz (számhalmaz leggyakoribb értéke)	=**MÓDUSZ(szám1**;szám2;...)
Korreláció $r_{xy} = \frac{C_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$	**=KORREL(tömb1;tömb2)**

Tudjuk, hogy módunkban áll a számítógép segítségével lépésről- lépésre (pl.: függvényvarázsló) az egyes leíró statisztikai elemzéseket elvégezni, de ezt megtehetjük az eszközök menüpontban található adatelemzés alpont, leíró statisztika módul alkalmazásával is. Ez a módul alapesetben nem áll rendelkezésre, szükséges hozzá a bővítménykezelő (eszközök menüpontban található) Analysis ToolPak moduljának bekapcsolása.



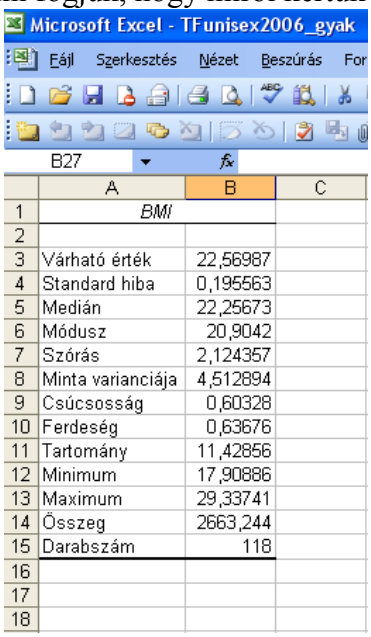
211. ábra: Analysis ToolPak moduljának bekapcsolása

A következőkben szemléltetjük a BMI- index alapstatisztikáit (leíró statisztika), melyhez használjuk az eszközök menüpont adatelemzés moduljának, leíró statisztika menüpontját.



212. ábra: Az eszközök menüpont adatelemzés moduljának, leíró statisztika menüpontja

Érdemes a modulba a változók nevét szerepeltetni (feliratok az első sorban), hiszen így az elemzéseink során mindig tudni fogjuk, hogy miről kértük az összesítő statisztikát.



	A	B	C
1	*BMI*		
2			
3	Várható érték	22,56987	
4	Standard hiba	0,195563	
5	Medián	22,25673	
6	Módusz	20,9042	
7	Szórás	2,124357	
8	Minta varianciája	4,512894	
9	Csúcsosság	0,60328	
10	Ferdeség	0,63676	
11	Tartomány	11,42856	
12	Minimum	17,90886	
13	Maximum	29,33741	
14	Összeg	2663,244	
15	Darabszám	118	
16			
17			
18			

213. ábra: Excel leíró statisztikai eredmények

Az elsőként a számtani átlagot látjuk, melyet várható értékként nevez a program, míg a tartomány címszó alatt a szórás terjedelme látható[44].

Amikor az adatok száma meghaladja azt az értéket, mely egyszerűen és könnyen kezelhető, szokás az adatokat a szemléltetés és a gyors áttekinthetőség céljából tömöríteni. Ennek megfelelően hatásos és elterjedt adatprezentációs eszköz: *az adatok statisztikai*

[44] A **szóródás terjedelme** az előforduló legnagyobb és legkisebb érték különbsége:

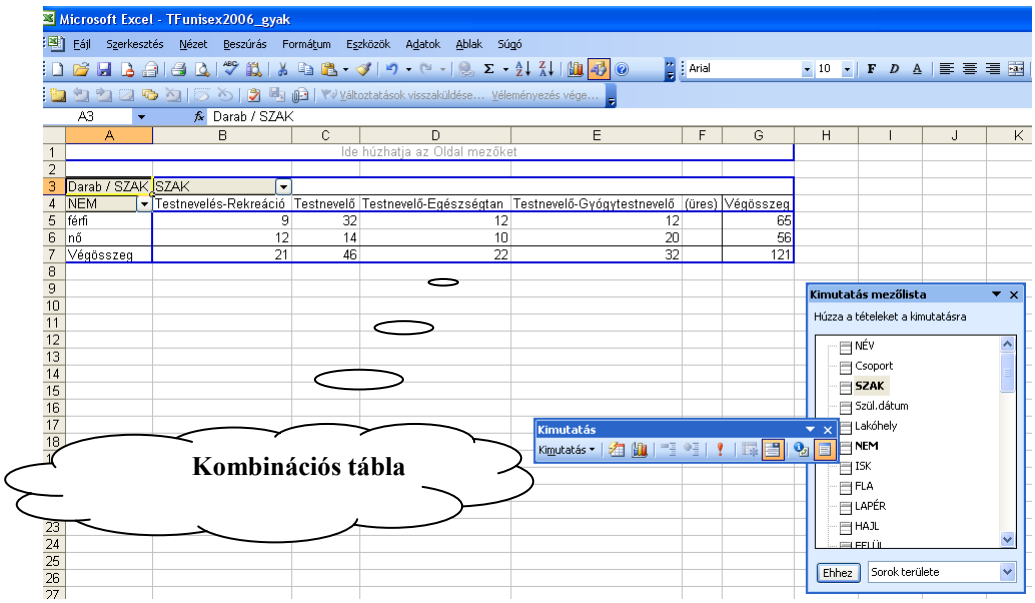
$$R = x_{\max} - x_{\min}$$

táblázatba rendezése, illetve a *grafikus ábrázolás*, melyhez az Excel programot előszeretettel használják, hiszen kezelése egyszerű és a program is viszonylag könnyen elérhető, csaknem minden számítógépen megtalálható.

Statisztikai tábla a statisztikai sorok rendszere, melyben az adatok egy, illetve több ismérv szerint lehetnek felsorolva. A statisztikai táblák statisztikai sorokat (idő-, területi-, minőségi, mennyiségi sor) tartalmaznak. A táblákat általában két szempont szerint szokás tipizálni. A *dimenziószám szerint* leginkább két vagy háromdimenziós táblákkal találkozhatunk. Ennek eldöntése a táblában található ismérvek (változók) számától függ. A statisztikai táblák többsége kombinációs tábla (legalább két csoportosító sort tartalmaz). Abban az esetben, ha a táblában gyakorisági sorok szerepelnek, vagyis a felsorolt adatok gyakoriságok, **kontingencia tábláról** beszélünk. A statisztikai táblákkal szembeni kötelező formai követelmények léteznek, melynek hiánya csökkentheti a kutatások (diplomamunkák, szakdolgozatok) megítélését. Ezek a formai követelmények: a cím, a forrás és a magyarázó szövegek feltüntetése. Tartalmi követelmény (teljes körűség, besorolhatóság), hogy minden egyednek kell találni kizárólag egy helyet, ahová el tudjuk a rá vonatkozó adatok alapján helyezni.

Az Excel program segítségével ezek a statisztikai táblák gyorsan elkészíthetők. A meglévő adatbázisunk segítségével készítsünk egy kontingencia táblát, melyben a hallgatók nemeit és szakjaikat összegezzük.

A táblázat készítést az adatok menüpont, kimutatás vagy kimutatásdiagram almenüjében találjuk. Az *első lépésben* válasszuk, hogy Excel alkalmazásból készítjük a táblát, a varázsló *második lépésében* jelöljük ki, hogy mely részből (tartományból), kérjük az adatokat (leggyakrabban az alapbeállítás megfelelő). Ezt követően a befejezést választva-alapbeállításként új munkalapon-, eljutunk ahhoz a tényleges képernyőhöz, ahonnan a táblázatot készíthetjük, ahol az adatokat rendezni tudjuk.



	A	B	C	D	E	F	G
1	Ide húzhatja az Oldal mezőket						
2							
3	Darab / SZAK	SZAK					
4	NEM	Testnevelés-Rekreáció	Testnevelő	Testnevelő-Egészségtan	Testnevelő-Gyógytestnevelő	(üres)	Végösszeg
5	férfi	9	32	12	12		65
6	nő	12	14	10	20		56
7	Végösszeg	21	46	22	32		121

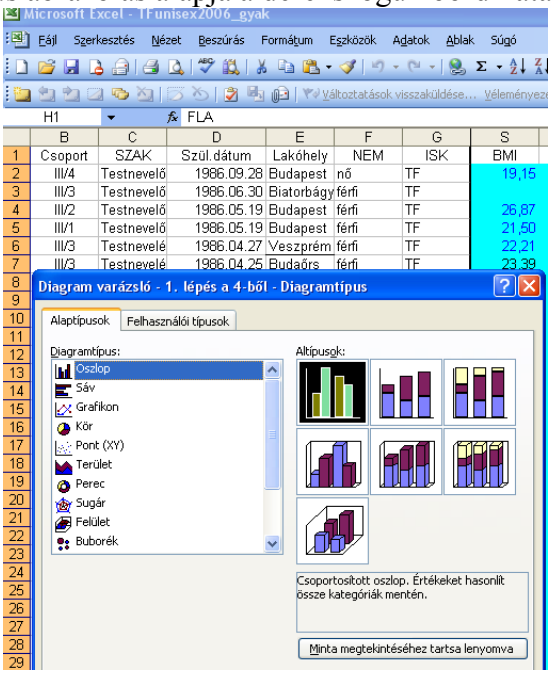
214. ábra: Kontingencia táblázat készítése Excelben

A nem változót húzzuk a sor mezőbe, a szak változót az oszlop mezőbe. A nem változó felett látható, hogy a táblázat értékeit az egyedek száma (darab), vagyis a gyakoriság adja. A mezőbeállítások modul használatával további viszonyszámokat tartalmazó táblákat (pl. megoszlási viszonyszámokat tartalmazó táblát) kaphatunk, melyet a modul egyebek

menüpontjából érünk el. Itt található egy index-nek nevezett beállítás, mely segítségével a számítógép képes kiszámítani a négyzetes kontingencia mutatót (χ^2) is.

