

DEBRECENI EGYETEM
Agrártudományi Centrum
Mezőgazdaságtudományi Kar

Doktori (PhD) értekezés

**A TALAJ ÉS KÖRNYEZETI KÖLCSÖNHATÁSOK
ÉRTÉKELÉSÉNEK MÓDSZEREI**

Tudományos vezető
Dr. Nagy János

Készítette:
Dr. univ. Huzsvai László

Debrecen
2000

TARTALOMJEGYZÉK

BEVEZETÉS	1
2. IRODALMI ÁTTEKINTÉS	3
2.1 Kísérlettervezés	5
2.2 Kísérletek értékelése	7
2.2.1 <i>Variancia-analízisek</i>	7
2.2.2 <i>Középérték összehasonlító tesztek</i>	14
2.2.2.1. Páronkénti tesztek csoportja	14
2.2.2.2. Középértékek többszörös összehasonlítása, szimultán próbák	15
2.3 A FÖLDMŰVELÉSI KÍSÉRLETEK SAJÁTOSSÁGAI	20
3. ANYAG ÉS MÓDSZER	25
3.1 Az adatbázis bemutatása	25
3.2 Kísérlettervezési módszer	26
3.3 A megfigyelések számának meghatározási módszerei	29
3.4 A hibaszámítás szabályai	30
3.5 A TALAJHETEROGENITÁS ÉS AZ EGYEDI PRODUKCIÓ VÁLTOZÉKONYSÁGÁNAK SZÉTVÁLASZTÁSÁRA BEÁLLÍTOTT KÍSÉRLET	31
3.6 VARIANCIA-ANALÍZISEK	31
3.7 KÖZÉPÉRTÉKEK TÖBBSZÖRÖS ÖSSZEHASONLÍTÓ TESZTJEI	33
3.8 A VARIANCIA-KOMPONENSEK FELBONTÁSÁNAK MÓDSZERE	33
3.9 A FÖLDMŰVELÉSI KÍSÉRLETEK SAJÁTOSSÁGAI	33
4. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELÉSÜK	38
4.1 Kísérlettervezés	38
4.2 A KÍSÉRLETEKBEN HASZNÁLT MEGFIGYELÉSEK SZÁMÁNAK MEGHATÁROZÁSA	41
4.3 A HIBA ÖRÖKLŐDÉSÉNEK TÖRVÉNYSZERŰSÉGE A SZÁNTÓFÖLDI KÍSÉRLETBEN	44
4.4 A TALAJHETEROGENITÁS ÉS AZ EGYEDI PRODUKCIÓ VÁLTOZÉKONYSÁGÁNAK SZÉTVÁLASZTÁSA KUKORICA KÍSÉRLETBEN	46
4.5 A VARIANCIA-ANALÍZISEK ÉS A KÖZÉPÉRTÉK ÖSSZEHASONLÍTÓ TESZTEK ALKALMAZÁSÁNAK FELTÉTELEI ÉS LEHETŐSÉGE A MEZŐGAZDASÁGI KUTATÁSBAN	47
4.5.1 <i>A függetlenség feltételének vizsgálata</i>	47
4.5.2 <i>A normális eloszlás feltételének vizsgálata</i>	51
4.5.3 <i>Az azonos szórás feltételének vizsgálata</i>	55
4.6 A VARIANCIA-ANALÍZISEK EREDMÉNYEI	59
4.7 A KÖZÉPÉRTÉKEK TÖBBSZÖRÖS ÖSSZEHASONLÍTÓ TESZTJEINEK EREDMÉNYEI	68
4.8 A KÖLCSÖNHATÁSOK KIMUTATÁSA A VARIANCIA-KOMPONENSEK FELBONTÁSÁVAL	74
5. ÖSSZEFOGLALÁS	82

6. ÚJ ÉS ÚJSZERŰ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK.....	88
7. A GYAKORLATBAN ALKALMAZHATÓ EREDMÉNYEK	90
8. IRODALOMJEGYZÉK.....	91

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 legtöbbje 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 termesztési megfigyelésekre épülnek. A kísérleti adatok számítógépes biometriaival 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 szorítkoztak.

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

A kísérletekben kapott mérési adatok feldolgozása korszerű biometriaival 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 vesztethető. 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. Javaslat az agrotechnikai tényezők kölcsönhatásainak kimutatására, a variancia-komponensek felbontása, és ebből a gyakorlat számára hasznosítható információ.

A munka segítséget kíván nyújtani mindazok számára, akik a talaj és környezeti kölcsönhatások, ill. a szántóföldi földművelési kísérletek kiértékelésében korszerű biometria módszereket szeretnének használni, valamint a problémához igazodó eljárások megválasztásában, és a több éves kutatómunka tapasztalatai alapján, a használhatóság megítéléséhez.

2. IRODALMI ÁTTEKINTÉS

Az ember évezredek óta kísérletezik. Az első kísérletezés nyomai már a kőkorszakban is felfedezhetők. Őseink olyan feltevéseket állítottak fel, melyek célirányos kísérleti ellenőrzés során elvezettek a legegyszerűbb vadászeszközök létrehozásától a bonyolultabb gépezetek előállításához. Őseink azonban még nem használtak matematikai statisztikai módszereket, ezért sok, a témával foglalkozó, kutató szerint szinte a csodával határos az eddig megtett fejlődés. Századunk elején értették meg az emberek, hogy tovább nem tartható fenn ez a helyzet, és kitalálták a kísérlettervezés és kiértékelés statisztikai módszereit. E gondolat szülő atyja - RONALD FISHER - angol statisztikus volt, aki az 1920-as évek végén először mutatott rá arra, hogy a vizsgált tényező variálása mellett célszerű az összes hatótényezőt szinten tartani. A statisztika önálló tudományként a századfordulótól jelenik meg és összefoglaló műveinek kezdete a harmincas negyvenes évekre tehető. Az elmélet tisztázása után, ahol szintén úttörő munkát végzett FISHER és a róla és kollégájáról elnevezett Fisher-Cochran-tétel, ami a szórás elemzés alaptétele, megkezdődik a gyakorlatban is jól használható módszerek leírása. (YULE G. U.-KENDALL M. G., 1944; FISHER R. A., 1951; BOX G. E. P. és WILSON K. B., 1951; DIXON V. J.-MASSEY F. J., 1957; ÉLTETŐ Ö.-ZIERMANN M., 1964)

A biológiai jelenségeket a matematika módszerével kezdik vizsgálni és kialakul egy interdiszciplináris tudomány a biometria. Először főként az orvosi, biológiai, pszichológiai tudományok területén, majd a későbbiekben más területekre így a mezőgazdasági kutatás területére is bevonul (SVÁB J., 1959, 1976; 1981; BLISS CH. I., 1970; PLACHINSZKI N. A., 1970; SNEDECOR G. W. et al., 1976)

A mezőgazdasági kutatás elméleti és gyakorlati problémáival sokan foglalkoztak. Egyik legátfogóbb mű ebben a témakörben SALAMON S. C.-HANSON A. A. 1970 tollából származik. A műben a mezőgazdasági kutatás sajátosságainak figyelembe vételét hangsúlyozzák.

Hazánkban, a technikai feltételek megteremtődése után, a hetvenes évektől megindul a számítógépes adatfeldolgozás és elemzés a mezőgazdaság területén is. A növénytermesztési kutatások területén először a számítógépek felhasználásának lehetőségeit, később az alkalmazásukat biztosító adat-felvételezés módját és követelményeit tisztázzák. (BARÁTH CS.-né, 1973., 1981a)

Javaslatokat dolgoznak ki a mezőgazdasági kutatások számítógépes információs rendszerére.(HAJDÚ M., BARÁTH CS.-né, SVÁB J., VÖRÖS M., WELLISCH P.: 1978.)

WELLISCH P., 1973., 1978. elkészíti a növényfajtákkal végzett országos kísérletek adatfeldolgozási rendszerét.

A számítógépes elemzés a kísérleti adatelemzésen túl, a többváltozós módszereknek köszönhetően, az üzemi növénytermesztési adatokra is kiterjed. (BARÁTH CS.-né, 1981b., BARÁTH CS.-né, 1982.)

Később a növénytermesztés szakterületén megjelenő, speciális termesztési problémák biometria elemzései látnak napvilágot (BERZSENYI Z., 1979.) ill. többtényezős összefüggés vizsgálatok (MENYHÉRT Z., ÁNGYÁN J., TÓTH J., 1980.).

Sokszor felmerül a kérdés, mi a kísérlet? A kísérlet megfelelő elméleti megalapozás után kialakított elgondolás, következtetés helyes vagy helytelen voltának mérésekkel való ellenőrzése. Önálló elképzelés, hipotézis nélkül nincs kísérlet.

A kísérleti módszer hat szakasza (PÓLYA, 1976)

1. A feladat verbális megfogalmazása
2. A matematikai modell megalkotása
3. A matematikai modell hasonlósági transzformációja a kísérleti objektum gazdaságos kiválasztása és a megoldás általánosítása érdekében
4. A kísérleti program, kísérleti terv összeállítása
5. A kísérletek lefolytatása és értékelése. A megoldást jelentő összefüggés meghatározása.
6. A megoldás ellenőrzése

Napjainkban a személyi számítógépek gyors elterjedése és általánossá válása mindenki számára lehetővé tette a legkorszerűbb statisztikai eljárások alkalmazását. Sok átfogó statisztikai programcsomag van ma a piacon, ezek közül a magyar mezőgazdasági oktatásban és kutatásban is jól használható MINITAB-hoz magyar nyelvű segítséget is kapunk HARNOS 1993 és BARÁTH CS.-né, et.al. 1996 könyveiben. Az utóbbi mű a módszertani alapokon túl, a variancia-analízisek és a középértékek többszörös összehasonlító tesztjei közül is bemutat néhányat ill. gyakorlati tanácsot ad az alkalmazásukhoz.

Az angol nyelvű munkák közül jól használható KUEHL 1994-ben íródott könyve, amiben az időszerű kísérlettervezési és kiértékelési módszereket tárgyalja.

A mezőgazdasági és biológiai kutatások statisztikai eljárásait találhatjuk meg MEAD 1993 könyvében. WATT 1993 könyve a biológiával foglalkozó ill. kísérletező szakemberek számára ad hasznos eljárásokat a statisztika területéről.

A korszerű egyetemi oktatás elképzelhetetlen statisztika ill. biometria oktatása nélkül. A Gödöllői Egyetemen több átfogó mű jelent meg a fenti témakörben BARÁTH, 1989; BARÁTH, 1991; DÚS, 1991; SZELENYI, 1993).

A továbbiakban a matematikai modelleket, a kísérletek tervezését és a kísérletek kiértékelését tárgyaló irodalmat fogom bemutatni.

2.1 Kísérlettervezés

Egy adott probléma megoldásakor nagyon fontos az előzetes elvi megfontolás, amit a témakör szakmai ill. korábbi eredményeinek ismerete birtokában meg kell tenni, e nélkül a kísérlet elképzelhetetlen, még az adott probléma pontos szóbeli megfogalmazásáig sem juthatunk el. A földművelési és szántóföldi probléma megoldására alkotott modell legtöbbször lineáris modell, ami az összegződő hatásokat kifejező modell. Lineáris modellek elvi és gyakorlati felépítésével foglalkozott többek között SEARLES S. R. 1971; FOX J. 1984; NETER J. W. et al. 1985.

A lineáris modell elvi megfontolásból fix, random vagy többszemponatos szórásanalízis esetén kevert modell lehet. A kevert modellt a szakirodalom általános modellnek nevezi. A legmodernebb általános modellek leírását MCGULLAGH P.-J. A. NELDER 1983 adták meg.

MULLER K. E.-PETERSON B. L. 1984 az általános modelleket kiterjeszti többváltozósra és leírja az ilyen modellek megbízhatósági tesztjét is.

Kísérletezéskor a matematikai statisztika szerepe kettős, aktív és passzív. A korszerű kísérlettervezés a matematika segítségével fogalmazza meg a kísérlet feladatait, készíti el a kísérlet programját, a kísérlet lefolytatása után értékeli a kísérleti eredményeket, szükség esetén módosítja a kísérleti programot, a közbelső szakaszokban, és végül meghatározza az adott kísérletből levonható következtetéseket. Az aktív szerep a mérési program összeállítását a mérések irányítását és optimalizálását jelenti, mivel előre tudni kell, hogy következtetéseink megbízhatóságához mely jellemzőket, hányszor kell mérni. Meg kell határozni a mérési beállításokat és mérési számokat. A matematikai statisztika e fejezetét kísérlettervezésnek nevezik. A témakörrel több szerző is behatóan foglalkozott és írt összefoglaló művet. (KEMPTHORNE O., 1952; FISHER R. A., 1953; COCHRAN W. G.-COX G. M., 1957; FINNEY D. J., 1968; WINER B. J. 1971; KUEHL R. O., 1994)

Sok modern kísérlettervezési módszer létezik, aminek az interpretációja a mezőgazdaságban is hasznos lenne. A dolgozatban egy korábbi elméleti megalapozottsággal rendelkező módszer a Box-Wilson-módszer továbbfejlesztett változatát fogom felhasználni. A módszer elmélete megtalálható a szerzők BOX, G. E. P.-WILSON, K. B. 1951 művében ill. magyar nyelven ADLER J. P.-MARKOVA E. V.-GRANOVSKIJ J. V. 1977 magyar nyelvű fordításában. A módszer korai változatát és egyik klasszikus alkalmazását a növénytermesztési kutatásban GYÖRFFY B. 1966 mutatta be. Később SVÁB 1981 is ismertette a módszer elméletét.

Sváb (1981) a kísérletben használt megfigyelések számának becslésére az alábbi formulát javasolta. A formula csak normális eloszlású sokaság esetén használható a középérték becslés pontosságának meghatározására.

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

h = becslési hiba (pl. $\pm \text{kg}$)

s = szórás

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

A mérések számának megállapítására szolgáló egyenletet százalékos formában is fel lehet írni (Sváb, 1981), de nem szerencsés.

$$n \cong \frac{t_{p\%}^2 \times s_{\%}^2}{h_{\%}^2}$$

$tp\%$ értékét az szabadságfoka vagy $FG = \infty$ -re kell kikeresni.

A fenti képlet ott alkalmazható, ahol a szórás a várható értékkel lineárisan változik.

A földművelési kutatásokban nagyon gyakran a kezelések okozta hatások középértékeinek összehasonlítása történik. A variancia-analízisek végső célja is a középértékek közötti különbség kimutatása. Egy-egy megfigyelést egy-egy parcella reprezentál. Hány darab parcellát kell minimum megfigyelni, hogy a különbségeket adott valószínűség mellett kit udjuk mutatni. LOTHAR SACHS (1985) szerint, ha feltételezzük, hogy két minta középértékei között lényeges eltérés van - a mérési tartományok között nincs átfedés - akkor akár 3-4 ($\alpha=0.05$) vagy 4-5 ($\alpha=0.01$) megfigyeléssel is megelégedhetünk. A két középérték között fennálló, δ igazi különbség bizonyításához azonos varianciájú, és normális eloszlásból származó független minták esetén az alábbi megfigyelésre van szükség:

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

ahol $n_1 = n_2 = n$

z_{α} = az elsőfajú hiba kritikus értéke az adott α szignifikancia-szinten

z_{β} = a másodfajú hiba kritikus értéke az adott β szignifikancia-szinten

σ^2 = a minták varianciája

δ^2 = a tényleges különbség négyzete

A z_{α} esetében el kell döntenünk, hogy egyoldali vagy kétoldali próbát végezzünk-e. A földművelési kísérleteknél általában kétoldali szimmetrikus próbát végzünk. A z_{β} mindig az egyoldali próbának megfelelő értéket veszi fel. A z -értékei a standard normális eloszlás kritikus értékeivel egyeznek meg.

A fenti képletet használva a kísérleti hely talajának inhomogenitását, a kivitelezéskor elkövetett hibákat ill. a kísérletre ható egyéb tényezők hatását, ami a kísérlet pontosságát ronthatja, is figyelembe tudjuk venni. Egy adott méretű parcella ismételései között mindig vannak különbségek, tehát létezik a varianciája, amit egy megadott pontosság mellett meg lehet mérni. Ez a variancia lesz a megfigyelésünk varianciája.

Hogy milyen nagyra választjuk α és β értékét, ezt mindig az adott jelenség tulajdonsága és az első vagy másodfajú hiba elkövetésének súlyossága határozza meg. Műtrágyázási kísérleteknél, ha α -t túl nagyra választjuk, megnő az elsőfajú hiba valószínűsége, vagyis a hatástalan trágyadózisokat egyre nagyobb valószínűséggel hatásosnak mutatjuk ki. Ha a β -t választjuk túl nagyra, megnő a valószínűsége annak, hogy a meglévő igazi különbségeket nem tudjuk kimutatni, és a műtrágya hatástalanságát mondjuk ki. A kísérletek kiértékelésénél használt módszereknél az α -t rögzítik, és H_0 számára különleges helyzetet engednek meg, mivel az alternatív hipotézis általában nem pontosan rögzített. Így a statisztika számos standard eljárása a fixen adott α -val, és nem rögzített β -val H_0 javára dönt. Hangsúlyozni kell, hogy a formális statisztikai szignifikanciát és a tényleges (gyakorlati) jelentést nem szabad egymással felcserélni. (LOTHAR SACHS, 1985)

Hazánkban a mezőgazdasági kutatás területén a kísérlet pontossága és az ismételések száma közötti összefüggést BARÁTH CS.-né, et.al. 1996 vizsgálta.

