

Többváltozós statisztika, ANOVA és adatredukciós módszerek (BMNPS07700M)

Előadó: Soltész-Várhelyi Klára

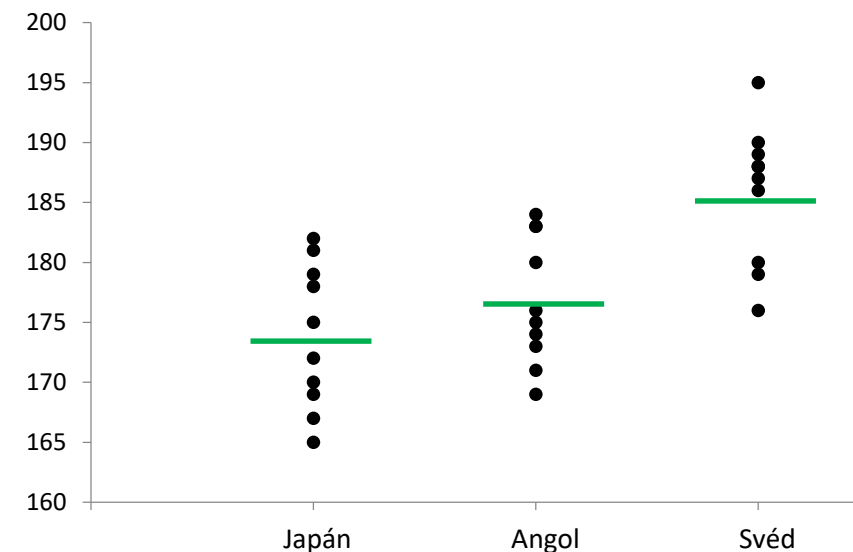
Az **Analysis of Variance** elmélete

Elmélet

(Az egyszempontos ANOVA a BA tananyag része, tehát a következő diasor célja az ismételés. Az elemzéseket olyan szempontból nézzük át, hogy a legtöbbet profitáljunk belőlük a többszempontos ANOVA megértéséhez.)

Rövid emlékeztető az ANOVA-ról

- Funkcióját tekintve
 - a t-próbához hasonlóan minták közötti különbséget mér,
 - de míg a t-próbával mindig csak két mintát lehetett összehasonlítani, az ANOVA több minta összehasonlítására is alkalmas.
 - Különbözik-e a magasság a japánok, angolok, svédek között?
- Miért nem végzünk sok t-próbát?
 - Minél több t-tesztet végzünk, annál jobban nő az elsőfajú hiba aránya
 - Sokszor megengedjük az 5% esélyt a tévedésre
 - Ezt nevezzük **familywise hibának** (FWER)– ugyanazon az adaton sok azonos statisztikai próbát végzünk
 - Öt minta esetén 10 párosítás lehetséges, tehát az $FWER = 1 - (.95)^{10} = 40\%$
40% esélye van annak, hogy a kapott szignifikáns különbségeink közül legalább egy a véletlen műve

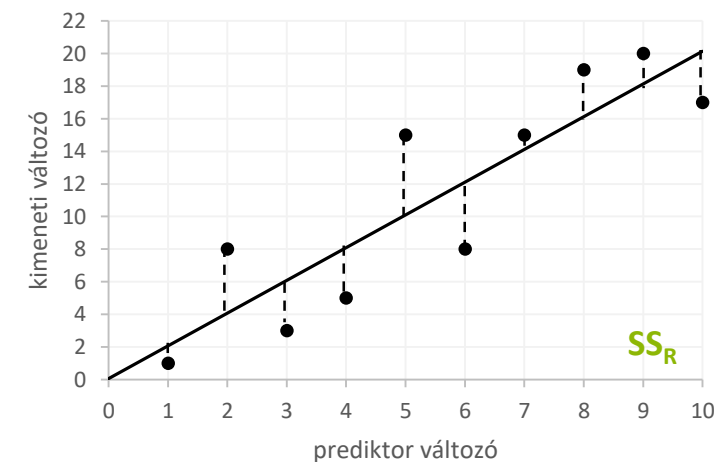
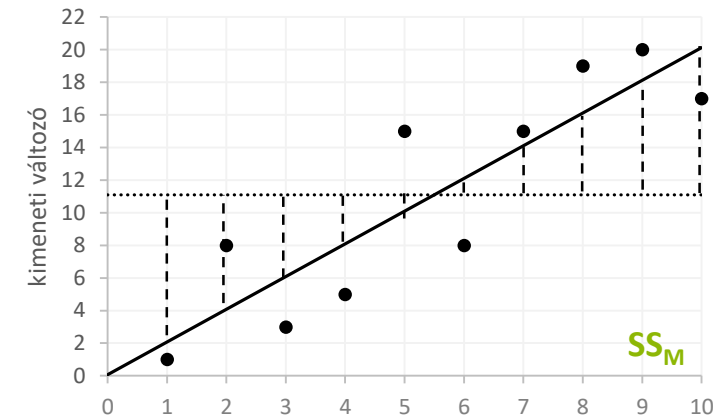
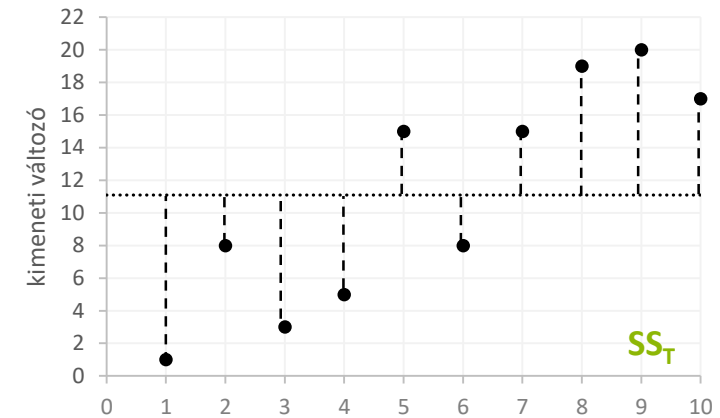


Kapcsolódás a regresszióval

- Az ANOVA és a lineáris regresszió matematikai koncepciója ugyanaz
- Emlékeztető a regresszióról:
- Effect-size mutató (R^2)
 - SS_T = a mért pontok átlagtól való távolsága, a kimeneti változó teljes változatossága
 - SS_R = a pontok modellünktől való távolsága, a modell pontatlansága, a kimeneti változóból meg nem magyarázott változatosság
 - SS_M = a modellünk átlagtól való távolsága, a modell magyarázóereje, a kimeneti változóból megmagyarázott változatosság
 - Az effect-size a megmagyarázott és teljes variancia aránya
- Statisztikai érték (F) és a hozzá tartozó szignifikancia
 - df_M = a modell szabadságfoka (a modell összetettségének mutatója)
 - df_R = a hiba szabadságfoka (N - predikált paraméterek száma)
 - $MS_M = SS_M / df_M$ = hatás
 - $MS_R = SS_R / df_R$ = hiba
 - A statisztikai érték a hatás és hiba aránya

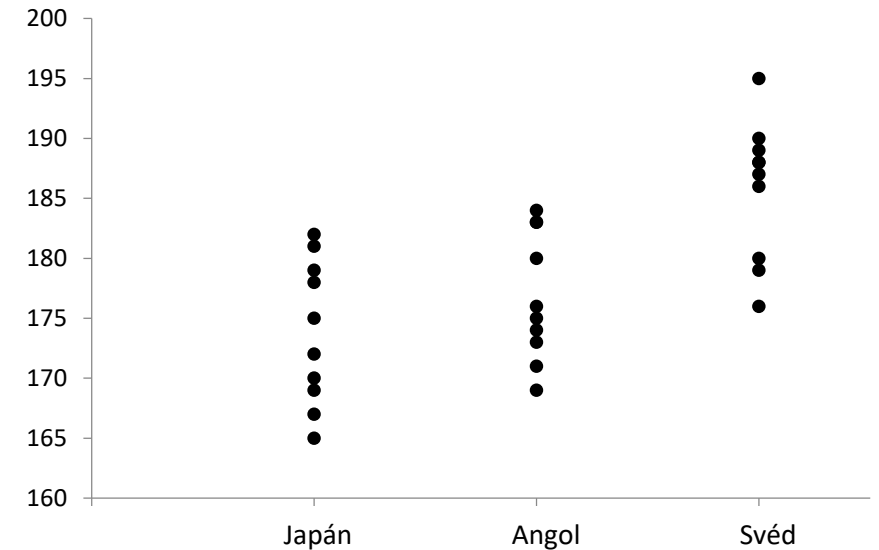
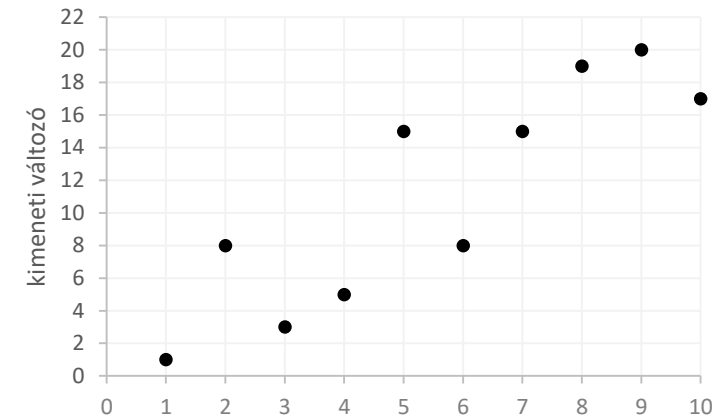
$$R^2 = \frac{SS_M}{SS_T}$$

$$F = \frac{MS_M}{MS_R}$$



Kapcsolódás a regresszióval

- Különbözik-e japánok, angolok, svédek magassága egymástól?
- **A nullhipotézis**
 - A három csoport nem különbözik egymástól
 - Tehát a három nemzet átlaga a populációban ugyanoda esik – magasság szempontjából egy populációból származnak
- **Kimeneti változó**
 - Itt **függő változó**nak nevezzük – a magasság
- **Prediktor változó**
 - Itt **független változó**nak nevezzük: a nemzetiség
 - Független mintás elemzésnél ez a csoportosító változó lesz
 - Összefüggő mintás elemzésnél egy kicsit bonyolultabb a helyzet, itt a prediktor szerepét a kondíciók töltik majd be
- Az elmélet független mintás ANOVA mentén halad végig, de az itt megértett eljárás átültethető az összefüggő mintás elemzésre is



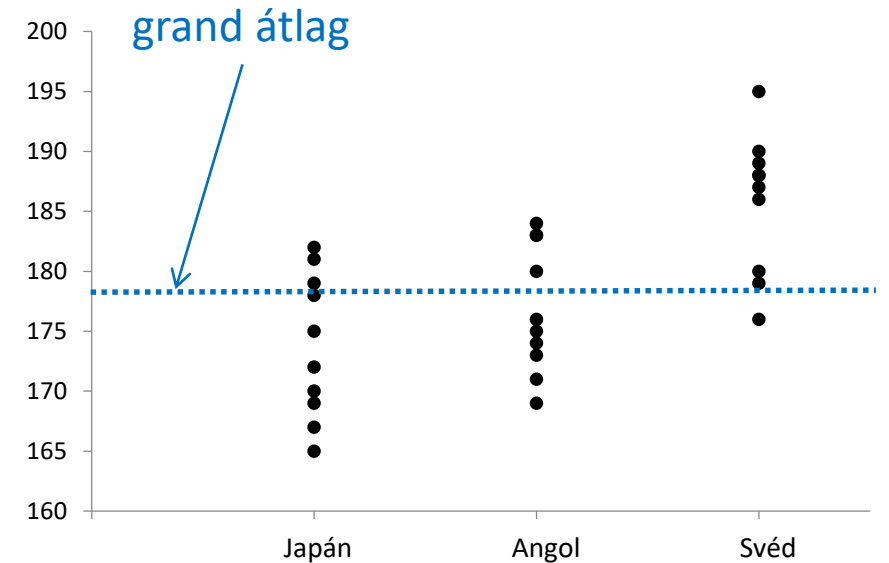
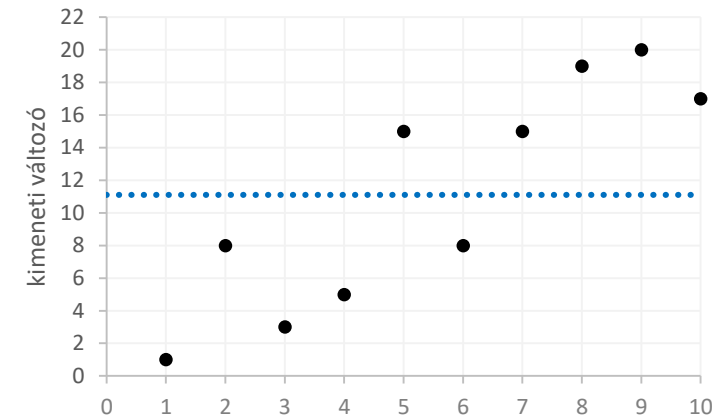
Kapcsolódás a regresszióval

- **Referencia modell**

- Grand átlag – a függő változó átlaga az összes csoportot egyben számolva
- A legegyszerűbb modell, melyben még nem használjuk fel a prediktor változó információját
- Amihez majd hasonlítani tudjuk a modellünk (mennyivel másabb a predikció, ha figyelembe vesszük a prediktort)

- N_T = teljes elemszám

- $M_T = \frac{\sum x_i}{N_T}$ = grand átlag (mean of total) az összes ember magasságának átlaga (a nemzetiségtől függetlenül)