Grafikus ábrák legfontosabb szerepe, hogy a vizsgált jelenségek fő vonásait, arányait, tendenciáit, és összefüggéseit igyekszik vizuálisan megjeleníteni. Célja az egyszerű adatközléstől a bonyolultabb kapcsolatok feltárásáig széles skálán mozoghat. A grafikus ábrázolás módját az elérni kívánt cél és a fellelhető adatok határozzák meg.

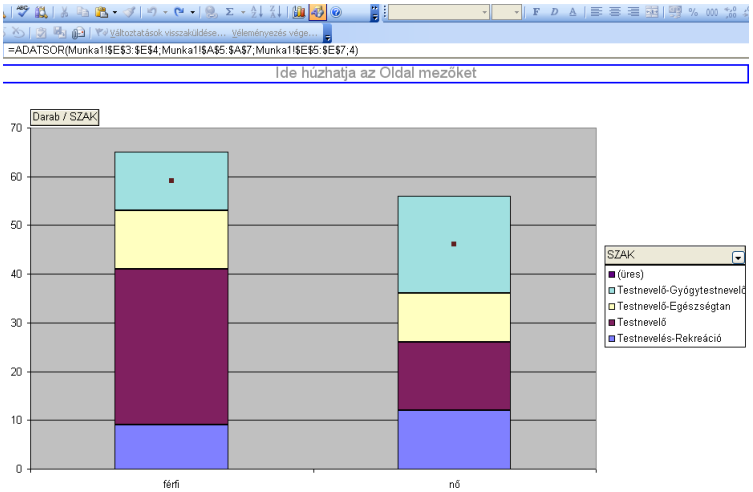
Megkülönböztetünk *egyszerű* és *összetett* statisztikai ábrákat. Az egyszerű ábrák lehetnek: pont (xy)-, oszlop-, kör-, és szalagdiagramok. Az összetett ábrák, - melyek mindig valamely statisztikai, illetve matematikai művelet eredményeként jönnek létre-, többnyire a gyakorisági sorok elemzésére szolgálnak pl.: poligon, hisztogram, ogiva, Box- plot, Lorenz-görbe, dendrogram. A grafikus ábrázolás alapja a derékszögű koordináta rendszer.



215. ábra: Diagram varázsló (Excel)

A fenti ábrán az Excel program diagramvarázsló modulja látható, mely a Beszúrás menüpont, Diagram almenüjéből érhető el és a fellelhető diagramtípusokat tartalmazza.

Az előző kombinációs táblát jelenítsük meg most grafikusan is. A beszúrás menüpont, diagram almenüjét választva, a program automatikusan oszlopdiagramként ábrázolja az adatainkat.



216. ábra: Kombinációs tábla megjelenítése grafikusan (Excel)

Természetesen a diagram további „csinosítására” is számtalan lehetőségünk van, melynek elsajátítására most formai korlátok miatt nem térünk ki, így ennek elsajátítását, gyakorlását az olvasóra bízzuk.

A leíró, alapstatisztikákon kívül az Excel program számtalan statisztikai modullal van programozva. Teljesség igénye nélkül a következtetéses statisztikából ismert *becslésekre* és *hipotézisellenőrzés*re hozzunk gyakorlati példát.

A **statisztikai becslés** az ismeretlen alapsokaság valamely konstans paraméterének közelítő jellegű meghatározása. Ilyen paraméterek: várható érték (véges alapsokaságnál, átlag), szórás és az arány.

Láttuk azonban, hogy az alapsokaság átlaga, valamint a mintaátlagok között közvetlen, a szórás és a mintaátlagok szórása között is jól kifejezhető összefüggés írható fel. Különösen fontos szerepet tölt be a standard hiba, a mintaátlagok szórása. Ez a szóródási mérőszám lehetőséget ad arra, hogy a becslésünket egy olyan intervallummal adjuk meg, aminek a bekövetkezése, adott valószínűségi szinten, garantálható.

A képlet alapján szükségünk van az alapsokasági szórás ismeretére, ha mintánk van, akkor a korrigált mintabeli szórást használjuk, melyet előre programozva az Excelben a szórás függvénnyel hívhatunk elő, melynek képlete:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1}}$$

A korrigált mintabeli szórás segítségével felírható a gyakorlatban jól használható standard hiba képlete is, melynél a véges szorzót $\left(1-\frac{n}{N}\right)$, akkor használjuk, ha a mintánk nagysága meghaladja az alapsokaság nagyságának 5%-át.:

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

Hangsúlyoznunk kell, hogy a fenti standard hiba képlete csupán az átlagok szóródását jellemzik. Más paraméterekre pl. értékösszeg, arány is felírhatók a megfelelő szórások, más néven standard hibák.

Azokat a mintából származó statisztikákat, melyeket az alapsokasági paraméterek közelítő meghatározására használnak, becslőfüggvénynek nevezik. A becslőfüggvény egy adott mintára vonatkozó konkrét értékét, pontbecslésnek hívják. A becslés során elkövethető véletlen hiba átlagos nagyságát a standard hiba (becslőfüggvény szórása) szolgáltatja. A következő táblázat a leggyakrabban használt alapsokasági paraméterbecslések fő jellemzőit tartalmazza.

81. táblázat: Legfontosabb sokasági paraméterek becslőfüggvényi és azok jellemzői

Alapsokasági paraméter	Torzítatlan becslőfüggvény	Standard hiba	Becslőfüggvény eloszlása
várható érték	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n}$	$S_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n(n-1)}}$	kis minta (n<50) t- eloszlás nagy minta (n≥50) normális
arány	$p = \frac{k}{n}$	$S_p = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$	kis minta (n<50) binomiális nagy minta (n≥50) normális

A gyakorlatban jól használható információt nyerünk azonban akkor, ha intervallumbecslést végzünk. Az intervallumbecslés során felhasználjuk azt, hogy a minta-paraméterek valamilyen ismert eloszlású valószínűségi változók, és így az adott eloszlás értékének felhasználásával egy **adott megbízhatósági szinten** állapíthatunk meg egy intervallumot. Ezt az intervallumot **konfidencia intervallum**nak hívjuk. Az intervallumok meghatározásához szükséges kritikus érték – a normális eloszlás szimmetrikus voltából adódóan- a 0-ra szimmetrikusan helyezkedik el. A pontbecslés, a standardhiba és az eloszlás típusának ismeretében a konfidencia intervallumot (ez egy pontbecslés, amely köré mindkét irányba felvesszük a hibahatárt) már felírhatjuk. A hibahatár tartalmazza az általunk pozitív és negatív irányba tolerált maximális „pontatlanságot". Az átlagbecslés esetén a konfidencia intervallum:

$$\bar{x} \pm z \times \sigma_{\bar{x}}$$

ahol: *z* a standard normális eloszlás adott értéke, melyek közül a fontosabbakat az alábbiak:

82. táblázat: Gyakran használt kritikus értékek[45]

α	1-α	$Z_{(\alpha/2)}$	$Z_{(1-\alpha/2)}$
0,01	0,99	-2,576	2,576
0,05	0,95	-1,96	1,96
0,1	0,9	-1,645	1,645

Nézzünk egy konkrét példát:

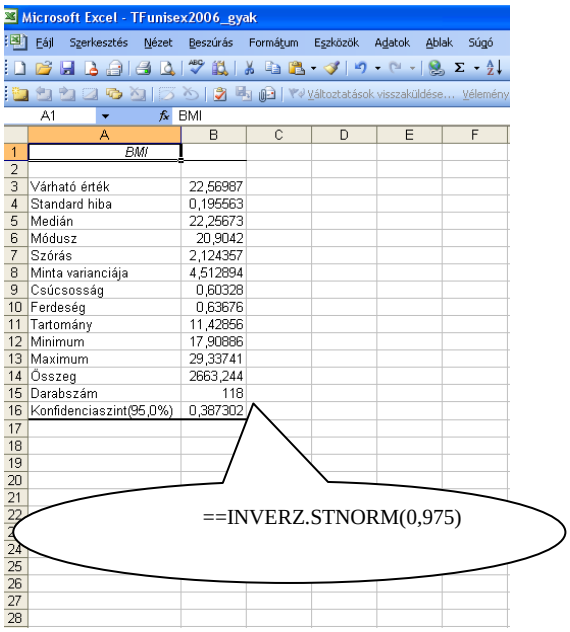
Az eddig felhasznált adatbázisunk segítségével (n=121) becsüljük meg 95%-os megbízhatósági szinten a Testnevelési Egyetem hallgatóinak BMI értékét!