2.2 Kísérletek értékelése

2.2.1 Variancia-analízisek

A matematikai statisztika passzív szerepe a kísérlet kiértékelésében nyilvánul meg, ami egy adott kísérletben már kényszerpályán mozog.

A kísérlet eredményének megbízhatósága a kísérlet eredményének pontosságát és torzítatlanságát jelenti. A pontosságot a kísérlet hibaszórásával mérhetjük. A földművelési és szántóföldi kísérleti hibaszórást okozhatja:

1. a parcellán belüli inhomogenitás, amit a nem megfelelő parcella méret és a parcellák elhelyezési körülményeinek változatossága okozhat. Felmerül a kérdés, hogy kis vagy nagy parcellát válasszunk a kísérletünkben. Hány növény legyen egy megfigyelési egységben?

2. parcellák közötti inhomogenitás, amit szintén a kísérleti egységek elhelyezési körülményeinek változatossága és a kísérleti munka inhomogenitása okozhat.

A kísérlet eredményének pontosságát fokozhatjuk, ill. a kísérleti hibát csökkenthetjük:

- a kísérlet pontosabb kivitelezésével
- az ismétlésszám növelésével
- a parcellák csoportosításával, blokk-képzéssel

Szerencsére a kísérleti eredmény pontossága mérhető ellentétben a torzítással. A torzítás nem mérhető ezért sokkal veszélyesebb hiba, mint a pontatlanság. Torzítást okoz minden olyan hatás, amely csak egyes kezeléseket érint. Az ilyen hatás, ún. szisztematikus hibahatás a kezeléshatással keveredik. A torzítás adódhat matematikai torzításból és szakmai torzításból.

A kísérleti eredmény torzítatlanságát

1. randomizációval

2. az adott kísérleti elrendezésnek és elméleti modellnek megfelelő statisztikai értékeléssel érhetjük el. (Sváb, 1981)

Az alábbiakban egy kétféyezős kísérleten keresztül mutatom be az elméleti modellek szerint változó kiértékelést K. SINGH-B. D. CHAUDHARY 1985 eredményét felhasználva. A két tényező A és B. Tételezzük fel, hogy kölcsönhatásuk is létezik.

Az első esetben A és B tényező egyaránt random tényező, a variancia táblázat az 1. táblázat szerint alakul.

1. táblázat. *Varianciatáblázat, amikor A és B random tényező*

Forrás	MS	E(MS) varianciakomponensek
A tényező	MS_A	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + rb\sigma_A^2$
B tényező	MS_B	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + ra\sigma_B^2$
AXB	MS_{AXB}	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2$
Error	MS_e	σ_e^2

$$H_0 : \sigma_A^2 = 0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_A}{MS_{AXB}} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + rb\sigma_A^2}{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}$$

$$H_0 : \sigma_B^2 = 0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_B}{MS_{AXB}} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + ra\sigma_B^2}{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}$$

$$H_0 : \sigma_{AB}^2 = 0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_{AXB}}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}{\sigma_e^2}$$

Jelmagyarázat:

$E(MS)$ = a közepes négyzetes eltérés várható értéke

MS = közepes négyzetes eltérés (becsült)

r = ismételések száma (valódi x belső ismételés)

σ_e^2 = hiba szórásnégyzet (valódi)

σ_{index}^2 =kezelés szórás négyzet (valódi)

A második esetben A tényező random, B tényező fix tényező, a variancia táblázat 2. táblázat szerint alakul.

2. táblázat: *Varianciatáblázat, amikor A random és B fix tényező*

Forrás	MS	E(MS) varianciakomponensek
A tényező	MS_A	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + rb\sigma_A^2$
B tényező	MS_B	$\sigma_e^2 + ra\sigma_B^2$
AXB	MS_{AXB}	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2$
Error	MS_e	σ_e^2

$H_0 : \sigma_A^2 = 0$

$$F - test \equiv \frac{MS_A}{MS_{AXB}} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + rb\sigma_A^2}{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}$$

$H_0 : \sigma_B^2 = 0$

$$F - test \equiv \frac{MS_B}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + ra\sigma_B^2}{\sigma_e^2}$$

$H_0 : \sigma_{AB}^2 = 0$

$$F - test \equiv \frac{MS_{AXB}}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}{\sigma_e^2}$$

A harmadik esetben A tényező fix, B tényező random tényező, a variancia táblázat a 3. táblázat szerint alakul.

3. táblázat. *Varianciatáblázat, amikor A fix és B random tényező*

Forrás	MS	E(MS) varianciakomponensek
A tényező	MS_A	$\sigma_e^2 + rb\sigma_A^2$
B tényező	MS_B	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + ra\sigma_B^2$
AXB	MS_{AXB}	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2$
Error	MS_e	σ_e^2

$$H_0 : \sigma^2_A=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_A}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + rb\sigma_A^2}{\sigma_e^2}$$

$$H_0 : \sigma^2_B=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_B}{MS_{A \times B}} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2 + ra\sigma_B^2}{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}$$

$$H_0 : \sigma^2_{AB}=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_{A \times B}}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}{\sigma_e^2}$$

A negyedik esetben A és B tényező fix tényező, a variancia táblázat a 4. táblázat szerint alakul.

4. táblázat. *Varianciatáblázat, amikor A és B fix tényező*

Forrás	MS	E(MS) varianciakomponensek
A tényező	MS _A	$\sigma_e^2 + rb\sigma_A^2$
B tényező	MS _B	$\sigma_e^2 + ra\sigma_B^2$
AXB	MS _{AxB}	$\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2$
Error	MS _e	σ_e^2

$$H_0 : \sigma^2_A=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_A}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + rb\sigma_A^2}{\sigma_e^2}$$

$$H_0 : \sigma^2_B=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_B}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + ra\sigma_B^2}{\sigma_e^2}$$

$$H_0 : \sigma^2_{AB}=0$$

$$F - test \equiv \frac{MS_{A \times B}}{MS_e} \equiv \frac{\sigma_e^2 + r\sigma_{AB}^2}{\sigma_e^2}$$

A fenti táblázatokból látható, hogy random modell esetén a vizsgált tényező hatására létrejövő MS nemcsak a saját maga által létrehozott variancia-komponenst és hibakomponenst tartalmazza, hanem még más variancia-komponenseket is. Például, ha az előbbi tényezővel egyidejűleg vizsgált másik tényező véletlen osztályai szerepelnek (pl. különböző véletlenszerűen kiválasztott fajták), akkor az MS variancia-komponensei között a kölcsönhatás variancia-komponense is szerepel. A kezelés variancia-komponensének, σ_k^2 -nak tesztelésére mindig olyan nevező MS-t kell választani, melynek variancia-komponensei csak σ_k^2 különböznek a számláló komponenseitől. Az előbbiekből következik, hogy mielőtt az egyes tényezők hatásának F-próbáját elvégeznénk, meg kell állapítanunk, hogy a tényezők közül melyek szerepelnek véletlen és melyek fix osztályozással. Egy fix és egy véletlen osztályozás kölcsönhatása véletlen osztályozásnak számít.

A vizsgált tényezőt az F-próba alapján hatásosnak minősítjük vagy nem. Mindkét esetben további problémák lépnek fel. Ha szignifikáns az eredmény azt kell megvizsgálni, hogy mennyire általánosítható az eredmény. Ha a kísérletben kiválasztott kezelés szinteket nem véletlenszerűen választottuk, akkor az eredmények csak az aktuálisan felhasznált kezelés szintekre érvényesek. Nem következtethetünk a kísérletben nem alkalmazott kezelés szintek hatására. Ha a kölcsönhatás egy vagy több fix osztályozás között áll fenn, nem vonhatunk le következtetéseket általában a kölcsönhatásra, csupán csak a kísérletben szereplő fix osztályozás vagy osztályozások szintjeire. A fix hatásoknak meg lehet határozni a nagyságát, pl. műtrágyázási kísérletben, hogy az alkalmazott adagnak milyen a terméshozadék hatása kg/ha mértékegységben. A megállapítás csak erre az adagra igaz. Random hatást elemezve a tényező szórását lehet megadni. A vizsgált tényező szórásából milyen mértékben felelős a random tényező.

A variancia-analízis alkalmazásának feltételei:

1. a sokaság elemei függetlenek legyenek egymástól
2. csak normális eloszlású sokaságok hasonlíthatók össze
3. a sokaságok szórásai a mintán belül egyformák

Az első feltétel tesztelésére a sphericity-tesztet lehet használni, aminek a leírása ANDERSON, 1958 könyvében a 259. oldalon található meg. A teszt alkalmazása során figyelembe kell venni, hogy kevés számú megfigyelésnél a próba ereje kicsi. A szimmetria hiányában a kísérleti tényezők szabadságfokait csökkenteni kell a hagyományos tesztnél.

A maradékok (error, hiba) ábrázolása, a kísérleti elrendezésnek megfelelően, nagyban segíti a függetlenség feltételének elbírálását. Abban az esetben, ha egy adott területre csoportosulnak a nagy vagy kis maradék értékek, nem beszélhetünk függetlenségről (BARÁTH CS.-né, 1996).

Ha feltételezzük, hogy a kölcsönhatások nullák és a kísérlet kiegyensúlyozott (minden cellában a megfigyelések száma egyenlő) össze lehet vonni a csoporttényezők kölcsönhatásainak eltérés négyzet összegét az hiba eltérés négyzet összegével. (SNEDECOR and COCHRAN, 1976)

A split-plot elrendezésből adódó fenti problémát először GREENHOUSE és GEISSER 1959 próbálták megoldani a róluk elnevezett próba segítségével. A lényege, hogy egy ε -tényezővel korrigálják az F-statisztika szabadságfokait.

Véletlen blokk és split-plot elrendezés esetében a fenti problémát HUYNH H. és FELDT L. S. 1976 a szabadságfokok Box-korrektúrájának (BOX G.E.P., 1954) becslésével próbálják kiküszöbölni. A lényeg itt is egy ε -értékkel való korrekcióban rejlik, ami a hagyományos próba torzítását hivatott megakadályozni.

2. A normalitás azt jelenti, hogy az általunk vizsgált kezelés kombinációkra vett n-elemű minták normális eloszlásúak.

A normál eloszlás tesztelésére több módszer is létezik grafikustól a különböző mutatókig (ferdeség, csúcosság). Ezeket különböző módszerekkel lehet kiszámítani. Véleményem szerint ezek a mutatók a mezőgazdaságban egyszerűen és jól használhatók. Sok statisztikai program pl. BMDP Statistical Software 1989-es változata az alábbi mutatókat adja meg.

A ferdeség az adathalmaz sűrűségfüggvényének a szimmetriáját adja meg. Szimmetrikus eloszlás esetén zéró az értéke. Pozitív érték esetén jobbra, negatív esetben balra ferde a sűrűség függvény. A ferdeség standard hibája:

$$S.E. \equiv \sqrt{\frac{6}{N}}$$

N = adatok száma

standardizált értéke: VALUE/S.E.

A csúcosság vagy lapultság jellemzésére használt paraméter várható értéke normál eloszlás esetén zérus. Standard hibája:

$$S.E. \equiv \sqrt{\frac{24}{N}}$$

standardizált értéke: VALUE/S.E., ha értéke -2 és +2 közé esik normál eloszlásnak fogadható el. (Cramer, 1946.)

Shapiro és Wilk W statisztikával még egyszerűbben lehet a sokaság normalitását tesztelni. A W értéke normális eloszlás esetén maximum 1. Ennél kisebb értékek esetén nem normál eloszlású. A normál eloszlás kezdeti értéke 0.9. Szignifikancia érték vizsgálatokor, ha az α 0.05-nél kisebb elvetjük a normális eloszlás hipotézisét. (SHAPIRO-WILK, 1965)

3. Ugyanilyen gond, hogy a kezelés kombinációkra vett minták szórása egyforma legyen. A szórások azonosságának tesztelésére több eljárás is van, pl. Cochran próba, ha a csoportok elemeinek száma egyenlő, Bartlett-próba, F-próba, stb.. A Bartlett-próba a varianciák egyenlőségét teszteli, ha a csoportok varianciája nem nulla. A Bartlett-teszt szignifikanciájának meghatározásához DIXON és MASSEY, 1969. a Box-féle becslést ajánlotta. A Bartlett-próba érzékeny az adatok normalitására.

Egy változó szórása konstans hozzáadásával nem változik. Egy változót a-val szorozva a szórása is a-szorosára nő vagy csökken.

$$\begin{aligned} s(x+a) &= s(x) & \text{de} & & s(ax) &= \text{abs}(a)s(x) \\ & & & & s^2(ax) &= a^2 s^2(x) \end{aligned}$$

Ha az adatok nem normál eloszlásúak, a null-hipotézis gyakran hamis lehet. Ebben az esetben valamilyen robustus próbát kell alkalmazni, ami nem olyan érzékeny a normál eloszlás feltételével szemben. Ilyen próba a Levene-teszt (LEVENE, 1960), amit a dolgozat későbbi fejezetében fel is fogok használni. Levene-tesztet lehet alkalmazni többtényezős kísérletek mintán belüli szórás egyenlőségének tesztelésére is.

Ha a szórások egyenlősége nem teljesül, nem csinálhatunk variancia-analízist. Helyette az átlagok egyenlőségének vizsgálatára Welch-próbát vagy Brown-Forsythe-próbát végezhetünk (WELCH, 1938; BROWN-FORSYTHE, 1974). A szórások különbözősége esetén meg kell vizsgálni, miért különbözik a szórás, milyen szakmai magyarázatot lehet rá

adni. Ha a szórások különbözőségének semmilyen logikai vagy szakmai okát nem tudjuk megadni, nagy valószínűséggel a szórások véletlenül vagy valamilyen kísérleti hiba miatt különböznek.

A variancia-analízis pontossága tehát a HIBA jó meghatározásán múlik, ami a kísérleti elrendezés függvénye. Egytényezős elrendezésnél ez nem okoz gondot. Amennyiben blokkokat képezünk vagy többtényezős kísérletekben osztott parcellás, ún. split-plot elrendezést alkalmazunk, problémák léphetnek fel. A probléma a szabadságfokok meghatározását jelenti. A szabadságfok azt jelenti, hogy a vizsgált tényezőknél mekkora minta számot vehetünk figyelembe, amik még függetlenek egymástól, vagyis nem építhetők fel egymásból. Ez teljesen hasonló ahhoz, amikor azt mondjuk, a mátrix szinguláris.

A variancia-analíziseket többféle szempont szerint lehet csoportosítani. Két nagy csoportot lehet elkülöníteni. Az elsőbe tartoznak az egyváltozós variancia-analízisek a másodikba a többváltozósak, ahol több függő változó alakulását vizsgálhatjuk egyszerre, a hatótényezők különböző szintjein. A többváltozós variancia-analízisek elméletével és gyakorlati alkalmazásával foglalkozott OVERALL J. E.-C. KLETT 1972; AHRENS H.-J. LAUTER 1974; OLSEN C. L. 1976; SVÁB J. 1979. Nem szabad összetéveszteni az egytényezős-többtényezős meghatározással, ami a kezelésféleségek számát jelenti. A következőkben, a teljesség igénye nélkül, egy összefoglalást adok a variancia-analízisek elméleti csoportosításáról.

1. EGYVÁLTOZÓS VARIANCIA-ANALÍZISEK

a./ egytényezős kísérletek

b./ kéttényezős kísérletek

c./ három- és többtényezős kísérletek (modernebb eljárások)

2. TÖBBVÁLTOZÓS VARIANCIA-ANALÍZISEK

a./ egytényezős kísérletek

b./ kéttényezős kísérletek

c./ három- és többtényezős kísérletek

A kísérlet konkrét elrendezése szerint is lehet csoportosítani, de a különböző elrendezések kombinációjából igen nagy számú változat adódna, amitől itt most eltekintek. Néhány egyszerű, ismertebb elrendezés, pl. teljesen véletlen, véletlen blokk, latin négyzet és téglalap ill. néhány csoportosított elrendezés megtalálható SVÁB J. 1981 munkájában. Ugyanitt található még néhány többtényezős kísérlet elrendezés is pl. osztott parcellás (split-plot), sávos ill. ezek kombinációja.

Többtényezős kísérletek elrendezését, ha a tényezők minden kombinációja megvan komplett (teljes), ha nincs inkomplett (nem teljes) elrendezésnek nevezzük. Egy inkomplett blokkelrendezés lehet kiegyensúlyozott (balanced) és kiegyensúlyozatlan (unbalanced). Kiegyensúlyozott egy elrendezés, ha minden kezelés minden másik kezeléssel ugyanannyiszor találkozhat a különböző blokkokban. Az ilyen kísérletek kiértékelése bonyolultabb és az elrendezéshez hűen igazodó.