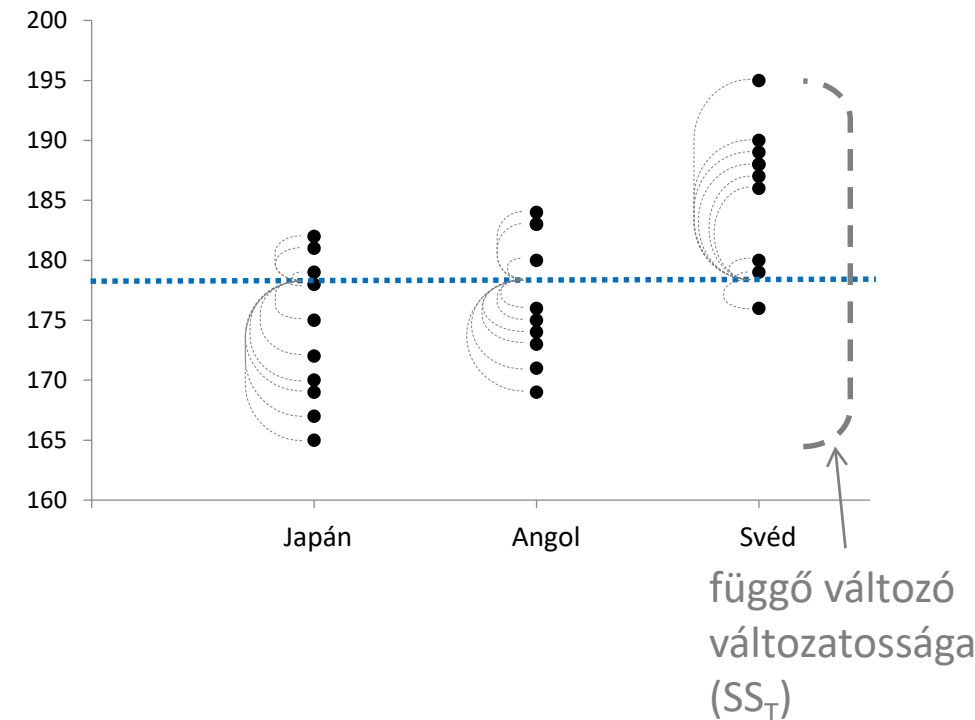
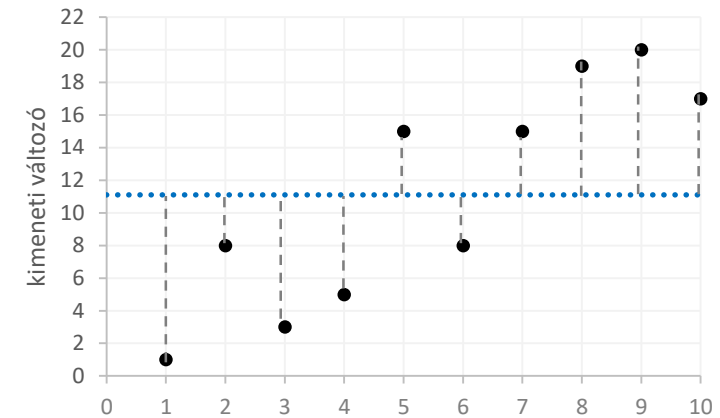


Kapcsolódás a regresszióval

- SS_T

- Sum of Squares of Total
- Mekkora az összváltozatosság a kimeneti változóban
- A mért értékek grand átlagtól való távolságának négyzetösszege
- Itt még mindig nem számít, ki milyen nemzetiségű

- $SS_T = \sum (x_i - M_T)^2$

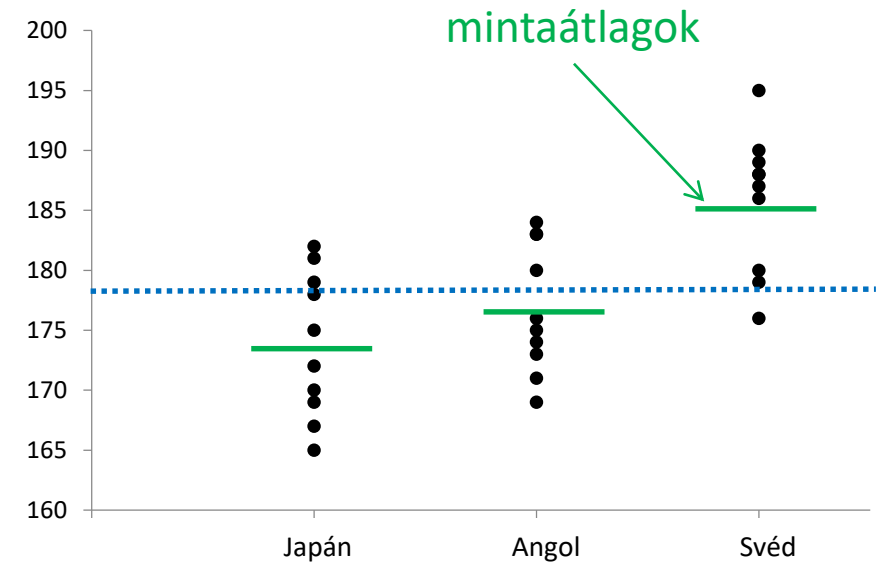
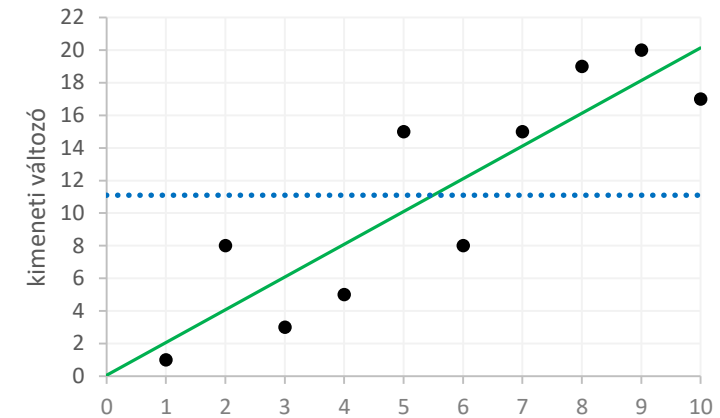


Kapcsolódás a regresszióval

- **Predikált érték**

- Regresszióban a predikált értékek a regressziós egyenes mentén helyezkednek el.
- ANOVÁBAN a predikált értékek a mintaátlagok lesznek
- a nemzetiséget, mint prediktort is figyelembe vesszük a becslés során, azaz a grand átlag helyett például a németekhez a német minta átlagát fogjuk predikálni, mert ezáltal – ha a prediktornak van hatása a kimeneti változóra – pontosabb becslést tudunk tenni, mint amilyen a grand átlag lenne

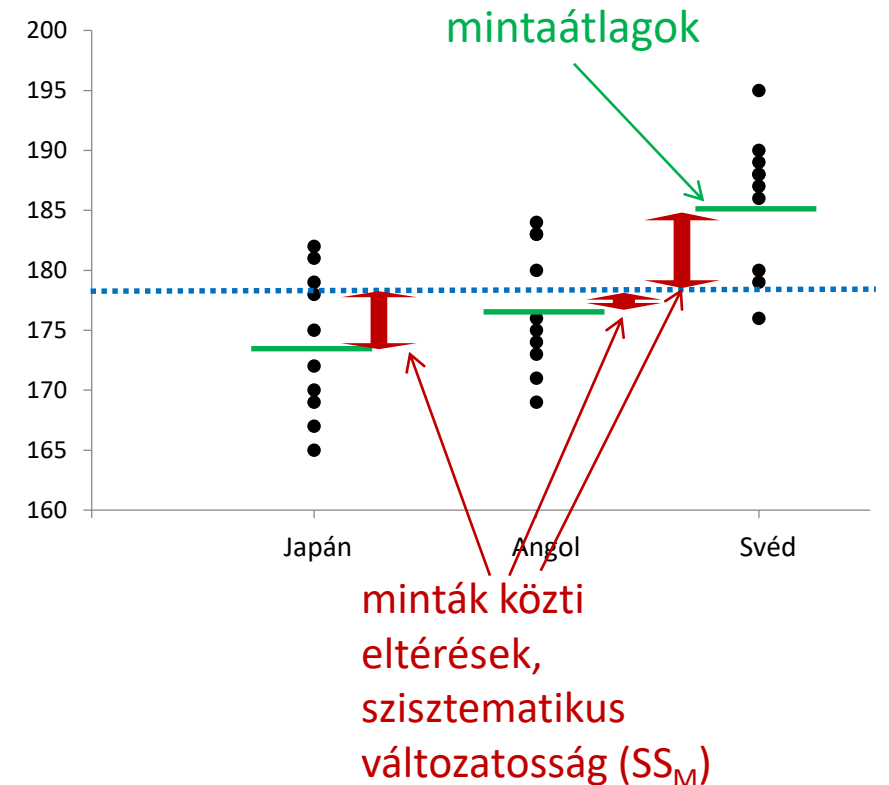
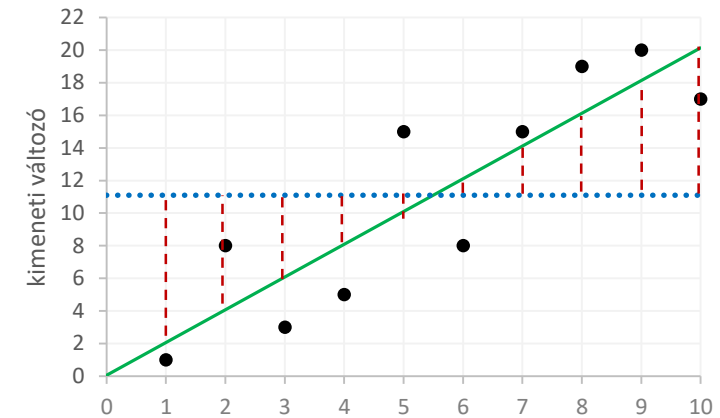
- $$M_{jap} = \frac{\sum x_{jap,i}}{N_{jap}} \quad M_{ang} = \frac{\sum x_{ang,i}}{N_{ang}} \quad M_{sv} = \frac{\sum x_{sv,i}}{N_{sv}}$$



Kapcsolódás a regresszióval

- SS_M

- Sum of Squares of **M**odel
- **ANOVÁban ez a minták közötti eltérés**
- A modell által predikált értékek (mintaátlagok) és a grand átlag távolságának négyzetösszege
- Megadja, hogy mennyivel tudunk mást, többet mondani a nemzetiséget is figyelembe véve, mintha csak a grand átlagot használnánk a predikcióra, mennyiben tudunk a különböző nemzetiségekre különböző predikciót tenni
- Mint ahogy regressziónál is, itt is minden egyed esetében kiszámoljuk a predikció (mintaátlag) és grandátlag közötti különbséget, mely azonban itt az egyes csoportokon belül azonos érték lesz
- $SS_M = \sum ((M_j - M_T)^2 * N_j)$ tehát a japán minta átlaga és a grandátlag különbségének négyzete a japán minta elemszámával szorozva, plusz ugyanez az angol és svéd mintára is kiszámolva, és hozzáadva



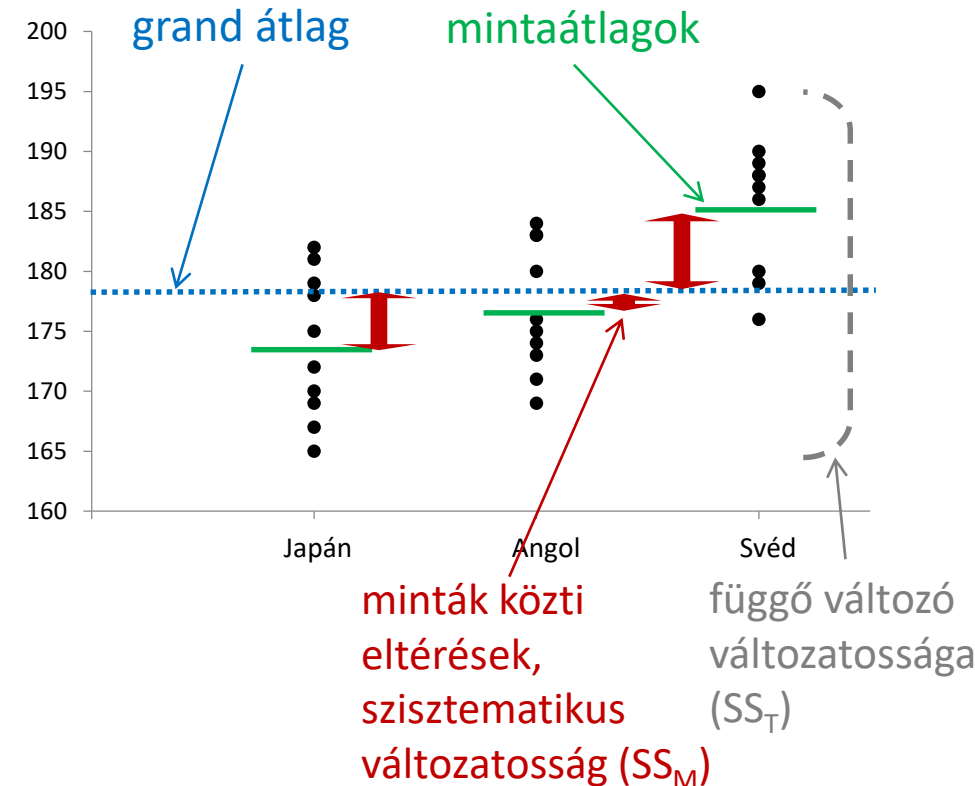
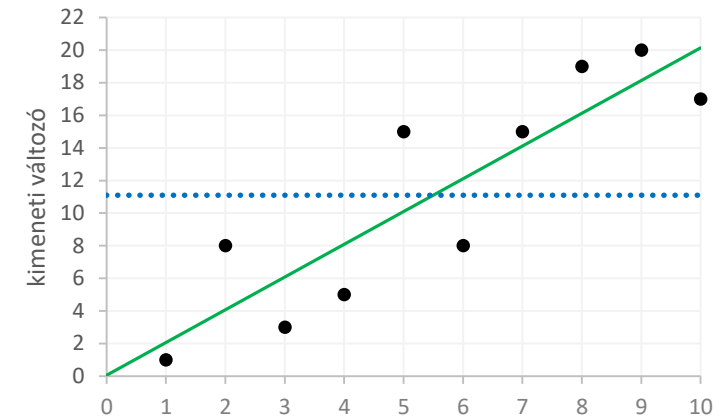
Kapcsolódás a regresszióval

- **Effect size**

- A függő változó változatosságának mekkora részét magyarázza a független változó
- Hány százalékban magyarázza az emberek magasságában látható különbségeket az, hogy különböző nemzetiségűek.

- $$R^2 = \frac{SS_M}{SS_T}$$

- ANOVÁban is az R^2 -et használjuk a hatásnagyság mérésére, de azt korrigálni szokás (hasonlóképp, mint ahogy az Adj. R^2 -et használtuk regresszióban). Egyszempontos elemzésben Ω^2 [omega-négyzet] vagy η^2 [eta-négyzet] használatosak, többszempontos elemzésben parciális η^2 .
- (A korrigált R^2 hasonlóképp értelmezhető, mint a korrigálatlan, és a korrekció pontos számolását nem kell ismerni).

