

**DEBRECENI EGYETEM**  
Agrártudományi Centrum  
*Mezőgazdaságtudományi Kar*

**Doktori (PhD) értekezés tézisei**

**A TALAJ ÉS KÖRNYEZETI KÖLCSÖNHATÁSOK  
ÉRTÉKELÉSÉNEK MÓDSZEREI**

Tudományos vezető:  
**Dr. Nagy János**  
egyetemi tanár, az MTA doktora

Készítette:  
**Dr. univ. Huzsvai László**

Debrecen  
2000

## BEVEZETÉS

Napjainkban a statisztikai módszerek fejlődésének és a nagyteljesítményű számítógépek gyors elterjedésének köszönhetően olyan matematikai statisztikai módszerek alkalmazása vált lehetővé, amelyek a talaj és környezeti kölcsönhatások értékelésének minden szakaszában (a kísérlet tervezése, beállítása, kiértékelése) nagy segítséget nyújtanak a kutatók számára. A módszerek legtöbbször évek óta ismert, és eredményesen használják más tudományágakban. Az itt szerzett kedvező tapasztalatok indokolják a módszerek alkalmazását a földművelési kutatásokban, és az alkalmazás feltételeinek vizsgálatát a mezőgazdasági kutatásban.

A földművelési kutatások kísérleti adatokra és természetesi megfigyelésekre épülnek. A kísérleti adatok számítógépes biometriai feldolgozását az előző évtizedekben hazai kutatóintézetekben és egyetemeken részben megoldották. A megoldások főleg a fajtakísérletek és szántóföldi agrotechnikai kísérletek kiértékelésére használt egyszerű statisztikai módszerek alkalmazására szorítottak.

A kísérletek beállítása és kivitelezése egyre drágul a feleslegesen beállított kezeléskombinációk indokolatlan ráfordításokat eredményeznek. A korszerű kísérlettervezési módszerek segítséget nyújtanak a hatások felderítésének pontosságára és a gazdaságosság kérdésének összehangolásához.

A kísérletekben kapott mérési adatok feldolgozása korszerű biometriai módszerekkel csak az alkalmazhatóság feltételeinek megvizsgálása után lehetséges ill. ad a gyakorlatban is hasznosítható eredményt.

A földművelési kutatások sajátosságainak ill. az alkalmazhatóság feltételeinek figyelmen kívül hagyása azonban téves következtetések levonását okozhatja. A kapott eredmények így sokszor tévesek, félrevezetőek lehetnek, a nagy munkaráfordítással kapott adatokban rejlő információ mennyiség gyakran torzulhat, vagy szélsőséges esetekben teljesen el is vesztet. A nagy költséggel elvégzett kísérletek a gyakorlat számára nem adnak hasznosítható eredményt.

### **Dolgozatom készítése során az alábbi célkitűzéseket tartottam szem előtt:**

1. A kísérlet tervezésében használható korszerű módszer bemutatása.
2. Meghatározni kukorica és őszi búza kultúrákban az adott pontosságú becsléshez szükséges minimális megfigyelések számát.
3. A szántóföldi kísérletezés sajátosságainak figyelembe vétele a kísérlettervezés során a hibaöröklődés törvényszerűségének segítségével.
4. Kísérleti és matematikai módszer bemutatása a talajheterogenitás és a növény egyedi változékonyságának szétválasztására szántóföldi körülmények között.
5. A variancia-analízisek és középérték összehasonlító tesztek alkalmazhatósági feltételeinek megvizsgálása többéves szántóföldi kísérletben.
6. Alternatív módszerek bemutatása, ha a paraméteres próbák alkalmazási feltételei nem teljesülnek.
7. A variancia-analízis alkalmazása multifaktoriális tartamkísérletben, a szakember számára levonható következtetések értékelése.
8. Útmutatás a legfontosabb többszörös összehasonlító tesztek (szimultán döntések) alkalmazása során.
9. A mennyiségi tényezők és kölcsönhatások kimutatása a földművelési kísérletek sajátosságainak megfelelően.

## 2. A kísérletekben használt megfigyelések számának meghatározása

A kísérletben alkalmazott megfigyelések száma a vizsgált jelenség tulajdonságától függ. Két fontos dolgot kell ismerni. A jelenség eloszlását és elméleti szórását. E két tulajdonság a jelenség megismerése céljából vett minta tulajdonságaiból becsülhető. A mezőgazdasági és földművelési kutatások során sokszor vizsgálat nélkül döntenek egy eloszlástípus mellett, ami leggyakrabban a normál eloszlás, mert erre az eloszlásra van kidolgozva a legtöbb statisztikai próba ezek az úgynevezett paraméteres próbák.

A kérdés most már csupán annyi, hány növényegyet állítsunk be egy parcellára és hány ismétlésben, az általunk kívánt pontosság elérése céljából?

$$n \cong \frac{t_{p\%}^2 \times s^2}{h^2}$$

h = becslési hiba (pl. ±kg)

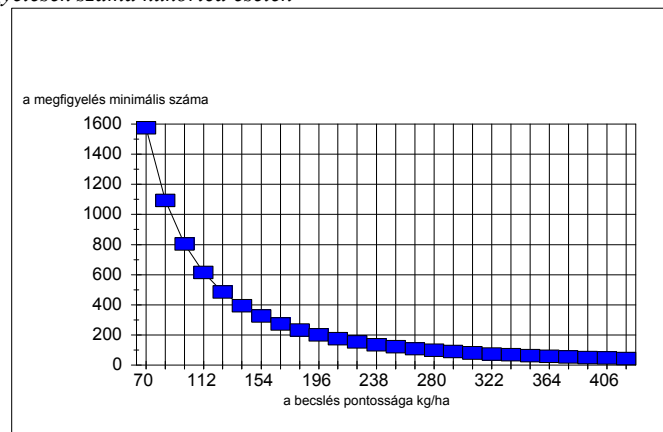
s = szórás

tp% = a t-próba kritikus értéke az adott valószínűségi szinten, adott szabadságfok mellett.

A megadott formula csak normális eloszlású sokaság esetén használható a középérték becslés pontosságának meghatározására. A továbbiakban Dr. Nagy János kukorica kísérletét és a fenti képletet felhasználva próbálom bemutatni, hány növényegyet szükséges adott pontosság mellett az átlagtermés becslésére. A kísérletben a Pioneer 3732 hibidet használták tesztnövényként. 100 m<sup>2</sup>-en 658 db növénynek mérték meg a nyers csőtömegét. A mérésekből a csőtömegek szórását ill. varianciáját fogom felhasználni.

A mérések során az egyedi produkció szórása ±2.024 dkg/cső volt. A variancia tehát 4.097. Az 1. ábra 95%-os konfidencia intervallum mellett mutatja a megkívánt pontosság mellett a minimális mintaszámot. A hagyományokhoz hűen az eredményt kg/ha-os mértékegységben adom meg a 1. ábrában.

1. ábra. A középérték 95%-os megbízhatósági becsléséhez szükséges minimális megfigyelések száma kukorica esetén



Ezek szerint egy Pioneer 3732 hibrid átlagtermésének  $\pm 250$  kg/ha pontosságú, 95%-os megbízhatóságú becsléséhez minimum 110 növényegyedre van szükség. Ez az érték megegyezik a szakirodalomban a kapás kultúrákra ajánlott legkisebb minimális minta szám (100) értékével.

Az őszi búzával a helyzet egy kicsit sajtós, mivel a szerzők a szórást az átlaghoz viszonyítva adták meg. Ez azt jelenti, hogy a búza szemtermésének növekedésével nő a szórása. Korábbi dolgozatomban ettől eltérő eredményt kaptam, ezért a fenti eredményt óvatosan kezelem. Ha 6.5 t/ha-os őszi búza termést feltételezünk, akkor  $\pm 4\%$ -os becslési pontosság  $\pm 260$  kg/ha-nak felel meg. A 95%-os megbízhatóság mellett a minimális mintaszám 500-nak adódik.