Az előbb ismertetett elrendezések egyaránt alkalmazhatóak egyváltozós és többváltozós kísérletek gyanánt.

A variancia-analízisek kombinálhatók kovariánsok bevonásával. A kovariáns egy olyan tényező, amit nem mi állítottunk be a kísérletbe, de az általunk vizsgált változóval szoros összefüggésben van és változása nagyban zavarhatja a vizsgált kezelések tényleges hatásait. A kovariánsról pontos, mért adatunknak kell lenni csak így állítható be a variancia-analízisbe. A kovariánsról feltételezzük, hogy szoros összefüggésben van az általunk vizsgált változóval, és az összefüggés nagysága és előjele megegyezik minden kezelés kombinációjában.

2.2.2 Középérték összehasonlító tesztek

A kezelésátlagok közötti különbségek megbízhatóságának igazolására többféle teszt ismeretes. Az összehasonlítás során, vagy két átlag különbségére vagyunk kíváncsiak, vagy a kezelésszintjeinket akarjuk összehasonlítani egymással, sorban tesztelve, hogy melyik kettő vagy több kezelés átlag tér el a többitől (szimultán vagy többszörös összehasonlítás). A kétféle eljárás kétféle összehasonlítási módszer csoportot takar. Az első módszer a páronkénti-tesztek csoportja a második a többszörös összehasonlító tesztek csoportja. Az alábbiakban csak a mezőgazdaságban potenciálisan használható teszteket jellemzem.

2.2.2.1. Páronkénti tesztek csoportja

Páronkénti t-teszt

A t-teszt alkalmazásakor előre tudni kell, hogy a két csoport szórása megegyezik-e, tehát tesztelni kell a csoportok szórását. Amennyiben a szórások egyenlőek, akkor a vizsgálatba vont összes csoportból kell a varianciát becsülni (pooled variancia). A próba valószínűségi változója t-eloszlású, így a középértékek különbségének szignifikanciája a t-érték táblázatból megállapítható.

Ha a két csoport szórása szignifikánsan különbözik, ilyenkor csak a két összehasonlítandó csoportból vesszük az információt a variancia becsléséhez (separate variancia). Módosított variancia becslést kell ilyenkor alkalmazni.

$$s_d = \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)}$$

A próba valószínűségi változója ebben az esetben nem t-eloszlású, ezért nem a t-táblázatot, hanem a **Bonferroni-módosított** szignifikancia értékeket kell használni a középértékek különbözőségének elbírálásakor.

SZDp% (szignifikáns differencia)

R.A.Fisher (1935) módosította az egyszerű t-próbát, ha a szórásanalízis F-próbája szignifikáns, akkor hajtják végre a legkisebb szignifikáns különbség (LSD) próbát, amelyben a közös hiba négyzetösszeg osztva a szabadságfokával (error mean square) becsli a varianciát. A mezőgazdasági kutatásban, a kísérletek kiértékelésben, a legrégebben

használt módszer a kezelésszintek különbségének vizsgálatára. A variancia-analízis szolgáltatotta Hiba MQ-ból kiszámolt SZDp% -ból levont következtetések

$$SZD_{p\%} = t_{p\%} s_d$$

azonban csak akkor érvényesek, ha az analízis előtt véletlenül választunk ki két kezelésátlagot, és ennek a különbségét teszteljük. Általában a legnagyobb és legkisebb értéket adó kezelések közötti különbségek akkor is nagyobbak, mint az SZDp%, ha a kezelések véletlen minták ugyanabból a sokaságból, tehát nincs közöttük különbség. Erre a következtetésre jutott Sváb, 1981 is és a fenti hátrányok kiküszöbölésére a Duncan-tesztet említi, de az értékelés körülményes voltára hivatkozva nem foglalkozik vele. Sajnos a mezőgazdasági kutatásban is sokszor tévesen alkalmazzák az SZDp%-t és gyakorlatilag sorba tesztelik a kezelésszinteket, és azt nézik melyik két kezelés közötti különbség nagyobb, mint az SZDp%. Az így kimutatott szignifikáns különbségek igen kétes értékűek, mivel az α -hiba valószínűsége (a kockázat) az összehasonlítások során halmozódik.

A továbbiakban az alábbi jelöléseket használom:

n = a minta elemszáma

s^2 = a minta varianciája

s = a minta szórása

s_d = a különbség(differencia) szórása

s_p^2 = pooled variancia

t = táblázatbeli t-érték

F = F-érték, táblázatbeli

k = a minta csoportok száma

2.2.2.2. Középértékek többszörös összehasonlítása, szimultán próbák

Szimultán vagy többszörös összehasonlítás (multiple comparison) a köztudatban a szórásanalízis kiegészítője, fejlődését főleg felhasználói igények indították útjára. Jelentősége azonban jóval nagyobb, különösen a nem paraméteres esetben, ahol szórásanalízisre, e normalitást feltételező eljárásra, nem kerülhet sor. Ha az egyszempontos szórásanalízis F-próbája szignifikáns, kíváncsiak vagyunk, mely populációk miatt nem homogén a minta. Eleinte csak páronként az összes lehetséges csoportpárra kétmintás t-próbát hajtottak végre. Előfordulhat azonban, hogy adott α -szinten szignifikáns F-próba esetén egyik csoportpár sem mutat szignifikáns t-értéket az adott α -szint mellett. Később a csoportpáronkénti t-próba módosított alkalmazásakor a csoportok részhalmazainak együttes homogenitását is vizsgálták. E probléma széleskörű megfogalmazását a kontrasztok teszik lehetővé. A kontrasztok az egyes csoportok várható értékeinek lineáris kombinációi. A súlyok segítségével meg lehet adni a csoportviszonyokat, akár több kontrasztot is egyidejűleg. Ilyen csoportviszonyok a mezőgazdaságban, pl. műtrágyadózis kísérletekben nagyon könnyen értelmezhetőek. A lineáris összehasonlító függvények elméletével több

szerző is foglalkozott. Magyar nyelven ÉLTETŐ Ö.-ZIERMANN M. 1964 megjelent művében található meg. A módszer lényege, hogy egy olyan lineáris függvényt kell alkotni, mint pl.

$$\lambda_g = c_{g1}x_1 + c_{g2}x_2 + \dots + c_{gp}x_p.$$

és ha teljesül a

$$c_{g1} + c_{g2} + \dots + c_{gp} = 0$$

feltétel, akkor ez egy lineáris összehasonlító függvény. A fenti definícióból következően végtelen számú λ_g létezik.

A kontrasztokra vonatkozó nullhipotézis: $H_g: \lambda_g = 0$,

Az ellenhipotézis: $A_g: \lambda_g \neq 0$.

Ha pl. egy tényező hatását T1, T2, T3, T4 szinten vizsgálunk, akkor a (T1, T2) csoport egybevetését a (T3, T4) csoporttal a

$$\lambda_g = x_1 + x_2 - x_3 - x_4.$$

függvény segítségével végezhetjük el (itt $1+1-1-1=0$).

A legtöbb számítógépes statisztikai programban a CONTRAST fejezet alatt találjuk meg a fenti funkciót. A fenti összehasonlítás a variancia-analízis által szolgáltatott pooled variancia felhasználásával történik, ezért követelmény, hogy a csoportok szórásai megegyezzenek, így gyakran a variancia-analízis kiegészítő részét képezi. A contrast fejezetben a hatótényezők sokféle csoportosítása útján kapott átlagok különbözőségét lehet vizsgálni, pl. műtrágyázás esetén, a feltételezésem az, hogy az őszi búza a legnagyobb termést a 120 kg nitrogén adag mellett éri el. Vizsgálhatom az ez alatti adagokat, mintát véve, vagy az e feletti adagokat, szintén mintát véve, véletlenszerűen, ha nem 120 kg-t alkalmazok, vajon milyen eredmény születne.

Az egyszempontos szórásanalízis F-próbája akkor ad α -szinten szignifikáns eredményt, ha ezen a szinten létezik szignifikáns kontraszt a csoportok között.

A szimultán hipotézis vizsgálatok nemcsak az egyszempontos szórásanalízisben hódítottak teret, hanem mindenütt, ahol egyidejű döntésre van szükség, pl. regresszió, kovariancia, többszempontos szórásanalízis, stb.

Szimultán döntés, ha kettőnél több összehasonlítandó mintám van. Olyan állításokat fogalmaznak meg, amelyek egyidejűleg érvényesek. Ezek lehetnek:

Egyidejűleg érvényes konfidencia intervallumok vagy

Szimultán végzett statisztikai próbák.

A többszörös statisztikai próbák zöme paraméteres, a normális eloszlásra épülő eljárás. Sorozatos statisztikai összehasonlítások végzésekor halmozódik a próbaként vállalt elsőfajú hiba (kockázat). A szimultán összehasonlítási módszerek fő célkitűzése ennek a halmozódásnak a csökkentése illetve megszüntetése. Ennek eredményeként az egyes összehasonlítások konzervatív irányba tolódnak el: a próbaként fenyegető elsőfajú hiba ténylegesen kisebb a vállalt (névleges) kockázatnál. Ez azonnal szembeötlő a többszörös összehasonlítások azon csoportjánál, amelyek az ún. Bonferroni-egyenlőtlenség alapján

dolgoznak. Az első ilyen javaslat Fisher könyvében (1935) található. A lényege, hogy m összehasonlítás esetén, az egyes összehasonlításokat a névleges α szint helyett α/m valószínűségi szinten hajtják végre. A valószínűség szubadditív tulajdonsága miatt, ha az összehasonlításoként vállalt α_i kockázatok összege olyan nagy mint a teljes sorozatra vállalt α valószínűségi szint, akkor annak valószínűsége, hogy m elvégzett összehasonlítás után valahol elkövetjük az elsőfajú hibát, legfeljebb α :

$$P(H) \leq \alpha = \sum_{i=1}^m \alpha_i$$

ahol H esemény azt jelenti, hogy az állítások közt legalább egy hibás. Ha az egyes állítások (valószínűség számítási értelemben) függetlenek lennének, akkor a fenti becslés helyett az

$$1 - P(H) = \prod_{i=1}^m (1 - \alpha_i)$$

egyenlőséget alkalmazhatnánk, ami azt mutatja, hogy az állítások között nincs hibás. Miller (1966) megmutatta, hogy a szimultán konfidencia-intervallumokra a fenti egyenlőség helyett mindig a $\geq$ érvényes. A szimultán vizsgált minták között végezhető összehasonlítások nem függetlenek. Legyen valamennyi α_i valószínűsége egyforma: $\alpha_i = \alpha_m = \alpha/m$, akkor az összehasonlítások nem független természetét figyelembe véve, a szimultán próbák együttes kockázata:

$$P(H) \leq 1 - (1 - \alpha_m)^m$$

A levezetésből látszik, hogy az egyes szintek egyformaságának semmiféle szerepe nincs. Megtehetjük tehát, hogy a fontosabb összehasonlítások számára magasabb szintet jelölünk ki, ezzel biztosítva számukra a nagyobb erőt.

Newman-teszt

D.Newman (1939) dolgozta ki az első, studentizált terjedelmeken alapuló többszörös összehasonlító tesztet. Erre az eloszlásra először ő állított fel táblázatokat, később Pearson és Hartley (1943) részletesebb táblázatot készített. Ha a próba érték szignifikáns, akkor elhagyják valamelyik szélső értéket, és a következő terjedelmet vizsgálják tovább. Newman a próbát Student (alias W.S. Gosset) (1927) cikke alapján dolgozta ki. Statisztikája:

$$q = \frac{\bar{x}_k - \bar{x}_1}{s}$$

k , ν paraméterekkel, ahol k a normál eloszlású populációk száma és

$$s^2 = \sum_{i,j} (x_{ij} - \bar{x}_i.)^2$$

négyzetösszeg, amelynek szabadságfoka $\nu = k(m-1)$, ahol m a minta elemszáma.

Bonferroni-teszt

Páronkénti átlagok különbségének vizsgálatára használható, a két csoport elemszáma lehet különböző is. Lényege, hogy az α -hibához tartozó t-értéket korrigálja a független összehasonlítások számának megfelelően.

$$L = t(\text{táblázatbeli}) \sqrt{S_p^2 \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

J.W. Tukey (1953) Tukey-teszt

Studentizált terjedelem tesztjében a p -elemű részcsoportokat ugyanazzal a kritikus értékkel hasonlítja össze. Itt a teljes vizsgálat elsőfajú hibája rögzített, és az egyes összehasonlítások elsőfajú hibája n növekedésével csökken, s így a másodfajú nő. A Tukey teszt (1953) alapesetben egyforma minta nagyságú csoportok átlagainak különbségét tudja tesztelni, és a következő null-hipotézist vizsgálja:

$$H_0: \mu_1 = \dots = \mu_k.$$

Ezt felbontja a következő hipotézisek metszetére:

$$t_{ij} = (\bar{x}_i - \bar{x}_j) \frac{\sqrt{mv}}{\sqrt{2s^2}}$$

$$H_{ij}: \mu_i - \mu_j = 0,$$

Ellenhipotézis: $A_{ij}: \mu_i - \mu_j \neq 0$. Mivel a minták azonos elemszámúak: $n_i = m$, ezért $v = k(m-1)$. Tehát a páronkénti egyenlőségeket szimultán teszteli. Statisztikája:

A H_{ij} hipotézist elfogadja α -szinten, ha $t_{ij} < t_{\alpha 1}$, ahol

$$P(t_{ij} < t_{\alpha 1} | H) = 1 - \alpha$$

Annak a valószínűsége, hogy a számított érték kisebb a táblázati értéknél, ha a null-hipotézis igaz, tehát a teljes elsőfajú hiba α . A $\sqrt{2}t_{\alpha 1}$ értékre α , k , v függvényében studentized range néven táblázatokat készítettek.

A fenti összefüggésből H.Scheffé (1959) készített λ_g -re konfidencia-intervallumot. A H_g hipotézist akkor fogadjuk el, ha a konfidencia-intervallum tartalmazza a 0-t. Ezt kiterjesztett Tukey-próbának vagy T-módszernek nevezik.

Tukey és tőle függetlenül C.Y.Kramer (1956) javaslata alapján kiterjesztették nem egyenlő elemszámra. Ez a módszer a **Tukey-Kramer** módosított teszt. A teszt a Newman-Keuls-teszttel kiszámított legnagyobb különbséggel egyenlő, ezért is hívják Tukey's Honestly (őszinte, becsület) Significant Difference-nek. Később általánosították tetszőleges kontrasztokra is.

$$L = q(\text{táblázatbeli}) \frac{s_p}{\sqrt{n}}$$

Dunett (1980a) cikkében számítógépes szimulációval több szerző hasonló eljárását hasonlította össze és ezek közül a Tukey-Kramer próbát találta a legjobbnak, azaz a különböző elsőfajú hibák mellett a konfidencia-intervallum hosszát a legrövidebbnek.

H. Scheffé (1953) Scheffe-teszt

A hagyományos tesztek közé tartozik. Ő már valóban a H_0 hipotéziseket vizsgálta. Az egyszerű F-próba akkor utasítja el a H_0 -hipotézist, ha létezik egy $a \neq 0$ vektor, amelynél a konfidencia-intervallum nem tartalmazza a 0-t. Ha k darab összehasonlítandó csoportom van akkor $k(k-1)/2$ összehasonlítást kell végezni. A statisztikája:

$$L = \sqrt{s_p^2 (k-1) F_{(k-1, n-k)} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

A teszt tetszőleges elemszámok esetén érvényes, és a paraméterek valamennyi kontrasztjának egyidejű vizsgálatára alkalmas. A kontrasztok szimultán vizsgálata legtöbbször a szimultán konfidencia intervallumok felírásával történik, és nézzük, hogy azok tartalmazzák-e a nullát vagy nem. Mivel a kontrasztok száma végtelen, a Scheffé által kezdeményezett kiterjesztés igen lényeges általánosítást jelent. Ez a módszer a legáltalánosabb, egyedül ennek van meg az a tulajdonsága, hogy ekvivalens a szórásanalízissel. Az olyan vizsgálatokat azonban, amelyek megfelelnek a Tukey vagy Dunett-módszer eredeti kérdésfelvetésnek (egyenlő elemszámú csoportok közötti különbségek vizsgálata ill. ezek egy kontrollal való összehasonlítása a cél) érdemes ezekkel a módszerekkel elvégezni, erejük ilyenkor nagyobb a Scheffé-módszer erejénél. A Scheffé-módszer ereje a Bonferroni-egyenlőtlenség alapján kiterjesztett t-próbákénál is kisebb mindaddig, míg az elvégzett összehasonlítások m száma lényegesen meg nem haladja az elvégezhető összehasonlítások dimenzióját (Miller, 1966) k független csoport egyszempontos összehasonlításakor ez a dimenzió $(k-1)$.

A Scheffe-teszt gyakorlati alkalmazásához nyújt nagy segítséget O BRIEN R. R. 1983 megjelent műve és LOTHAR SACHS 1985.