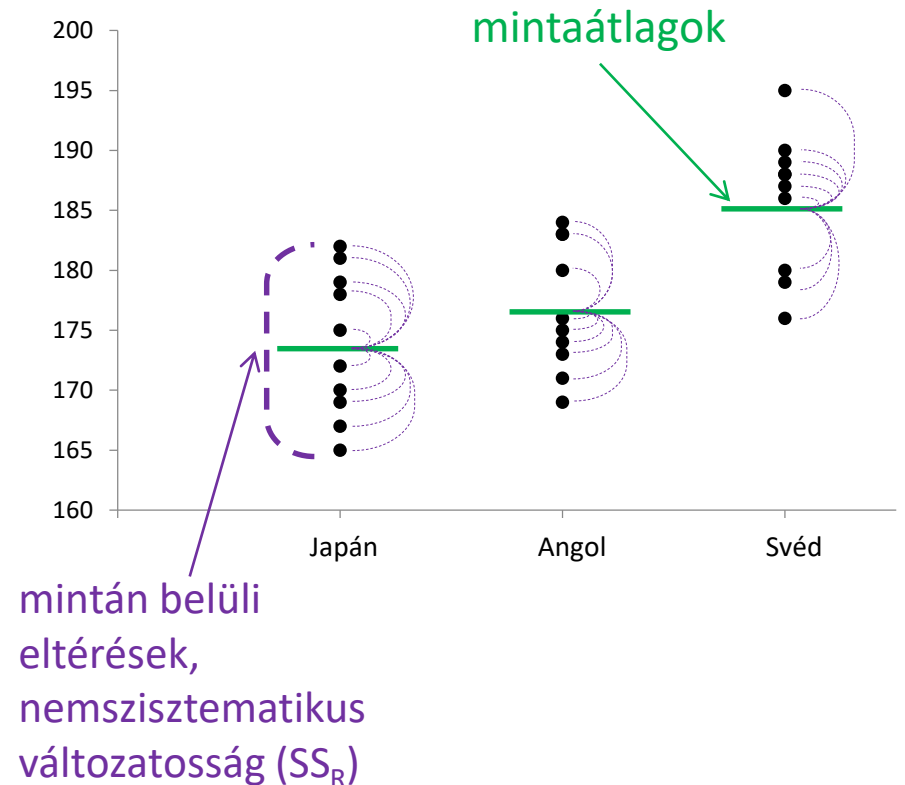
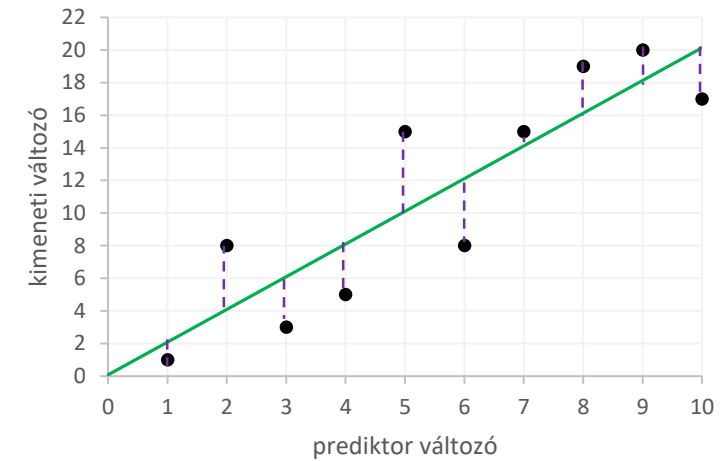


Kapcsolódás a regresszióval

- SS_R

- Sum of Squares of Residuals
- Mekkora az össz eltérés a predikált és a ténylegesen mért értékek között - minden személy értéke és a csoportjához tartozó mintaátlag négyzetes eltérésének összege
- Megadja, hogy mekkorát tévedünk, amikor a kimeneti változót a csoportátlagokkal predikáljuk
- Azaz ez a variancia azon része, amit a modellel nem tudunk magyarázni (azt hogy vannak alacsonyabb és magasabb japánok, a nemzetiség nem magyarázza)
- Nevezik a minták belüli eltéréseknek, vagy nemszisztematikus varianciának

- $SS_R = \sum (x_{j,i} - M_j)^2$



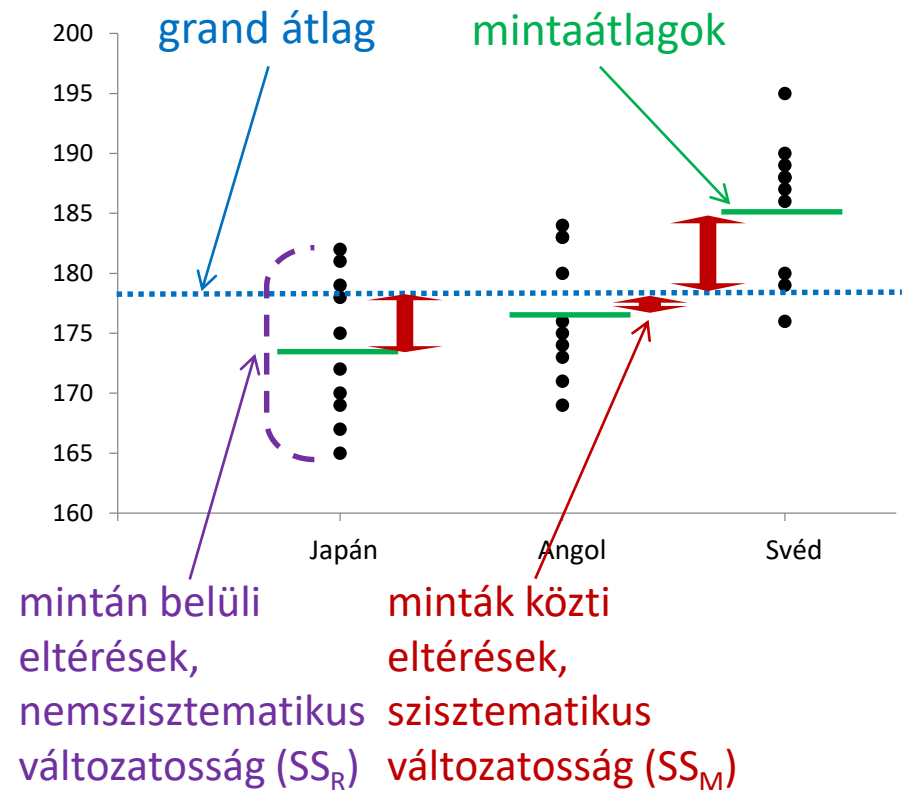
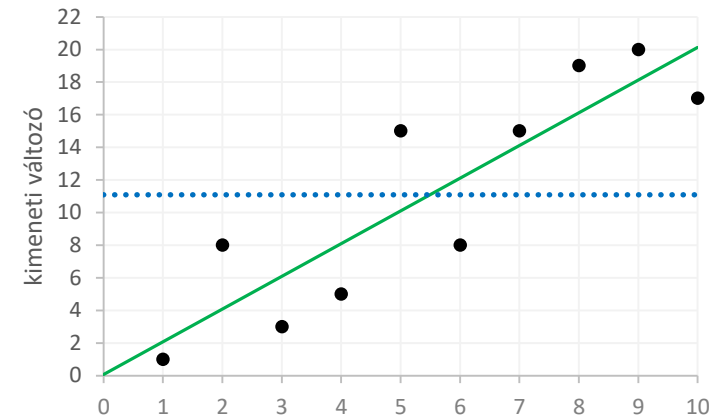
Kapcsolódás a regresszióval

- **Statisztikai érték**

- df_M = a modell szabadságfoka (a modell összetettségének mutatója – itt csoportok száma - 1)
- df_R = a hiba szabadságfoka (N - predikált paraméterek száma)
- $MS_M = SS_M / df_M$ = hatás
- $MS_R = SS_R / df_R$ = hiba
- A statisztikai érték a hatás és hiba aránya

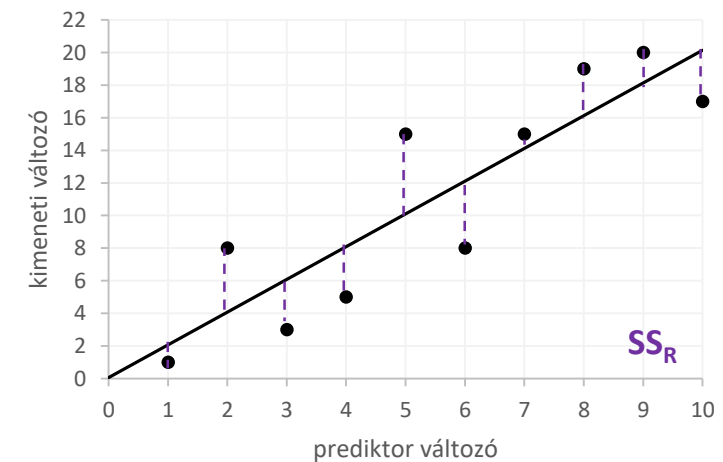
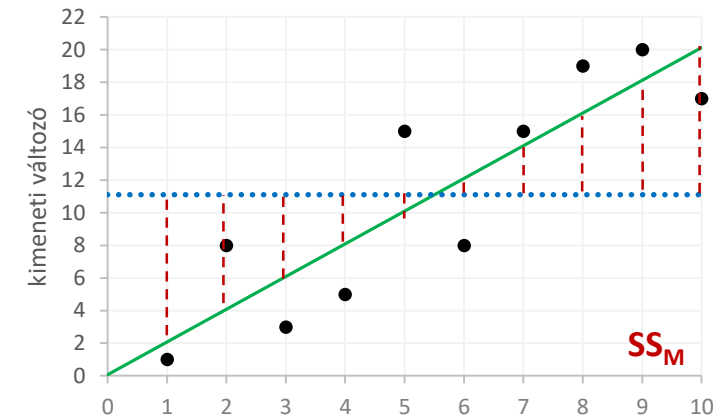
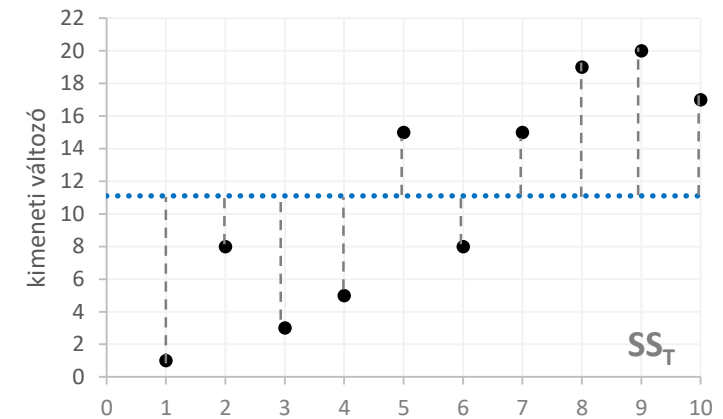
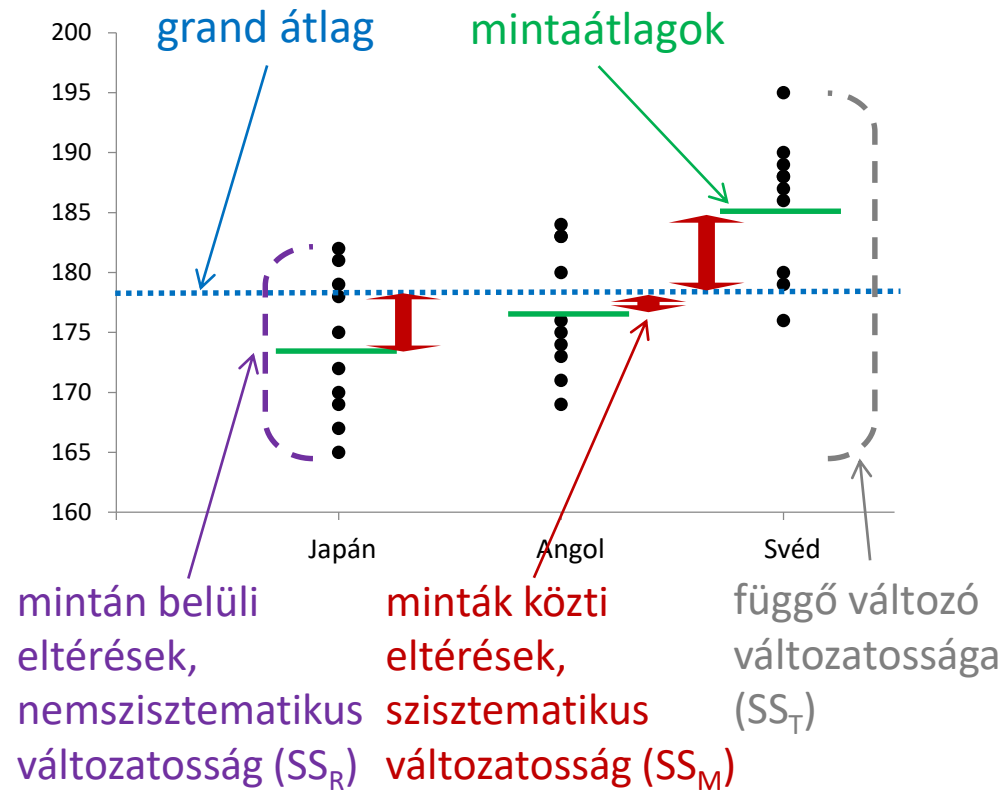
$$F = \frac{MS_M}{MS_R} = \frac{\frac{SS_M}{df_M}}{\frac{SS_R}{df_R}}$$

- Az F -értékhez a szabadságfokok ismeretében hozzárendelhető egy p -érték is



Kapcsolódás a regresszióval

- Összegezve



minta	érték
-------	-------

1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



Elemsszámok:

N_{Total} a teljes vizsgálat elemszáma

$$N_T = 15$$

N_{Minta} a minták elemszámai

$$N_{\text{Minta1}} = 5 \quad N_{\text{Minta2}} = 4 \quad N_{\text{Minta3}} = 6$$

Szabadságfokok:

df_{Total} a teljes mintához tartozó szabadságfok

$$df_T = N_T - 1 = 14$$

df_{Minta} a mintákhoz tartozó szabadságfok

$$df_{\text{Minta1}} = N_{\text{Minta1}} - 1 = 4 \quad df_{\text{Minta2}} = 3 \quad df_{\text{Minta3}} = 5$$

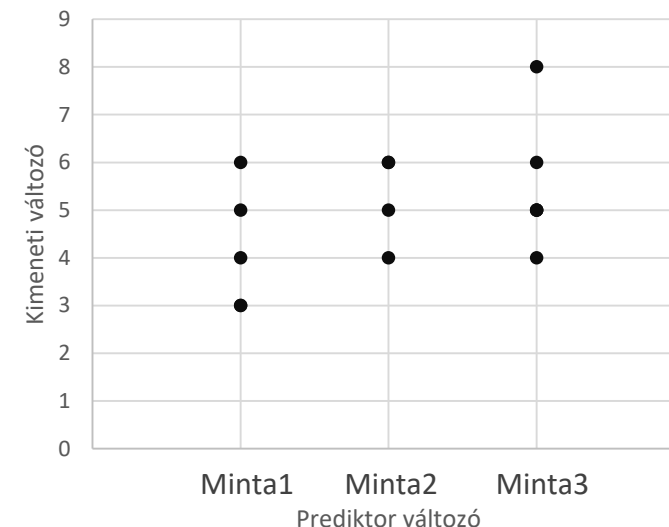
df_{Residual} a hibához (mintákon belüli változatosság) tartozó szabadságfok

$$df_R = df_{\text{Minta1}} + df_{\text{Minta2}} + df_{\text{Minta3}} = 4 + 3 + 5 = 12$$

df_{Model} a modelhez (minták közötti változatosság) tartozó szabadságfok. Hányszor tudok a minták közül szabadon választani? Mintaszám – 1 alkalommal

$$df_M = 3 - 1 = 2$$

Példa 3 mintával



Minta	N	df	M
Minta1	5	4	
Minta2	4	3	
Minta3	6	5	
Total	15	14	
ANOVA	df	SS	MS
Model	2		
Residual	12		
Total	14		

minta	érték
-------	-------

1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



Átlagok:

Grand átlag (M_{Total}) az összes érték átlaga

A grandátlag lesz a referencia

(X-szel az egyedek vannak jelölve)

$$M_T = \frac{\sum X}{N} = \frac{3+4+5+3+6+5+6+4+6+4+5+8+6+5+5}{15} = 5$$

Minták átlagai (a mintához tartozó egyedek átlagai)

A mintaátlagok lesznek a különböző mintákhoz predikált értékek

(X_{Minta1} -gyel az első mintához tartozó egyedek vannak jelölve)

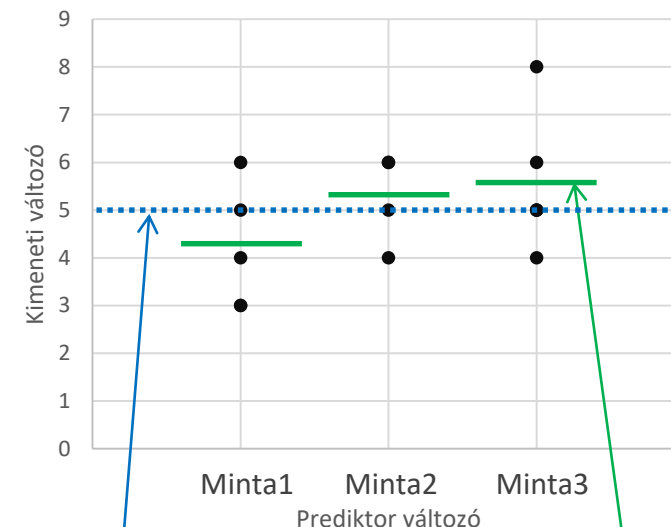
$$M_{\text{Minta1}} = \frac{\sum X_{\text{MINTA1}}}{N_{\text{MINTA1}}} = \frac{3+4+5+3+6}{5} = 4.2$$

$$M_{\text{Minta2}} = \frac{\sum X_{\text{MINTA2}}}{N_{\text{MINTA2}}} = \frac{5+6+4+6}{4} = 5.25$$

$$M_{\text{Minta3}} = \frac{\sum X_{\text{MINTA3}}}{N_{\text{MINTA3}}} = \frac{4+5+8+6+5+5}{6} = 5.5$$

Minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5
ANOVA	df	SS	MS
Model	2		
Residual	12		
Total	14		

Példa 3 mintával



grand átlag

mintaátlagok

minta	érték
-------	-------

1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



Total Sum of Squares

SS_{Total} – összes mért érték (függetlenül attól melyik mintába tartozik) és a grandátlag távolságának négyzetösszege

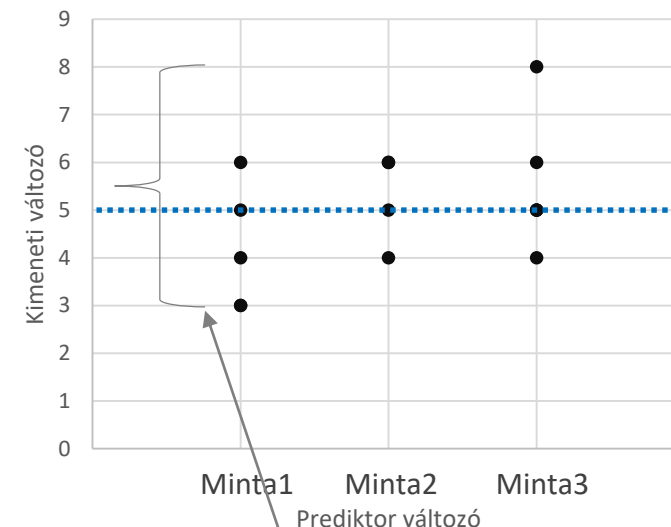
Ez a függő változó teljes változatossága

Számolása során minden személy értékéből kivonjuk a grandátlagot, a kapott különbséget négyzetre emeljük és ezeket összeadjuk.

$$SS_T = \sum (x_i - M_T)^2 = (3 - 5)^2 + (4 - 5)^2 + (5 - 5)^2 + (3 - 5)^2 + (6 - 5)^2 + (5 - 5)^2 + (6 - 5)^2 + (4 - 5)^2 + (6 - 5)^2 + (4 - 5)^2 + (5 - 5)^2 + (8 - 5)^2 + (6 - 5)^2 + (5 - 5)^2 + (5 - 5)^2 = 24$$

minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5
ANOVA	df	SS	MS
Model	2		
Residual	12		
Total	14	24	

Példa 3 mintával



Függő változó teljes varianciája

minta	érték
1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



Model Sum of Squares

SS_{Model} – minden mért érték helyén a modell által predikált érték (mintaátlag) és a grandátlag távolságának négyzetösszege

Megadja, mennyivel tér el a modell által predikált érték a grandátlagtól.

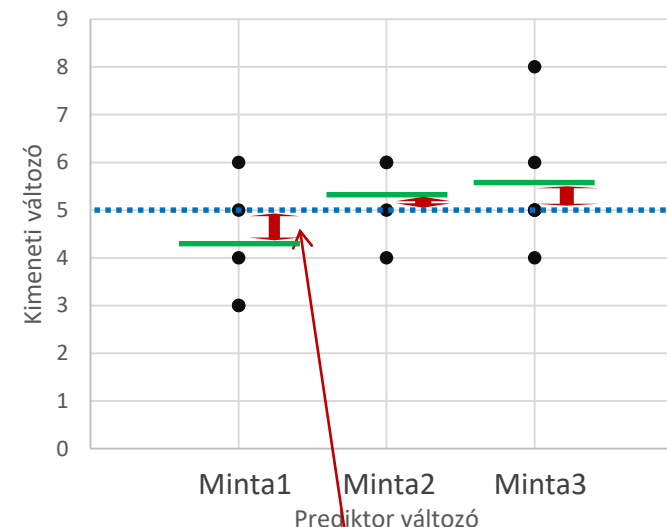
ANOVÁban kicsit más a megfogalmazás, itt azt mondjuk, ez a minták közötti eltérések összege. De e kettő ugyanazt jelenti – ha nem lenne a minták között eltérés, akkor minden mintaátlag a grandátlagnál lenne, tehát a predikált érték (mintaátlag) és grandátlag távolsága 0 lenne.

Minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5
ANOVA	df	SS	MS
Model	2	4.95	
Residual	12		
Total	14	24	

Számolása: egy mintán belül minden egyednél a mintaátlagot predikáljuk, tehát minden minta esetén a mintaelemszámszor kell a mintaátlag és a grandátlag közötti különbség négyzetét összeadni

$$SS_M = \sum N_{MINTA,j} * (M_{MINTA,j} - M_T)^2 = 5*(4.2 - 5)^2 + 4*(5.25 - 5)^2 + 6*(5.5 - 5)^2 = 4.95$$

Példa 3 mintával



minták közti eltérések,
szisztematikus variancia

minta	érték
-------	-------

1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



Residual Sum of Squares

SS_{Residual} – mintákon belül a mért értékek és a mintaátlagok távolságának négyzetösszege

Egy mintán belül az egyedekhez a mintaátlagot predikáljuk, és ezzel valamilyen mértékben tévedünk. ANOVÁ-ban a hiba a mintán belüli eltérésekből adódik.

Számolása: minden egyed és a hozzá tartozó mintaátlag különbségének négyzetösszege

$$SS_{\text{RMinta1}} = (3 - 4.2)^2 + (4 - 4.2)^2 + (5 - 4.2)^2 + (3 - 4.2)^2 + (6 - 4.2)^2 = 6.8$$

$$SS_{\text{RMinta2}} = 2.75$$

$$SS_{\text{RMinta3}} = 9.5$$

Majd ezeket a kapott hibákat összeadjuk:

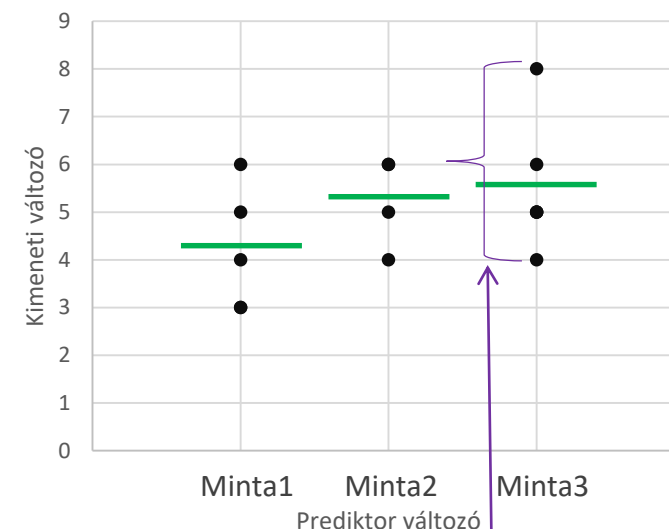
$$SS_R = SS_{\text{RMINTA1}} + SS_{\text{RMINTA2}} + SS_{\text{RMINTA3}} = 19.05$$

Ellenőrzésként: a teljes változatosság felbontható a modell által megmagyarázott és meg nem magyarázott részre, így ez utóbbi kettő összege ki kell hogy adja az előbbit.

$$SS_M + SS_R = SS_T \checkmark$$

Minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5
ANOVA	df	SS	MS
Model	2	4.95	
Residual	12	19.05	
Total	14	24	

Példa 3 mintával



mintán belüli eltérések,
nemszisztematikus variancia

Példa 3 mintával



minta	érték
1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5

Minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5
ANOVA	df	SS	MS
Model	2	4.95	2.475
Residual	12	19.05	1.588
Total	14	24	1.714

Mean Squares értékek

Ezt követően kiszámoljuk a modell és hibához tartozó varianciát. ANOVÁban ezt szisztematikus és nemszisztematikus varianciának nevezzük

MS_{Model} - a modellhez tartozó variancia (szisztematikus variancia)

$$MS_M = \frac{SS_M}{df_M} = \frac{4.95}{2} = 2.475$$

$MS_{\text{Residuals}}$ – a hibához tartozó variancia (nemszisztematikus variancia)

$$MS_R = \frac{SS_R}{df_R} = \frac{19.05}{12} = 1.588$$

Ki lehetne számolni az SST-hez tartozó teljes varianciát is, ennek értéke megegyezik a függő változó varianciájával. ANOVÁ-ban a számoláshoz ezt nem használjuk, ezért a táblázatokban is üresen szokás hagyni

MS_{Total} – a függő változó teljes varianciája

$$MS_T = \frac{SS_T}{df_T} = \frac{24}{14} = 1.714$$

minta	érték
1	3
1	4
1	5
1	3
1	6
2	5
2	6
2	4
2	6
3	4
3	5
3	8
3	6
3	5
3	5



R² (effect-size)

Az R² a megmagyarázott és teljes változatosság arányát adja meg

SPSS One-Way ANOVÁ-nál nem számolja ki :(

$$R^2 = \frac{SS_M}{SS_T} = \frac{4.95}{24} = \mathbf{0.206}$$

F érték (próba statisztikai értéke)

Az F érték a hatás és a hiba arányából adódik

$$F = \frac{MS_M}{MS_R} = \frac{2.475}{1.588} = \mathbf{1.559}$$

p érték

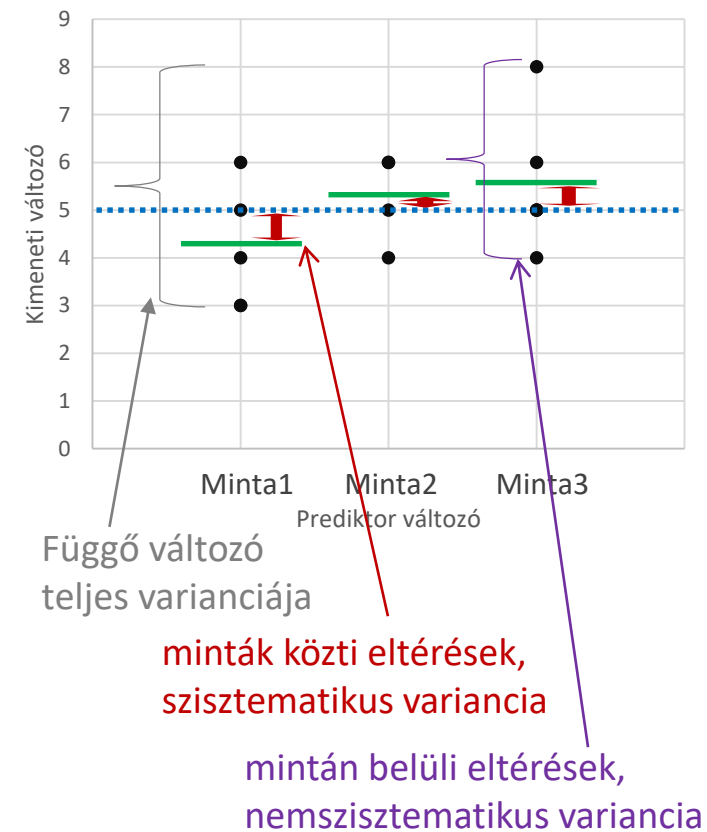
A p értéket az F-érték a df_M és df_R segítségével az F-eloszlás táblából lehet kikeresni

$$\mathbf{p = .250}$$

Minta	N	df	M
Minta1	5	4	4.2
Minta2	4	3	5.25
Minta3	6	5	5.5
Total	15	14	5

ANOVA	df	SS	MS	F	Sig.
Model	2	4.95	2.475	1.559	.250
Residual	12	19.05	1.588		
Total	14	24	1.714		

Példa 3 mintával



	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	4,950	2	2,475	1,559	,250
Within Groups	19,050	12	1,588		
Total	24,000	14			

Melyik minták különböznek egymástól?

- Az ANOVA omnibusz (átfogó) statisztika
 - Eredménye a R^2 és a F-érték, melyekből megtudható,
 - hogy a prediktor változóval (ami jelen esetben egy csoportosító változó) meg lehet-e magyarázni, és ha igen, milyen mértékben a kimeneti változó varianciáját
 - hogy a kísérleti manipulációnk sikeres volt-e
 - hogy a minták között van-e (valahol) különbség
 - Nem tudjuk meg, melyik minták között van különbség
 - $A \neq B \neq C$ vagy $A = B \neq C$ vagy $A \neq B = C$ vagy $B = C \neq A$
 - A szignifikáns F-érték csak azt mondja meg, a minták valószínűleg nem egyformák, azt nem mondja meg, melyek különböznek egymástól

Melyik minták különböznek egymástól?