1994-ben doktori értekezésemben tízéves kukorica adatsoron egy  $46\text{m}^2$ -es bruttó parcellán, ahol 200 növényegyedet takarítottak be a szórás, a kezelésektől függetlenül, 720kg/ha-nak adódott. Az egyedi produkció szórásából nem lehet megmagyarázni ezt az aránylag nagy szórást. Ha az egyedi produkció szórása 20g, a 200 növényegyednél a középérték szórása egy hektárra vetítve csak 92kg. Ha az egyedi szórás 40g/egyed, akkor is csak 184kg/ha szórás adódna. A talajheterogenitással nem lehet ekkora szórást megmagyarázni. Mi okozza a 720 kg/ha-os szórást?

### 3. A hiba öröklődésének törvényszerűsége a szántóföldi kísérletben

Építsük fel a szemtermés elméleti modelljét. Időrendi sorrendben haladva a vetéstől a termés képződéséig. "x" jelentse az elvetett magok számát, "y" a termést területegységre vonatkoztatva. A modell:

$$Y=f(x)$$

$$f(x)=xP_{\text{kel}}(1+P_{\text{cső}})G \quad (1.)$$

ahol  $x$  = a területre kivetett magok száma  
 $P_{\text{kel}}$  = a várható kelés (használati érték %)  
 $P_{\text{cső}}$  = kétsővűsége való hajlam (%)  
 $G$  = várható csőtömeg (g)

Tételezzük fel, hogy "x"-et sikerül minden egyes parcellára hiánytalanul kijuttatni. A többi viszont sztochasztikus változó, ismerni kell a szórását. A szórások ismeretében a fenti egyszerű matematikai modell hiba öröklődését kell kiszámolni. A használati érték, ha teljesen tiszta a vetőmag, a csírázási százalékkal szinonim fogalom. Ez egy kétkimenetelű esemény: vagy kikel a mag, vagy nem. Diszkrét változóra a kétkimenetelű esemény binomiális eloszlást követ. "n" kísérletből "k" sikeres esemény valószínűsége:

$$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

Várható értéke:

$$\mu = np$$

Szórása:

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

ha  $pn > 5$  és  $n(1-p) > 5$

A kétszővűség valószínűsége legyen  $p$ , akkor  $n$  kikelt növény esetében a várható csövek száma:

$$2np+n(1-p)$$

Az első tag a várható kétszővű növények, a második tag az egyszővűek várható csőszáma. A műveleteket elvégezve, az alábbi megoldást kapjuk:

$$np+n$$

Ennek szórása csak az  $np$  tagtól függ, ami nem más, mint a várható érték szórása. Az egyszerűség kedvéért a meddő és háromcsővű egyedek előfordulásának valószínűségét nullának veszem, így a binomiális eloszlás jól használható a kétszővűség modellezésére.

A csőtömeg-eloszlást normális eloszlással közelítem, így a várható értéket az aritmetikai átlag alapján becsülöm. Amikor megmérjük a csövek tömegét ill. szórását, ebben a talaj heterogenitása is benne van.

Az (1.) képletet tovább elemezve a

$$F(z) = GxP_{kel} + GxP_{kel}P_{cső} \quad (2.)$$

alakú egyenlethez jutunk, ennek a függvénynek kell a teljes differenciálját képezni ahhoz, hogy megkapjuk a parcellák tényleges szórásait szemtermésben kifejezve.

$$S_z = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial P_{kel}}\right)^2 S_{P_{kel}}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial P_{cső}}\right)^2 S_{P_{cső}}^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial G}\right)^2 S_G^2}$$

A fenti egyenletet kell megoldani, ezt lépésenként mutatom be.

$$\left(\frac{\partial f}{\partial P_{kel}}\right)^2 S_{P_{kel}}^2 = (Gx + GxP_{cső})^2 S_{P_{kel}}^2 \quad (3.)$$

$$\left(\frac{\partial f}{\partial P_{cső}}\right)^2 S_{P_{cső}}^2 = (GxP_{kel})^2 S_{P_{cső}}^2 \quad (4.)$$

$$\left(\frac{\partial f}{\partial G}\right)^2 S_G^2 = (xP_{kel} + xP_{cső}P_{kel})^2 S_G^2 \quad (5.)$$

A (3.), (4.) és (5.) egyenlet összegzése, és gyökvonás után megkapjuk a szórást. Számítsunk ki a fent említett példát. Az elvetett magok száma ( $n$ ) legyen 100, a használati érték 95%, a kétszővűsége való hajlam 15%, a csövek várható tömege 130g és a szórása 40g. A (3.) egyenlet megoldásaként 106 164, a (4.) egyenlet 194 466 és az (5.) egyenlet 190 969 értéket kaptunk. Összegzés és gyökvonás után a szórás 701g. Válasszuk az eredeti 70 ezres tőszámot és számoljuk ki az egy hektárra várható termést és szórást. A várható termés 9 100 kg/ha, a szórás 491 kg/ha lesz. Ez az érték már közelíti a gyakorlatban mértet, de még mindig jóval alacsonyabb annál. Ezek szerint a termő tőszám sokkal jobban különbözik az ismétlésekben, mint azt a használati értékből eredő szórástól várnánk. A fenti számítást elvégeztem egy olyan feltételezett parcellán, ahol az átlagos tőszám 200 és az ismétlésekben átlag 15 növényrel tér el a termő tőszám. Az egyéb paramétereken nem változtattam. A szórás 712kg/ha lett, ami kísértetiesen hasonlít a korábbi dolgozatban ismertetett 720kg/ha-os gyakorlatban tapasztalt szóráshoz.

A következő feladat az ismétlések számának meghatározása.

$$n = 2(z_{\alpha} + z_{\beta})^2 \left( \frac{\sigma^2}{\delta^2} \right)$$

Vegyünk példaként egy kísérletet, ahol 46 m<sup>2</sup>-es parcellákat választottak. Tesztnövényként kukoricát használva a szórás 719 kg/ha-nak adódott. Vizsgáljuk meg, hogy az 5 %-os szintű kétoldalú próbánál, pl. 500 kg/ha valódi különbség 90 %-os valószínűségű kimutatásához minimum hány megfigyelésre van szükség.

$$z_{0,05}=1.96 \text{ (kétoldalú próbánál)} \quad z_{0,10}=1.282 \text{ (egyoldalú próbánál)}$$

Az eljárást lefolytatva a minimális megfigyelések száma kerekítve 14. Tehát 14-14 parcellát kell megfigyelni ahhoz, hogy pl. két műtrágya dózis 500 kg/ha-os valódi hatását egy 5 %-os próbával 90 %-os valószínűség mellett ki tudjunk mutatni, ha a szórás 719 kg/ha. Őszi búzát választva, pl. a szórás 473 kg/ha volt. Ugyanazon feltételek mellett a minimális megfigyelések száma kerekítve 6-nak adódott.

Kukoricánál a minimális megfigyelések száma első pillanatra soknak tűnhet, de itt nem csak a valódi ismétléseket, hanem a belső ismétléseket is figyelembe kell venni és ekkor már egy, két vagy háromtényezős kísérletnél könnyen teljesül a 14 minimális megfigyelés szám. Visszafelé is számolhattunk volna, pl. 4 vagy 6 megfigyeléssel 500 kg/ha-os valódi különbséget milyen valószínűséggel tudunk kimutatni.

#### **4. A talajheterogenitás és az egyedi produkció változékonyságának szétválasztása kukorica kísérletben**

A növény egyedi produkció változékonyságának és a talajheterogenitásának szétválasztása igen nehéz feladat. A növényi produkcióban bekövetkező ingások kimutatására teljesen homogén talajra lenne szükségünk ahhoz, hogy kikapcsoljuk a kölcsönhatást.