Dunnett s-teszt

A Dunnett-teszt (1955) egy kijelölt csoportot (kontroll) hasonlít össze a többivel. Eredetileg egyenlő elemszámokra volt érvényes, de később elkészült az általánosítása egyenlőtlen elemszámokra is. Lényegét tekintve páronkénti összehasonlítást végez szimultán, de meg kell adni egy kezdő, kontroll csoportot, és ehhez hasonlítja a többi csoport átlagát. Statisztikája:

$$\bar{x}_i - \bar{x}_o \pm |d| s_p \sqrt{\frac{2}{n}}$$

$\bar{x}_o$ = kontrol csoport átlaga

Statisztikája megegyezik Tukey statisztikájával, elfogadási tartománya viszont nem.

$$P(t_{ik} < t_{\alpha/2} | H) = 1 - \alpha$$

Ehhez a statisztikához J. P. Shaffer készített konfidencia intervallumot, λ_g -re. Itt is a $H_g: \lambda_g=0$ hipotézist elfogadják, ha az intervallum tartalmazza a 0-t. Ezt nevezik kiterjesztett Dunett-próbának.

M.Keuls (1952) Módosította a Newman próbát. A statisztikája megegyezik Newmanével, az elsőfajú hiba összehasonlításonként rögzített, ezért a teljes vizsgálat elsőfajú hibája n -nel együtt nő. Erre a próbára **Student-Newman-Keuls próba** néven hivatkoznak.

$$w_r = q_{\alpha, r, \nu} \sqrt{\frac{s_p}{n}}$$

A próba teszteli, hogy mely kezelés kombinációk tartoznak egy homogén csoportba. Kiszámítása bonyolultabb, ezért célszerű számítógéppel elvégezni. Az eredmény grafikusán ábrázolható és könnyen értelmezhető. Legtöbb számítógépes program először az átlagokat sorba rendezi, kicsitől a nagy felé és vízszintes vagy függőleges vonallal jelzi a homogén csoportokat, ahol nincs szignifikáns különbség a kezelés kombinációk között. Véleményem szerint a kezelés kombinációk sorba tesztelésére a mezőgazdaságban is az egyik legjobban használható próba.

Duncan többszörös rang teszt (1955, 1965)

Itt is homogén csoportok képzése a cél. Napjainkban az egyik legjobbnak tartott többszörös összehasonlító teszt. Itt is a grafikus megjelenítés nagyban segíti a kapott eredmények interpretációját. A mezőgazdasági kutatásban is potenciálisan nagy jelentőséggel bíró teszt.

2.3 A földművelési kísérletek sajátosságai

A földművelési kísérletek sajátossága többoldalú. A növény, amit az ilyen jellegű kísérletekben teszt alanyként használunk, szoros összefüggésben van a környezetével. A környezeti tényezők számbavétele nagyon nehéz. Mit vegyünk figyelembe? Főként az általunk vizsgált növényre legjobban ható tényezőket. A növényre ható tényezők számbavételét és leírását több szerző is megpróbálta ezek közül kiemelkedő BERNÁTH et al 1982 és GERHARD GEISLER 1988 műve.

A kísérletezés további sajátossága, hogy a szántóföldi és földművelési kísérleteknél a vizsgálatba vont területi egységek módosítható egységek. Legtöbbször a termesztett növény terméshozamának vagy termésminőségének a kezelések okozta alakulására vagyunk kíváncsiak. Milyen nagyságú területen, hány növény vegyünk figyelembe? Vegyünk egy példát HULL Ig. U.-KENDALL M. G. 1964 könyvéből. Itt 48 db egyenként 1 ha-os különböző területen lévő parcellákon vizsgálták a termésátlag és csapadékmennyiség közötti összefüggést lineáris korrelációval. A 48 parcellát a földrajzi elhelyezkedés szerint kezdték összevonni, és az összevonás után mindig megismételték a számítást. Az így elvégzett kísérlet eredménye a 5. táblázatban található.

5. táblázat. A korrelációs értékek nagysága

parcellák száma	r érték	kritikus r-érték P=5%
48	+0.2189	0.2732
24	+0.2963	0.3809
12	+0.5757	0.5529
6	+0.7649	0.7545
3	+0.9902	0.9500

Érdemes megfigyelni, hogy az eleinte nem szignifikáns összefüggés az összevonások következtében szignifikánssá válik.

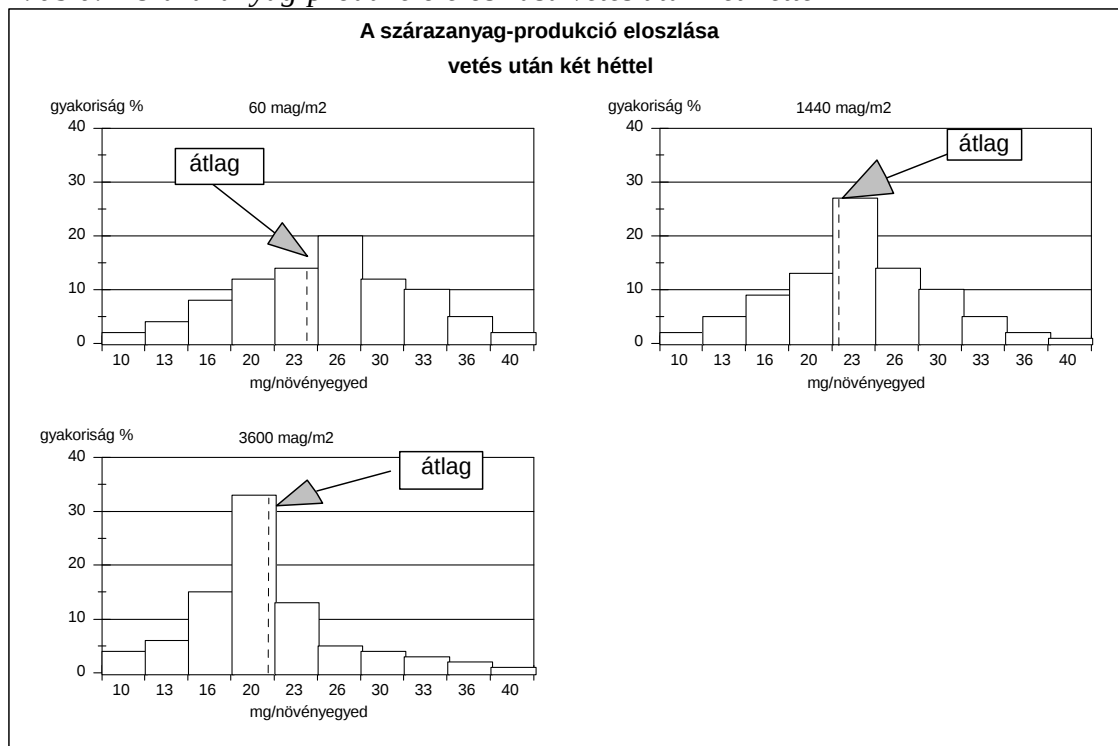
A több éves szántóföldi kísérletek az ún. tartam kísérletek is sajátosságok. Jellemző ezekre a kísérletekre, hogy egy adott területet egymást követően több időpontban, évben figyeljük meg. Vetésváltást alkalmazva az egyes években még a növények is változnak. Az ilyen kísérletekben az év nem jelent belső ismétlést, nem beszélhetünk (év x kezelés) kölcsönhatásról, ennek nincs értelme. Az ilyen kísérletben a kezeléskülönbségek függnak az előző időpontban meglévő kezeléskülönbségektől is. A kezelés hatása a tartam, utó és közvetlen hatásból tevődik össze. A tartam és utóhatást egymástól nagyon nehéz szétválasztani, gyakran nem is lehetséges. A megfigyelési években lehet kumulált termék, pl. talajnedvesség, és csak egy év terméke pl. termésátlag. A kiértékelés szempontjából különbözik a kettő. Az induló, meglévő különbségek figyelembe vétele ill. korrigálása lehetséges. Variancia-analízist alkalmazva erre a kovariánsok bevonása alkalmas. Például, ha ágakat kezelnek rügyfejlődést elősegítő vegyszerrel. A vegyszer hatása függ attól is, hogy milyen hosszúságú ágot kezelnek vele. Lehet, hogy a kezeletlen csoportba véletlenül a hosszabb ágak kerültek, és így a vegyszer hatástalanságát mutathatjuk ki. Egységnyi ághosszra korrigálva viszont a tényleges hatást kontrollálhatjuk. Az ághossz és a rajta lévő rügyek száma erős lineáris korrelációt mutat, mivel két rügy között a távolság genetikailag determinált. Hasonló a helyzet szántóföldön is, ha trágyázási kísérletet állítunk be. A trágya hatása függ például a talajban található induló nedvesség készlettől is. A parcellák talajában található nedvességtartalom ismeretében, kovariánsként figyelembe véve, megpróbálhatjuk egyforma induló vízkészletre korrigálni a trágya hatását. A kovariánssal végzett variancia-analízis pontosabban adja meg a trágya tényleges hatását a termésátlag alakulására. Nem csak egy, hanem több kovariáns is figyelembe vehető. A feltétel, hogy pontos, mért adatunk legyen a tényezőkről, és ezek a tényezők az általunk vizsgált jelenséggel szoros lineáris kapcsolatban legyenek.

A földművelési kísérletekben gyakran vizsgálják a hatótényezők termésátlagra gyakorolt hatását. A hatások tisztázására legtöbbször variancia-analízist használnak, aminek feltétele a normál eloszlás. Vajon normális eloszlást mutatnak gazdasági növényeink egyedi produkciói a gyakorlatban termesztett tőszám mellett? A normális eloszlás azt jelenti, hogy

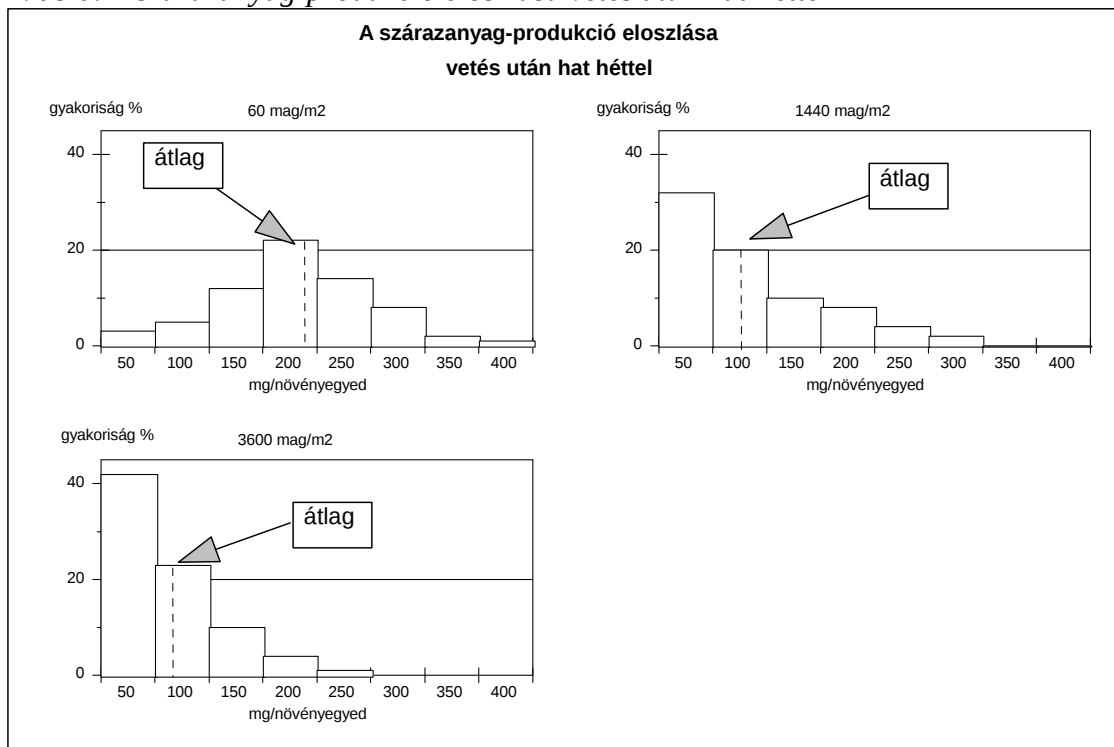
egy adott középérték körül szimmetrikusan helyezkednek el az adatok. A növény oldaláról vizsgálva, a genetikailag determinált produkció, korlátlan víz, tápanyag stb. ellátás mellett, kifejlődését jelentené. Ez a korlátlan élettér modell alkalmazását jelentené. Ilyen eset, a vizsgálatok szerint, csak kis tőszám mellett ill. a növény fejlődésének kezdeti stádiumában figyelhető meg.

A fenti problémát OBEID M. et al. 1976 végett kísérletével szeretném szemléltetni. A kísérletben rostlen egyedi produkciójának eloszlását vizsgálták a vegetációs időszak három fázisában három különböző tőszám mellett. 60 tő/m², 1440 tő/m² és 3600 tő/m². Az eloszlásokat a 1., 2. és 3. ábra mutatja.

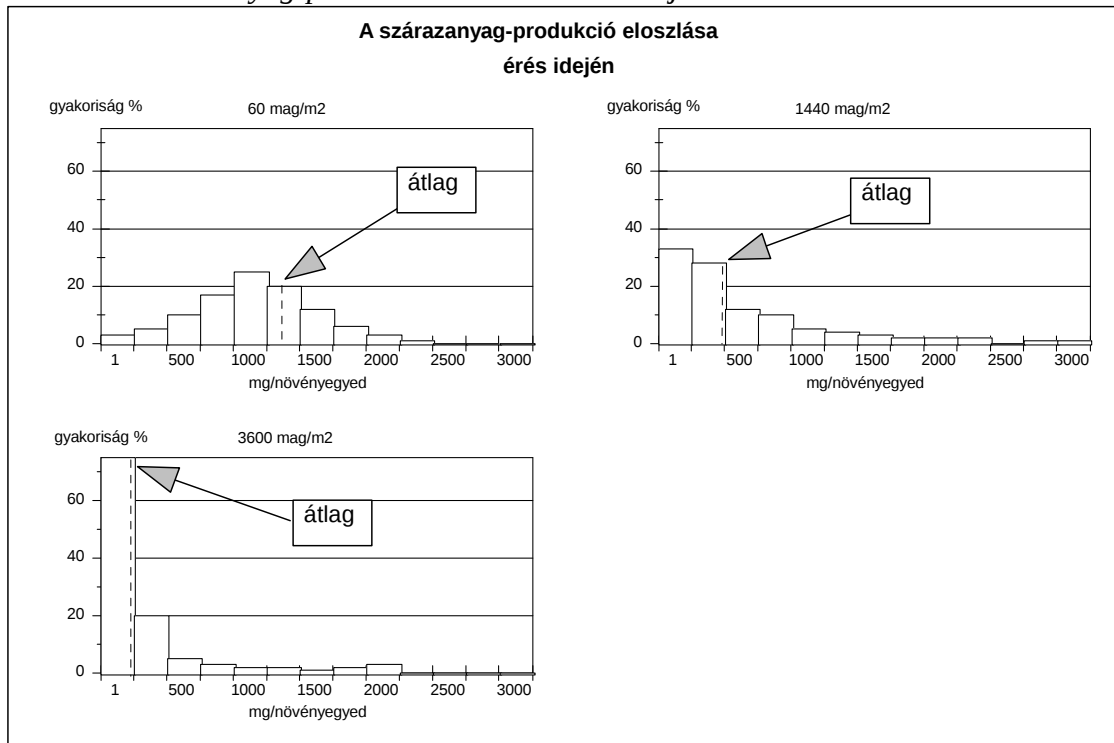
1. ábra. A szárazanyag-produkció eloszlása vetés után két héttel



2. ábra. A szárazanyag-produkció eloszlása vetés után hat-héttel



3. ábra. A szárazanyag-produkció eloszlása érés idején



A fenti ábrák azt mutatják, hogy a növényegyedek tömege kis tőszám mellett és rövid növekedési idő után (60 mag/m², két héttel vetés után) közelítőleg normál eloszlást mutat.

A növekvő állománysűrűség és a hosszabb növekedési idő a növényegyedek közötti konkurencia fellépését mutatja. Korlátozottak a környezeti tényezők, ezért egyre kisebb a valószínűsége a nagy egyedi produkcióval rendelkező növényegyedek előfordulásának.