- Minták összehasonlítása az elsőfajú hiba esélyének növelése nélkül
 - Két megközelítés létezik, a kérdéseinknek megfelelően választjuk ki melyikre van inkább szükségünk, szabadon választhatunk közöttük, de **mindig csak az egyik végezhető el, és értelmezhető!**
 - **Post hoc**
 - Feltáró vizsgálat esetén
 - Szigorúbb szabályok a szignifikanciára nézve (például a familywise hiba nem haladja meg 0.05-öt)
 - Minden lehetséges párosításnál megnézzük, van-e különbség, de a szignifikancia szintnél valahogy figyelembe vesszük a familywise hiba jelenségét, és korrigálunk rá
 - **Kontrasztok**
 - Ha kész hipotéziseink vannak, melyik minták között várunk különbséget
 - A változóban lévő varianciát osztjuk szét
 - A varianciát „darabolják” egyre kisebb részekre
 - Nem minden mintát hasonlít össze, így nem lesz teljes információnk a minták viszonyáról, viszont kevésbé szigorú, mint a Post hoc eljárás

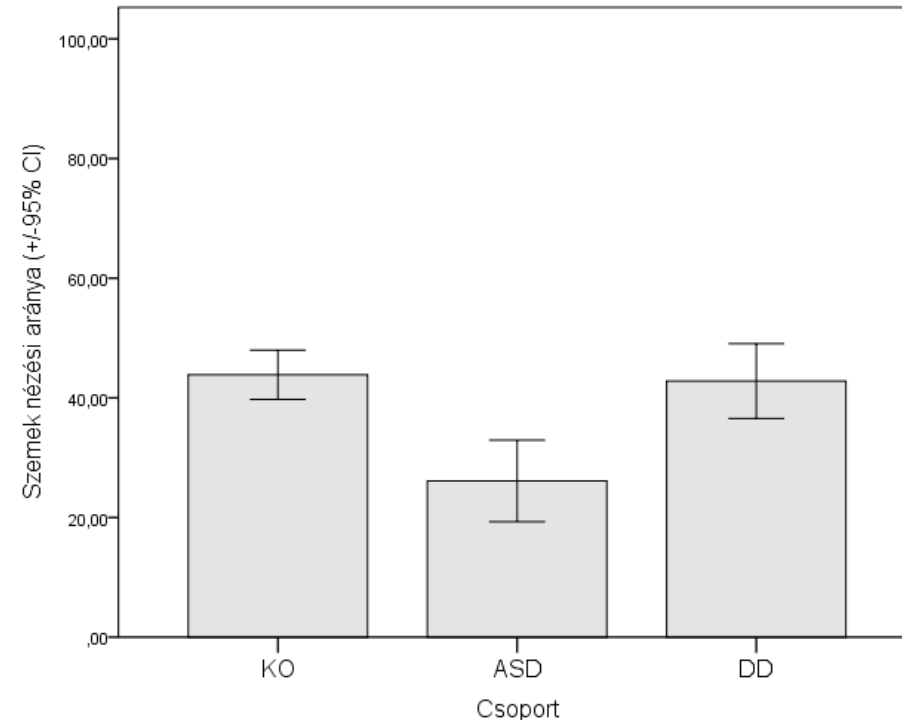
One-Way ANOVA

Független mintás egyszempontos ANOVA

Van-e különbség autizmussal diagnosztizált (ASD), megkésett fejlődésű (DD) és kontroll (KO) csecsemők között abban, hogy milyen arányban nézik egy arc letapogatása során a szemet?

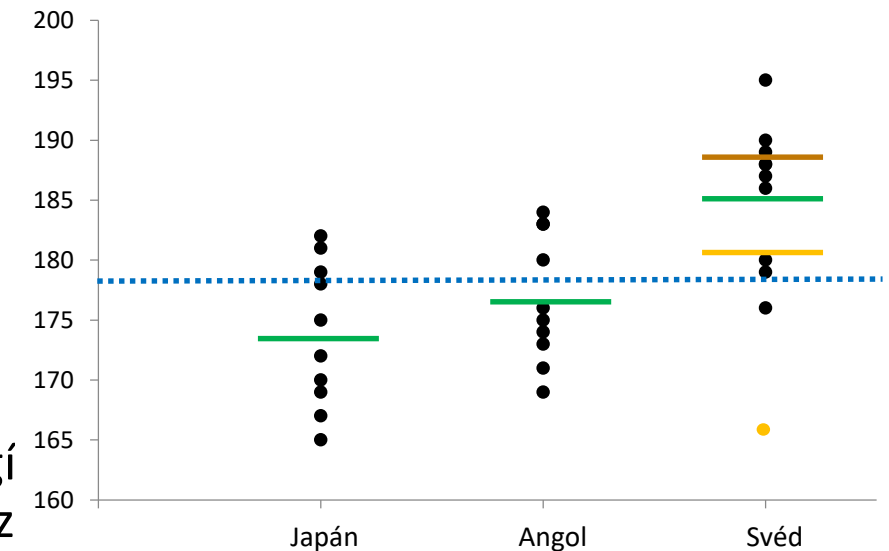
Adatbázis: tobbval2_02_ANOVA01_asd.sav

(Az adatok követik a következő cikk eredményeit: Jones, W., Carr, K., & Klin, A. (2008). Absence of preferential looking to the eyes of approaching adults predicts level of social disability in 2-year-old toddlers with autism spectrum disorder. Archives of general psychiatry, 65(8), 946-954.)



Feltételek

- Ez az elemzést már a többszemponatos elemzésekre felkészülőben csináljuk, ezért úgy kérjük ki a próbát, ellenőrizzük a feltételeket, ahogy azt a többszemponatos elemzésnél fogjuk. Ha az érdekel, hogyan szokás ezt egyszemponatos ANOVÁnál csinálni, nézd meg a statgyak07_anova.pdf-et is.
- **A kitöltők függetlenek egymástól**
- **Csoportok függetlenek**
 - Ha nem teljesül, az elsőfajú hiba esélye drasztikusan nő!!
- **Függő változó legalább intervallum típusú**
 - Bináris is lehet, de rengeteg feltétel mellett (Lunney, 1971). Ha a függő változód bináris, inkább χ^2 próbát vagy logisztikus regressziót használj!
- **Nincsenek (többdimenziós) outlierok**
 - Cook távolsággal ellenőrizzük
 - Szigorúan véve nem feltétel, de a próba érzékenységét gyengí (lásd: előző félévi előadás tobbvalEA03_adatfeldolgozas1_tisz

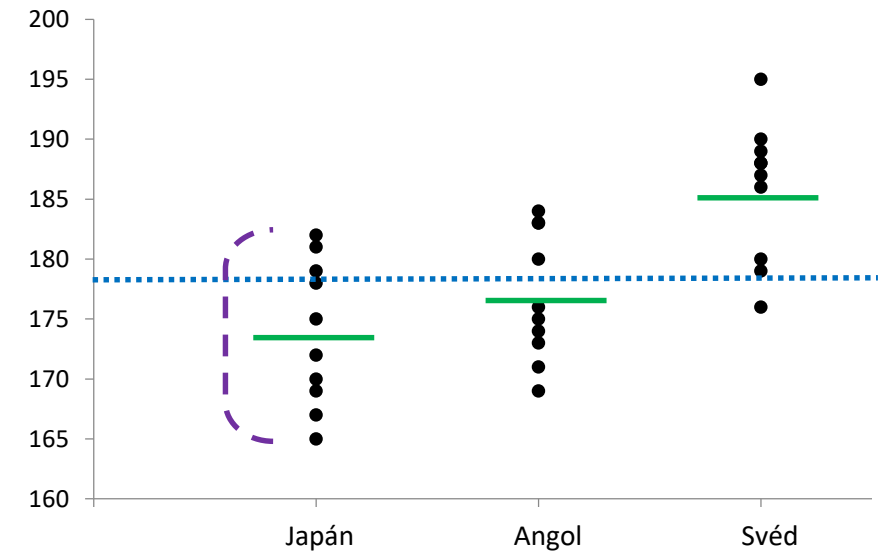


- **Normalitás**

- A reziduális hiba (megközelítőleg) normál eloszlást követ (valójában ez az ANOVA feltétele, nem a függő változó normál eloszlása)
- A (standardizált) reziduális hibát ki lehet menteni, és annak normáleloszlását ellenőrizni
- Vagy az eddig tanult módszerekkel ellenőrizhető a függő változó normál eloszlása csoportonként, ha minden csoport külön-külön elég nagy

- **Szóráshomogenitás**

- Levene tesztel ellenőrizhető



- Az ANOVA sok esetben **robustus** egy-egy feltételének sérülésére
 - robustus, azaz a feltétel sérülése ellenére is értelmezhetők a következtető statisztika mutatói (konfidencia intervallumok, szignifikancia értékek)
 - **Robustus a szóráshomogenitás sérülésére:**
 - ha **teljesül a normalitás**,
 - és a **csoportok elemszáma hasonló** ($N_{MAX} < 1,4 * N_{MIN}$), és csoportonként **$N > 15$** , akkor közöld, hogy a szóráshomogenitás nem teljesült, de az eredmények értelmezhetők.
 - és a legkisebb és legnagyobb **variancia(!) aránya < 3.5** , akkor közöld, hogy a szóráshomogenitás nem teljesült, de az eredmények értelmezhetők.
 - és a **csoportok elemszáma eltérő és $N < 15$ VAGY a varianciák aránya > 3.5** , de a **nagyobb csoportokhoz tartoznak a nagyobb szórások**, akkor a hatást alul fogod becsülni. A másodfajú hiba nő, de az elsőfajú nem, így az eredmények óvatosan értelmezhetők.

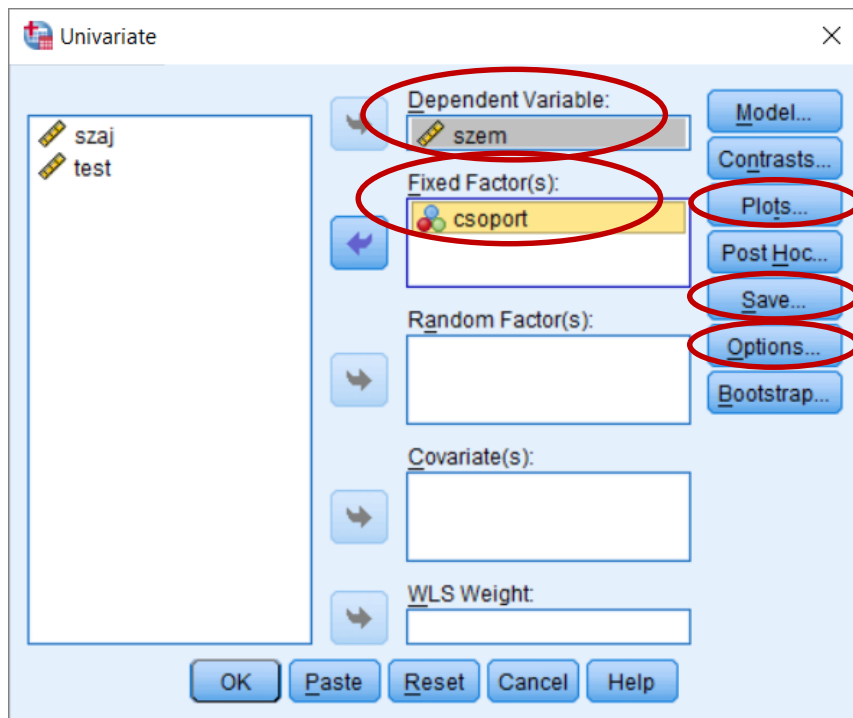
- **robustus a normalitás sérülésére:**
 - Az ANOVA robustus a normalitás megszegésére (Schmider, 2010), ha az elemszámok hasonlóak, elég nagyok, és a **szóráshomogenitás teljesül**.
- **NEM robustus a szóráshomogenitás sérülésére:**
 - ha teljesül a normalitás, a csoportok elemszáma eltérő, és a **kisebb csoportokhoz tartoznak a nagyobb szórások**, akkor megnő az elsőfajú hiba valószínűsége, és ezért az eredmények nem értelmezhetők.
 - ha **nem teljesül a normalitás**. Ekkor még egyenlő elemszámok és nagy minta mellett is problémás. Ha a minták ellentétes irányban ferdek, akkor nem értelmezhetők az eredmények.

- **Megoldási javaslatok:**

- SPSS-ben egyszempontos esetben használható a Welch korrekció szóráshomogenitás sérülésére (többszempontos verziója SPSS-ben nincs implementálva).
- R programcsomag használata
- A szignifikancia szint szigorúbbra vétele (például $\alpha = .001$ használata)
- Csinálj egyenlő elemszámokat a nagyobb mintából való random mintavételezéssel

- **Referencia:**

- Schmider, Emanuel; Ziegler, Matthias; Danay, Erik; Beyer, Luzi; Bühner, Markus (2010) Is it really robust? Reinvestigating the robustness of ANOVA against violations of the normal distribution assumption. Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences, Vol 6(4), 2010, 147-151
- Ramsey, P. H. (1980). Exact type 1 error rates for robustness of Student's t test with unequal variances. Journal of Educational and Behavioral Statistics, 5(4), 337-349.
- Havlicek, L. L., & Peterson, N. L. (1974). Robustness of the t test: A guide for researchers on effect of violations of assumptions. Psychological Reports, 34(3c), 1095-1114.



Univariate

Dependent Variable: szem

Fixed Factor(s): csoport

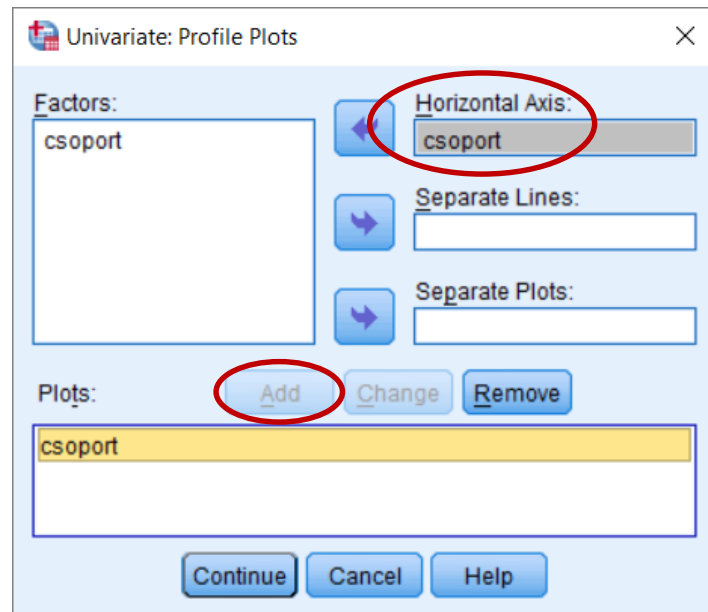
Random Factor(s):

Covariate(s):

WLS Weight:

Model... Contrasts... Plots... Post Hoc... Save... Options... Bootstrap...