A talajheterogenitás kimutatásához pedig teljesen homogén növényállományra lenne szükségünk, vagy ugyanazt a növényt kellene elültetni minden egyes tenyésztületre.

A fenti két feltétel egyike sem biztosítható a gyakorlatban, ezért valamilyen közelítő módszerre van szükségünk, mely észszerű kompromisszum útján a gyakorlatban is megvalósítható. Mi lenne, ha több tenyésztületet összevonnánk és erre a "talajpontra" a lehető legtöbb növényt ültetnénk? Több növény átlaga csökkentené a szórást, vagyis homogénebb növényállományt kapnánk, csökkenteni lehetne a talajheterogenitás és a növényi produkció változékonyságából eredő kölcsönhatást, tehát olyan lenne, mintha egy homogén növényállományt állítottunk volna elő. Hogyan biztosítható a homogén talaj? Ugyanazon "talajpontra" elvetett növényeknek ez a tenyésztület teljesen homogén. Egy "talajponton" belül a szórás csak a növények egyedi változékonyságától függ. Kukoricát választva tesztnövényként észszerű kompromisszumnak tűnt, hogy három növény tenyésztületét vonjuk össze, és egy csokorba három magot vessünk. A kísérletet Pallagon állítottuk be, az alkalmazott hibridek Furió és Stira voltak. A kérdés

tisztázására a variancia-komponensek felbontásának módszerét választottam. A 1. táblázat a csokros vetésű kukoricaállomány leíró statisztikáját mutatja be. A szórás itt 46g/növény. Ez a szórás az összes varianciából adódik, ez az amit fel kell bontani hely és növény hatásra. A hatások tisztázására a matematikai statisztikát kell segítségül hívni. A variancia-komponensek felbontásának eredménye a 2. táblázatban látható.

1. táblázat. *A csokros vetésű Furió csőtömegének (g) leíró statisztikája*

Várható érték	238.7179487
Standard hiba	3.664979628
Medián	246.5
Módusz	260
Szórás	45.77558088

2. táblázat. *A variancia-komponensek felbontása*

Forrás	SQ	FG	MQ	Variancia-komponensek
Összes	324787.5897	155	2095.403805	45.77
Hely	120680.2564	51	2366.279537	Hiba(MQ)+ism*S <sup>2</sup> <sub>Hely</sub>
Hiba(növény)	204107.3333	104	1962.570513	44.30 (S <sup>2</sup> <sub>Hiba</sub> )

A fenti táblázatból az összefüggést felhasználva a talajheterogenitása:

$$\sqrt{\frac{2366 - 1963}{3}} = \pm 11,59 \text{ g}$$

Ezek szerint a növény egyedi változékonysága 44,3g/növény a talajheterogenitása 11,6g/talajpont.

## 5. A variancia-analízisek és a középérték összehasonlító tesztek alkalmazásának feltételei és lehetősége a mezőgazdasági kutatásban

### 5.1 A függetlenség feltételének vizsgálata

A kiinduló feltételek vizsgálatánál ez a leglényegesebb szempont. A függetlenség feltételét egy kísérletben a randomizálással tudjuk biztosítani, ahol a kísérleti teret véletlenül osztjuk fel a kezelések számára, egyenlő eséllyel adva minden kezelésnek. Csak ekkor tudunk a kísérlet hibájára valódi becslést adni. Ennek elmulasztása esetén szisztematikus hibák lépnek fel, amiket nem lehet kiküszöbölni, és amik torzítják a kísérlet eredményét. Ismételt mérések modellben (Repeated Measures Model) a teljes függetlenség feltételéből engedményt kell tenni. Az ismételt mérések modellje a mezőgazdaságban jelentős, mivel ide tartoznak az osztott-parcellás, ún. split-plot elrendezések. Ebben a modellben ugyanazon megfigyelési egységen végzünk ismételt méréseket, melyek egymással korrelációban állhatnak. Ezért engedményeket kell tennünk az F-próba során, melynek számos formája van. Ebben az esetben a teljes függetlenség feltételét az összetett szimmetria (compound symmetry) feltételével helyettesítjük, ha a kísérleti tényező (trial factor) szabadságfoka több mint egy a hozzátartozó hiba kiszámításakor. Ezért az F-tesztnél, ha ortogonális polinomokkal végezzük a felbontást (egy szabadságfokú összetevőkre való felbontás) vagy a kísérleti

tényezőnek csak két szintje létezik, nem kell megkövetelni az összetett szimmetria feltételét. Minden más esetben a feltételt tesztelni kell. A feltétel tesztelésére a sphericity-tesztet lehet használni. A teszt alkalmazása során figyelembe kell venni, hogy kevés számú megfigyelésnél a próba ereje kicsi. Előfordulhat olyan eset is, hogy a teszt szignifikáns, ennek ellenére a variancia-analízisre gyakorolt hatását el lehet hanyagolni. A teszt nagyon érzékeny lehet a kiugró adatokra. Mikor kételkedhetünk az összetett szimmetria fennállásának feltételében?

- ha a sphericity-teszt szignifikáns
- előzetes információk vagy elvi megfontolás alapján, ha tudjuk, hogy az egyik kísérleti szint hatása áthúzódik a másik kísérleti szintbe

A szimmetria hiányában a kísérleti tényezők szabadságfokait csökkenteni kell, és a hagyományos variancia-analízis F-próbáját ki kell egészíteni a Greenhouse-Geisser és Huynh-Feldt próba eredményével, és ezek figyelembe vételével kell meghozni a döntést. A 3. táblázatban egy tőszám, hibrid, műtrágyázás ill. ezek kölcsönhatásának szimmetria tesztjei láthatók.

### 3. táblázat. Az összetett szimmetria tesztelésének eredménye

```

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 2, D.F.=18 (tőszám)
    5.37573      1.000
   10.29895     -0.302   1.000
    3.84187     -0.007  -0.059   1.000
SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY      0.8924

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 3, D.F.=12 (hibrid)
    4.38585      1.000
   13.78806     -0.105   1.000
SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY      0.4463

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 4, D.F.=36 (tőszám x hibrid)
    3.50025      1.000
    7.26255      0.320   1.000
    1.89831      0.719  -0.058   1.000
    3.17213     -0.426  -0.644   0.091   1.000
    5.17994     -0.735  -0.464  -0.534   0.198   1.000
    4.61616     -0.284  -0.041  -0.022   0.525   0.181   1.000
SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY      0.7852

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 5, D.F.=12 (műtrágya)
   23.42711      1.000
    7.68182      0.164   1.000
SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY      0.4457

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 6, D.F.=36 (tőszám x műtrágya)
    2.45170      1.000
    5.18406      0.529   1.000
    4.59642      0.425   0.857   1.000
    2.38898     -0.352   0.226  -0.029   1.000
    8.90836     -0.126   0.539   0.548   0.003   1.000
    4.75764     -0.397  -0.492  -0.289  -0.662   0.308   1.000

```



SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY 0.0000

SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE  
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 7, D.F.=24 (hibrid x műtrágya)