Gyakorló feladat: **határozza meg 95%-os megbízhatóság mellet a testnevelők BMI-indexének értékét.**

Ismételten az Eszközök menü, adatelemzés almenüjének, leíró statisztikai modulját kell választanunk. Az ismert modulban egyetlen új beállítást kell alkalmaznunk, csak a várható érték konfidenciaszintjét kell beállítanunk. A beállítások után a következő eredményeket adja a számítógép:

[45] INVERZ.STNORM(valószínűség): a standard normális eloszlásból származó kritikus értéket ad eredményül. Inverz.stnorm(α/2) az 1-α megbízhatósághoz tartozó értéket adja.

INVERZ.T(valószínűség, szabadságfok):a t-eloszlásból (kis minta) az általunk megadott valószínűség értéket egyből felezi és így adja a kritikus értéket (szf=n-1).



217. ábra: A gyakorló feladat megoldásának helyes eredménye (Excel)

Láthatjuk, hogy a hibahatár értéke ($z \times \sigma_{\bar{x}}$): 0,387, melynek segítségével a végeredmény a következő lesz: 22,57± 0,387.

Ez azt jelenti, hogy 95%-os megbízhatóság mellett megállapíthatjuk, hogy a Testnevelési Egyetem hallgatóinak BMI indexének értéke minimum 22,183 és maximum 22,957.

A hipotézisellenőrzés a következtetéses statisztika egyik leggyakrabban alkalmazott módszereinek összefoglaló neve. A módszer (feltevés-vizsgálat) olyan statisztikai módszer, mely alkalmas egy választott statisztikai próba (teszt) segítségével egy-egy feltevés elfogadásáról vagy elvetéséről való döntés meghozatalában. Tehát a feltevések (hipotézisek), egy-egy sokaság jellemzőjét (átlagát, arányát stb.), eloszlási paraméterét (pl. várható érték), az alapsokaság eloszlását (pl. normális eloszlás) tartalmazzák többnyire egzakt matematikai-statisztikai formában. Így lehetővé válik az, hogy a hipotéziseket a matematikai-statisztika eszközeivel, meghatározott valószínűség figyelembevétele mellett ellenőrizzük; és végezetül a feltevést elfogadjuk, vagy elvessük. Az Excel program segítségével viszonylag könnyen juthatunk eredményekhez, hiszen a megalkotói a képleteket előre programozták, így csak alkalmazni és értelmezni kell azokat. A teljesség igénye nélkül két különböző vizsgálatnak (kétmintás t- próba, variancia-analízis) a menetét szemléltetjük.

Gyakorlatban gyakran szembesülünk azzal a problémával, hogy két független mintánk van (esetleg kontrollcsoportos vizsgálat), és a két sokaság ugyanazon paramétereit hasonlítjuk össze, teszteljük különbségeiket, azonosságukat. A gyakorlati alkalmazások során számtalanszor találkozunk a két alapsokasági várható érték egyezőségének, minta alapján történő tesztelésével, ilyenkor az állítást általánosságban nullhipotézisben, konkrét formában az alternatív hipotézisben található. Az alkalmazott eljárás a **kétmintás t- próba**, melynek két előfeltétele van: mindkét sokaság eloszlása legyen normális (külső, egyéb információ szükséges, vagy például Kolmogorov- Smirnov próba), illetve az alapsokasági szórásnégyzetek legyenek egyenlők.

Vizsgáljuk meg, hogy az adatbázisunkban a férfiak és nők BMI- indexe között van-e különbség 5%-os szignifikancia szinten?

$$H_0: \mu^1 = \mu^2$$
$$H_1: \mu^1 \neq \mu^2$$

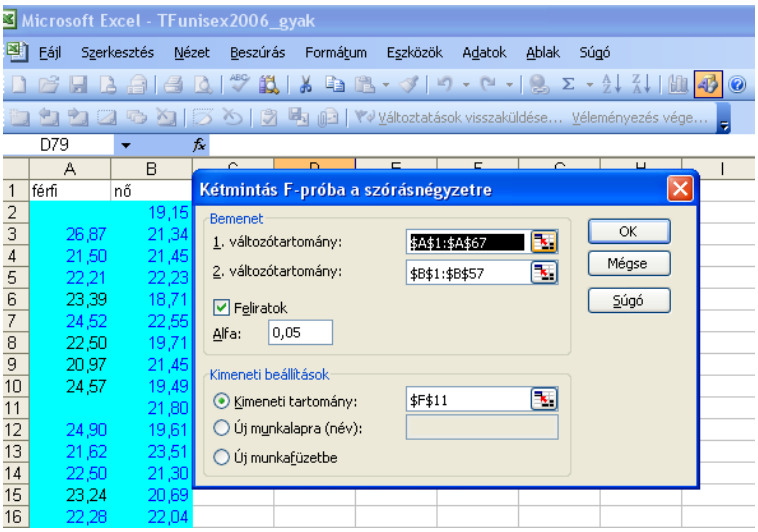
Első lépésben adatszűrést kell végezzünk, hiszen az eredeti adatbázisból csak a férfiak és nők BMI indexére van szükségünk.

Az első lépésben kapcsoljuk be az autószűrőt, melyet az Adatok főmenü, szűrő almenüjének, autószűrő moduljával tehetünk meg. Ezt követően a nem oszlop mellet megjelenő görgős menü segítségével először a férfiak, majd a nők BMI- indexét másoljuk egy külön munkalapra.

A normalitást feltételezve a szórások egyezőségét vizsgáljuk meg az első körben, vagyis F- próbát hajtunk végre.

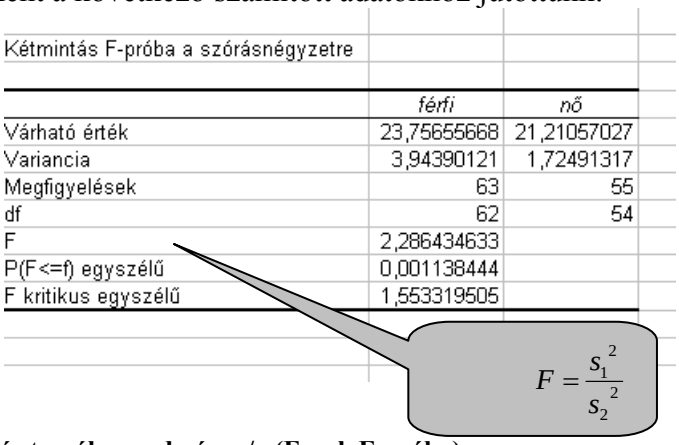
$$H_0:\sigma_1^2=\sigma_2^2$$
$$H_1:\sigma_1^2\neq\sigma_2^2$$

Az Excel programban az Eszközök menü, Adatelemzés almenüjének segítségével is két lépésben hajtható végre a kétmintás t-próba, hiszen először az előfeltételt kell tesztelnünk (Kétmintás F-próba a szórásnégyzetekre).



218. ábra: Kétmintás t-próba (Excel)

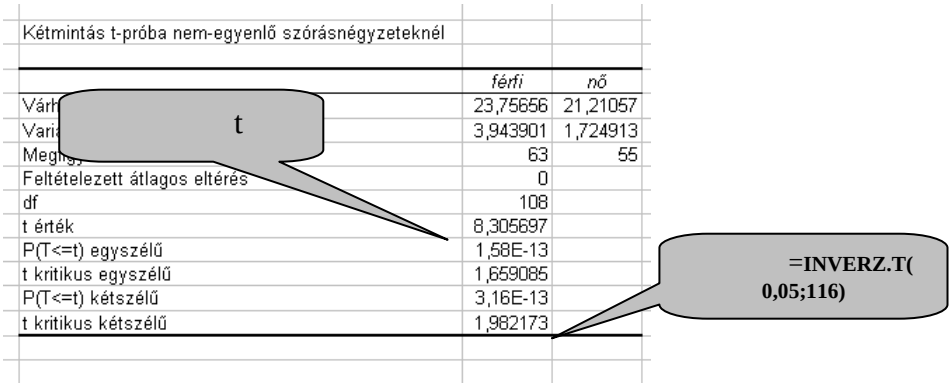
A változótartományokba a vizsgálni kívánt csoportok adatait választottuk (felirattal), ennek megfelelően a feliratok dobozt is jelöltük, majd a kimeneti tartomány helyét határoztuk meg. Ennek eredményeként a következő számított adatokhoz jutottunk:



219. ábra: Kétmintás t-próba eredménye/a (Excel, F-próba)

Döntésünk úgy történik, hogy amennyiben a számított F-értékünk az Excel által megadott kritikus érték és 1 közé esik, akkor a nullhipotézist elfogadjuk, ellenkező esetben

(túl kicsi, vagy túl nagy F-érték esetén) elvetjük[46]. Látható, hogy a szórásnégyzetek nem egyezőek így elvégezhetjük a kétmintás t-próbát nem egyenlő szórásnégyzeteknél (Ha egyezőek lennének akkor is itt, az adatelemzés menüből kellene kiválasztani a kétmintás-t próba egyenlő szórásnégyzeteknél nevű modult). A beállításoknál ugyanúgy járunk el, mint az F- próbánál. A végeredményt a következő lesz:



220. ábra: Kétmintás t-próba eredménye/b (Excel)

Látható, hogy a t- értek nagyobb, mint a kritikus érték (elutasítási tartomány), tehát a nullhipotézist elutasítjuk, vagyis a férfiak és nők BMI- indexében szignifikáns különbség van.