OK Paste Reset Cancel Help



Univariate: Profile Plots

Factors: csoport

Horizontal Axis: csoport

Separate Lines:

Separate Plots:

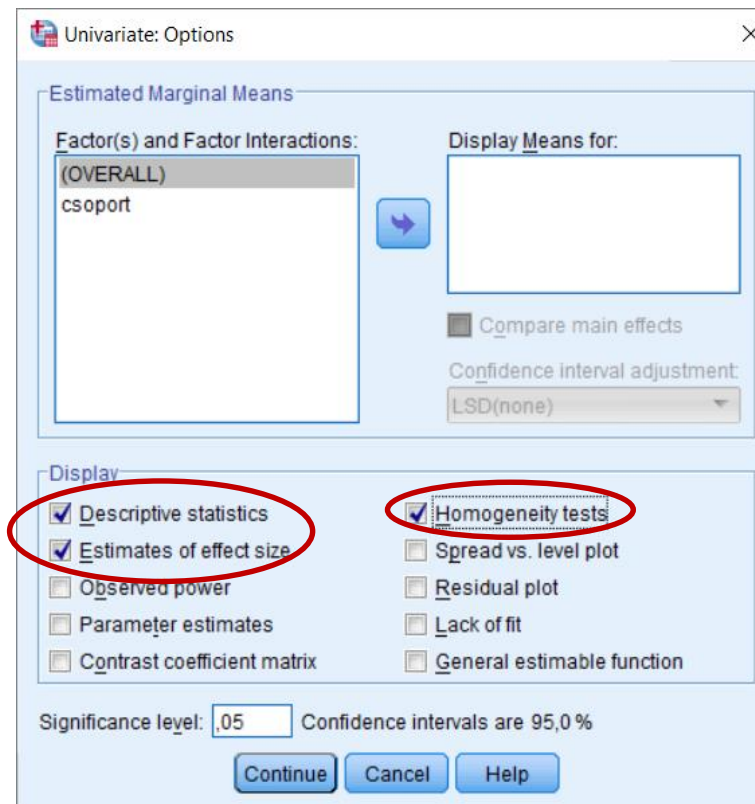
Plots: csoport

Add Change Remove

Continue Cancel Help

Analyze / General Linear Model / Univariate

- (egyébként Analyze / Compare Means / One-Way ANOVA-t használnánk, de mi már a többszemponos elemzésre készülünk fel)
- Plots**-on belül kérhetjük ki a grafikonokat
- Save**-en belül menthetjük a **Cook távolságokat** (többdimenziós outlier szűrés) és a **Standardizált Residualsokat** (normalitás vizsgálat)
- Options**-on belül kérhetjük ki a **Homogeneity testset** (Levene teszt) valamint **leíró statisztikákat**, és **effect size mutatókat**



Univariate: Options

Estimated Marginal Means

Factor(s) and Factor Interactions: (OVERALL) csoport

Display Means for:

Compare main effects

Confidence interval adjustment: LSD(none)

Display

☒ Descriptive statistics

☒ Estimates of effect size

☐ Observed power

☐ Parameter estimates

☐ Contrast coefficient matrix

☒ Homogeneity tests

☐ Spread vs. level plot

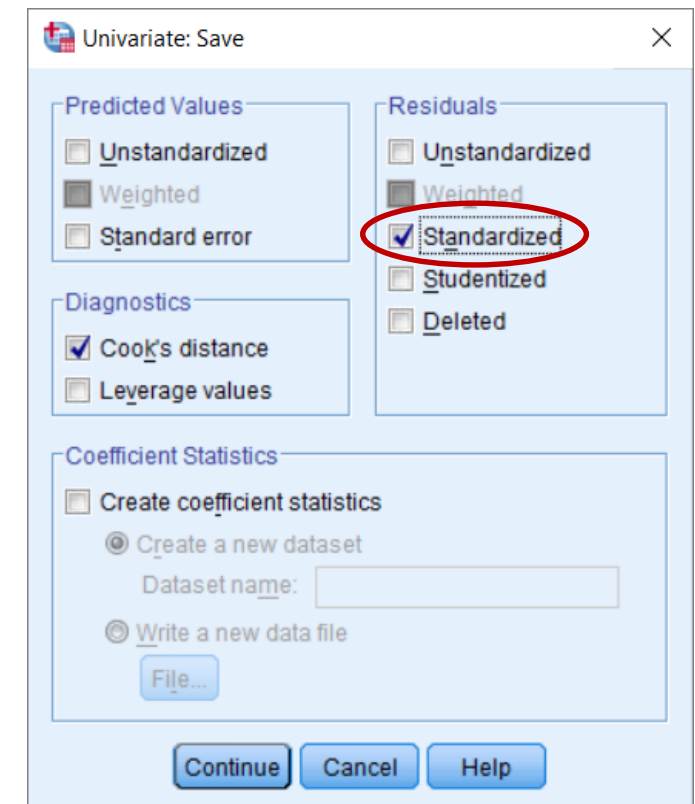
☐ Residual plot

☐ Lack of fit

☐ General estimable function

Significance level: .05 Confidence intervals are 95,0 %

Continue Cancel Help



Univariate: Save

Predicted Values

☐ Unstandardized

☐ Weighted

☐ Standard error

Residuals

☐ Unstandardized

☐ Weighted

☒ Standardized

☐ Studentized

☐ Deleted

Diagnostics

☒ Cook's distance

☐ Leverage values

Coefficient Statistics

☐ Create coefficient statistics

☒ Create a new dataset

Dataset name:

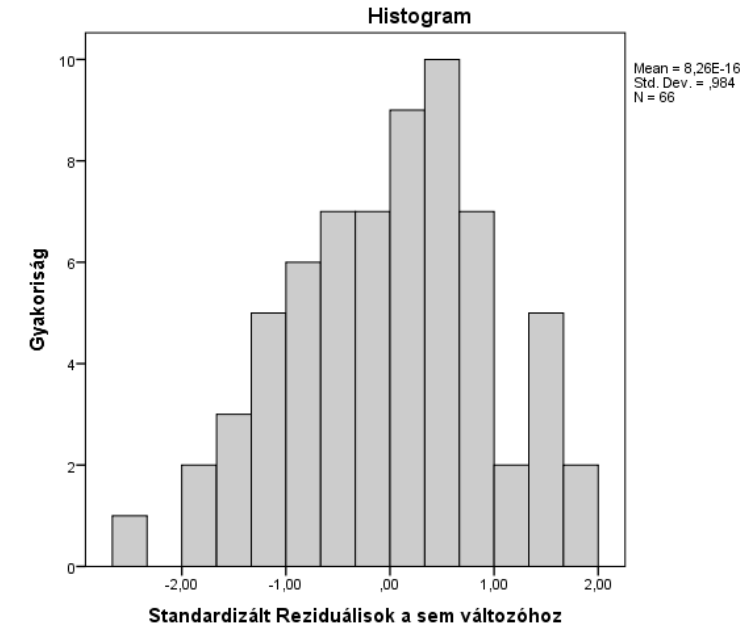
☒ Write a new data file

File...

Continue Cancel Help

- **Feltételek ellenőrzése:**

- A kitöltők függetlenek egymástól ✓
- Csoportok függetlenek ✓
- Függő változó legalább intervallum típusú ✓
- Nincsenek (többdimenziós) outlierok:
kimentettük a Cook távolságokat, egy leíró statisztikával ellenőrizhető, hogy a Cook értékek maximuma 0.09, tehát nincsenek többdimenziós outlierok a mintában (emlékeztetőül a kritériumszint 1) ✓
- Normalitás:
kimentettük a standardizált reziduálisokat, azok normalitását ellenőrizzük. A hisztogram alapján is, és a S-W teszt alapján is feltételezhetjük a normalitást (megjegyzés: egyszempontos ANOVÁnál gyakoribb, hogy a függő változó normalitását ellenőrizzük, de többszempontos esetben, amire most készülünk, ez a gyakoribb eljárás) ✓
- Szóráshomogenitás:
Az ANOVA részeként kérhető a Levene-teszt, mely itt nem szignifikáns, tehát nincs szignifikáns különbség a szórásokban, teljesül a feltétel ✓



Levene's Test of Equality of Error Variances^a

Dependent Variable: Szem nézési aránya

F	df1	df2	Sig.
,066	2	63	,937

Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

a. Design: Intercept + csoport

- **Eredmények értelmezése:**

- A független szempontos elemzéseket mindig a **Tests of Between-Subjects Effects tábla** tartalmazza (Between-subjects, mert személyek közötti, eltéréseket vizsgál)
- Oszloponként leolvasható
 - a számoláshoz használt Sum of Squares (SS), a Mean Square értékek
 - a szabadságfokok, az statisztikai érték (F) és a hozzá tartozó szignifikancia érték valamint az effect size, ami itt Parciális eta² (a R² egyfajta korrekciója)
- Soronként olvasva
 - a modellhez tartozó értékek (megmagyarázott változatosság) a változónévvel jelölt sorban (itt csoport)
 - a hibához tartozó értékek (meg nem magyarázott változatosság) az Error sorban
 - a teljes változatossághoz tartozó értékek a Total sorban találhatóak

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Szem nézési aránya

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	3530,035 ^a	2	1765,017	12,212	,000	,279
Intercept	78980,452	1	78980,452	546,480	,000	,897
csoport	3530,035	2	1765,017	12,212	,000	,279
Error	9105,127	63	144,526			
Total	116096,264	66				
Corrected Total	12635,162	65				

a. R Squared = ,279 (Adjusted R Squared = ,257)

- Leolvasható, hogy a csoportok között szignifikáns különbség van $F(2, 63) = 12.212$ $p < .001$ *part.* $\eta^2 = .279$, vagyis a csoport főhatása szignifikáns

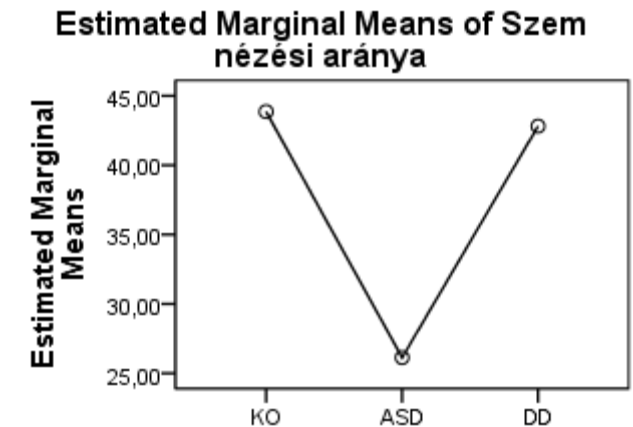
- Szignifikáns főhatás értelmezése:

- Főhatás:

- egy szempont hatása – jelen esetben egyetlen szempont hatását vizsgáljuk a szem nézési arányára, ez a *csoport*. Ha a *csoport* főhatása szignifikáns, az azt jelenti, hogy hogy a *csoportosítás* (az, hogy egy csecsemő a KO, ASD vagy DD csoportba tartozik) szignifikáns hatással van arra, hogy mekkora arányban nézi a szemet.
 - A főhatásból nem tudjuk megállapítani, hogy mely csoportok térnek egymástól el.
 - Főleg többszempontos esetben kiemelten fontos lesz az utóelemzések elkezdése előtt a szignifikáns főhatások értelmezése leíró statisztika és grafikonok segítségével

Between-Subjects Factors			
		Value Label	N
Csoport	,00	KO	36
	1,00	ASD	15
	2,00	DD	15

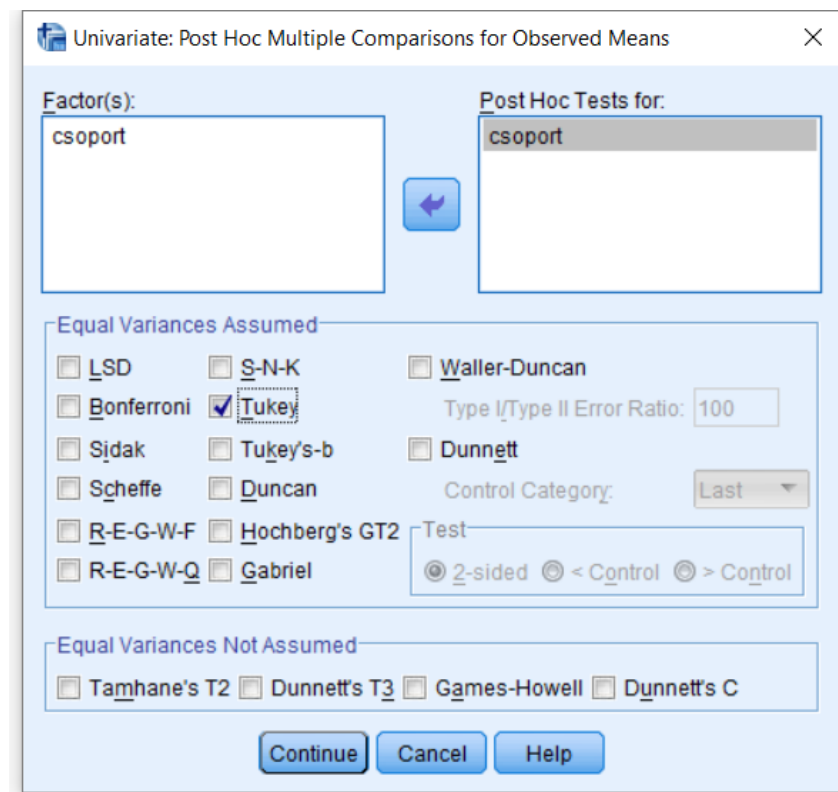
Descriptive Statistics			
Dependent Variable: Szem nézési aránya			
Csoport	Mean	Std. Deviation	N
KO	43,8607	12,19297	36
ASD	26,1299	12,30469	15
DD	42,8129	11,28227	15
Total	39,5928	13,94228	66



- ANOVÁban a szignifikáns főhatást valamilyen **utóvizsgálat** követi, mely megállapítja, mely minták között van szignifikáns különbség. **Utóvizsgálatot csak szignifikáns főhatás esetén végezhető!**
- Két lehetőség van: **Post hoc** és **kontraszt** vizsgálat, szabadon választhatunk, de **a kettő közül mindig csak az egyik végezhető el, és értelmezhető!**

- **Utóvizsgálat Post hoc-kat:**

- Minden lehetséges párosításnál megnézzük, van-e különbség, de a szignifikancia szintnél valahogy figyelembe vesszük a familywise hiba jelenségét
- Korrekció **szóráshomogenitás teljesülése** esetén, több teszt közül is lehet választani:
 - **LSD** - legelső megoldás volt. Kiszámolja, hogy mekkora a legkisebb különbség két csoport között, mely már szignifikáns lenne – ehhez hasonlítja, mekkora a valódi különbség – túlzottan megengedő
 - **Bonferroni** – legnépszerűbb megoldás. Elosztjuk a szignifikancia szint értékét a próbák számával. – elsőfajú hibát megoldja, de megnöveli a másodfajú hiba arányát. Ha lehet kerüljük!
 - **Tukey teszt** – LSD-hez hasonló megoldás, de megbízhatóbb. Szigorú! Megközelítőleg egyenlő elemszám esetén jó!
 - **Hochberg's GT2** és **Gabriel's test** – nem egyenlő elemszámot kezeli.
 - **Scheffe** – legrobusztusabb az ANOVA feltételeinek sérülésére. Szigorú.
- Korrekció **szóráshomogenitás sérülése** esetén
 - **Dunnett's T3** kis elemszám, **C** nagy elemszám esetén ajánlott
 - **Games-Howell** – túlzottan megengedő
 - **Tamhane's T2** – nagyon szigorú
- Az ANOVA kikérésekor a Post hoc menüből választható



- **Utóvizsgálat Post hoc-kat:**
 - Minden lehetséges párosításnál megnézzük, van-e különbség:
 - KO és ASD között szignifikáns a különbség, $p < .001$ (17,73 a két csoport átlaga közötti különbség). A grafikonról leolvasható, hogy a KO nagyobb arányban nézi a szemet, mint ASD
 - KO és DD között nem szignifikáns a különbség $p = .0957$ (1,048 az átlagok különbsége).
 - ASD és DD között szignifikáns a különbség $p = .001$ (16.683 az átlagok különbsége). DD nagyobb arányban nézi a szemet, mint ASD.