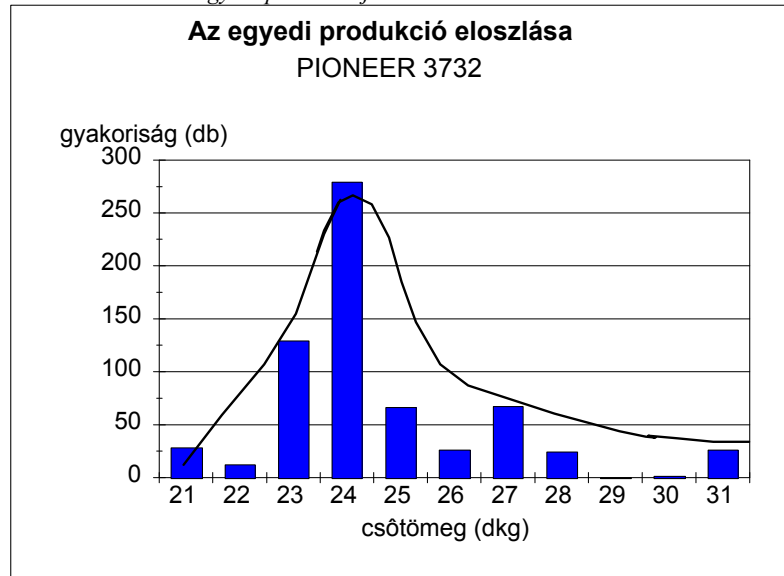
1.01520	1.000			
1.17612	0.189	1.000		
3.09007	-0.469	0.733	1.000	
3.71478	0.023	-0.135	-0.370	1.000

SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY 0.0241

## 5.2 A normális eloszlás feltételének vizsgálata

A variancia-analízisek ill. lineáris matematikai modellek alkalmazásának második feltétele, hogy az általunk vizsgált sokaság normális eloszlású legyen. A mérések során több hibrid is szerepelt ezek közül csak egyet mutatok be. A tényleges töszámok 65 és 75 ezer/ha között változtak. Az egyedi produkció eloszlását az alábbiakban a Pioneer 3732 hibriden szemléltetem, ami a 2. ábrán látható.

2. ábra. A kukorica egyedi produkciójának eloszlása



*A fentiek ismeretében ki lehet jelenteni, hogy normál termesztési viszonyok között gazdasági növényeink, jelen esetben a kukorica, egyedi produkciójának eloszlása nem normál eloszlást követ.*

Ha adataink nem normális eloszlásúak, legtöbbször különböző transzformációkkal azzá tehetők. A leggyakrabban alkalmazott ilyen transzformáció a logaritmus-, szögfüggvény-és gyök-transzformáció. Ilyen módon az adatainkat alkalmassá tehetjük az elemzésre.

### 5.3 Az azonos szórás feltételének vizsgálata

A következő feladat, meg kell vizsgálni, hogy a kezelésszintek csoportjainak szórása megegyezik-e vagy valamilyen ok folytán különbözik. A csoportok szórásainak egyezésére Levene-tesztet alkalmaztam. A kísérletben a legkisebb megfigyelési egység a parcella, amely  $30\text{m}^2$ -es, tehát a  $30\text{m}^2$ -es parcellák ismétléseinek szórását ill. átlagos szórását kell kiszámítani. A trágyázásnál egyszerű, mert ezen a területen váltakoznak a kezelésszintek. A tőszámánál és talajművelésnél ezeket a parcellákat csoportosítottam és így számítottam ki az átlagos szórást. Kíváncsi voltam csoportosul-e valamelyik kezelésben nagyobb vagy kisebb szórás. Valamelyik talajművelés mindig nagyobb vagy kisebb szórást okoz a termésátlagok alakulásában? A növekvő műtrágya-adagok növelik vagy csökkentik az ismétlések közötti termésátlagok szórását? Nagyobb terméshez nagyobb szórás vagy kisebb tartozik? Van-e összefüggés a termésátlag és a szórás nagysága között? A kérdés megválaszolására a regresszió-analízis alkalmas eszköz. Az elvégzett regresszió-analízisek eredményei alapján az alábbi megállapítások tehetők:

A talajművelésnél nincs összefüggés, nincs olyan talajművelés, ami következetesen nagyobb vagy kisebb szórást okozna a termésátlagok alakulásában. A kimutatott szórás különbségek a véletlenek, a kísérlet sajátosságainak tulajdoníthatók vagy kísérleti hibák.

A növekvő műtrágya adagok nem növelik, nem csökkentik a termésátlagok szórását. Nem állapítható meg összefüggés közöttük.

A termésátlag és a szórás nagysága között nem állapítható meg összefüggés. A nagyobb termésekhez is ugyanakkora szórás tartozik, mint a kisebbhez. Ki kell hangsúlyozni, hogy ez nem százalékos, pl. 20% szórás azonosságot jelent, hanem  $\text{kg/ha}$ -os azonosság értendő rajta. Másképpen fogalmazva a termés növekedésével a szórás százalékos értéke (a termésátlaghoz viszonyítva) csökken. **A termésátlag növekedése ezek szerint feltehetően additív jelenség és nem multiplikatív.** Ha multiplikatív lenne, akkor az egyedi produkció növekedésével az állomány szórásának is növekednie kellene.

A korábbi doktori dolgozatomban őszi búzán is elvégeztem a fenti vizsgálatokat és a regresszió-analízisek eredményei alapján ugyanazok a megállapítások tehetők, mint kukorica esetében.

### 6. A középértékek többszörös összehasonlító tesztjeinek eredményei

A szimultán döntések problematikájának bemutatására egy kéttényezős példát választottam. A több éves kísérletezés útján szerzett tapasztalatok azt mutatják, hogy nem csak a regresszió-analízis megkezdése előtt érdemes, vagy azt is mondhatjuk kötelező, az adatokat ábrázolni, hanem a kezelés-átlagok különbségének tesztelés előtt is. Sok hasznos információhoz juthatunk. Vizuálisan megállapítható az ismétlések szórása, a kiugró adatok, valamilyen kísérleti hibából eredő pontatlanság vagy akár az adatrögzítés során elkövetett hiba.

A varianciák (szórás négyzetek) egyenlőségének megállapítása egy kéttényezős kísérletben a legjobban Levene-teszttel vizsgálható meg. A próba null-hipotézise, hogy a szórások azonosak. Ezt a tesztet kell elvégezni minden olyan vizsgálat

megkezdése előtt, ahol a varianciák egyenlőségének feltételét megkövetelik. A próba statisztikáját a 4. táblázat mutatja.

4. táblázat. *A csoporton belüli varianciák egyenlőségének tesztelése*

LEVENE'S TEST FOR EQUALITY OF VARIANCES				
SOURCE	DF	F VALUE	PROBABILITY	
hibrid	2, 27	0.55	0.5837	
tragya	2, 27	0.12	0.8838	
INTERACTION	4, 27	2.41	0.0735	

Mi lett volna, ha nem teljesül a null-hipotézis? Ekkor kell azt a bizonyos Welch, vagy Brown-Forsythe-próbát alkalmazni, aminek eredménye itt látható. A Welch és Brown-Forsythe-próba mezőgazdasági alkalmazásával még nem találkoztam, ezért a több éves kutatómunka tapasztalatai alapján itt ragadom meg az alkalmat, hogy a használatukhoz néhány tanácsot adjak. Ha a csoporton belüli szórás négyzetek (variancia) nem egyformák nyugodtan használhatjuk a kezelésátlagok egyenlőségének tesztelésére bármelyiket a kettő közül. A legjobb, ha mindkettőt kiprobáljuk és összehasonlítjuk az eredményeket.