Az elmúlt időszakban főként a műtrágyázás hatását elemezték. Vizsgálták a műtrágyázás hatékonyságait és optimumait. (MÉSZÁROS S., 1972) A műtrágyázást, szinte kivétel nélkül mindenki, kvantitatív mennyiségi változóként kezeli a kísérletben. A hatótényező szintjeit a kiadagolt trágya hatóanyagának nagyságával jellemzik. A kvantitatív jelleg ilyenkor lehetővé teszi az ún. hatásgörbe kiszámítását. Ez a hatásgörbe a szakirodalom szerint legtöbbször másodfokú függvénnyel írható le. (BÁN I., 1977; IZSÁK J., 1981; MANCZEL J., 1983) A parabola tulajdonsága, hogy szimmetrikus függvény. Ez azt jelenti, hogy kezdetben a növekvő műtrágya adagok ugyanúgy növelik a termést, mint ahogy a maximális termés elérése után adott műtrágya dózisok depressziót okoznak, ha egyáltalán okoznak ilyet. Ez a szimmetrikus jelleg nem igazolható a kísérletek alapján, így a másodfokú függvény csak a kis adagú műtrágyázásnál ad kielégítő közelítést. A másodfokú közelítés szignifikáns volta véleményem szerint azt jelenti, hogy az összefüggés olyan jellegű, hogy egy maximum pontja van. Megadják a másodfokú függvény paramétereit is, amivel a trágyázás hatását akarják bizonyítani a termésátlag alakulására. Ez a függvény, az adott kísérletben, a jelenséget közelítően, a fekete doboz elv alapján, többé-kevésbé jól leírja. A továbbiakban azonban a másodfokú függvény paramétereit semmire sem használhatók, csak a kísérlet adott körülményei között a jelenség leírására. Próbálkoznak más jellegű egyenletekkel is közelíteni, ilyen egyenletek találhatók KLEINBAUM D. G.-L. L. KUPPER 1978; HOSMER D. W.-S. LEMESHOW 1989 könyveiben is. Ezekkel az egyenletekkel az a probléma, hogy nem egy tudományos törvény, esetünkben a műtrágyázás hatása a termésátlagra törvényszerűségének a matematikai megfogalmazása, mivel hiányzik belőle az általánosítható jelleg. A trágyázás hatása a termésátlag alakulására, új, megváltozott körülmények (hely és idő) között, ismeretlen marad. Egy természeti törvény felismerésének és leírásának vannak feltételei. Az egyik ilyen hogy a koordinátarendszer és az idő eltolásával szemben invariánsnak kell lennie. A koordináta transzformációval szembeni invariáció azt jelenti, ha az egyik kísérleti telepen megméri egy jelenség lefolyását, akkor ugyanezt a lefolyást kell észlelniük egy másik kísérleti telepen is. Az idő eltolásával szembeni invariancia azt jelenti, hogy a ma megkapott helyes törvényt holnap bárki ellenőrizheti, mert ugyanazt a törvényt kell kapnia. Ez természetesen nem jelenti ugyanazt a számszerű eredményt, mivel a földművelési kutatásokban a vizsgált objektumok valószínűségi változók. Ebben az esetben az esemény egy adott intervallumon belüli értékének valószínűsége adható meg az adott feltételek mellett. Vagyis mindig van egy határozatlanság is, de ez törvényszerű.

Felvetődik a kérdés vajon érdemes-e kiszámítani a paramétereket, ha a további elemzés során semmire sem használjuk őket. A jelenség tisztázása szempontjából erre egyértelműen nem a válasz.

3. ANYAG ÉS MÓDSZER

3.1 Az adatbázis bemutatása

A dolgozatban felhasznált adatok a DATE látóképi Kísérleti Telepen beállított, Dr. Nagy János vezetésével folytatott tartamkísérletből származnak. A kísérlet 1984-ben kezdődött és kisebb változtatásokkal napjainkban is folyik.

A kísérleti telep a látóképi Pece-értől nyugatra, közvetlenül az ér és a nagyhegyesi dűlőút között helyezkedik el. Elég nagy 113-118 m (Adria) közötti szintkülönbséget mutat. A terület legmagasabb szintvonala 118 m, a telep ÉNY-i sarkán található. Innen DK-i irányba jelentős (1%-os) lejtés tapasztalható. Az egész területre jellemző a hullámosság a hátsabb térszíni fekvése 116,6-117,2 m a mélyedéseké 115,8 m körüli. A terület nagyobbik hányadán "alföldi mészlepedékes csernozjom" talaj található. A mélyebb fekvésű, kisebb-nagyobb mértékben vízgyűjtő, nem nagy kiterjedésű területek talaja kilúgozott csernozjom, esetleg réties jelleggel. A fizikai talajféleség közép kötött vályog. A művelt réteg és a közvetlen alatta lévő 10-15 cm-es réteg összporozitása csak 44-48%. A 40 cm alatti rétegben az összporozítás a csernozjom talajokra jellemzően 50-53%. A gravitációs pórusok aránya jelentősen csökken a művelt réteg alatti 10-15 cm-es rétegben. Ennek következménye, hogy a víz a művelt rétegből viszonylag lassan szivárog le. A talajok humusz szintje 70-80 cm, az egyenletesen humuszosodott réteg humusztartalma 2,5-3,0%. A művelt réteg KCl-os pH-ja 6,2 átlagban. Az össznitrogén-tartalom alapján a terület N-ellátottsága közepes. A foszfor jó a kálium szintén jó ellátottsági értéket mutat. A fenti talaj jellemzés a kísérlet beindításakor végzett általános talajvizsgálati eredmények alapján készült.

Az 1989-1994-es időszakból nyert adatok azonos kísérleti körülményekből származnak. A vizsgált tényezők:

Talajművelés:			
	Őszi szántás	Tavaszi szántás	Szántatlan

Tőszám:				
	70 000 tő/ha	80 000 tő/ha	90 000 tő/ha	100 000 tő/ha

Hibrid:	1	2	3
	Dekalb 524 SC	Pannónia SC	Volga SC

Műtrágyázás:	N	P ₂ O ₅	K ₂ O
1	0	0	0
2	120	90	106
3	240	180	212

A négy tényező háromszorosan osztott parcellás kísérletként lett beállítva. Főparcellára a talajművelés, osztóparcellákra a többi három tényező került. Egy blokk tehát a három talajművelési változatból ill. ezeken belül az osztó parcellákból áll. A kísérlet elrendezése egy főparcellán belül a 4. ábrán látható.

4. ábra. A kísérlet elrendezése egy főparcellán belül

1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	Műtrágya
2	1	1	2	1	1	2	1	1	2	1	1	
3	3	2	3	3	2	3	3	2	3	3	2	
1	2	3	3	1	2	2	1	3	3	2	1	Hibrid
70 000 tő/ha			80 000 tő/ha			90 000 tő/ha			100 000 tő/ha			
Őszi szántás												

A fenti kezelések ill. kezelésszintjeinek minden kombinációja szerepel a kísérletben, un teljes faktoriális (full factorial) kísérlet. Minden kezelés négy ismétlésben öntözött és öntözetlen változatban lett beállítva, így egy változatban összesen 432 parcella van ($3 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 3 \cdot 4$).

3.2 Kísérlettervezési módszer

Box-Wilson módszere ill. a legmeredekebb lejtés módszerének nevezett eljárás többfaktoros folyamatok optimalizálását teszi lehetővé a lehető legkisebb ráfordítással. Ők mutattak rá arra, hogy faktoriális kísérletben legtöbbször nem lehet az optimumot úgy meghatározni, hogy az irányítható faktorokat szinten tartjuk, és csak egyet variálunk belőlük, és utána a variált faktort rögzítjük a helyi maximumnál, és a következő faktorokat kezdjük variálni. A megoldást az irányítható faktorok egyidejű variálása jelenti. Az optimalizációs paraméter változását figyelemmel követve a folyamatot meghatározó faktorok helyes irányban történő változtatásával lehetővé teszi az optimumhoz vezető legrövidebb út meghatározását. Lehetővé teszi az előzetes információk révén a teljes faktoriális kísérletek beállítási számának csökkentését, az un frakcionális replikációkon keresztül. Mód nyílik a tudatos blokk képzés útján az esetleges heterogenitások kiszűrésére is (pl. talajheterogenitás). A módszer fő előnye univerzális voltában rejlik, a mai embert érdeklő kutatások többségére alkalmazható.

Az alábbi követelményeknek kell teljesülni

- az optimalizációs paraméter megválasztható
- a folyamatot meghatározó faktorok halmaza ismert
- mindegyik faktor beállítható a kívánt szintre
- a kísérleti eredmények rekonstruálhatók
- a különböző kísérleti beállítások költségeinek különbségei elhanyagolhatók
- az optimális feltételek megkereshetők
- a folyamat matematikai modellje előzetesen nem ismert

A kísérlettervezéssel adott feladat előírt pontosságú megoldásához meghatározható a szükséges kísérleti beállítások száma és megvalósítási feltételeik a gazdaságosság figyelembe vétele mellett. A kísérlettervezés lényeges vonásai:

- törekvés a kísérleti beállítások számának minimalizálására (gazdaságossági kérdés)
- a folyamatot meghatározó összes változó egyidejű variálása speciális szabályok, algoritmusok, szerint
- a kísérletet végző munkájának formalizálása, matematikai apparátus alkalmazásával
- olyan pontos stratégia választása, amely minden egyes kísérletsorozat után megalapozott döntést tesz lehetővé

A földművelési kutatások sikerét is a cél pontos megfogalmazása nagyban elősegíti. A cél megfogalmazásának első lépcsője az optimalizációs paraméter pontos megválasztása és meghatározása, hogy milyen szempontból legyen az optimális. A mezőgazdasági kísérletekben az optimalizációs paraméter leggyakrabban a növény valamilyen számszerűsíthető tulajdonsága. Az agrotechnikai beavatkozások optimalizációjakor ez legtöbbször a termesztett növény egységnyi területre vetített produkciója.

A kísérlettervezés feltételezi továbbá a folyamatba való aktív beavatkozást, a faktorok szintjeinek beállítását. Az ilyen kísérletet aktív kísérletnek nevezik és az objektumot, amelyen az aktív kísérlet elvégezhető, irányíthatónak. A földművelési kutatásokban nincsenek teljesen irányítható objektumok. Mindig hatnak irányítható és irányíthatatlan faktorok is. A mezőgazdaságban az irányíthatatlan faktorok sokszor meg is akadályozhatják a kísérlet reprodukálhatóságát. Ha a reprodukálhatóság követelménye nem teljesül egészében, akkor az ún. aktív-passzív kísérleteket kell alkalmazni. Itt van jelentősége a variancia-analízisek során a korábban már említett kovariánsok bevonásának.

Az optimalizációs paraméterrel szemben támasztott követelmény:

1. mennyiségi jelleg, vagyis számszerűen megadható legyen, ez a számérték a faktorok választott szintjeinek bármely lehetséges kombinációjára mérhető legyen. Ha nincs mód az eredmény számszerű mérésére, akkor a rangsorolási eljárást is felhasználhatjuk.
2. egyetlen számmal kell kifejeznünk
3. egyértelműség, a faktorok adott szintkombinációjának egyetlen optimalizációs paraméterérték kell, hogy megfeleljen (a kísérletezési hibát meg nem haladó pontossággal).
4. valóban a rendszer működési hatékonyságának értékmérője legyen

A hatékonyságra vonatkozó elképzelés a kutatás során nem mindig marad állandó. A megszerzett információtól és az elért eredménytől függően változhat. pl. a földművelési kutatások első szakaszaiban optimalizációs paraméternek gyakran a növényi termés nagyságát választják. A későbbiekben, amikor a mennyiség további növelése már nem lehetséges vagy nem is cél, a minőségi paraméterek keltik fel az érdeklődést.

5. statisztikai hatékonyság, ez a követelmény azt jelenti, hogy kielégítő pontossággal lehet mérni. (A pontosságot fokozhatjuk a kísérleti beállítások ismételtesének növelésével)
6. univerzalitás (más szóval teljesség). Ez azt jelenti, hogy segítségével az objektum sokoldalúan jellemezhető. Univerzálisak lehetnek az olyan mesterséges optimalizációs paraméterek, amelyek több egyedi paraméter függvényei.
7. fizikailag mérhető legyen, és egyszerűen és könnyen kiszámítható legyen

Az optimalizációs paraméter megválasztása után a faktorokat kell vizsgálat alá vonni. Meg kell vizsgálni azokat a faktorokat, amelyek a folyamatra jelentős hatást gyakorolnak. Ha valamely lényeges faktort figyelmen kívül hagyunk, kellemetlen következményei lehetnek. A faktor definíciója Box és Wilson szerint "Faktornak nevezzük az olyan mérhető, változó mennyiséget, amely adott időpontban meghatározott értéket vesz fel. A faktorok a kutatási objektum befolyásolási eszközei."

A faktorokkal szemben támasztott követelmények:

1. irányíthatóság. Ez azt jelenti, hogy a faktorok szintjei akartunktól függenek
2. a mérési pontosságának a lehető legnagyobbnak kell lennie
3. közvetlenül az objektumra irányuló hatásúaknak és egyértelműnek kell lenniük. Nem szabad, hogy a faktor más faktorok függvénye legyen.

A faktorok összességére vonatkozó követelmény a függetlenség, hogy ne vonjunk be olyan faktorokat a vizsgálatba, amelyek közvetlenül egymást befolyásolják.

3.3 A megfigyelések számának meghatározási módszerei

Sváb (1981) a kísérletben használt megfigyelések számának becslésére az alábbi formulát javasolta. A formula csak normális eloszlású sokaság esetén használható és csak a középérték becslés pontosságának meghatározására.

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

h = becslési hiba (pl. $\pm \text{kg}$)

s = szórás

$t_{p\%}$ = a t-próba kritikus értéke az adott valószínűségi szinten, adott szabadságfok mellett, kétoldali szimmetrikus.

Nagy elemszám esetén, amikor $n \rightarrow \infty$, a Student-(vagy t-) eloszlás sűrűségfüggvénye tart a standard normális eloszlás ($N(0, 1)$ -eloszlás) sűrűségfüggvényéhez. **A gyakorlatban már harminc felett megegyezik a két sűrűségfüggvény.** A standard normál eloszlás valószínűségei az eloszlásfüggvény alapján kiszámíthatók vagy táblázatból kikereshetők. Hipotézis vizsgálatkor a választott statisztikai biztonság szintje a mezőgazdasági és földművelési kutatásokban majdnem mindig kétoldali hipotézisre vonatkozik. A null-hipotézis legtöbbször az, hogy az átlagtól jobbra és balra, szimmetrikusan egy adott intervallumon belül helyezkednek el a megfigyelt értékek. A statisztikai biztonság ebben az intervallumban való elhelyezkedés valószínűségét adja meg. Pl. mi a valószínűsége annak, hogy egy standard normális eloszlású valószínűségi változó a várható értéktől 1.65-ra esik?

$$P((m-1.65) < x < (m+1.65)) = \Phi(1.65) - (1 - \Phi(1.65)) \quad \text{ahol } m = \text{várható érték}$$

$$\Phi(1.65) = 0.95$$

$$P = 0.90$$

Ha kikeressük a t-táblázatból a 90%-os statisztikai biztonság, $n > 200$ mellett az értéket, szintén 1.65-ot találunk.

A középértékek különbségének becsléséhez szükséges minimális mintaszámot az alábbi formulával határoztam meg:

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

ahol $n_1 = n_2 = n$

z_{α} = az elsőfajú hibakritikus értéke az adott α szignifikanciaszinten (kétoldalú)

z_{β} = a másodfajú hiba kritikus értéke az adott β szignifikancia-szinten (egyoldalú)

σ^2 = a minták varianciája

δ^2 = a tényleges különbség négyzete

3.4 A hibaszámítás szabályai

A hiba öröklődésének törvényszerűségei:

1. A legnagyobb hiba esetén

$$\Delta z = |\partial f / \partial x| \Delta x + |\partial f / \partial y| \Delta y + \dots + |\partial f / \partial v| \Delta v$$

Az átlaghibára

$$S_z = \sqrt{(\partial f / \partial \bar{x})^2 S_{\bar{x}}^2 + (\partial f / \partial \bar{y})^2 S_{\bar{y}}^2 + \dots + (\partial f / \partial \bar{v})^2 S_{\bar{v}}^2}$$

ahol

$\bar{x}, \bar{y}, \bar{v}$ aritmetikai közepek, és

$S_{\bar{x}}, S_{\bar{y}}, S_{\bar{v}}$ az aritmetikai közepek átlag hibái (szórásai)

A 6. táblázat a hiba öröklődésének leggyakoribb típusait mutatja be.

6. táblázat. A hiba öröklődésének törvényszerűségei

z függvény	legnagyobb hiba	átlaghiba	
$x+y$ $x-y$	$\Delta z = \Delta x + \Delta y$	$S_z = \sqrt{S_{\bar{x}}^2 + S_{\bar{y}}^2}$	Abszolút
Xy x/y	$\frac{\Delta z}{z} = \frac{\Delta x}{x} + \frac{\Delta y}{y}$	$\frac{S_z}{z} = \sqrt{\left(\frac{S_{\bar{x}}}{\bar{x}}\right)^2 + \left(\frac{S_{\bar{y}}}{\bar{y}}\right)^2}$	Relatív

3.5 A talajheterogenitás és az egyedi produkció változékonyságának szétválasztására beállított kísérlet

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 tenyésztőterületre.

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 tenyésztőterületet 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 tenyésztőterület teljesen homogén. Egy “talajponton” belül a szórás csak a növények egyedi változékonyságától függ. Kukoricát választva teszt növényként észszerű kompromisszumnak tűnt, hogy három növény tenyésztőterületét vonjuk össze, és egy csokorba három magot vessünk. A kísérletet Pallagon állítottuk be, az alkalmazott hibridek Furió és Stira voltak. Kontrollként a gyakorlatban alkalmazott gépi vetésű állományt használtuk. Előzetes elvi megfontolások alapján a gépi vetésű állomány szórása tartalmazza a talaj-növény heterogenitásából adódó kölcsönhatást, és ezt szeretnénk felbontani tiszta talajheterogenitásra és a növény egyedi változékonyságra. A kérdés tisztázására a variancia-komponensek felbontásának módszerét választottam.