A gyakorlatban sokszor találkozhatunk azzal a problematikával, hogy kettőnél több részmintánk van, ilyenkor a variancia- analízis módszerét alkalmazzuk. A módszer segítségével megkíséreljük egy vagy több minőségi ismérv alapján képzett részmintákban a kiválasztott mennyiségi ismérv szerinti különbözőségét számszerűsíteni. A variancia- analízis (**An**alysis **O**f **Va**riance=Anova) célja az átlagok összehasonlítása, viszont eszköze a varianciák vizsgálata. A varianciaanalízis feltételezi, az alapsokaságon és valamennyi csoporton (részsokaságon) belül a mennyiségi ismérv normális eloszlását. A módszer másik előfeltétele: a varianciahomogenitás, vagyis a csoportok szórásai azonosak (egyenlők) legyenek.

A módszer alkalmazásának három legtipikusabb területe:

1. kettőnél több (rész) sokaság várható értékének egyezőségére vonatkozó hipotézis ellenőrzése;
2. homogenitás-vizsgálat;
3. vegyes kapcsolat (kvalitatív és kvantitatív változó közötti kapcsolat) szignifikáns voltának tesztelése.

A variancia- analízis modellje: $$x_{ji} = \mu + \tau_j + \varepsilon_{ji}$$

ahol a j-edik csoport i-edik eleme (x_{ji}), a teljes sokaságra vonatkozó várható érték (μ), a j-edik osztály csoporthatása (τ_j) és az ε_{ji} véletlen hatás összegeként adódik. A vizsgálat során a következő hipotézisrendszert teszteljük:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ...\mu_m = \mu$$
$$H_1 : \mu_j \neq \mu$$

A nullhipotézis elfogadása a várható értékek egyezőségének, a részekre bontott sokaság homogenitásának, valamint a vegyes kapcsolat hiányának (függetlenség) kimondását jelenti.

[46] Pintér- Rappai 2007, 385.o.

A csoportosított sokaságra vonatkoztatva, egy adott mintáról elmondható, hogy háromféle átlagtól vett eltérés számítható, mely az alábbi összefüggésből keletkezik:

$$\sum\sum(x_{ij}-\mu)^2=\sum n_j(\mu_j-\mu)^2+\sum\sum(x_{ij}-\mu_j)^2$$

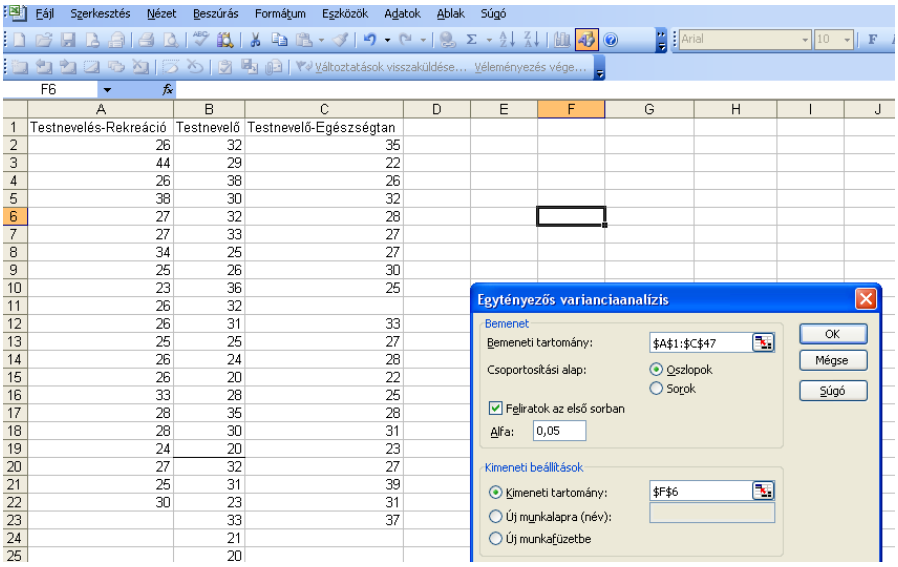
, ahol a képlet a teljes eltérés- négyzetösszeget felbontja külső (csoportok közötti), illetve belső (csoportokon belüli) eltérés- négyzetösszegekre.

Az eltérésnégyzet- összegekből képezhető próbafüggvény F eloszlást követ, ahol a számláló szabadságfoka m-1 (m a csoportok száma), a nevező szabadságfoka n-m (n a sokaság tagszáma). A próbafüggvény, egyoldalú nagyobb alternatív hipotézist feltételezve alkalmas a variancia- analízis végrehajtására, vagyis ha F számított értéke nagyobb, mint a kritikus érték, akkor a nullhipotézist elvetjük.

Nézzünk egy gyakorlati példát az Excel programcsomag használatával. A következőkben arra vagyunk kíváncsiak, hogy van-e különbség a különböző szakokra (testnevelés- rekreáció, testnevelő, testnevelő- egészségtan) járó hallgatók felülés adatai között? Vizsgáljuk meg, hogy azonosnak tekinthető-e a különböző szakokra (testnevelés- rekreáció, testnevelő, testnevelő- egészségtan) járó hallgatók átlagos felülés eredménye, vagyis függetlennek tekinthető-e a felülések eredménye a szakoktól, illetve homogénnek tekinthető-e a hallgatók felülés eredménye?

Amennyiben tudjuk, teszteltük, hogy a hallgatók felülésének eredményének eloszlása normális (pl.: Kolmogorov- Smirnov próba), valamint hogy valamennyi szakon egyenlő a felülések szórása (pl.: Levene- teszt), akkor alkalmazható a varianciaanalízis módszere.

A feladat megoldásának első szakaszában adatszűrést kell végrehajtanunk (adatok főmenü, szűrő almenü, autószűrő modul), mely által a vizsgálni kívánt részminták előállíthatók. Az újonnan szűrt részmintáinkat rendezzük egy új munkalapra. Az Excel programban az egytényezős varianciaanalízis gyorsan számítható, hiszen az eszközök főmenü, adatelemzés menüpont, egytényezős varianciaanalízis-ként beépített modulban áll rendelkezésünkre. A számításhoz feltétlenül szükséges, hogy az adatok összefüggő tartományt alkossanak, illetve a különböző részsokaságok sor vagy oszlop szerint is rendezve legyenek.



	A	B	C
1	Testnevelés-Rekreáció	Testnevelő	Testnevelő-Egészségtan
2	26	32	35
3	44	29	22
4	26	38	26
5	38	30	32
6	27	32	28
7	27	33	27
8	34	25	27
9	25	26	30
10	23	36	25
11	26	32	
12	26	31	33
13	25	25	27
14	26	24	28
15	26	20	22
16	33	28	25
17	28	35	28
18	28	30	31
19	24	20	23
20	27	32	27
21	25	31	39
22	30	23	31
23		33	37
24		21	
25		20	

221. ábra: Egyszempontos („egytényezős”, „one-way”) VA (Excel)

A beállításoknál a bemeneti tartományba kerül az oszloponként rendezett adathalmaz. Mivel a szakok nevei is szerepelnek, ezért a feliratok az első sorban lehetőséget is ki kell jelölni. Az alfa paraméterben (szignifikancia- szint) az alapbeállítás maradhat (0,05), majd a

kimeneti tartományként megadhatjuk annak a területnek a kezdő celláját (G9), ahová az eredménytáblát helyezni szeretnénk.

Ezt követően (OK gomb), az alábbi eredményhez jutunk.

Egytényezős varianciaanalízis

ÖSSZESÍTÉS

Csoportok	*Darabszám*	*Összeg*	*Átlag*	*Variancia*
Testnevelés-Rekreáció	21	594	28,28571	25,71429
Testnevelő	46	1342	29,17391	24,54686
Testnevelő-Egészségtan	21	603	28,71429	21,31429

VARIANCIAANALÍZIS

Tényezők	*SS*	*df*	*MS*	*F*	*p-érték*	*F krit.*
Csoportok között	11,89942123	2	5,949711	0,247277	0,781484	3,103839
Csoporton belül	2045,180124	85	24,06094			
Összesen	2057,079545	87				

222. ábra: ANOVA eredménytáblázat (Excel)

Az eredmény első részében a szakokra vonatkozóan egy alapstatisztikát láthatunk, melyben látható, hogy a 46 fő testnevelő átlagos felülési eredménye 29,17 darab, 24,55 varianciával. A további eredmények szerint a próbafüggvény értéke 0,247, ami kisebb, mint a kritikus érték 3,10, tehát a nullhipotézist el kell fogadni, vagyis a hallgatók felülési teszteredménye homogén a szakok szerint. Hasonló eredményre jutunk a szignifikancia- érték alapján is, hiszen ha a nullhipotézist elvetjük, akkor nagyon nagy valószínűséggel (78,1%) követünk el hibát.