5. táblázat. *A Welch és Brown-Forsythe-próba eredménye*

ANALYSIS OF VARIANCE; VARIANCES ARE NOT ASSUMED TO BE EQUAL				
SOURCE	DF	F VALUE	PROBABILITY	
WELCH	8, 11	4.48	0.0124	
BROWN-FORSYTHE				
hibrid	2, 17	8.98	0.0022	
tragya	2, 17	14.33	0.0002	
INTERACTION	4, 17	1.01	0.4315	

Szerencsére a két teszt ugyanazt az eredményt adta, ha különbség lett volna a két eredmény között, tovább kell folytatni az értékelést. Ilyenkor szélsőséges esetben a Welch-próba szignifikáns különbséget mutathat a kezelés átlagok között, míg a Brown-Forsythe-próba nem. Mi lehet ennek az oka? Ez akkor következik be, ha a csoportok varianciája nagyon nagymértékben különbözik egymástól. Ilyenkor az elkülönített (separate) variancia tesztek a szabadságfok csökkentésével válaszolnak, és ezzel rontják a teszt eredményét. A varianciák nagyon nagy mértékű különbözőségét legtöbbször a csoportokon belüli kiugró értékek okozzák. A kiugró értékek zavaró hatását többféleképpen szűrhetjük ki. Az egyik hatásos eszköz a csonkított (trimmed) teszt, amikor minden egyes csoportból elhagyjuk a legnagyobb és legkisebb érték 15%-át. A csonkolás mértékét szakmai megfontolások miatt tetszőlegesen megváltoztathatjuk. A csonkolás után megismételt Brown-Forsythe-próbában a szabadságfokok száma nőni fog és a teszt eredménye javul.

A többszörös összehasonlító vizsgálatok közül először a legáltalánosabb, legnevezetesebb módszert mutatom be, melyet Scheffé 1953-ban ismertetett. Ez az eljárás teljesen ekvivalens a szórásanalízissel, tetszőleges elemszámok esetén érvényes, és a paraméterek valamennyi kontrasztjának egyidejű vizsgálatára alkalmas. A variancia-analízis ebben az esetben egyszempontos, vagyis egyváltozós szórásanalízis, rögzített hatású, fixed effect modelt feltételezve (Modell). Minden különbség egyúttal kontraszt is, és az egyformaságot feltételező null-hipotézis

érvényessége esetében, valamennyi kontraszt nulla. A kontrasztok szimultán vizsgálatát a 6. táblázat mutatja. Mivel a kontrasztok száma végtelen, a Scheffé által készített kiterjesztés igen lényeges általánosítást jelent. A kezeléshatások elemzésekor figyelembe kell venni, hogy a szimultán vizsgált összehasonlítások nem függetlenek. A táblázat a főátlóra szimmetrikusan adja meg az eredményt. A szignifikancia szinteket a „Significancia at” táblázat mutatja, és az értékeket különböző szimbólumokkal jelöli. A földművelési kutatásokban a hagyományokhoz híven az 5%, vagy ennél kisebb szignifikancia szintet lehet figyelembe venni, ha valamilyen előzetes szakmai megfontolásból nem választunk nagyobbat. A szignifikancia-szint minden számítógépes programban kívánságunk szerint megadható.

A három hibridet együttesen vizsgálva megállapítható, hogy ebben az esztendőben a műtrágyázás termésre gyakorolt hatását nem nagyon lehet kimutatni. Kivételt a Volga Sc mutat, de a trágyázott kezelésekként itt is csak a nem trágyázott Dekalb ill. Pannónia hibridektől különböznek szignifikánsan.

6. táblázat. A Scheffé-eljárás eredménye

SIGNIFICANCE AT		D		P		V	
-----		e		a		o	
1% LEVEL	**	k		n		l	
5% LEVEL	*	a		n		g	
10% LEVEL	-	lk	N	ok	N	ak	N
>10% LEVEL		bo		no		o	
FOR 36 TESTS		n	1	in	1	n	1
		t	2	at	2	t	2
		r	0	r	0	r	0
		o	0	o	0	o	0
GROUP		SAMPLE	1	1	1	1	
NO. LABEL	MEAN	SIZE	1	1	1	1	
-----							
Dekalb							
1	kontroll	9.75	4			*	*
2	N_120	10.81	4				
3	N_240	11.12	4				
Pannonia							
4	kontroll	9.92	4			*	*
5	N_120	11.02	4				
6	N_240	11.32	4				
Volga							
7	kontroll	10.30	4				-
8	N_120	12.86	4	*	*	-	
9	N_240	12.70	4	*	*		

A következő teszt azt a gyakran előforduló problémát elemzi, amikor a kezeléskombinációk összehasonlítása egy előre kiválasztott kontrol-csoporthoz történik.

7. táblázat. Dunett teszt eredménye

GROUP		SAMPLE		
NO.	LABEL	MEAN	SIZE	
1	Dekalb kontroll	9.75	4	CONTROL GROUP
2	Dekalb N_120	10.81	4	
3	Dekalb N_240	11.12	4	
4	Pannonia kontroll	9.92	4	
5	Pannonia N_120	11.02	4	
6	Pannonia N_240	11.32	4	
7	Volga kontroll	10.30	4	
8	Volga N_120	12.86	4	**
9	Volga N_240	12.70	4	**

## NOMENCLATURE

-----  
 1% SIGNIFICANCE \*\*  
 5% SIGNIFICANCE \*  
 >5% SIGNIFICANCE

Itt az összehasonlítások száma lényegesen kisebb, jelen esetben 8.7 Kilenc független (k) csoport esetében (k-1) összehasonlítás végezhető. Erre a problémára Dunnett készített statisztikát 1955-ben. Ha csak a kontrollal hasonlítjuk össze a többi csoportot, akkor ennek az eljárásnak a legnagyobb a próba ereje. A példában az első csoportot, a nem trágyázott Dekalb hibridet választottam kontrollnak.

A teszt eredménye, 7. táblázat, nagyon hasonlít a Scheffé-eljárás eredményére. A trágyázott Volga Sc termése azonban itt már 1%-os szignifikancia szint mellett tér el a kontroll csoporttól. Ezek szerint, rögzített 5%-os szinten, már kisebb középérték különbségek is kimutathatók ezzel az eljárással.

Harmadikként a fenti két tesztől egy kissé eltérő eljárást mutatok be, Tukey-teszt 8. táblázat, ami grafikusán hasonlít a Scheffé-teszthez, de elfogadási tartománya különbözik attól, mivel itt az elsőfajú hiba a teljes vizsgálatra rögzített, így az egyes összehasonlítások elsőfajú hibája „n” növekedésével csökken. Az elsőfajú hiba csökkenése viszont a másodfajú hiba növekedését vonja maga után. Ha a csoportok elemszámai egyenlők, akkor a csoportok különbségének vizsgálatakor az ereje nagyobb, mint a Scheffé-tesztné. A Scheffé-teszttel ellentétben, ahol a paraméterek összes kontrasztjának egyidejű vizsgálata folyik, itt csupán a várható értékek közötti különbségek tesztelésére nyílik lehetőség.

8. táblázat. A Tukey-teszt eredménye

SIGNIFICANCE AT		D	P	V
-----		e	a	o
1% LEVEL	**	k	n	l
5% LEVEL	*	a	n	g
10% LEVEL	-	lk	ok	ak
>10% LEVEL		bo	no	o
FOR 36 TESTS		n	in	n
		1	1	1
		2	2	2
		4	4	4
		r	r	r
		0	0	0
		o	o	o
		1	1	1
GROUP	SAMPLE	1	1	1
NO. LABEL	MEAN	SIZE	1	1
-----	-----	-----	-----	-----
Dekalb				
1	kontroll	9.75	4	** **
2	N_120	10.81	4	- -
3	N_240	11.12	4	
Pannonia				
4	kontroll	9.92	4	** **
5	N_120	11.02	4	
6	N_240	11.32	4	
Volga				
7	kontroll	10.30	4	** *
8	N_120	12.86	4	** - ** **
9	N_240	12.70	4	** - ** *

Van-e különbség a két teszt eredménye között? Lényegét tekintve nem, mert csak az elfogadási tartomány módosul. Mivel itt a próba ereje nagyobb, ezért már kisebb szignifikancia-szint mellett is kimutathatók a kezeléshatások. A Volga SC-nél a trágyázás hatását árnyaltabban lehet kimutatni. Az előző két teszt által mutatott hatás kiegészül azzal, hogy statisztikailag igazolható különbség van a Volgánál a nem trágyázott és trágyázott termésátlagok között.