Post Hoc Tests

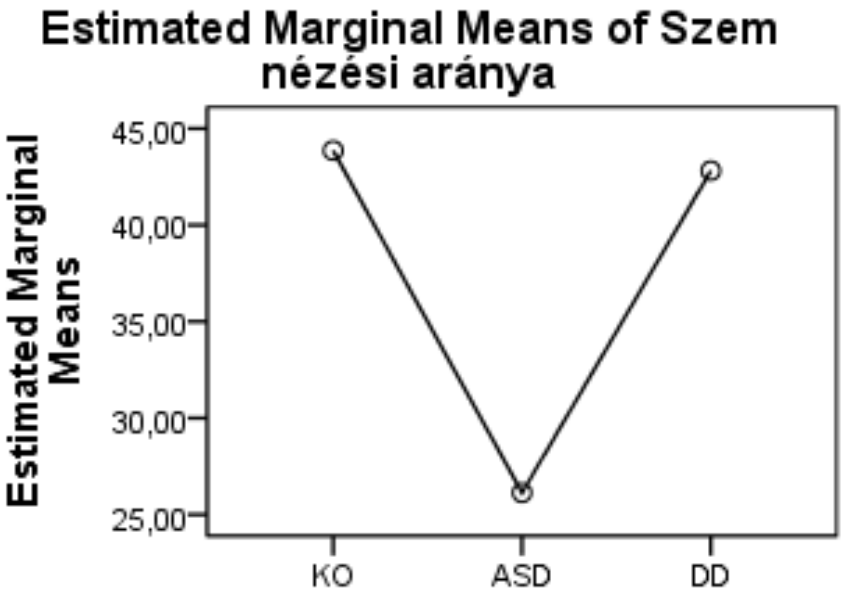
Csoport

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Szem nézési aránya
Tukey HSD

(I) Csoport	(J) Csoport	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
KO	ASD	17,7308 [*]	3,69454	,000	8,8627	26,5989
	DD	1,0478	3,69454	,957	-7,8203	9,9159
ASD	KO	-17,7308 [*]	3,69454	,000	-26,5989	-8,8627
	DD	-16,6831 [*]	4,38977	,001	-27,2200	-6,1462
DD	KO	-1,0478	3,69454	,957	-9,9159	7,8203
	ASD	16,6831 [*]	4,38977	,001	6,1462	27,2200

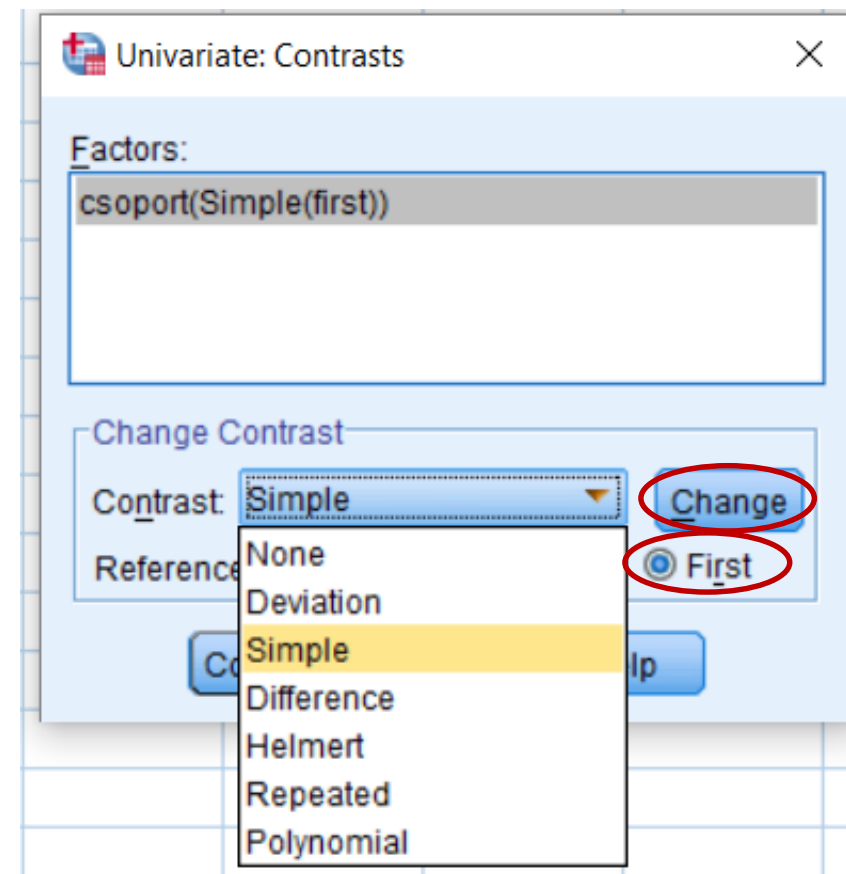
Based on observed means.
The error term is Mean Square(Error) = 144,526.
*. The mean difference is significant at the ,05 level.



Értelmezéshez jó ez, de a dolgozatba rendes oszlopdiagramot tegyél be!

• Utóvizsgálat Kontrasztokkal:

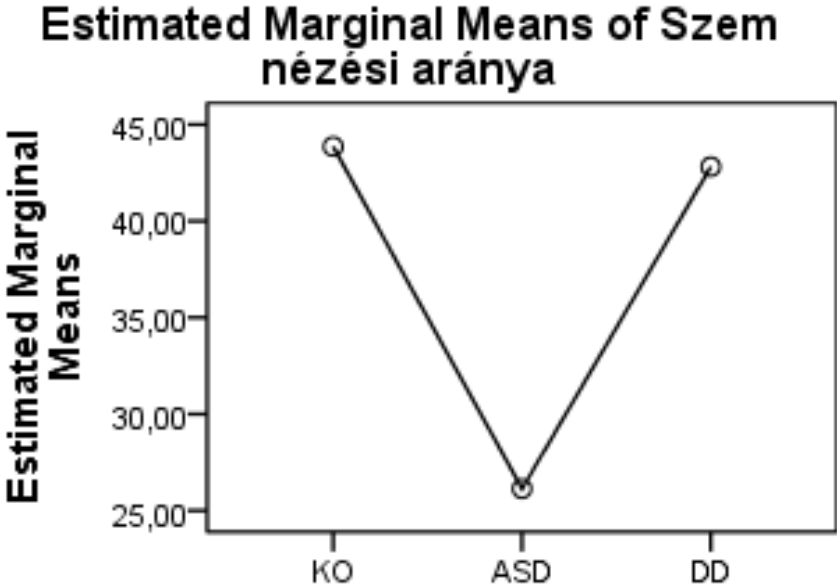
- One-Way ANOVÁban szabad alakíthatunk ki kontrasztokat, de összetettebb elemzéseknél csak néhány beépített kontraszt közül választhatunk
 - A beépített kontrasztoknál fontos a minták sorrendje, és azt a sorrendet kell figyelembe venni, amiben kódolva vannak (tehát itt a sorrend KO, ASD és DD, mert 0=KO, 1=ASD, 2=DD)
 - **Deviation**: minden mintát az összes minta közös átlagához hasonlítja
 - **Simple**: minden mintát az elsőhöz vagy az utolsóval hasonlítja össze (jó, ha van kontrolkondíció)
 - **Difference**: minden mintát az összes megelőző minta átlagával hasonlítja össze
 - **Helmert**: minden mintát az össze következő minta átlagával hasonlítja össze
 - **Repeated**: minden mintát az előző mintával hasonlítja össze
 - **Polynomial**: valamilyen lineáris trendet keres
- Az ANOVA kikérésekor a Contrast menüpontból kérhetjük ki. Ha beállítottuk a kívánt kontrasztot, a Change-re rá kell klikkelni, hogy életbe lépjen



- **Utóvizsgálat Kontrasztokkal:**
 - Nem ellenőriz minden lehetséges párosítást, de amit igen, azt érzékenyebb próbával:
 - Level2 vs Level 1 (azaz ASD és KO között) szignifikáns különbség van $p < .001$ (17.731 az átlagok közötti különbség)
 - Level3 vs Level 1 (azaz DD és KO között) nincs szignifikáns különbség $p = .778$ (1.048 a különbség)
 - ASD és DD összehasonlítása nem történt meg. Ha kontrasztot akarunk használni, fontos, hogy úgy kódoljuk a változókat, hogy a legtöbbet tudjunk kihozni a beépített eljárásokból

Contrast Results (K Matrix)		
Csoport Simple Contrast ^a		Dependent Variable
		Szem nézési aránya
Level 2 vs. Level 1	Contrast Estimate	-17,731
	Hypothesized Value	0
	Difference (Estimate - Hypothesized)	-17,731
	Std. Error	3,695
	Sig.	,000
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound Upper Bound
		-25,114 -10,348
Level 3 vs. Level 1	Contrast Estimate	-1,048
	Hypothesized Value	0
	Difference (Estimate - Hypothesized)	-1,048
	Std. Error	3,695
	Sig.	,778
	95% Confidence Interval for Difference	Lower Bound Upper Bound
		-8,431 6,335

a. Reference category = 1



Értelmezéshez jó ez, de a dolgozatba rendes oszlopdiagramot tegyél be!

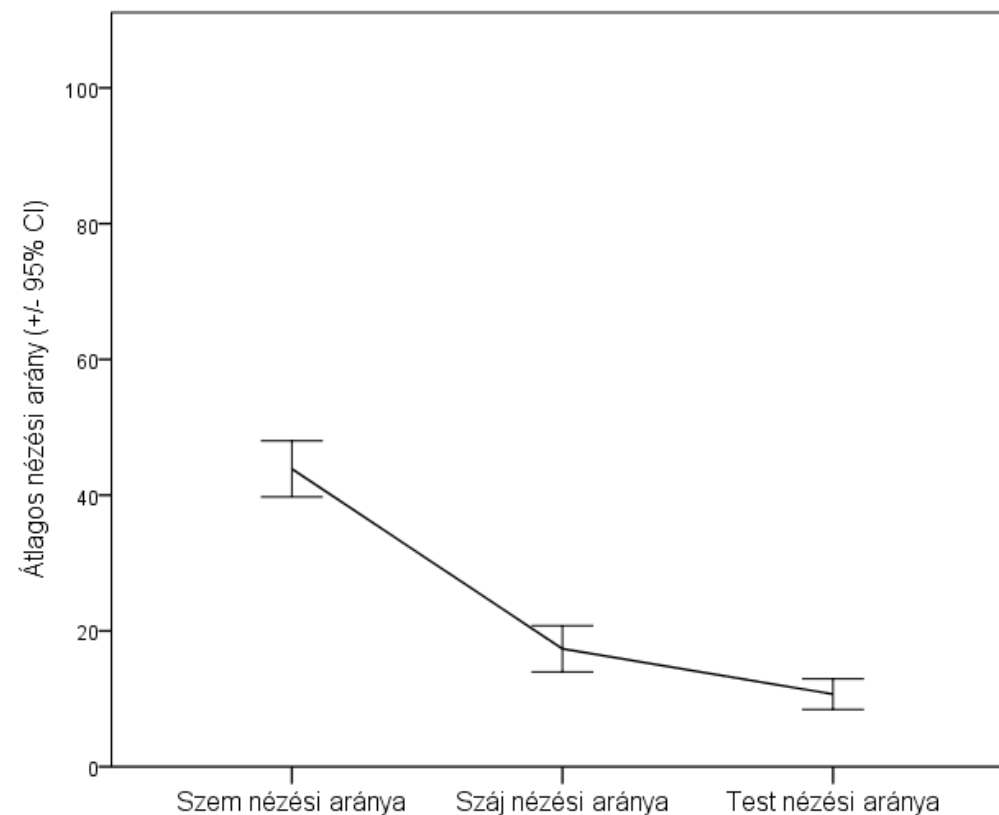
Repeated Measures ANOVA

Összefüggő mintás egyszempontos ANOVA

Egészséges csecsemők esetén van-e különbség abban, hogy milyen arányban nézik a szemet, szájat és egyéb testrészeket egy kép letapogatása során?

Adatbázis: tobbval2_02_ANOVA01_asd.sav
(Az adatok követik a következő cikk eredményeit: Jones et al. (2008))

A kérdés megválaszolásához szűrjük le a mintát az egészséges csecsemőkre (KO csoport)!



- Ez az elemzést már a többszemponos elemzésekre felkészülőben csináljuk, ezért úgy kérjük ki a próbát, ellenőrizzük a feltételeket, ahogy azt a többszemponos elemzésnél fogjuk.
 - **A kitöltők függetlenek egymástól**
 - **Függő változó legalább intervallum típusú**
 - **Nincsenek (többdimenziós) outlierok**
 - Cook távolsággal ellenőrizzük
 - **Normalitás**
 - A reziduális hiba (megközelítőleg) normál eloszlást követ
 - A (standardizált) reziduális hibákat ki lehet menteni, és azoknak a normáleloszlását ellenőrizni
 - Vagy az eddig tanult módszerekkel ellenőrizhető a változók normál eloszlása
 - **Szfericitás /cirkularitás** (a szóráshomogenitás egy speciális esete)
 - feltételezzük, hogy a kapcsolat minden két kísérleti kondíciópár között azonos – a minták közötti különbségek szórása hasonló
 - **Hiányzó értékek kérdése** (önmaga nem feltétel, de tartsd észben)
 - RM a hiányzó értékeket casewise kezeli, tehát a feltételek ellenőrzését is casewise kell megtenni: minden változónál csak azokat az egyedeket figyelembe venni, akinek nincs hiányzó adata!