Gyakorló feladatok a fejezethez:

1. Készítsen leíró statisztikát a testnevelők ingafutás adataiból és értelmezze az eredményeket!
2. Becsülje meg 90%-os megbízhatóság mellet a testnevelő- egészségtan szakos hallgatók BMI- indexének értékét.
3. Vizsgáljuk meg, hogy az adatbázisunkban a testnevelők és a testnevelés- rekreáció szakos hallgatók testtömeg értékeiben van-e különbség 5%-os szignifikancia szinten?
4. Vizsgáljuk meg, hogy azonosnak tekinthető-e a különböző szakokra (testnevelés-rekreáció, testnevelő, testnevelő- egészségtan) járó hallgatók átlagos testmagassága!

6. Ellenőrző kérdések

5.2. STATISZTIKAI ALAPFOGALMAK 18

Fejezethez:

- Mit jelent a hipotézis fogalma?
- Sorolja fel a hipotézisek fajtáit!
- Sorolja fel a tudományos kutatás szempontjából fontos szignifikancia szinteket!
- Példákon keresztül mutassa be a mérési skálák fajtáit!
- Csoportosítsa és határozza meg a statisztikai adatokat!

5.3. LEÍRÓ STATISZTIKÁK 24

Fejezethez

- Mutassa be a középértékeket!

- Ismertesse az adatok változékonyságának legfőbb mutatóit!
- Ismertesse a tanult gyakoriságok fajtáit!
- Mutassa be a normális eloszlási görbének a legfontosabb paramétereit!
- Mit jelent a standardizálás?

5.5. PARAMÉTERES ELJÁRÁSOK.....50

Fejezethez:

- Ismertesse a hipotézisvizsgálat négy lépését!
- Mutassa be az eltérések és különbségek vizsgálatának tanult módszereit!
- Ismertesse a kettőnél több minták során alkalmazható tanult különbségvizsgálati módszert!
- Milyen előfeltételei vannak a t-próbáknak?
- A korrelációs együttható értékelésének szempontjai.
- Milyen összefüggés van a korrelációs együttható és a determinációs együttható között?

5.6. NEMPARAMÉTERES ELJÁRÁSOK (RENDSTATISZTIKA) 94

Fejezethez:

- Milyen esetekben alkalmazhatóak a nemparaméteres eljárások?
- Ismertesse a paraméteres eljárások, nemparaméteres megfelelőit!
- Mit ért kontingencia tábla alatt?
- Ismertesse a khi- négyzet próbát!
- Ismertesse a kettőnél több csoport összehasonlítására szolgáló nemparaméteres eljárást!

5.7. STRUKTÚRÁK VIZSGÁLATA – TÖBBVÁLTOZÓS MÓDSZEREK 109

Fejezethez:

- Milyen módszernek nevezik a faktoranalízist, és indokolja is!
- Milyen felmerülő kérdések során alkalmazzuk a faktoranalízist?
- Milyen mutatók és hozzájuk tartozó értékek szerepelnek előfeltételként a faktoranalízis során?
- Mi alapján lehet a faktorok számát kiválasztani?
- A diszkriminancia- analízis során vizsgálható kérdések.
- Milyen célt szolgál a korrespondencia- analízis?

7. Mellékletek

7.1. Irodalomjegyzék

Ács P. (2007): A területi egyenlőtlenségek feltérképezése során leggyakrabban alkalmazott mérőszámok bemutatása, a sporttehetségek területi elhelyezkedésének példáján. Egy

életpálya három dimenziója- Tanulmánykötet Pintér József emlékére. Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar. Pécs. 10- 22. o.
Ács P. (2009): Sporttudományi Kutatások módszertana. Pécsi Tudományegyetem Természettudományi Kar. Pécs.
Babbie E. (1995): A társadalomtudományi kutatás gyakorlata. Balassi Kiadó, Budapest.
Bös, K. (1988, 2001): Handbuch sportmotorischer Tests. Verlag für Psychologie C.J.Hogrefe. Göttingen-Toronto-Zürich 1988.
Ezekiel M.-Fox, K.A. (1970): Korreláció és regresszióanalízis. Közg. és Jogi Kiadó, Budapest.
Fábián Gy. - Zsidegh M. (1998): A testnevelés és sporttudományos kutatások módszertana. Magyar Testnevelési Egyetem.
Falus I. (1993): Bevezetés a pedagógiai kutatás módszereibe. Keraban Könyvkiadó. Budapest.
Falus I. - Ollé J. (2000): Statisztikai módszerek pedagógusok számára. Okker Kiadó, Budapest.
Falus I. - Ollé J. (2008): Az empirikus kutatások gyakorlata. Nemzeti Tankönyvkiadó. Budapest.
Farmosi I.-Ozsváth K. (1981): Matematikai statisztikai módszerek. Gépelt kézirat, TF könyvtár, Budapest.
Freedman, D. – Pisani, R. – Purves, R. (2005): Statisztika. Typotex Kiadó , Budapest.
Guilford, J.P. (1936): Psychometric Methods. New York, 1936.
Guilford, J.P. (1957): A system of the psychomotor abilites. American Journal of Psychology 71. 164-174.
Hajdu O. (1987): Sokváltozós statisztikai módszerek gyakorlati alkalmazása. Prodinform Műszaki Tanácsadó Vállalat. Budapest
Hajdu O. (2003): Többváltozós statisztikai számítások, Budapest, Központi Statisztikai Hivatal.
Hajdu O.- Pintér J.- Rappai G.- Rédey K. (1994): Statisztika I. Janus Pannonius Tudományegyetem. Pécs.
Hajtman B. (1968, 1971): Bevezetés a matematikai statisztikába pszichológusok számára. Akadémiai Kiadó, Budapest.
Harsányi L (1998): Jó úton a sporttudomány akadémiai elismerése. Sporttudomány. 1998.2. sz.
Harsányi L. (2000): Edzéstudomány I. Dialóg Campus Kiadó- Budapest- Pécs.
Harsányi L. (2007): Az irodalomjegyzék készítés, idézés, hivatkozás további szabályai. Kézirat. Pécs. 2007. január 25.
Hepp F.- Nádori L. (1971): Bevezetés a tudományos kutatásba. Kézirat. Tankönyvkiadó. Budapest.
Hunyadi L. (2002): Grafikus ábrázolás a statisztikában. Statisztikai Szemle 2002/1. 22-53. o.
Jahn, W.-Vahle, H. (1974): A faktoranalízis és alkalmazása. Közgazdasági és Jogi Kiadó, Budapest.
Jánosa A. (2005): Adatelemzés számítógéppel. Perfekt Kiadó. Budapest.
Kecskeméty L- Izsó L. (2005): Bevezetés az SPSS programrendszerbe. ELTE- Eötvös Kiadó. Budapest.
Kehl D.- Rappai G. (2006): Mintaelem-szám tervezése Likert-skálát alkalmazó lekérdezésekben. Statisztikai Szemle 84. évfolyam 9. szám. 848- 876. o.
Kemény S. – Deák A. – Lakné Komka K. – Vágó E.(2004): Statisztikai elemzés a STATISTICA programmal. Műegyetemi Kiadó, Budapest.
Köves P.-Párniczky G. (1981): Általános Statisztika. Közg. és Jogi K. Budapest.
Letzelter, H.-Letzelter, M. (1983): Leistungsdiagnostik. Niederhausen-Taunus.
Lienert, G.A. (1961, 1969): Testaufbau und Testanalyse. Wenheim.