Végezetül egy studentizált terjedelmeken alapuló többszörös összehasonlító tesztet (Student-Newman-Keuls, 9. táblázat) mutatok be. Ez hasonlít a Tukey-teszthez hisz az is a studentizált terjedelmek tesztelésén alapul, de itt az elsőfajú hiba a páronkénti összehasonlításoknál rögzített, és a cél a homogén csoportok képzése. Független vonallal jelölik a homogén csoportba tartozást, azaz hogy a kezelésszintek nem különböznek egymástól. A homogén csoporton kívüli kezelésszintekre más következtetés nem vonható le. Ezekre újból el kell végezni a tesztet, és szignifikancia esetén el kell hagyni valamelyik szélsőértéket, és így tovább. Az A. vonal azt mutatja, hogy a Volga 120 és 240 kg N nem tagja a fenti csoportnak, szignifikánsan eltér tőle. Azt, hogy a két műtrágya-dózis egyforma vagy különbözik, ebből nem lehet megmondani, mivel a teszt csak a homogén csoportba tartozást teszteli. A kérdés megválaszolására újabb tesztet kell végrehajtani, amit a C. vonal mutat. Ezek szerint a két műtrágya-adag nem különbözik. Az A. és C. vonal tehát nem ugyanazt mutatja, annak ellenére, hogy grafikusán ezt sugallja. Ahogy a vizsgáldás szempontját változtatom, más-más kérdést teszek fel, annak megfelelően változik az alkalmazott eljárás, és a kapott válaszok.

9. táblázat. *STUDENT-NEWMAN-KEULS többszörös összehasonlító teszt eredménye*

GROUP NO. LABEL	SAMPLE		95% CONFIDENCE LEVEL		
	MEAN	SIZE			
1 Dekalb kontroll	9.75	4			
4 Pannonia kontroll	9.92	4			
7 Volga kontroll	10.30	4			
2 Dekalb N_120	10.81	4			
5 Pannonia N_120	11.02	4			
3 Dekalb N_240	11.12	4			
6 Pannonia N_240	11.32	4			
9 Volga N_240	12.70	4			
8 Volga N_120	12.86	4			
			A.	B.	C.

### 7. A kölcsönhatások kimutatása a variancia-komponensek felbontásával

A variancia-komponensek felbontásának matematikai módszere mindig a főátlaghoz viszonyított hatások értékeit adja meg, így egy kezelésen belül a kezelésszintek hatásainak összege mindig nulla. Tételezzünk fel egy kéttényezős kísérletet, ahol öntözés és műtrágyázás hatását vizsgáljuk a termésátlag alakulására.

A konkrét példát a látóképi kísérleti telepen beállított kukorica monokultúra kísérletből, az 1990. esztendőből származik. A könnyebb áttekinthetőség érdekében csak két tényező az öntözés és műtrágyázás hatását vizsgálom a termésátlag alakulására. Az  $\alpha$ -hiba szintjét 5%-osnak véve csak a szignifikáns hatásokat tüntetem fel. A vastag számok a program által megadott értékek, a többi nekünk kell kiszámítani.

10. táblázat. *A variancia-komponensek felbontása után kapott számítógépes eredmény (kg/ha)*

FŐHATÁSOK					
Ö1=	<b>-3759</b>		M1=	<b>-2341</b>	
Ö2=	<b>1460</b>		M2=	<b>-554</b>	
Ö3=	2299		M3=	<b>779</b>	
			M4=	<b>1313</b>	
			M5=	803	
KÖLCSÖNHATÁSOK					
Ö1M1=	<b>1674</b>	Ö2M1=	<b>-929</b>	Ö3M1=	-745
Ö1M2=	<b>1080</b>	Ö2M2=	<b>n.s</b>	Ö3M2=	-1080
Ö1M3=	<b>-495</b>	Ö2M3=	<b>n.s.</b>	Ö3M3=	495
Ö1M4=	<b>-772</b>	Ö2M4=	<b>n.s.</b>	Ö3M4=	772
Ö1M5=	-1487	Ö2M5=	929	Ö3M5=	558

Egy adott parcella termését az alábbi modell segítségével lehet kiszámolni a 10. táblázat segítségével:

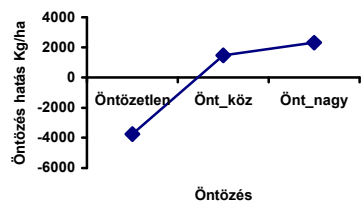
$$\text{Termés}_{ijk} = 7973 + \bar{O}_i + M_j + \bar{O}_i M_j + \sigma_{ej}$$

A modell numerikusan helyes eredményt ad. Mit jelent az öntözetlen kezelés? A táblázat szerint -3759 kg/ha-t, vagyis a kísérlet főátlaga (7973 kg/ha) majdnem 4 t/ha-ral csökken. Ezek szerint, ha nem öntöztünk ebben az esztendőben, az átlagos kísérleti körülmények között, ami itt az átlagos vízellátottságot jelenti, elért termés nagyságát közel 4 t/ha csökkentettük. A megközelítési módja hasonlít az elmaradt haszon elméletéhez. A műtrágyázásnál ugyanez a helyzet. Mi a kölcsönhatás ebben az esetben? Ha nincs kölcsönhatás az azt jelenti, hogy az öntözés ugyanakkora termésmnövekedést vagy csökkenést okoz bármelyik műtrágya adag mellett. Meg is fordíthatjuk a meghatározást a műtrágyázás egyforma termésmnövekedést, ill. csökkenést okoz bármelyik öntözési változatban. A műtrágyázás hatása egyforma az öntözetlen és öntözött kezelésekből. Ha a fenti feltétel nem teljesül kölcsönhatásról beszélünk. Hogy mikor erősítik, ill. gyengítik egymást a főhatások, ha együttesen alkalmazzuk őket? A matematikai modell értelmezéséből megadható a válasz. Mivel lineáris modellt alkalmaztunk a kölcsönhatás akkor pozitív, ha a tényezőket egyidejűleg növelem v. csökkentem, ezt szeretném kihangsúlyozni, mert a gyakorlatban ezt el szokták hanyagolni, a főhatások matematikai összegénél nagyobb termést kapok. A 10. táblázat teljesen következetes ebből a szempontból. Könnyű eldönteni a táblázatból, a főhatások előjeleinek szorzatát kell összehasonlítani a kölcsönhatás előjelével. Ha megegyezik pozitív, ha ellentétes, negatív kölcsönhatásról beszélünk. Ha kisebb az érték, akkor a kölcsönhatás negatív, a két tényező gyengíti egymást. Kéttényezősétnél több kísérletben a kölcsönhatások értelmezése gyakorlatilag lehetetlen, ezért véleményem szerint ilyen esetekben nem érdemes két tényezőtől többet egyszerre vizsgálni. A kölcsönhatások negatív ill. pozitív voltának ilyen megkülönböztetésén lehet vitatkozni, mivel itt egy biológiai lény, a növény reakciója szerepel a környezettel szemben, ami valószínűleg nem egy lineáris modell szerint alakul. Naivság azt gondolni, ha az egyik tényező x-vel a másik y-val növeli a termést, akkor együttesen alkalmazva a két tényezőt várhatóan x+y termésmnövekedést kapunk. A kölcsönhatások fenti elbírálása, még egyszer ismétlem, a lineáris matematikai modell miatt ilyen. Itt is látható, ha egy jelenséget meg akarunk ismerni és leírni először valamilyen elméleti modellt kell alkotnunk, és e modell segítségével elméleti fogalmakat bevezetni, annak érdekében, hogy a jelenséget többé-kevésbé jól le tudjuk írni. A kölcsönhatások más szempont, esetleg a biológiai sajátosságokhoz jobban illeszkedő, leírása ill. meghatározása egy teljesen új matematikai modell megalkotását tenné szükségessé. És az új modelltől új fogalmak, elméleti kategóriák meghatározását.