3.6 Variancia-analízisek

Az összehasonlító módszerek egy hagyományos variancia-analízist, és több korszerűnek mondható eljárás összehasonlítását jelentik. A Welch és Brown-Forsythe által kidolgozott szórás-elemzés alkalmazása, amikor a varianciák egyenlőségének feltétele nem teljesül.

Az elrendezéshez hű variancia-analízis hagyományos F-próbájának kiegészítése, a split-plot elrendezésből adódó problémát kiküszöbölő Greenhouse-Geisser és Huynh-Feldt eljárások alkalmazása.

Az alábbiakban egy kéttényezős kísérlet lineáris matematikai modelljét mutatom be. A könnyebb áttekinthetőség kedvéért közlöm a kísérlet elrendezését is, 5. ábra (ami a gyakorlatban a matematikai modell megalkotása után születik meg).

5. ábra. Kísérleti elrendezés egy kéttényezős osztott parcellás kísérletben

BLOKK1		BLOKK2		BLOKKn		BLOKK10	
teljes parcella 1	teljes parcella 2	3	4			19	20
M3F1	M6F2	M1F2	M4F1	.	.		
M2F1	M4F2	M3F2	M6F1				
M1F1	M1F2	M5F2	M3F1				
M5F1	M2F2	M2F2	M2F1				
M4F1	M3F2	M4F2	M5F1				
M6F1	M5F2	M6F2	M1F1				

B=blokk, ebben az esetben ugyanaz, mint az ismétlés

F=búzafajta 1-2 (j)

M=trágyázás 1-6 (k)

Az elrendezés matematikai modellje:

$$Y_{ijk} = m + B_i + F_j + d_{ij} + M_k + (FM)_{jk} + e_{ijk}$$

ahol:

y_{ijk} = a parcella termése (kg/ha)

m = a kísérlet becsült, számított átlaga, a kísérlet legjellemzőbb értéke

B_i =blokk ill. ismétlés hatás a talaj heterogenitását mutatja, hogyan változik a talaj termékenysége balról jobbra haladva

F_j =a búzafajta termőképességét mutatja. Fontos, hogy a fajta a blokkon belül randomizálva van.

d_{ij} = a főparcella hibája, $i * j$ számú parcellánk van, ha csak a búzafajtákat vizsgáljuk. A búzafajta és blokk kölcsönhatás egyben a Hiba is. Ebben az esetben a modell így alakulna:

$$y_{ij} = m + B_i + F_j + d_{ij}$$

M_k =a trágyázás hatása, ez a tényező az osztó-terület (split-plot), a trágyázás a főparcellán belül természetesen randomizálva van. A trágyázás két főparcellán lett beállítva.

$(FM)_{jk}$ = fajta x trágyázás kölcsönhatás ez nem Hiba, mert nem egyetlen parcella mérési adatából áll a vizsgálendő csoport. Csak olyan kölcsönhatást lehet vizsgálni, amelynek minden kombinációja és legalább két ismétlése van, azaz legalább az ismétlések számából áll a csoport. Jelen esetben 12 csoport van, egy-egy csoportban 10 adat.

e_{ijk} = blokk x fajta x trágyázás kölcsönhatás ez a split-plot hiba-ja. Egy csoport egyetlen parcella mérési eredményéből áll.

3.7 Középértékek többszörös összehasonlító tesztjei

Középértékek többszörös összehasonlító tesztjei (szimultán döntések) közül a három legnevezetesebb a Tukey, Scheffé és a Dunett tesztek választottam, és ezeknek mutatom be a gyakorlati alkalmazását. A tesztek leírását az irodalmi áttekintésben megadtam, ezért itt nem ismételtem meg. Kíváncsi vagyok, vajon milyen értelmezésbeli különbség van a modernebb tesztek és az SZD-értékkel elkülönített eredmények között?

3.8 A variancia-komponensek felbontásának módszere

A kölcsönhatások kimutatására több módszer is létezik. Véleményem szerint a földművelési kísérletek kiértékelésénél, ahol több tényező és ezek kölcsönhatásának felderítése a cél az egyik legjobban használható módszer a varianciakomponensek felbontása maximum likelihood módszerrel. A maximum likelihood módszer leírása megtalálható többek között a BMDP Statistical Software felhasználói kézikönyvében. A szorosán vett matematikai leírásától eltekintek és csak a gyakorlati felhasználás során nélkülözhetetlen ismerteket tárgyalom. Az eljárás során abból a feltevésből, hipotézisből indulunk ki, hogy a variancia-komponensek nullával egyenlők. A teszt paramétere chi-négyzet eloszlást követ. A feltett hipotézis paraméterei becsülhetők. A felépített elméleti modellünk lehet fix, random vagy kevert modell. A modellben kovariánsokat is alkalmazhatunk. A teszt során a fix hatások értékei, a random hatások szórásai becsülhetők. Az alábbiakban egy általános kevert modell matematikai modelljét mutatom be, ahol fix, random hatás és kovariáns is szerepel a modellben:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_j + c_{ij} + \beta(x_{ijk}) + e_{jk}$$

μ = a minta főátlaga (fix hatás)

α_i = fix hatás

b_j = random hatás, normál eloszlás esetén az összege nulla, varianciája egyenlő σ_b^2

c_{ij} = kölcsönhatásnak megfelelő véletlen(random) hatás, normál eloszlás esetén ennek az összege is nulla, varianciája = σ_c^2

β = ez az x változó kovariánsa (ez is fix, állandó hatás)

e_{jk} = véletlen hatás, mely megfelel az hibának, bizonytalanságnak (normális eloszlás esetén összege nulla, varianciája = σ_e^2)

A statisztikai értékeléseket a BMDP Statistical Software 1989-es változatával készítettem.

3.9 A földművelési kísérletek sajátosságai

A hatótényezők (az általunk alkalmazott agrotechnikai beavatkozások) kvalitatív vagy kvantitatív jellegének elbírálása gyakran nagyon nehéz és nem egyértelmű.

Elővetemény, talajművelés, tőszám, fajta, öntözés és trágyázás hatását vizsgálva a termésátlag alakulására az alábbiakat kell figyelembe venni. Az előveteményt kvalitatív

változóként érdemes figyelembe venni, mert olyan sokoldalú hatást fejt ki a talajra, hogy azt pontos számszerű paraméterekkel leírni nagyon nehézkes lenne. Kvantitatív változóként figyelembe véve meg kellene állapítani a különböző elővetemények talajra gyakorolt hatását, többek között, a teljesség igénye nélkül, hogyan hat a talaj vízgazdálkodására, mennyivel kevesebb vagy több vizet hagy maga után, mint az elővetemények átlaga. Nem is biztos, hogy az elővetemények átlagához kellene viszonyítani, és ha igen milyen növényeket, milyen súlyozással kellene bevonni az így kiszámítandó elővetemény átlagba. Vajon a hátrahagyott víz mennyisége vagy gradiense (mélységbeli, vertikális elhelyezkedése, rétegződése) számít? Valószínűleg mindkettő, de hogy milyen mélységben, milyen súllyal kell ezt figyelembe venni, függ attól a növénytől, aminek a termésátlag alakulását vizsgálom. A tápanyag-gazdálkodásra gyakorolt hatással a helyzet még bonyolultabb. Az egyes tápanyagok nem csak különböző mennyiségben és mélységben fordulnak elő a különböző elővetemények után, hanem különböző formákban is. A mikrobiológiai élet, biológiai aktivitás, gyomosság, növény-egészségügyi kérdés számszerű megítélése a fentieknél is bonyolultabb. A felsorolt nehézségek miatt, egyelőre, célszerű az előveteményt kvalitatív tényezőként figyelembe venni.

Talajművelés, szintén nehéz megítélni a kvantitatív vagy kvalitatív jelleget. A kvantitatív jellegnél számszerűsíteni kellene a talajművelések közötti különbségeket. Ez lehetne a művelés mélysége, a lazultság állapotban bekövetkezett változás, a víz-levegő arány eltolódásának aránya stb. A változást nehéz parametrizálni, mert akadnak olyan változók is, amelyek térbeliek, pl. forgat vagy nem. Ezeket mátrixok segítségével vagy logikai változóként lehetne figyelembe venni. A talajművelés minőségének megítélése nehéz feladat közvetlenül a talaj-előkészítés után. Mi a jó talaj-előkészítés, ami a szemnek tetszetős, vagy ami után egyenletesen gyorsan kell a növényállomány, vagy ami után a legnagyobb termést kapjuk? Gyakran a fenti három meghatározás nem esik egybe és az egyéb körülmények hatása következtében a hatás nem egyértelmű. A talajművelést is véleményem szerint helyesebb kvalitatív tényező gyanánt a vizsgálatba vonni.

A tőszámot mennyiségi tényezőként veszik figyelembe, ami véleményem szerint helyes.

A fajta egyértelműen minőségi tényező. Ez az a "tényező" amit megfigyelünk, inkább megfigyelési egység (subject), mint kezelés. A fajta-összehasonlító kísérletek problematikája ezért egy kissé sajátos.

Az öntözést figyelembe szokták venni mind kvantitatív mind kvalitatív tényező gyanánt. A kvantitatív jellegnél a kiadagolt víz mennyiségét veszik figyelembe. Ez a vízmennyiség legtöbbször több öntözés összege, ezért nem egyértelmű a megítélés. Ugyanakkora vízmennyiség az öntözés időpontjától, a kiadagolt víznormától, intenzitástól stb. függően másképpen hat a termésátlag alakulására. Az öntözés hatása mindig összetett, nem csak a növény vízigény kielégítésén keresztül hat, hanem számos egyéb tényezőt is megváltoztat. Az öntözés lehűti a talajt, megváltoztatja a hőkapacitását, hőmérsékletvezető-képességét ezeken keresztül az egész hógazdálkodást. A talaj víztartalmának változása a talaj levegő

ellátottságát is megváltoztatja. A megváltozott hő-, víz-, levegőgazdálkodás megváltozott mikrobiológiai aktivitást von maga után. Megváltozik a tápanyagforgalom. Másképpen nő a növény, másképpen hat vissza a talajra, (árnyékolás, transzspiráció, stb.). A fenti problémákat mérlegelve érdemes az öntözést is kvalitatív tényezőként figyelembe venni a kísérletezés során.

A trágyázási kísérletek kiértékelésekor problémát szokott jelenteni, hogy az abszolút kontroll parcellát (ami nem kapott műtrágyát) a hatásgörbe kiszámításánál, amit legtöbbször másodfokú függvénnyel közelítenek, figyelembe vegyék-e vagy sem. A kétféle elgondolás alapján számított egyenletek esetenként nagyon eltérhetnek egymástól. (SVÁB J., 1981) Vajon ekvidisztánsnak (egyenlő távolságúnak) vehető a nem műtrágyázott és az első műtrágya lépcső, a továbbiakban pedig a következő trágyalépcsők. Ha a fenti függvényt alkalmazzuk, a több éves tapasztalatok azt mutatják, hogy nem. A nem trágyázott és trágyázott kezelések minőségileg teljesen más kategóriába tartoznak, ezért trágyázott és nem trágyázott kezeléseket, mint kvalitatív tényezőket, érdemes elkülöníteni. És csak trágyázott kezelésekből érdemes kiszámítani a hatásgörbét. Azonban a kutatási cél néha indokolhatja a kontroll parcella figyelembe vételét is.

A szerves-trágyázási kísérletekkel viszonylag kevesebbet foglalkoznak, és itt is kvantitatív tényezőként veszik figyelembe a trágyázást. A szerves-trágyában lévő hatóanyag-tartalom alapján állítják a mennyiségi tényezők sorába. A kutatások kimutatták, hogy a szerves-trágya jótékony hatása nem mindig a benne található makrotápanyag mennyiségtől függ, hanem az egyéb, a talajtulajdonságaira ill. a növény növekedésére kedvezően ható anyagok mennyiségétől. A szerves-trágyázást is kvalitatív tényezőként vehetjük figyelembe.

A fentiek ismeretében megállapítható, hogy a kísérletbe vont tényezők mindegyikét lehet kvalitatív tényezőnek tekinteni. A kvantitatív jelleg figyelembe vétele nagy körültekintést igényel és a szántóföldi kísérletezés terén szinte csak a műtrágyázás területén használható, bár itt is csak fenntartásokkal.

Az előbb ismertetett szempontok alapján az derül ki, hogy a földművelési kísérletek variancia-analízis útján történő értékeléséből a jelenségek kvalitatív leírására vállalkozhatunk csak. Egy tudományág az adott szakterületén mindig először a jelenség lefolyásának kvalitatív leírását adja meg. A felhalmozódott ismeretek és egy jó hipotézis eredményeképpen vállalkozhatnak a kvantitatív leírásra is és ez a szakember feladata. A matematikai leírás szolgáltatja mennyiségeket kísérleti úton ellenőrzik, és ha eltérés van korrigálják az egyenleteket. A mezőgazdasági kutatásban is először a jelenségek kvalitatív leírása a fő cél, amire a variancia-analízis az egyik hathatós eszköz lehet. Ha megvan a kvantitatív összefüggést leíró formula, amelynek egyes paraméterei szintén kísérleti úton lettek meghatározva, vállalkozhatunk a mezőgazdaságban is a számított és a kísérletekben kapott, megfigyelt, értékek összehasonlítására. Az elméleti értékek és a megfigyelt értékek összehasonlításában szintén nagy szerepet kap a matematikai statisztika.

A lineáris modellek megalkotásakor el kell dönteni, hogy a hatásokat fix vagy random tényezőként vegyük figyelembe. A fix modellek főleg minősítő vizsgálatoknál használhatók, ahol adott feltételek mellett vizsgáljuk a hatótényezők viselkedését, és így az adott feltétel melletti dolgozás eredményeit kapjuk meg. A fix modellben legtöbbször kvalitatív tényezőket hasonlítunk össze. pl. az alábbi kérdésekre keresem a választ: Fajtáknál egyik fajta a másiknál, azonos termesztési technológia mellett, jobb-e? Előveteménynél, a szója jobb elővetemény, mint a kukorica? Öntözésnél, a háromszori 40 mm-es vízádagú öntözés jobb, mint az egyszeri 120 mm-es? Talajművelésnél, a 25 cm-es szántás jobb, mint a 15 cm-es tárcsázás? Műtrágyázásnál, az egyik műtrágyaféleség jobb, mint a másik, adott dózis mellett?

Random modellnél a tényezők hatásszintjei, amit a kísérletben alkalmazunk, az általunk vizsgált tényező reprezentatív mintája. Az ilyen modell általános érvényű összefüggések, törvényszerűségek felismerésének alapját jelentheti. Alkalmazása főleg többszemponos szóráselemzésnél a kevert modellek felépítésénél jelentős. A mezőgazdasági kutatásban való alkalmazás esetén felmerülhet a kérdés, milyen mintát vegyünk, ami hűen reprezentálja az általunk vizsgált tényezőt. A szakmai ismeretek birtokában erre szinte mindig megadható a válasz.

Ha az őszi búza trágya igényét akarjuk megállapítani, de nem érdekel bennünket a fajták közötti különbség, akkor az őszi búzát ilyenkor a köztermesztésben lévő fajtákkal jellemezhetjük. Milyen fajták vegyenek részt az analízisben? Célszerű a területi részesedés arányában kiválogatni a legjelentősebbeket. Abban az esetben, ha nincs Fajta X Műtrágyázás kölcsönhatás, amit előzetes vizsgálatok alapján meg lehet állapítani, elegendő lenne egyetlen fajta is.

Ha pl. kíváncsiak vagyunk, milyen változást okoz a talajművelés az őszi búza műtrágyázásában és nem célom kiválasztani a legjobb talajművelést, csak jellemezni akarom a magyarországi őszi búza talajművelést. A random modellnél egyaránt vizsgálhatunk kvantitatív és kvalitatív tényezőket. Ha kvantitatív tényezőket vizsgálunk elsősorban a összefüggés milyensége (hatásgörbe) érdekel bennünket és nem a konkrét dózisok közötti különbség. Ebben az esetben jó, ha ekvidisztánsan vagy logaritmikusan nőnek a kezelésfokokozatok. Ha nem valósítható meg, akkor sincs probléma, mert a legtöbb korszerű software-nél meg lehet adni a kezelésszintek egymástól való távolságát és az ortogonális polinomok segítségével így már a pontos hatás mutatható ki. Kvantitatív tényező vizsgálata esetén keverhetem a fix és random hatások elemzését.

A random vagy fix modell alkalmazása nem csak elméleti különbség, hanem a variancia-analízis számítása során, a variancia-komponensek különbözősége miatt, más számítási metódust is jelent.

A hatások felderítésére szolgáló modellek tehát legtöbbször lineáris matematikai modellek. Az alkalmazott matematikai modell nagyban meghatározza a kísérlet elrendezését

is, egymástól elválaszthatatlanok. Fordítva is igaz, adott elrendezéshez csak meghatározott matematikai modellek állíthatók fel.