Magnusson, D. (1969, 1975): Testtheorie. Wien.
Moksony F. (2006): Gondolatok és adatok. Aula Kiadó.
Móri J.-Székely T.(1986): Többváltozós statisztikai analízis. Műszaki Könyvkiadó, Budapest.
Nádori L.-Derzsy B.-Fábián Gy.-Ozsváth K.-Rigler E.-Zsidegh M. (1998, 2006): Sportképességek mérése. Magyar Testnevelési Egyetem, Budapest.
Ozsváth K. (1979): A trend és regressziós modellek megbízhatósága. Tanulmányok a TFKI kutatásaiból 1979. TF, Budapest. 1.sz. 195-208.p.
Ozsváth K. (1989): A sportmotorikus tesztek kritériumvaliditása. I. Országos Sporttudományos Kongresszus, II.kötet. OTSH, Budapest. 658-661. p.
Ozsváth K. (1998): Motoros tesztegyüttesek értékelésének módszertani megközelítése az Eurofit példáján. Sporttudomány. 1.sz. 9-13.o.
Ozsváth K. (2000): A szakértői értékelések egyezésének vizsgálata clusteranalízissel. „Tanárképzés és tudomány" konferencia, ELTE TFK 2000.08.30-31. In.: A tanári mesterség gyakorlata. Tanárképzés és tudomány. Nemzeti Tankönyvkiadó – ELTE Tanárképző Főiskolai Kar, Budapest.(Szerk.: Katona A. ,etc.), 179-184.p.
Ozsváth K. (2000): Motoros tesztrendszerek értékelése. VI. Tantárgypedagógiai Tudományos Konferencia, Baja, 1999. 11.25-26. In: Tantárgypedagógiai kutatások, Eötvös József Főiskola, Baja. 245-248.p.
Ozsváth K. (2002): Szakértői értékelések összehasonlítása motoros tesztek példáján. In: Az ELTE TÓFK Tudományos Közleményei XXI:. Ember – Környezet – Egészség 2002. (Szerk.: Demeter K.. – Véghelyi J.) Trezor Kiadó, Budapest. 53-68.p.)
Pintér J. - Ács P. (2007): Bevezetés a sportstatisztikába. Dialóg Campus Kiadó. Budapest-Pécs.
Pintér J. – Rappai G. (2001): A mintavételi tervek készítésének néhány gyakorlati megfontolása. Marketing & Menedzsment 2001/4. 4-11. o.
Rappai G. (2001): Üzleti statisztika Excellel. Központi Statisztikai Hivatal. Budapest
Sajtos L. – Mitev A. (2007): SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv. Alinea Kiadó, Budapest.
Sváb J. (1979): Többváltozós módszerek a biometriában. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest.
Sváb J. (1981): Biometriai módszerek a kutatásban. Mezőgazdasági Kiadó.
Székelyi M.-Barna I. (2005): Túlélőkészlet az SPSS-hez. Többváltozós elemzési technikákról társadalomkutatók számára. Typotex Kiadó , Budapest.
Szokolszky Á. (2004): Kutatómunka a pszichológiában. Osiris Kiadó, Budapest.
Tenenbaum G.- Driscoll M. (2005): Methods os Research in Sport Sciences. Meyer & Meyer Sport.
Vargha A.(2000): Matematikai statisztika pszichológiai, nyelvészeti és biológiai alkalmazásokkal. Pólya Kiadó. Budapest.
http://commons.wikimedia.org/wiki/Image:Distance_matrix.PNG
http://commons.wikimedia.org/wiki/Image:Hierarchical_clustering_diagram.png

Pályázati anyagban szerepel:
Haag,H.(2004): *Research Metholdologie for Sport and Exercise Science*.K.Hofmann Verlag, Schorndorf.
Nieman, D.C. (2003): *Exercise Testing and Prescription. A health-related approach.* McGraw-Hill Corporation. New York, etc. 774 p.
Thomas, J. R. - Nelson, J. K.(1996): *Research methods in physical activity.* (Third edition.) Human Kinetics.
Babbie, Earl (2000): *A társadalomtudományi kutatás gyakorlata*. Balassi Kiadó, Budapest.
Freedman, D. – Pisani, R. – Purves, R. (2005): *Statisztika*. Typotex Kiadó. Budapest.
Spiegel, M. R.(1995): *Statisztika. Elmélet és gyakorlat.* PANEM-McGraw-Hill. Budapest.

7.2. Ábrajegyzék

1. ábra: Az EISZ nyitó ablaka 6
2. ábra: Az EndNote bibliográfiakezelő webes felülete 7
3. ábra: Az SPSS ikonja és indító ablaka 16
4. ábra: A StatSoft STATISTICA ikonja és indító ablaka 18
5. ábra: Standard normális eloszlás 30
6. ábra: A StatSoft Statistica számítási műveleteinek indító ablaka 32
7. ábra: Az SPSS számítási műveleteinek indító ablaka (17.0) 33
8. ábra: Az alapstatisztikák műveleti ablaka a StatSoft Statisticánál 35
9. ábra: A leíró statisztikák kijelölési lehetőségei az „Advanced" ablakban (StatSoft) 35
10. ábra: A szelekciós feltételek beállíthatóságának ablaka (StatSoft) 36
11. ábra: „Breakdown/Statistics by Groups" ablakból is lekérhetők az alapstatisztikák 37
12. ábra: Változók kijelölése a „Breakdown/Statistics by Groups" ablakaiban 37
13. ábra: A csoportosítási változó értékeinek megadása 37
14. ábra: A választható leíró statisztikák a csoportonkénti statisztikáknál (két ablakban is beállítható) 38
15. ábra: A csoportokra vonatkozó statisztikák (By Group...) indító ablaka a Statisticaban 38
16. ábra: Leíró statisztikák eredményei a csoportanalíziseknél 39
17. ábra: Eredménytáblázat bővítésének lehetősége a StatSoft Statisticaban (variációs együttható) 40
18. ábra: A minta jellemzőinek egyik legegyszerűbb lehívása az SPSS-ben 41
19. ábra: A változók és a kért leíró statisztikák kijelölése (SPSS) 41
20. ábra: Az SPSS leíró statisztikák menüje 42
21. ábra: A SPSS esetválasztó funkciójának indítása 43
22. ábra: Beállítási lehetőségek az SPSS Select Cases ablakaiban 43
23. ábra: Az SPSS „eredeti" leíró statisztikáinak indító menüje 44
24. ábra: Beállítási lehetőségek az „eredeti" leíró statisztikáknál (SPSS) 44
25. ábra: Percentilis értékek tetszőleges lekérési lehetősége a Frequencies menüben (SPSS) 46
26. ábra: Diagram lekérhetőség a Frequencies menüben (SPSS) 46
27. ábra: A kiválasztott diagram, nők testtömegének hisztogramja (SPSS) 48
28. ábra: Nők testtömegének hisztogramja a Statisticaban 49
29. ábra: A t-próbák és az ANOVA indító ablaka az alapstatisztikák menüben (StatSoft) 54
30. ábra: A kétmintás t-próba műveleti ablaka a változók kijelölésére és utána (StatSoft) 54
31. ábra: A közelítő t-próba lekérése az opcióknál (StatSoft) 54
32. ábra: Példa a kétmintás t-próbánál lekérhető diagramra (StatSoft) 55
33. ábra: A t-próbák és az ANOVA indítása az SPSS-ben 56
34. ábra: Változók kijelölése a kétmintás t-próbához az SPSS-ben 56
35. ábra: Példa az egymintás t-próbára a kétféle összesített pontok alapján 58
36. ábra: Az előző példa megoldása SPSS-ben 58
37. ábra: Az egyszempontos varianciaanalízis legegyszerűbb indítása a StatSoftnál 59
38. ábra: Változók kijelölése (ANOVA, StatSoft) 60
39. ábra: A csoportosítási változó értékeinek megadása (StatSoft) 60
40. ábra: A post-hoc analízis lekérhetősége (páronkénti összehasonlítás, ANOVA, StatSoft) 61
41. ábra: Csoportosítási változó képzése a Compute Variable funkcióval 62
42. ábra: Szövegcímke bevitele (SPSS) 62
43. ábra: A nők kiválasztása (SPSS) 63
44. ábra: Az előző példa az SPSS-nél 63
45. ábra: Az ANOVA beállítási lehetőségei az SPSS-ben 63
46. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány kétoldali (two tailed) alternatív hipotézis esetén 64
47. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány bal oldali alternatív hipotézis esetén 65
48. ábra: Elfogadási és kritikus tartomány jobb oldali alternatív hipotézis esetén 65
49. ábra: A döntéshozatali ábra 66
50. ábra: Az adatszűrés beállítási moduljai 67
51. ábra: A t-próba alapmodulja 68
52. ábra: Az egymintás t-próba beállatásának alapmodulja a StatSoft Statistica programban 69
53. ábra: t-próba eredménytáblázat (StatSoft) 69