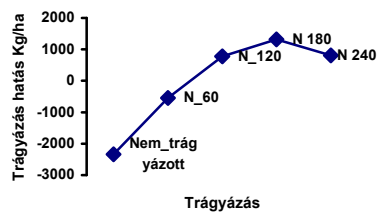
Kanyarodjunk vissza az eredeti táblázathoz és nézzük meg a kölcsönhatásoknál az első oszlopot. Valóban létezik öntözés x műtrágyázás kölcsönhatás egy nem öntözött kezelésben? Logikailag és szakmailag egyaránt igen a válasz. Az öntözés x műtrágyázás kölcsönhatást általánosítani kell, ki kell terjeszteni a víz és tápanyag-ellátottság kölcsönhatására, és a kapott eredményeket így kell értelmezni. A főhatásokat és kölcsönhatásokat érdemes ábrázolni.



3. ábra. Az öntözés főhatása



4. ábra. A műtrágyázás főhatása

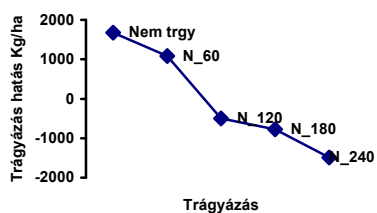


A 3. ábra az öntözés hatását mutatja, a kísérletben alkalmazott átlagos tápanyag-ellátottság mellett. Látható, hogy az öntözésnek ebben az évben óriási hatása volt, több mint 5t-val növelte a termést, sőt tovább emelve a vízadagot, további 800kg/ha-os növekedést kaptunk. Az 1990. esztendő aszályos volt, a lehullott csapadék nem elégítette ki a kukorica vízigényét, így csak alacsony termés (3.5t/ha) realizálódott. Az aszályal nagy meleg párosult, ami valószínűleg a kukorica nagy hőigényét kielégítette. Ezt a nagy hőösszeget csak pótlólagos ráfordítással, víz-és tápanyag-pótlással tudja kihasználni a növény.

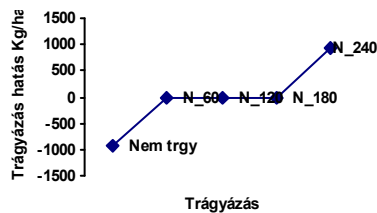
A 4. ábrán a műtrágyázás hatása látható. A kísérlet körülményei között a trágyahatás kifejezett ebben az évben. A 60kg/ha nitrogén közel 2t/ha-val növeli a termést. 180kg/ha-ig növelve a nitrogén dózist a termés tovább emelkedik, egyre kisebb mértékben. A további trágyázás a maximális termést már csökkenti. Ezek szerint egy monokultúrában termesztett növény nagy termésének kialakulását a tápanyag, ezen belül is főként a nitrogén, alulról korlátozza.

Vizsgáljuk meg, mi történik, ha az öntözést és műtrágyázást egyidejűleg (szimultán) növeljük vagy csökkentjük, ill. ellentétesen változtatjuk. A 10. táblázatból látható, hogy az öntözés x műtrágyázás kölcsönhatás pozitív. Ha a két kezelést egyidejűleg növeljük vagy csökkentjük, a termés a vártnál jobban fog növekedni, ill. kevésbé csökkenni.

5. ábra. A nem öntözött kezelések kölcsönhatása



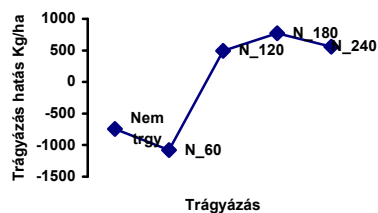
6. ábra. A közepes vízadagot kapott kezelések kölcsönhatása



A 5. ábra mutatja a nem öntözött kezelések kölcsönhatásait. Alacsonyabb vízellátottság mellett kevesebb műtrágya kell. Ha egyoldalúan csak a műtrágyát emelem e kölcsönhatás átvált negatívba, és a vártnál sokkal drasztikusabban csökken a termés. A túlzott nitrogénadag ilyenkor felülről korlátozza a nagy termést

kialakulását. A nagy műtrágya-adag sok vizet igényel és aszályos évben a növény kezdeti, vegetatív fejlődését annyira megnöveli, hogy a nagy vegetatív tömeg elfogyasztja a korlátozottan rendelkezésreálló vizet, és ez korlátozza a nagyobb termés kialakulását.

7. ábra. A nagy vízadagot kapott kezelések kölcsönhatása



A 6. és 7. ábrák az öntözött kezelések kölcsönhatásait mutatják. Közepes vízadagot alkalmazva, műtrágyázás nélkül, a termés a vártnál közel egy tonnával lesz kevesebb. 60-180kg/ha nitrogén között az öntözés és trágyázás átlagos hatásai érvényesülnek, kölcsönhatás szignifikáns szinten nem mutatható ki. 240 kg/ha nitrogén dózis mellett közel egy tonnával több termést kapunk a vártnál. Ebben az évben jó vízellátottság mellett, magas tápanyagszinten kaptuk a legnagyobb termést. A nagyadagú öntözés egyértelműen nagy tápanyagot igényel, ezt mutatja a 7. ábra.

Összefoglalásként elmondható, a kölcsönhatások elemzése rámutat arra, hogy a víz-és, tápanyag-ellátottságot együtt érdemes vizsgálni. A pozitív kölcsönhatás miatt a biztonságos termés kialakulása érdekében e két tényezőt együttesen érdemes változtatni a tervezett termés elérése érdekében. Az ellentétes irányú változtatás a harmóniát megbontja és a tápanyag alulról, ill. felülről korlátozza a kívánt termés elérését. A variancia-komponensek felbontásának módszere, a fentiek értelmében, jól használható az agrotechnikai tényezők fő és kölcsönhatásainak tisztázására.

## **8. ÚJ ÉS ÚJSZERŰ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK**

- ◆ Korszerű kísérlettervezési módszert mutattam be szántóföldi kísérleten keresztül.
- ◆ Meghatároztam kukorica és őszi búza kultúrában a napjainkban köztermesztésben lévő hibridek ill. fajták esetében a középértékek adott pontosságú becsléséhez szükséges minimális mintaszámot.
- ◆ A hibaöröklődés törvényszerűségét felhasználva kimutattam, hogy a kísérleti körülmények között a parcellánkénti szórásért a növény egyedi változékonysága mellett, sokkal nagyobb mértékben a parcellánkénti tőszám eltérés a felelős.
- ◆ Saját kísérlet beállításával szétválasztottam a talajheterogenitást és az egyedi produkció változékonyságát kukorica állományban. Az általam javasolt módszer alapján a kísérlet helyszínén az egyedi produkció szórása sokkal jelentősebb volt, mint a talaj heterogenitása.
- ◆ Javaslatot tettem a szántóföldi kutatásokban gyakran használt osztott parcellás kísérleti elrendezésben a variancia-analízis alkalmazásához nélkülözhetetlen függetlenség feltételének áttértékelésére, és tesztelésének új lehetőségére.
- ◆ Kimutattam, hogy normál termesztési körülmények között a kukorica egyedi produkciójának eloszlása nem normál eloszlás. Az eloszlás jobbra ferde, a kis egyedi produkció előfordulásának valószínűsége nagyobb.
- ◆ Tartamkísérletből származó többéves adatsort elemezve a szórások azonosságának feltétele teljesül a talajművelés, műtrágyázás és tőszám kezelés esetében. A termésátlag és a szórás között nem állapítható meg összefüggés. A vizsgálatok azt igazolták, hogy az egységnyi területre vetített termés additív jelenség.
- ◆ Felhívtam a figyelmet arra, hogy osztott parcellás kísérletben, ahol a függetlenség feltételéből engedményt kell tenni, a variancia-analízis F-próbáját ki kell egészíteni a Greenhouse-Geisser és Huynh-Feldt próba eredményével, és ezek figyelembe vételével kell meghozni a döntést.
- ◆ Javaslatot tettem, ha a szórások azonosságára vonatkozó feltétel nem teljesül a szórás-elemzés során, milyen alternatív eljárást lehet alkalmazni. Többéves kutató munka tapasztalatai alapján útmutatást adtam a Welch és Brown-Forsythe által kidogozott variancia-analízis mezőgazdasági alkalmazásához.
- ◆ Könnyen értelmezhető módszert mutattam be a tápanyag- és vízellátottság kölcsönhatásának elemzésére. A maximum likelihood módszer alapján történő variancia-komponensek felbontása a tápanyag- és vízellátottság pozitív

kölcsönhatását igazolta. A biztonságos termelés ill. a tervezett termés elérése érdekében e két tényezőt együttesen, ugyanabban az irányban érdemes változtatni.