- Szfericitás:
 - Vezem a kísérleti kondícióim összes lehetséges párosítását, kiszámolom a különbségeket. Feltételezem, hogy a különbségeknek egyforma a varianciája
 - Null hipotézis: a varianciák azonosak, alternatív hipotézis: a varianciák nem azonosak
 - Tesztelése Mauchly-teszttel
 - Ha a szfericitás kritérium sérül (a Mauchly teszt szignifikáns) – a hagyományos F-érték nem használható, korrigálni kell

A	B	C	A-B	A-C	B-C
10	12	8	-2	2	4
15	15	12	0	3	3
25	30	20	-5	5	10
35	30	28	5	7	2
30	27	20	3	10	7
Variance:			15.7	10.3	10.7

(Az ábra Andy Field könyvéből való)

Repeated Measures Define Factor(s)

Within-Subject Factor Name: testresz

Number of Levels: 3

Add Change Remove

Measure Name:

Add Change Remove

Define Reset Cancel Help

Analyze / General Linear Model / Repeated Measures

- Szempont neve, melyre ANOVÁt akarok végezni
- Hány szintje van a faktornak
- Ha megadtam a szempont nevét és a szintek számát, Add-ra kattintva felvehetem azt
- Meg kell adni, melyik változók tartoznak az adott szempont adott szintjéhez

Plots-on és Save-en belül ugyanazok a beállítások, az Options-ban viszont most csak a leíró statisztikákat és az effect size mutatót jelöljük be, mert szóráshomogenitás tesztet csak független szempont esetén végzünk

Repeated Measures

Within-Subjects Variables (testresz): szem(1) szaj(2) test(3)

Between-Subjects Factor(s):

Covariates:

Model... Contrasts... Plots... Save... Options...

OK Paste Reset Cancel Help

Repeated Measures: Options

Estimated Marginal Means

Factor(s) and Factor Interactions: (OVERALL) testresz

Display Means for:

Compare main effects

Confidence interval adjustment: LSD(none)

Display:

☒ Descriptive statistics

☒ Estimates of effect size

☐ Observed power

☐ Parameter estimates

☐ SSCP matrices

☐ Residual SSCP matrix

☐ Transformation matrix

☐ Homogeneity tests

☐ Spread vs. level plot

☐ Residual plot

☐ Lack of fit

☐ General estimable function

Significance level: .05 Confidence intervals are 95,0 %

Continue Cancel Help

Ha hozzáadtam a vizsgálathoz a szempontot, akkor definiálnom kell

- **Feltételek ellenőrzése:**

- A kitöltők függetlenek egymástól ✓
- Függő változó legalább intervallum típusú ✓
- Nincsenek (többdimenziós) outlierok:
kimentettük a Cook távolságokat, három van, minden változónak külön egy. Leíró statisztikával ellenőrizhető, hogy a Cook értékek maximuma 0.21, tehát nincsenek többdimenziós outlierok ✓
- Normalitás:
kimentettük a standardizált reziduálisokat (itt is minden változóhoz külön kaptunk egyet), azok normalitását ellenőrizzük. A hisztogram alapján is, és a S-W teszt alapján is feltételezhetjük a normalitást (megjegyzés: itt ez megegyezik azzal, mintha a változókra egyenként néztük volna, többszemponos elemzésnél ez nem lesz így) ✓
- Szfericitás:
A RM kikérésekor automatikusan megkapjuk a Mauchly tesztet is, most nem szignifikáns, tehát nincs szignifikáns eltérés a szórásokban, ergo a szfericitás feltétele teljesül, ezért az elemzéseket nem kell korrigálni, a táblázatokban a Sphericity Assumed sort fogjuk nézni. ✓ Ha szignifikáns lenne, akkor a szfericitás sérülésre korrekciót alkalmaznánk, ami a Greenhouse-Geisser vagy a Huynh-Feldt lenne

Mauchly's Test of Sphericity^a

Measure: MEASURE_1

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon ^b		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
testresz	,846	5,700	2	,058	,866	,907	,500

- **Eredmények értelmezése:**

- Az összefüggő szempontos elemzéseket mindig a **Tests of Within-Subjects Effects tábla** tartalmazza (Within-subjects, mert személyen belüli megváltozásokat vizsgál)
- Oszlopok leolvasása ugyanúgy mint az előbb
- Soronként olvasva
 - a modellhez tartozó értékek (megmagyarázott változatosság) a szempontnévvel jelölt blokkban (itt testresz)
 - a hibához tartozó értékek (meg nem magyarázott változatosság) az Error blokkban
 - Mindkét blokkban 4 sor található, a Sphericity Assumed sort kell nézni, ha teljesült a szfericitás, a Greenhouse-Geisser vagy a Huynh-Feldt sort, ha nem teljesült.

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
testresz	Sphericity Assumed	22163,644	2	11081,822	101,829	,000	,744
	Greenhouse-Geisser	22163,644	1,733	12792,296	101,829	,000	,744
	Huynh-Feldt	22163,644	1,815	12212,908	101,829	,000	,744
	Lower-bound	22163,644	1,000	22163,644	101,829	,000	,744
Error(testresz)	Sphericity Assumed	7617,928	70	108,828			
	Greenhouse-Geisser	7617,928	60,640	125,625			
	Huynh-Feldt	7617,928	63,517	119,935			
	Lower-bound	7617,928	35,000	217,655			

- Leolvasható, hogy a különböző testrészek nézési aránya között között szignifikáns különbség van $F(2, 70) = 101.829$ $p < .001$ *part.* $\eta^2 = .744$ vagyis a testresz főhatása szignifikáns

- Szignifikáns főhatás értelmezése:

- Főhatás:

- A főhatásból nem tudjuk megállapítani, hogy mely csoportok térnek egymástól el.
- Itt is fontos az utóelemzések elkezdése előtt a szignifikáns főhatások értelmezése leíró statisztika és grafikonok segítségével

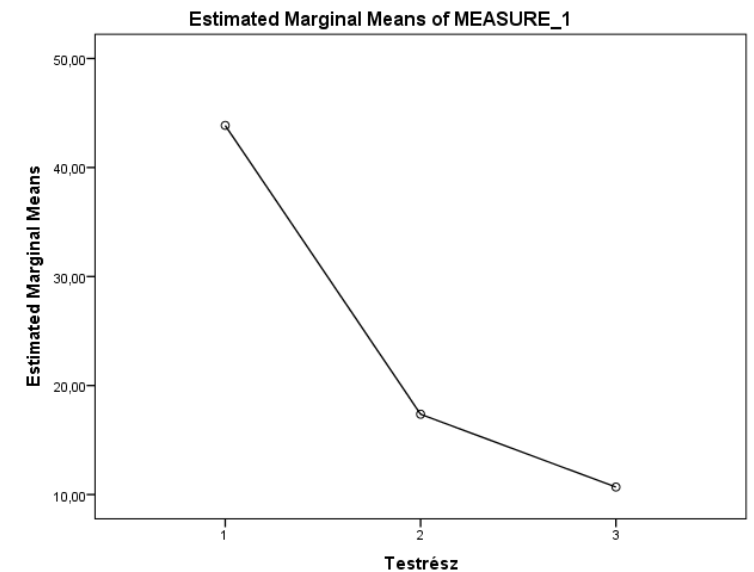
Within-Subjects Factors

Measure: MEASURE_1

testresz	Dependent Variable
1	szem
2	szaj
3	test

Descriptive Statistics

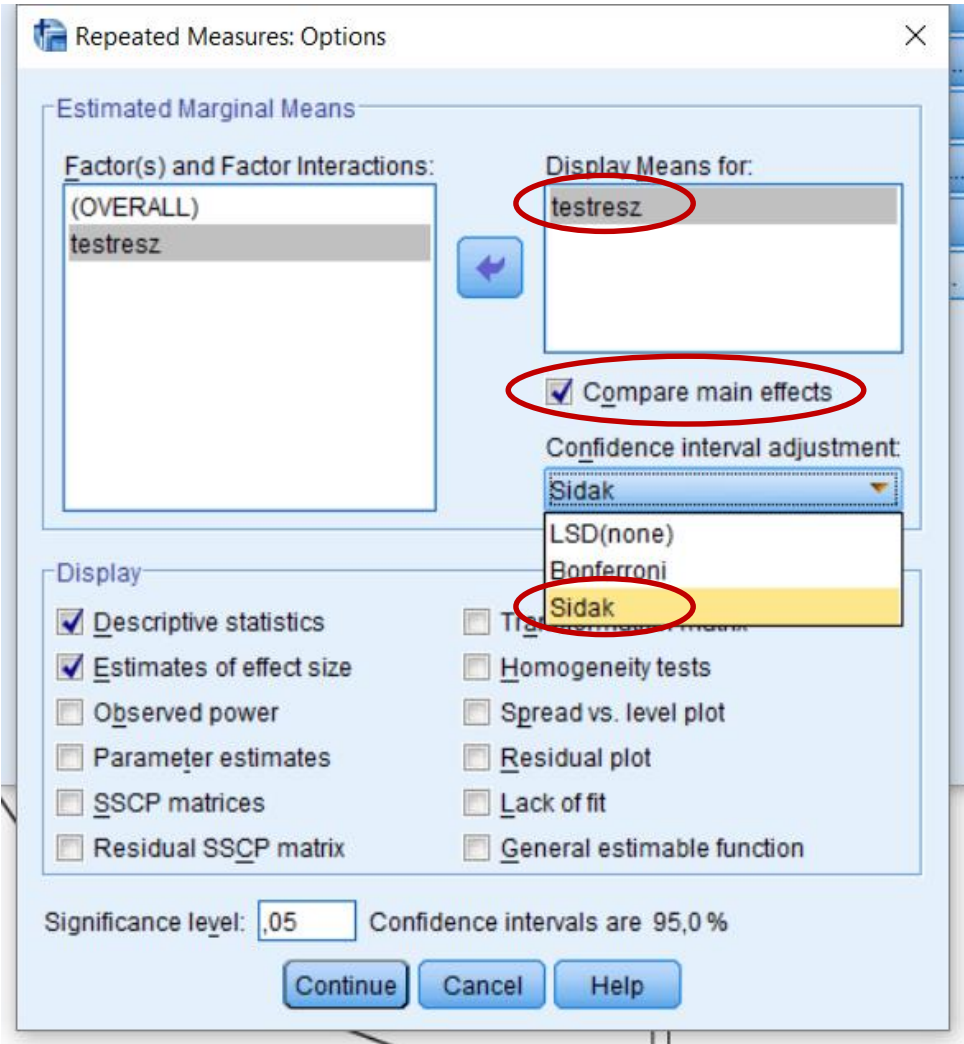
	Mean	Std. Deviation	N
Szem nézési aránya	43,8607	12,19297	36
Szaj nézési aránya	17,3675	10,08282	36
Test nézési aránya	10,6875	6,64571	36



- ANOVÁban a szignifikáns főhatást valamilyen **utóvizsgálat** követi, mely megállapítja, mely minták között van szignifikáns különbség. **Utóvizsgálatot csak szignifikáns főhatás esetén végezhető!**
- Két lehetőség van: **Post hoc** és **kontraszt** vizsgálat, szabadon választhatunk, de **a kettő közül mindig csak az egyik végezhető el, és értelmezhető!**

- **Utóvizsgálat Post hoc-kat:**

- Az ismételt méréses vizsgálatok Post hoc-ja nem a Post hoc menüben, hanem az Options-ban található, és csak három lehetséges Post hoc közül választhatunk.



- Az eredményét az **Estimated Marginal Means** részen, a **Pairwise Comparisons** táblában találjuk.
- Értelmezése megegyezik a független szempontos ANOVA esetén látottakkal.

Estimated Marginal Means

testresz

Pairwise Comparisons

Measure: MEASURE_1

		Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig. ^b	95% Confidence Interval for Difference ^b	
(I) testresz	(J) testresz				Lower Bound	Upper Bound
1	2	26,493 [*]	2,894	,000	19,236	33,751
	3	33,173 [*]	2,118	,000	27,862	38,484
2	1	-26,493 [*]	2,894	,000	-33,751	-19,236
	3	6,680 [*]	2,297	,019	,922	12,438
3	1	-33,173 [*]	2,118	,000	-38,484	-27,862
	2	-6,680 [*]	2,297	,019	-12,438	-,922

Based on estimated marginal means

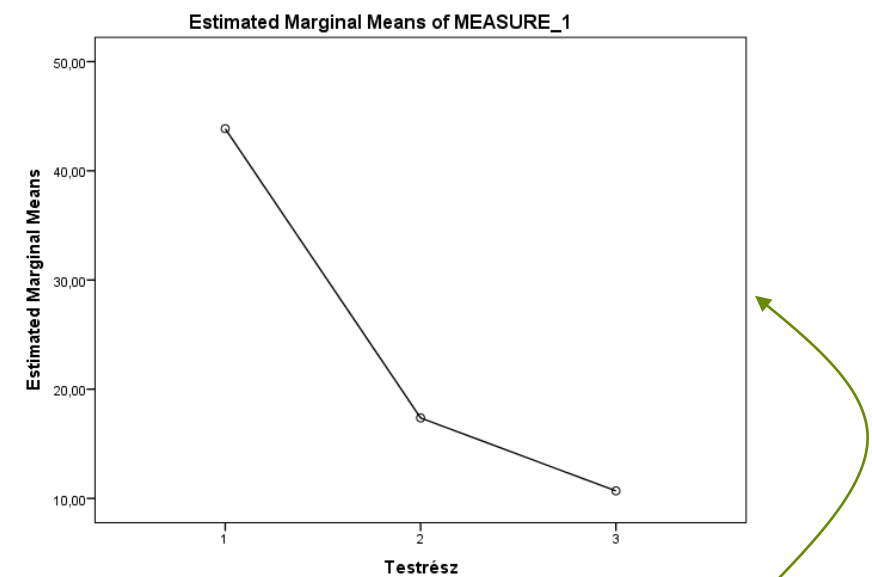
*. The mean difference is significant at the ,05 level.

b. Adjustment for multiple comparisons: Sidak.

- **Utóvizsgálat Kontrasztokkal:**
 - Az ismételt méréses ANOVA kontrasztvizsgálata megegyezik a korábban látottal, most kérjünk Repeated kontrasztot!
 - Az Outputban a Test of Within-Subjects Contrasts táblázatban találjuk.
 - Level 1 vs Level 2 (azaz szem és száj között) szignifikáns különbség van $F(1,35) = 83.784$ $p < .001$ *Part. $\eta^2 = .705$* . A grafikonból és a leíró statisztikákból látszik, hogy a szemet nézik a csecsemők szignifikánsan nagyobb arányban.
 - Level 2 vs Level 3 (azaz száj és test között) szignifikáns különbség van $F(1,35) = 8.460$ $p = .006$ *Part. $\eta^2 = .195$* .
 - Szem és test nem kerül összehasonlításra, de mivel szem>száj és száj>test szignifikáns, ezért feltételezhetjük, hogy szem>test is teljesül.

Measure: MEASURE_1

Source	testresz	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
testresz	Level 1 vs. Level 2	25268,017	1	25268,017	83,784	,000	,705
	Level 2 vs. Level 3	1606,393	1	1606,393	8,460	,006	,195
Error(testresz)	Level 1 vs. Level 2	10555,429	35	301,584			
	Level 2 vs. Level 3	6645,485	35	189,871			



Értelmezéshez jó ez, de a dolgozatba rendes vonaldiagramot tegyél be!