54. ábra: Box and Whisker plot ábra *70*
55. ábra: Probalitity Calculator (StatSoft) *71*
56. ábra: A korrelációs koefficiensre vonatkozó lekérhetőségek a Probability Calculator ablakban *71*
57. ábra: A Basic Statistics menü differenciák elemzésére szolgáló külön pontja (StatSoft) *71*
58. ábra: Két korreláció különbségének próbája I. (TT/TM között, női-férfi) *72*
59. ábra: Két korreláció különbségének próbája II. (TM/BMI között, férfi-unisex) *72*
60. ábra: Két korreláció különbségének próbája III. (TM/BMI között, női-unisex) *72*
61. ábra: A megbízhatósági sávok beállításai lehetőségei a Graphs menüben (SPSS) *78*
62. ábra: Egyedi és átlagos megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (SPSS alapbeállítás) *78*
63. ábra: Egyedi és átlagos értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál *79*
64. ábra: Különböző közelítő görbék lehívási és beállítási lehetőségei a StatSoft Graphs menüjében *79*
65. ábra: Átlagos értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (StatSoft) *80*
66. ábra: Egyedi értékre vonatkozó megbízhatósági sávok lineáris regressziónál (StatSoft) *80*
67. ábra: Polinomiális regresszió (StatSoft) *81*
68. ábra: Logaritmikus regresszió (StatSoft) *81*
69. ábra: Exponenciális regresszió (StatSoft) *82*
70. ábra: Különböző közelítő görbék (SPSS) *82*
71. ábra: A korrelációszámítás indító ablaka (StatSoft) *83*
72. ábra: Változók kijelölése (korreláció, StatSoft) *83*
73. ábra: Az SPSS indító ablaka a korrelációszámításnál *86*
74. ábra: Az SPSS Correlate/Distances menüje és beállítási lehetőségei *87*
75. ábra: A regresszió analízis indító ablaka *88*
76. ábra: Kezdeti beállítások (MRA) *88*
77. ábra: A lépésenkénti MRA beállítása *89*
78. ábra: Az eltérések analízisének további részletes lekérdezhetősége *90*
79. ábra: A reziduális értékek vizsgálatának lekérése és eredménye *91*
80. ábra: A jósolt értékek eltérése a ténylegesen mért értékektől diagramon ábrázolva *92*
81. ábra: Egy konkrét jósolt érték lekérhetősége (prediction, predict variable) *92*
82. ábra: Példaként az első eset adatainak bevitele a jósolt érték meghatározásához *92*
83. ábra: Az SPSS indító ablaka a regressziónál *94*
84. ábra: A beállítási lehetőségek egy része az SPSS regresszió számításánál *94*
85. ábra:A nemparaméteres eljárások menüpontja (StatSoft) *98*
86. ábra: A nemparaméteres eljárások indító ablaka *99*
87. ábra: A legegyszerűbb módszer a „2x2 Tables” *100*
88. ábra: A rangkorreláció műveleti ablaka *101*
89. ábra: Két független minta összehasonlításának műveleti ablaka *102*
90. ábra: A dohányzás arányai két sportág képviselőinél *103*
91. ábra: Több független minta összehasonlításának műveleti ablaka *104*
92. ábra: A dohányzás arányai három sportág képviselőinél *105*
93. ábra: Boxplot a BMI-re 5 sportág képviselőinél (Kruskal-Wallis próba) *106*
94. ábra: A BMI alakulása 5 sportág képviselőinél *107*
95. ábra: Két összetartozó minta összehasonlításának műveleti ablaka *108*
96. ábra: Téves eredmény a Wilcoxon próbánál a hiányzó esetek és rangsorolás elmaradása miatt *108*
97. ábra: Több összetartozó minta összehasonlításának műveleti ablaka *108*
98. ábra: Téves eredmény a Friedman próbánál a rangsorolás elmaradása miatt *109*
99. ábra: Rangsorolás a StatSoftnál *109*
100. ábra: Rangsorolás az SPSS-nél *110*
101. ábra: A nemparaméteres eljárások az SPSS-nél *110*
102. ábra: A faktoranalízis indító ablaka (StatSoft) *116*
103. ábra: Változók kijelölése (FA, StatSoft) *116*
104. ábra: A „Scree plot” és lekérése *116*
105. ábra: Scree plot – „kavics ábra” – a vizsgált adatbázisban *117*
106. ábra: A faktorok számának beállítása *117*
107. ábra: A rotáció beállítása *119*
108. ábra: Egy kis „bűvészkedés” a faktorok számának maximálására *120*
109. ábra: A FA indító ablaka az SPSS-nél *121*
110. ábra: Beállítási lehetőségek I. (SPSS) *121*
111. ábra: Beállítási lehetőségek II. (SPSS) *121*
112. ábra: Scree- plot SPSS-nél *123*
113. ábra: A változók rotált helye a komponensek ábráján (SPSS) *124*

114. ábra: A változók rotált helyének kiemelése a komponensek ábráján (SPSS) *124*
115. ábra: A faktor- analízis beállításai *125*
116. ábra: Az előfeltételek beállításai *126*
117. ábra: A módszer kiválasztása *128*
118. ábra: A rotáció beállításai *128*
119. ábra: A rotált faktorsúly-mátrix beállításai *129*
120. ábra: A faktor- analízis faktorszámának eldöntését segítő grafikus ábra *130*
121. ábra: A módszer és a faktorszám meghatározása *131*
122. ábra: A faktorok elmentése *133*
123. ábra: A faktorok elnevezése *133*
124. ábra: A diszkriminanciaanalízis indító műveleti ablaka *135*
125. ábra: Változók kijelölése *136*
126. ábra: A csoportkijelölés ablaka *136*
127. ábra: A lépésenkénti változat beállíthatósága *136*
128. ábra: A csoportonkénti leíró statisztikák lekérdezésének műveleti ablaka *136*
129. ábra: Az analízis eredményének lekérdezhetősége a haladó menüben *137*
130. ábra: A változók relatív megkülönböztető hatásának képzése (StatSoft) *139*
131. ábra: A klasszifikációs eredmények műveleti ablaka *140*
132. ábra: A változók kijelölése a sportági DSC példában *142*
133. ábra: A kanonikus értékek lekérhetősége a DSC-nél (StatSoft) *145*
134. ábra: A sportágak elhelyezkedése a kanonikus analízis első két háttérváltozója szerint (StatSoft) *146*
135. ábra: A DSC indítása az SPSS-nél *146*
136. ábra: DSC beállítási lehetőségek I. (SPSS) *147*
137. ábra: DSC beállítási lehetőségek II. (SPSS) *147*
138. ábra: DSC beállítási lehetőségek III. (SPSS) *147*
139. ábra: DSC beállítási lehetőségek IV. (SPSS) *148*
140. ábra: DSC beállítási lehetőségek V. (SPSS) *148*
141. ábra: A sportágak elhelyezkedése a kanonikus analízis első két háttérváltozója szerint (SPSS) *149*
142. ábra: A „Select Cases" az SPSS-nél *149*
143. ábra: Ábraszerkesztés az SPSS-nél *150*
144. ábra: Jelölések beállítása a diagramokon (SPSS) *150*
145. ábra: Korrigált ábra a sportágak elhelyezkedésének bemutatásához (SPSS) *151*
146. ábra: A diszkriminancia- analízis indító modulja *152*
147. ábra: A változók meghatározása *152*
148. ábra: Az előfeltételek beállításai *153*
149. ábra: Az elemzés csoportosításainak beállításai *153*
150. ábra: Csoport statisztikák *154*
151. ábra: A változók hatása a diszkriminatív függvényre *154*
152. ábra: A multikollinearitást tesztelése *154*
153. ábra: Sajátértékek *155*
154. ábra: Wilks' Lambda táblázat *155*
155. ábra: Struktúra mátrix *156*
156. ábra: A csoportok középpontértékei *156*
157. ábra: Kiinduló értékek *157*
158. ábra: A diszkriminancia- analízis grafikus megjelenítése *157*
159. ábra : Besorolási eredmények *158*
160. ábra: A becsült csoportok számának mentése *158*
161. ábra: Az eredeti és becsült csoportba tartozás megjelenítésének modulja *158*
162. ábra A listán szereplő változók beállításai *159*
163. ábra: Listázás eredménye *159*
164. ábra: Az összesítő táblázat beállításai *160*
165. ábra: Részlet az összesítő táblázatból *160*
166. ábra: A klaszterek és a fa diagram (dendrogram) kialakításának elvi sémája *162*
167. ábra: A klaszterek egyesítésének („amalgamation rule") alapformái *162*
168. ábra: A clusteranalízis indító ablaka *163*
169. ábra: A választható clusterezési módszerek (StatSoft) *164*
170. ábra: Az analízis beállítási lehetőségei *164*
171. ábra: A dendrogram lekérése *165*
172. ábra: A változók dendrogramja a példában *165*
173. ábra: Az Advanced menü *166*