## 7. A GYAKORLATBAN ALKALMAZHATÓ EREDMÉNYEK

- ◆ Kukorica és őszi búza kísérletek tervezésekor a minimális megfigyelések száma jól tervezhető a dolgozatban bemutatott grafikonok segítségével.
- ◆ A szántóföldi kísérletekben elég a parcellánkénti terméseket és tőszámot megmérni, és a hiba öröklődésének törvényszerűségeit felhasználva ki lehet számolni az egyedi produkció változékonyságából adódó szórást. Az egyedi produkció szórásának meghatározásakor minden egyes növényt meg kellene mérni, ami nagyon sok munkát igényel.
- ◆ Az általam javasolt, és kísérletileg kipróbált "csokros vetés" széles sortávú kultúrákban alkalmas a talajheterogenitás és a növény egyedi produkció szórásának szétválasztására. A kísérletben mért adatokat a variancia-komponensek felbontásának módszerével érdemes elemezni.
- ◆ A tápanyag- és vízellátottság kölcsönhatásának vizsgálata statisztikailag megbízhatóan pozitív kölcsönhatást igazolt. A pozitív kölcsönhatás nem csak a vízellátás, öntözés és trágyázás egyidejű növelést, hanem e két agrotechnikai beavatkozás egyirányú csökkentésére is felhívja a figyelmet. Ha romlik a vízellátottság a tápanyag-utánpótlást is mérsékelni kell.

### A témakörhöz kapcsolódó publikációk

- HUZSVAI L.** (1988): A faktoranalízis alkalmazása a Töröcsik-féle adalékos műtrágyázás hatásának elemzésében. Szakdolgozat.
- HUZSVAI L.** (1994): A növénytermesztési és földművelési kísérletek biometria módszereinek összehasonlítása. Doktori értekezés. Debrecen
- HUZSVAI L.** - **NAGY J.** (1994): Kukorica (*Zea mays* L.) tőszám és termés összefüggés elemzése biológiai validitással rendelkező modellel. Növénytermelés, 43:6. 533-544.
- HUZSVAI L.** - **NAGY J.** (1995): Kísérletek optimalizálása a földművelési, növénytermesztési kutatások tervezésében. Növénytermelés, 44.5-6.483-491.
- HUZSVAI L.** - **PETŐ K.** - **KOVÁCS G.** (1995): Szimulációs modell alkalmazása a növénytermesztési kutatásban. Tiszántúli Mezőgazdasági Tudományos Napok, Hódmezővásárhely. 149-151.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** (1995): Az évjárat hatás értékelése a kukorica (*Zea mays* L.) termésére. Növénytermelés, 44.4:383-391.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** (1995): Milyen talajokon gazdálkodunk. AGROFORUM VI. 10. 10-13.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** (1996): The effects of precipitation on the yield of maize (*Zea mays* L.) yield. Cereal Research Communications, 24.1.93-100.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** (1996): A talajművelés hatásának értékelése a kukoricatermesztésben. MTA Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei Tudományos Testület Kiadv., Nyíregyháza,
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** (1997): The effects of precipitation on the yield of maize (*Zea mays* L.) yield. Current Plant and Soil Science in Agriculture. Soil, Plant and Environment Relationships. 78-88.
- PETŐ K.** - **HUZSVAI L.** - **KOVÁCS G.** (1997): A method to evaluate the effect of fertilization in maize monoculture with the help of CERES Maize 2.1 model. Second International Seminar on Soil Plant-Environment Relationships. 1-2. 151-155.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** - **J. MIKA** - **I. DOBI** - **N. FODOR** - **KOVÁCS G. J.** (1999): A method to link general circulation model to weather generator and crop models for long term decisions. 2<sup>ND</sup> International Conference on Multiple Objective Decision Support Systems for Land, Water and Environmental Management MODSS'99, Ausztrália (in print) poszter
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** - **KOVÁCS G.** (1995): Modeling the fate agrochemicals and fertilizers in the environment. ESA Proceedings, Venice, 45.
- NAGY J.** - **HUZSVAI L.** - **MÉSZÁROS I.** - **TÓTH V.** - **VERES SZ.** (1995): A talajművelés, a műtrágyázás, az öntözés és a növényszám hatásának értékelése a kukoricatermesztésben (*Zea Mays* L.) MTA Szabolcs-Szatmár-Bereg megyei Tudományos Testület Kiadv., Nyíregyháza, 6-7.

- NAGY J. - **HUZSVAI L.** - PETŐ K. - KOVÁCS G. (1994): Validation of crop models based on field experiments. UNIPRESS, Padova, 409-420.
- NAGY J. - **HUZSVAI L.** - RÁTONYI T. - MEGYES A. - DOBOS A. (1999): A száraz időjárás kedvezőtlen hatásainak mérséklése minimális műveléssel. AGROFORUM (in print)
- NAGY J.- **HUZSVAI L.** - TAMÁS J. - KOVÁCS G.J. - MÉSZÁROS I. (1996): The effects of irrigation, fertilization, tillage and plant density on corn (*Zea mays* L.) yield. ESA Wageningen University, II. 580-581.
- NAGY J. - NEMESKÉRI E. - **HUZSVAI L.** - MÉSZÁROS I. - TÓTH V.R. - VERES SZ. (1995): Effect of drought on seed quality of different maize (*Zea mays* L.) genotypes. The University of Reading. 70-81.
- NAGY J. - PETŐ K. - **HUZSVAI L.** - KOVÁCS G. (1994): Results of University maize (*Zea mays* L.) hybrid trials in Hungary. 3<sup>rd</sup> ESA Congress Proceedings, Abano-Padova, III. 194-195.
- PETŐ K. - **HUZSVAI L.** (1991): Az agrotechnikai tényezők talajnedvességre gyakorolt hatása szója kísérletekben. Növénytermelés 1991.40.6.535-541.
- PETŐ K. - **HUZSVAI L.** - KOVÁCS G. (1994): A műtrágyázás hatásának vizsgálati módszere a CERES MAIZE 2.1 modell segítségével kukorica monokultúrában. Növénytermelés. 43. 6. 521-531.
- PETŐ K. - **HUZSVAI L.** - KOVÁCS G. (1995): A főbb termesztési tényezők és a talajnedvesség összefüggéseinek értékelése CERES MAIZE szimulációs modell alkalmazásával. Tiszántúli Mezőgazdasági Tudományos Napok, Hódmezővásárhely. 170-173.
- RUZSÁNYI L. - LESZNYÁK J. - **HUZSVAI L.** (1991): Evaluation of effects of plant-growing procedures. XXXIII. Georgikon napok, Keszthely. I. 59-65.
- MEGYES A. - DOBOS A. - RÁTONYI T. - **HUZSVAI L.** (1999): Effect of fertilization and plant density on the dry matter production of two maize (*Zea mays* L.) hybrids. Cereal Research Communications, 27. 4. 433-438.