4. EREDMÉNYEK ÉS ÉRTÉKELESLÉSÜK

4.1 Kísérlettervezés

Az elméleti bevezetés után egy konkrét példán szeretném bemutatni a kísérlet tervezés lépéseit. A példában Dr. Nagy János által vezetett tartam kísérletet fogom felhasználni. A kísérlet célja az agrotechnikai tényezők optimális kombinációjának megválasztása.

Az optimalizációs paraméter az első lépcsőben a területegységre vetített termés. A kísérletben használt parcella nagyság már alkalmas kielégítő pontosságú optimalizációra.

A faktorok megválasztásánál a legjelentősebben ható agrotechnikai tényezőket válogatták össze (öntözés, talajművelés, töszám, hibrid, trágyázás). Az öt faktor közül három minőségi jellegű kettő pedig mennyiségi, aminek a hatását számszerűsíteni is szeretnénk. A minőségi faktorok kettő ill. három szinten, a mennyiségiéket négy ill. három szinten lettek beállítva. A három szint közül az első a nem műtrágyázott kezelés. Ezt a kezelést nem érdemes bevonni a műtrágyázás hatásának számszerűsítésébe. A fenti kijelentést több oldalról is alá lehet támasztani. A kísérlet beállítása előtt, a szakirodalom tanulmányozása ill. un priori információk (korábbi kísérletek) szerint biztosan van valamilyen ismeretünk a kukorica trágya-reakciójára. A célunk nem azt megállapítani, hogy a kukorica termése nő vagy nem a trágyázás hatására, hanem a trágyázás hatásának számszerűsítése és ebből az optimum meghatározása. A korábbi kísérletek azt mutatják, hogy a kukorica jól reagál a trágyázásra. A nem műtrágyázott és műtrágyázott parcellák két különböző minőségi kategóriát is képeznek. A kontroll parcella beállítása a kísérletbe azonban nem felesleges, az ellenőrzést szolgálja.

Az optimalizációs paraméterek és a faktorok megválasztása után a modell kiválasztása történik. A tisztázandó mennyiségi faktorok a töszám és trágyázás. Lineáris vagy nem lineáris modellt érdemes felállítani? Csak a főhatások vagy a kölcsönhatások is érdekelnek bennünket? A töszámnak és műtrágyázásnak az elsőfokú vagy a magasabb fokú hatásai is érdekelnek bennünket? Az elsődleges információink alapján a trágyázás hatása nem lineáris, hanem parabolikus tulajdonságú, egyetlenegy maximum pontja van valahol. A kölcsönhatások területén az öntözés x trágyázás kölcsönhatás várható. Teljes vagy valamilyen frakcionált faktoriális kísérletet állítsunk be? A szóban forgó kísérlet esetében a teljes faktoriális (full factorial) kísérlet mellett döntöttek. A kísérlet elrendezési vázrajza a 26. oldalon az 4. ábrán látható, ahol egy talajművelési válotozaton (főparcellán) belül mutatom be az elrendezést. Először a tervezési mátrix látható az ortogonális polinomok segítségével a 39. oldalon a 7. táblázatban. A tervezési mátrix tulajdonságai egy teljes faktoriális kísérletben:

- szimmetria
- ortogonalitás
- elforgathatóság

7. táblázat. A látóképi kísérlet tervezési mátrixa

Beállítás sorszáma	X ₂	X ₃	X ₄	X ₂ ²	X ₄ ²	X ₂ X ₃	X ₂ X ₄	X ₃ X ₄	Y	blokk
1.	-3	-1	-1	+1	+1	+3	+3	+1	y ₁	1.
2.	-3	-1	0	+1	-2	+3	0	0	y ₂	
3.	-3	-1	+1	+1	+1	+3	-3	-1	y ₃	
4.	-3	0	-1	+1	+1	0	+3	0	y ₄	
5.	-3	0	0	+1	-2	0	0	0	y ₅	
6.	-3	0	+1	+1	+1	0	-3	0	y ₆	
7.	-3	+1	-1	+1	+1	-3	+3	-1	y ₇	
8.	-3	+1	0	+1	-2	-3	0	0	y ₈	
9.	-3	+1	+1	+1	+1	-3	-3	+1	y ₉	
10.	-1	-1	-1	-1	+1	+1	+1	+1	y ₁₀	2.
11.	-1	-1	0	-1	-2	+1	0	0	y ₁₁	
12.	-1	-1	+1	-1	+1	+1	-1	-1	y ₁₂	
13.	-1	0	-1	-1	+1	0	+1	0	y ₁₃	
14.	-1	0	0	-1	-2	0	0	0	y ₁₄	
15.	-1	0	+1	-1	+1	0	-1	0	y ₁₅	
16.	-1	+1	-1	-1	+1	-1	+1	-1	y ₁₆	
17.	-1	+1	0	-1	-2	-1	0	0	y ₁₇	
18.	-1	+1	+1	-1	+1	-1	-1	+1	y ₁₈	
19.	+1	-1	-1	-1	+1	-1	-1	+1	y ₁₉	3.
20.	+1	-1	0	-1	-2	-1	0	0	y ₂₀	
21.	+1	-1	+1	-1	+1	-1	+1	-1	y ₂₁	
22.	+1	0	-1	-1	+1	0	-1	0	y ₂₂	
23.	+1	0	0	-1	-2	0	0	0	y ₂₃	
24.	+1	0	+1	-1	+1	0	+1	0	y ₂₄	
25.	+1	+1	-1	-1	+1	+1	-1	-1	y ₂₅	
26.	+1	+1	0	-1	-2	+1	0	0	y ₂₆	
27.	+1	+1	+1	-1	+1	+1	+1	+1	y ₂₇	
28.	+3	-1	-1	+1	+1	-3	-3	+1	y ₂₈	4.
29.	+3	-1	0	+1	-2	-3	0	0	y ₂₉	
30.	+3	-1	+1	+1	+1	-3	+3	-1	y ₃₀	
31.	+3	0	-1	+1	+1	0	-3	0	y ₃₁	
32.	+3	0	0	+1	-2	0	0	0	y ₃₂	
33.	+3	0	+1	+1	+1	0	+3	0	y ₃₃	
34.	+3	+1	-1	+1	+1	+3	-3	-1	y ₃₄	
35.	+3	+1	0	+1	-2	+3	0	0	y ₃₅	
36.	+3	+1	+1	+1	+1	+3	+3	+1	y ₃₆	
Σξ ²	180	24	24	36	120	120	16	72		

A faktorok

x₁=talajművelés (három szinten)

x₂=tőszám (négy szinten)

x₃=hibrid (három szinten)

x₄=műtrágyázás (három szinten)

A fenti táblázat egyetlen ismétlést mutat be egy főparcellán belül. A kísérletben négy ismétlés található, tehát a tervezési mátrixot négyszer egymás alá kellene írni (ettől most terjedelmi okok miatt eltekintek).

A következő feladat megállapítani, hogy a hatások becslésénél van-e valamilyen keveredés vagy szisztematikus hatás. A teljes faktoriális kísérletben a hatások nem keverednek, egymástól függetlenül ítéltetők meg, ezt az ortogonális polinomok biztosítják. A szisztematikus hatás viszont ettől függetlenül felléphet. A talaj heterogenitásából adódó hatás valószínűleg fellép mindegyik főparcellán. Ezeket ε -val fogom jelölni. Ha az első főparcellán a tőszámot veszem számba, akkor négy darab létezik ε_1 -től ε_4 -ig jelölve. A kezeléshatások kiszámításához az alábbi képletet fogom felhasználni:

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^{36} \zeta_{ij} y_i}{\sum_{i=1}^{36} \zeta_{ij}^2}$$

ahol: b_j = a kísérletből becsült kezeléshatás

ζ_{ij} = az ortogonális polinom j -edik oszlopának (kezelés) i -edik eleme (beállítás sorszáma)

y_i = i -edik parcella (beállítás sorszáma) termése

Nézzük meg, mekkora szisztematikus talaj hatás keveredik a tőszám hatásával. A kísérletből becsült értéket b_1 -vel (tőszám) a tényleges hatást β_1 -vel fogom jelölni.

$$\begin{aligned} b_1 &= 1/180 \Sigma -3*(y_1 + \varepsilon_1 \dots + y_9 + \varepsilon_1) + 1/180 \Sigma -1*(y_{10} + \varepsilon_2 \dots + y_{18} + \varepsilon_2) + 1/180 \Sigma (y_{19} + \varepsilon_3 \dots + y_{27} + \varepsilon_3) + \\ &1/180 \Sigma 3*(y_{28} + \varepsilon_4 \dots + y_{36} + \varepsilon_4) \\ &= \beta_1 - 3\varepsilon_1/20 - \varepsilon_2/20 + \varepsilon_3/20 + 3\varepsilon_4/20 \end{aligned}$$

Látható, hogy a tőszám hatása milyen sok egyéb hatással is keveredik. Az egyéb hatások az eltérő talaj adottság és mikroklíma. A fent bemutatott becslések tehát torzítottak, keverednek a talaj eltérő tulajdonságából adódó hatásokkal. Ez az az ár, amit fizetnünk kell a gyakorlati kivitelezhetőség pontossága miatt. Valamit valamiért. A hatások nagyságának megítélésekor tehát tisztába kell lennünk, hogy torzított vagy torzítatlan becslésről van-e szó. Ha tisztáztuk a kérdést, akkor a szakmailag levonható következtetéseknél ezt szigorúan figyelembe kell venni.

Folytassuk tovább a vizsgálódást és nézzük meg, hogy a hibrid hatásának becslésénél milyen keveredés fordul elő. Alapfeltevésünk a régi, hogy a talajheterogenitása csak a főparcellák (blokkok) között számottevő, egy blokkon belül viszonylag homogén a talaj.

$$\begin{aligned} b_2 &= 1/24 \Sigma -1*(y_1 + \varepsilon_1 \dots + y_3 + \varepsilon_1) + 1/24 \Sigma +1*(y_7 + \varepsilon_1 \dots + y_9 + \varepsilon_1) + \dots + 1/24 \Sigma -1*(y_{18} + \varepsilon_4 \dots + y_{30} + \varepsilon_4) \\ &+ 1/24 \Sigma +1*(y_{34} + \varepsilon_4 \dots + y_{36} + \varepsilon_4) \end{aligned}$$

A zárójelek felbontása, és az összevonás után az ε tagok mindenhol kiesnek és torzítatlan becslés adható a hibrid hatására.

$$b_2 = \beta_1$$

A műtrágyázás hatásának becslése az alábbi:

$$b_3 = 1/24 \Sigma -(y_1 + \varepsilon_1) + (y_3 + \varepsilon_1) - (y_4 + \varepsilon_1) + y_6 + \varepsilon_1 - (y_7 + \varepsilon_1) + y_9 + \varepsilon_1 + \dots + 1/24 \Sigma -(y_{28} + \varepsilon_4) + (y_{30} + \varepsilon_4) - (y_{31} + \varepsilon_4) + y_{33} + \varepsilon_4 - (y_{34} + \varepsilon_4) + y_{36} + \varepsilon_4$$

A zárójelek felbontása és az összevonás után itt is az ε tagok mindenhol kiesnek, és így a tényleges hatás nem keveredik a talaj heterogenitással, torzítatlan becslés adható a műtrágyázásra.

Mivel a kölcsönhatások becslését úgy kapjuk meg, hogy a tervezési mátrixban a megfelelő oszlopokat összeszorozzuk, belátható, hogy a műtrágyázással képzett kölcsönhatások is torzítatlan becslést adnak.

$$b_1 b_3 = \beta_{13}; \quad b_2 b_3 = \beta_{23}; \quad b_1 b_2 b_3 = \beta_{123}$$

Végezetül elmondhatjuk, hogy a kísérlet torzított becslést ad a talajművelés és tőszám hatására. Torzítatlan becslést ad a hibrid és műtrágyázás ill. az összes kölcsönhatásainak becslésére. Természetesen ez nem csak a lineáris, hanem a magasabb fokú (négyzetes) hatásokra is igaz.

4.2 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. Az elemszám nagyságát nem szokták vizsgálni, hanem különböző parcella nagyság szerint beszélnek kisparcellás, félüzemi, üzemi stb. méretekről. Az ismétlések számával is hasonló a helyzet, csinálnak négy ismétléses és esetenként hat ismétléses kísérleteket.

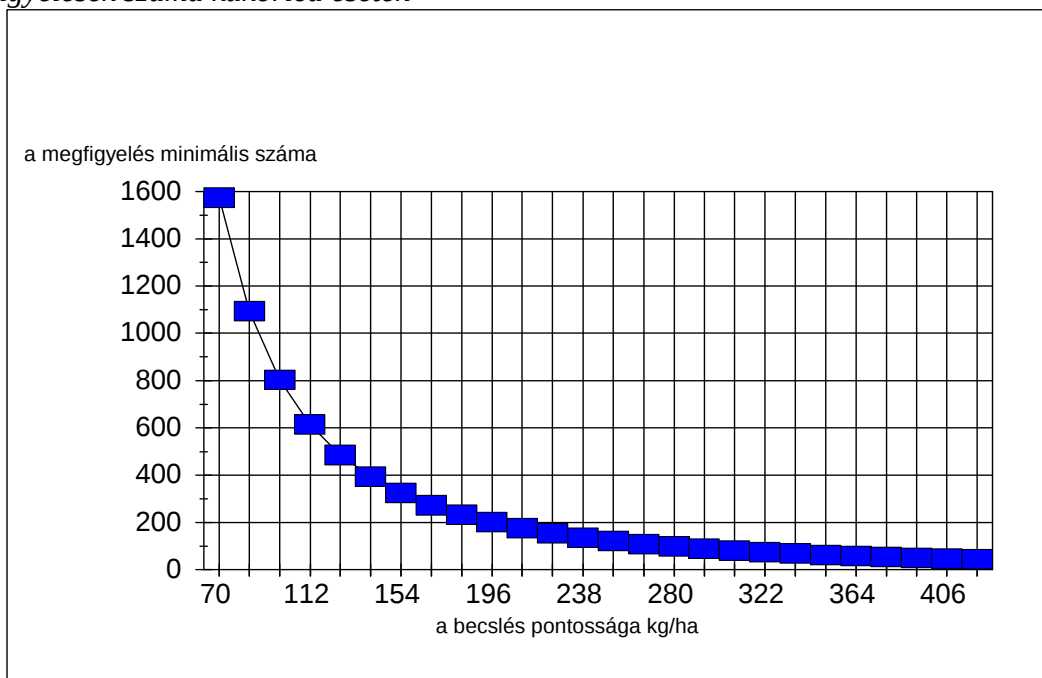
A kérdés most már csupán annyi, hány növényegységet állítsunk be egy parcellára és hány ismétlésben, az általunk kívánt pontosság elérése céljából? Ez a növény egyedi produkciójának eloszlásától és szórásától függ. Napjainkban számítógéppel könnyű adott eloszlású és szórású sokaságot generálni. Az így generált sokaságból ez után tetszőleges

elemszámú csoportokat képezhetünk és tesztelhetjük, hogy milyen az eloszlásuk és mekkora a szórásuk. Az általunk kívánt pontosság mellett így megadhatjuk a kívánt elemszámot, hogy hány növény legyen egy ismételten belül, és hány ismételtsre van szükségünk.

A továbbiakban Dr. Nagy János kukorica kísérletét felhasználva próbálom bemutatni, hány növényegyed szükséges adott pontosság mellett az átlagtermés becslésére. A kísérletben a Pioneer 3732 hibidet használták tesztnövényként. 100 m²-en 658 db növénynek mérték meg a nyers csőtömegét. A mérésekből a csőtömegek szórását ill. varianciáját fogom felhasználni. A száraz átlagtermés kiszámításához a nyers csőtömeget 0.6-val szorozzák. Ha a szórást ezután számítanánk ki, akkor ez is 0.6-szorosára csökkenne. Véleményem szerint ez torz eredményt ad, mert nem valószínű, hogy a csutka tömege ugyanolyan mértékben változik, mint a szemtermés tömege. Sokszor a hasonló hosszúságú és vastagságú csutkákon, megtermékenyülési hiányosságok miatt, merőben eltérő nagyságú szemtermés alakul ki. A csutkák szórását nem mérték, nem ismerjük ezért az eredeti, mért szórást fogom felhasználni a számítások során.