174. ábra: Az esetekre vonatkozó dendrogram lekérése 167
175. ábra: A vizsgálati személyek dendrogramja az Eurofit felmérés változói alapján 167
176. ábra: A „K –Means Clustering" indítása 168
177. ábra: A K-Means klaszterezés alapbeállításai 168
178. ábra: A „K-Means Clustering" műveleti ablakai 168
179. ábra: A clusteranalízis indító műveleti ablaka (SPSS) 170
180. ábra: Változók és műveletek kijelölése (SPSS) 170
181. ábra: A „Statistics…" ablak beállítási lehetőségei 171
182. ábra: A „Plots …" ablak beállítási lehetőségei 171
183. ábra: Default beállítás a „Method…" ablakban 171
184. ábra: A „Complete linkage, Euclidean distance" algoritmus beállítása az SPSS-nél 172
185. ábra: A „Save …" ablak beállítási lehetőségei 172
186. ábra: A változókra lekért analízis esetén a mentési funkció inaktív 173
187. ábra: Dendrogram a változókra (SPSS) 173
188. ábra: Dendrogram az SPSS 17.0 verzióval 174
189. ábra: A K-means Cluster Analysis beállítási lehetőségei 174
190. ábra: Az „Iterate …" ablak beállítási lehetőségei 174
191. ábra: A „Save …" ablak beállítási lehetőségei 175
192. ábra: A „Option …" ablak beállítási lehetőségei 175
193. ábra: A klaszter-analízis beállításai (SPSS) 177
194. ábra: A változók kijelölése 177
195. ábra: Klaszter középpontok 178
196. ábra: Iterációk 178
197. ábra: Klaszterbe sorolás 178
198. ábra: Végső klaszterközpontok 179
199. ábra: A klaszterek közötti távolságok táblázata 179
200. ábra: A klaszterek közötti varianciaanalízis 180
201. ábra: Esetszámok a klaszterekben 180
202. ábra: A klaszter- analízis során keletkező adatok mentésének modulja 181
203. ábra: Korrespondencia- analízis alapmodulja 182
204. ábra: Korrespondencia- térkép 184
205. ábra: A korrespondencia indító modulja StatSoft Statistica programban 185
206. ábra: A korrespondencia grafikus ábrája a StatSoft Statistica programmal 185
207. ábra: Az SPSS „Select Cases" funkciója 187
208. ábra: A StatSoft Select Cases funkciója 187
209. ábra: Az SPSS Compute parancsa (új változó képzése) 187
210. ábra. A StatSoft új változó képzésére vonatkozó műveleti lehetőségei 188
211. ábra: Analysis ToolPak moduljának bekapcsolása 189
212. ábra: Az eszközök menüpont adatelemzés moduljának, leíró statisztika menüpontja 190
213. ábra: Excel leíró statisztikai eredmények 190
214. ábra: Kontingencia táblázat készítése Excelben 191
215. ábra: Diagram varázsló (Excel) 192
216. ábra: Kombinációs tábla megjelenítése grafikusan (Excel) 193
217. ábra: A gyakorló feladat megoldásának helyes eredménye (Excel) 195
218. ábra: Kétmintás t-próba (Excel) 196
219. ábra: Kétmintás t-próba eredménye/a (Excel, F-próba) 196
220. ábra: Kétmintás t-próba eredménye/b (Excel) 197
221. ábra: Egyszempontos („egytényezős", „one-way") VA (Excel) 198
222. ábra: ANOVA eredménytáblázat (Excel) 199

7.3. Táblázatjegyzék

1. táblázat: A validitási együttható értékelése 12
2. táblázat: Nők testmagasságának gyakorisági táblázata a mintapéldában 33
3. táblázat: Férfiak alapvető leíró statisztikai mutatói 3 paraméternél 36
4. táblázat: Férfiak további leíró statisztikai mutatói 3 paraméternél 36
5. táblázat: Férfiak és nők átlagai és szórásai a választott 3 paraméternél 38
6. táblázat: Leíró statisztikák eredmény táblázata a csoportanalíziseknél (nők) 39
7. táblázat: Kibővített leíró statisztikai eredménytáblázat (Statistica, nők) 40

8. táblázat: Eredménytáblázat (SPSS) 42
9. táblázat: Eredménytáblázat (SPSS) 45
10. táblázat: SPSS eredménytáblázat a kiválasztott percentilisekkel (férfiak, testtömeg, testmagasság, BMI) 47
11. táblázat: Férfiak testtömegének gyakorisági táblázata (SPSS) 47
12. táblázat: A t-próba eredménytáblázata (testtömeg különbsége nők és férfiak között) 54
13. táblázat: Eredménytáblázat (StatSoft, t-próba és közelítő t-próba) 55
14. táblázat: Példa a t-értékek figyelembe vehetőségére (TT, TM, BMI) 55
15. táblázat: Az eredménytáblázat első része a leíró statisztikákkal 56
16. táblázat: Az eredménytáblázat második része az F és t statisztikákkal 57
17. táblázat: Egymintás t-próba eredménytáblázata 58
18. táblázat: Különböző sportágak képviselőnek alapadatai (TT, TM, BMI, nők) 60
19. táblázat: Eredménytáblázat (StatSoft, ANOVA, TT/TM/BMI változóknál) 60
20. táblázat: A post-hoc páronkénti összehasonlítás eredménye (ANOVA Tukey HSD, StatSoft) 61
21. táblázat: ANOVA eredménytáblázat (SPSS) 64
22. táblázat: A leggyakoribb egymintás tesztek próbafüggvényei 65
23. táblázat: t-próba eredménytáblázat (SPSS) 68
24. táblázat: Korrelációs mátrix (nők, Eurofit tesztek) 85
25. táblázat: Nők, férfiak és a teljes „unisex" minta TT/TM/BMI korrelációi 85
26. táblázat: Példa a szignifikancia szint jelzésével bővített korrelációs mátrixra 85
27. táblázat: Példa az SPSS-sel számolt korrelációs mátrixra (férfiak, TT/TM/BMI) 86
28. táblázat: A motorikus változók eredeti, teljes korrelációs mátrixa (SPSS) 87
29. táblázat: A motorikus változók hasonlósági táblázata (0-1 skálázással) 87
30. táblázat: A motorikus változók különbözőségi táblázata (0-1 skálázással) 88
31. táblázat: A regresszió összegző eredményei 89
32. táblázat: A lépésenkénti regresszió eredménytáblázata 89
33. táblázat: A regresszió fennállásának vizsgálati eredménye 90
34. táblázat: A jósolt érték (predicted) eredménytáblázata 93
35. táblázat: MRA eredmények (SPSS) 94
36. táblázat: Paraméteres és nemparaméteres eljárások áttekintő táblázata 98
37. táblázat: A két nem képviselőinek előfordulásai aránya a vizsgált mintában 100
38. táblázat: 2x2-es gyakorisági tábla feldolgozásának eredménye 100
39. táblázat: A rangkorreláció eredménye (SUPONT/Dohányzás) 101
40. táblázat: A Mann-Whitney próba eredménye (Dohányzás/Nem) 102
41. táblázat: A Mann-Whitney próba eredménye (Dohányzás/2 sportág) 102
42. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye I. (Dohányzás/Sportág) 104
43. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye II. (Medián teszt, Dohányzás/Sportág) 104
44. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredménye III. (Dohányzás/Sportág) 104
45. táblázat: A Kruskal-Wallis próba eredményei (BMI/Sportág) 105
46. táblázat: A rotálatlan faktorsúlyok táblázata 118
47. táblázat: A sajátértékek táblázata 118
48. táblázat: A rotált faktorsúlyok táblázata 119
49. táblázat: A „bűvészkedés" eredménye 120
50. táblázat: FA eredmények I. (SPSS) 122
51. táblázat: FA eredmények II. (SPSS) 122
52. táblázat: FA eredmények III. (SPSS) 123
53. táblázat: Korreláció eredménytáblázat/a (SPSS) 126
54. táblázat: Korreláció eredménytáblázat/b (SPSS) 127
55. táblázat: KMO és Bartlett próba eredménye 127
56. táblázat: Kommunalitások 129
57. táblázat: A varianciák magyarázata 130
58. táblázat: Rotált komponens mátrix 131
59. táblázat: A varianciák magyarázata 3 faktor esetén 132
60. táblázat: Rotált komponens mátrix 3 faktor esetén 132
61. táblázat: Nemenkénti átlagok 136
62. táblázat: Nemenkénti szórások 136
63. táblázat: A diszkriminanciaanalízis összegző eredménytáblázata 137
64. táblázat: A diszkriminatív modellben nem szereplő változók 137
65. táblázat: A csoportok közötti különbség kimutatása 139
66. táblázat: A lépésenkénti analízis összefoglaló eredményei 139
67. táblázat: A csoportok besorolási egyenletei 141

68. táblázat: A klasszifikációs mátrix ____ *141*
69. táblázat: Részlet az esetek besorolási eredményeiből ____ *141*
70. táblázat: A sportági DSC eredménye ____ *142*
71. táblázat: A sportágak páronkénti összehasonlítása ____ *143*
72. táblázat: Klasszifikációs egyenletek ____ *143*
73. táblázat: Klasszifikációs eredmények ____ *143*
74. táblázat: Részlet az egyes esetek besorolási eredményéből ____ *144*
75. táblázat: Sportágankénti átlagok és szórások (nők) ____ *144*
76. táblázat: A változók, illetve a változók csoportjainak összekapcsolódását jelző eredmények ____ *166*
77. táblázat: A változók átlagai a „K-Means" klaszteranalízisben elkülönített csoportoknál ____ *169*
78. táblázat: A „K-Means" klaszteranalízisen belül változókra végzett varianciaanalízis eredménye ____ *169*
79. táblázat: Korrespodencia eredménytáblázat ____ *183*
80. táblázat: „Summary" táblázat ____ *183*
81. táblázat: Legfontosabb sokasági paraméterek becslőfüggvényi és azok jellemzői ____ *193*
82. táblázat: Gyakran használt kritikus értékek ____ *194*