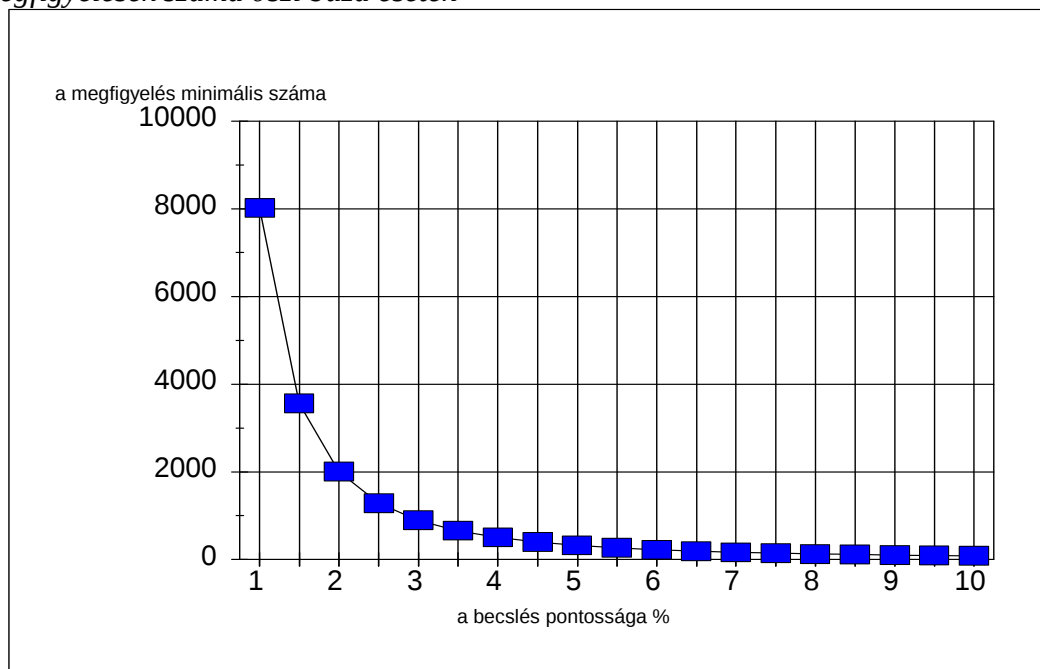
A mérések során az egyedi produkció szórása ± 2.024 dkg/cső volt. A variancia tehát 4.097. A ábra 95%-os konfidencia intervallum mellett mutatja a megkívánt pontosság mellett a minimális mintaszámot. A hagyományokhoz hűen az eredményt kg/ha-os mértékegységben adom meg a 6. ábrában.

6. ábra. A középérték 95%-os megbízhatóságú becsléséhez szükséges minimális megfigyelések száma kukorica esetén



Őszi búza esetében BERNÁTH-TISCHNER-ÁBRÁNYI (1982) publikált adataira hivatkozva mutatom be az őszi búzánál szükséges minimális megfigyelés számot. A megbízhatóság itt is 95%-os. Az eredmény a 7. ábrán látható.

7. ábra. A középérték 95%-os megbízhatóságú becsléséhez szükséges minimális megfigyelések száma őszi búza esetén



Mindkét ábrán a becslési pontosságok kétoldali szimmetrikus helyzetet tükröznek. Ezek szerint egy Pioneer 3732 hibrid átlagtermésének ± 250 kg/ha pontosságú, 95%-os megbízhatóságú becsléséhez minimum 110 növényegyre 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 sajátos, mivel a szerzők a szórást az átlaghoz viszonyítva adták meg. Ez azt jelenti, hogy a búza szemtermésének növekedésével nő a szórása. A dolgozat későbbi fejezetében ettől eltérő eredményt kaptam, és ezért a fenti eredményt óvatosan kezelem. Ha 6.5 t/ha-os őszi búza termést feltételezünk, akkor $\pm 4\%$ -os becslési pontosság ± 260 kg/ha-nak felel meg. A 95%-os megbízhatóság mellett a minimális mintaszám 500-nak adódik. Tehát a legkisebb parcellának legalább 500 növényegyet kell tartalmaznia abban az esetben, ha a kísérleti hely talaja homogén. Ezzel a várható érték becsléséhez szükséges minimális megfigyelések számának kérdését tisztáztuk.

1994-ben doktori értekezésemben tízéves kukorica adatsoron egy 46m^2 -es bruttó parcellán, ahol 200 növényegyet 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 növényegyenél 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?

4.3 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_{kel} = a várható kelés (használati érték %)

$P_{\text{cső}}$ = kétcsövírségre való hajlam (%)

G = várható csőtömeg (g)

Tételezzük fel, hogy “x”-et sikerül mindenegyes 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 kétcsövírség valószínűsége legyen p , akkor n kikelt növény esetében a várható csövek száma:

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

Az első tag a várható kétcsöví növények, a második tag az egycsövíek 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 háromcsöví egyedek előfordulásának valószínűségét nullának veszem, így a binomiális eloszlás jól használható a kétcsövírség 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.

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

A fenti egyenletet kell megoldani, ezt lépésenként mutatom be.

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

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

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

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, amihez az anyag és módszer fejezetben ismertetett képletet használtam fel.

Vegyünk példaként egy kísérletet, ahol 46 m²-es parcellákat választottak. Tesztnövényként kukoricát használva a szórás 719 kg/ha-nak adódott. Vizsgáljuk meg, hogy az 5 %-os szintű kétoldali próbánál, pl. 500 kg/ha valódi különbség 90 %-os valószínűségű kimutatásához minimum hány megfigyelésre van szükség.

$$z_{0.05}=1.96 \text{ (kétoldali próbánál)} \quad z_{0.10}=1.282 \text{ (egyoldali próbánál)}$$

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.

4.4 A talajheterogenitás és az egyedi produkció változékonyságának szétválasztása kukorica kísérletben

Az anyag és módszer fejezetben ismertetett kísérlet lefolytatása után az alábbi eredményeket kaptam. A gépi vetésű állomány leíró statisztikáját a 8. táblázat mutatja, a táblázatban a nyers csőtömeg látható grammban kifejezve. Az állomány szórása megközelítően 56 g/növény.

8. táblázat. A gépi vetésű Furió csőtömegének (g) leíró statisztikája

Várható érték	221.4784946
Standard hiba	4.093900787
Medián	234
Módusz	256
Szórás	55.83336279
Minta varianciája	3117.3644
Csúcsosság	0.726167879
Ferdeség	-1.064082436
Tartomány	265
Minimum	43
Maximum	308
Összeg	41195
Darabszám	186

A 9. 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. Amint látható ez már kisebb, mint a gépi vetésű állományban, hisz három-három növény tenyésztőterületét homogenizáltuk. Viszont a talaj-növény kölcsönhatását még így sem sikerült teljesen kikapcsolni. A hatások tisztázására a matematikai statisztikát kell segítségül hívni.

9. 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
Minta varianciája	2095.403805
Csúcsosság	2.2226201
Ferdeség	-1.149777916
Tartomány	287
Minimum	32
Maximum	319
Összeg	37240
Darabszám	156

A variancia-komponensek felbontásának eredménye a 10. táblázatban látható.

10. 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 ² _{Hely}
Hiba(növény)	204107.3333	104	1962.570513	44.30 (S ² _{Hiba})

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.

4.5 A variancia-analízisek és a középérték összehasonlító tesztek alkalmazásának feltételei és lehetősége a mezőgazdasági kutatásban

4.5.1 A függetlenség feltételének vizsgálata

A továbbiakban a variancia-analízis alkalmazási feltételeivel szeretnék foglalkozni, megvizsgálva azt, hogy milyen speciális feltételeknek kell eleget tenni ahhoz, hogy egy földművelési kísérletet a variancia-analízis módszerével kiértékelhessünk. Ezek a feltételek megegyeznek az F-próba érvényességi feltételeivel. A feltételek megvizsgálását egy

kéttényezős általános kevert modell segítségével fogom bemutatni. A kevert modell az alábbi:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + b_j + c_{ij} + \beta x_{ijk} + e_{ijk}$$

ahol y_{ijk} a függő változó értéke

μ a kísérlet főátlaga, fix hatás

α_i fix hatás

b_j random hatás (normál eloszlású, nulla várható értékű, σ_b^2 varianciájú)

c_{ij} random hatás, itt a kölcsönhatásnak felel meg (normál eloszlású, nulla várható értékű, σ_c^2 varianciájú)

β az x kovariáns együtthatója

e_{ijk} random hatás, megfelel az hibának (normál eloszlású, nulla várható értékű, σ_e^2 varianciájú)

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 esélyt 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. A fenti példában e_{ijk} -nak kell függetlennek lenni.

Két vagy több független, normális eloszlású változó összege szintén normális eloszlású. A várható értékek és a szórásnégyzetek (varianciák) összeadódnak.

$$m = \sum_{i=1}^n m_i \qquad \sigma^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_i^2$$

Ez csak a függetlenség teljesülése esetén van így. A variancia-analízisben is a hatásokat a varianciák összegére bonjuk fel.

Ismételt mérések modellben („Repeated Measures Model”) a teljes függetlenség feltételében engedményt kell tenni. Az ismételt mérések modellje a mezőgazdaságban jelentős, mivel ide tartoznak az osztott-parcellás, un. split-plot elrendezések. Ezért ezzel a modellel bővebben foglalkozom. A modellben csoport („grouping”) és kísérleti („trial”) tényezőket különböztetünk meg. A megfigyelési egység („subject”) lehet egyed, egyén, parcella, főparcella, stb. Csoport tényezők lehetnek a változók valamilyen osztályai, nem, faj, fajta, kontroll-kezelt, stb. Kísérleti tényezők a megfigyelési egység ismételt mérései ezek lehetnek az idő, ha minden megfigyelési egységet egyenlő időközben mértünk meg vagy olyan kezeléstényező, amelyet mindenegyes megfigyelési egység hiánytalanul megkapott.

A csoporttényezők a megfigyelési egységek közötti („between subject”) a kísérleti tényezők a megfigyelési egységeken belüli („within subject”) hatásokat mutatják. Split-plot elrendezésben a főparcellán elhelyezett kezelések a csoporttényezők, és az alparcellák (osztó parcellák) kezelései a kísérleti tényezők. Itt a megfigyelési egység a főparcella. Ismétléses kísérletben a csoporttényezők az ismétlés („block”) és a főparcellán elhelyezett kezelések. A csoport tényezők az ismétlések és a főparcella kezelései között mutatják a hatásokat. Az osztó parcellán elhelyezett kezelések a főparcellán belüli hatásokat mutatják. Itt is igaz, hogy minden megfigyelési egység megkapott minden kezelést. Egy főparcellán belül minden kezelés megtalálható. Ebben a modellben az ismétlések (blokkok) és alparcellák kezeléseinek kölcsönhatásai is megtalálhatók.

Visszatérve a függetlenség vizsgálatára a fenti modellben ugyanazon megfigyelési egységen végzünk ismételt méréseket, melyek egymással korrelációban állhatnak. Ezért engedményeket kell tennünk a 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 a hagyományos tesztnél.

A függetlenség ill. szimmetria tesztelését az anyag és módszer fejezetben ismertetett Dr. Nagy János talajműveléses tartamkísérletén szemléltetem. Az elemzés eredményét a 11. táblázat mutatja. A tőszám, hibrid, műtrágya vonatkozásában nem lehet elvetni a null-hipotézist. Figyelembe kell venni viszont, hogy a teszt érzékeny a megfigyelések számára, ha túl kevés, a próba ereje kicsi, a meglévő valódi különbséget nem tudja kimutatni. A fenti tényezők megfigyeléseinek száma igen kicsi, nem éri el a harmincat sem, ilyenkor a teszt eredményét nem nagyon lehet figyelembe venni. Ilyenkor kell valamilyen előzetes feltételezés, vagy logikai meggondolás alapján dönteni. A műtrágyakezelések a tőszámmal, hibriddel, ill. mindkettővel képzett kölcsönhatásaik hibájának (6, 7, 8 error) elemzése szignifikáns különbséget mutat, el kell vetni az összetett szimmetria hipotézisét. A megfigyelések száma itt már több mint harminc, az error 8-nál meghaladja a hetvenet. A műtrágyázásnak ezek szerint olyan átütő hatása van, hogy a termést befolyásoló hatása minden egyéb kezelésben olyan erősen jelentkezik, hogy statisztikailag a függetlenségről le kell mondanunk.

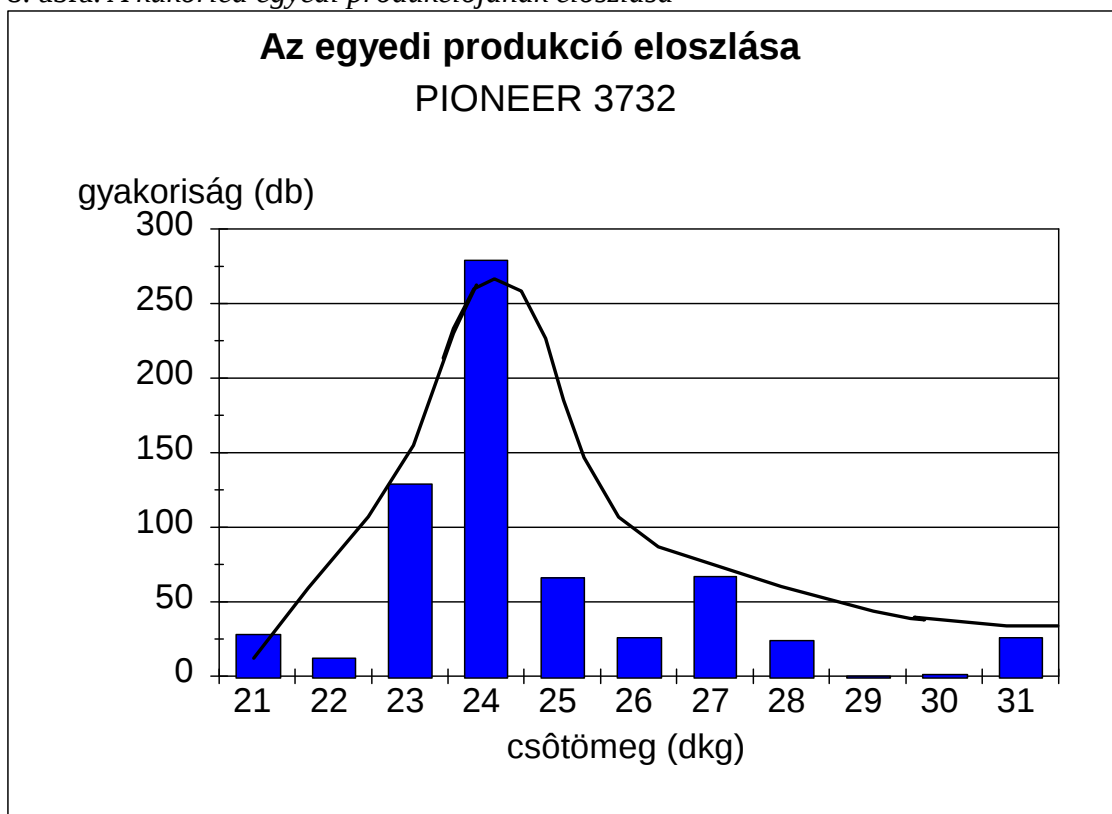
11. táblázat. Az összetett szimmetria tesztelésének eredménye

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 (mátrágya)									
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 mátrágya)									
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 mátrágya)									
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
SUMS OF SQUARES AND CORRELATION MATRIX OF THE									
ORTHOGONAL COMPONENTS POOLED FOR ERROR 8, D.F.=72 (tőszám x hibrid x mátrágya)									
4.22099	1.000								
5.17750	-0.115	1.000							
2.25936	0.197	0.582	1.000						
5.31933	0.052	-0.065	0.432	1.000					
6.99698	0.031	0.377	0.610	0.643	1.000				
1.13413	0.179	0.046	-0.337	0.058	0.315	1.000			
3.82495	0.454	-0.151	0.225	0.093	-0.466	-0.438	1.000		
12.33209	0.031	0.167	-0.456	-0.886	-0.492	0.354	-0.129		
6.57506	-0.791	0.420	-0.145	-0.025	0.200	0.057	-0.695		
0.83100	-0.276	-0.204	-0.197	0.450	-0.207	-0.306	0.225		
5.81273	-0.343	0.148	-0.485	-0.229	-0.118	0.140	-0.558		
1.52011	-0.175	0.338	0.464	0.312	0.348	-0.547	-0.172		
12.33209	1.000								
6.57506	-0.015	1.000							
0.83100	-0.564	0.321	1.000						
5.81273	0.140	0.752	0.426	1.000					
1.52011	-0.603	0.458	0.438	0.410	1.000				
SPHERICITY TEST APPLIED TO ORTHOGONAL COMPONENTS - TAIL PROBABILITY									0.0000

4.5.2 A normális eloszlás feltételének vizsgálata

A variancia-analízisek ill. lineáris matematikai modellek alkalmazásának második feltétele, hogy az általunk vizsgált sokaság normális eloszlású legyen. A probléma megközelítésére Dr. Nagy János 1985-ben, kukorica kultúrában mért adatait használtam fel. A vizsgálatba vont terület 100 m² volt, ahol mindenegyes kukorica csőtömegét megmérték. A csőtömeg nyers, csutkával együtt mért tömeget jelent. A száraz szemtermést 0.6-0.65-tel való szorzás útján kaphatjuk meg. Az elemzés során a nyers csőtömeget használtam. A mérések során több hibrid is szerepelt ezek közül csak kettőt mutatok be egy Pioneer 3732-t 52. oldalon a 12. táblázatban és a Pioneer 3901-t, mely utóbbi eredménye 53. oldalon a 13. táblázatban található meg. A tényleges tőszámok 65 és 75 ezer/ha között változtak. Az egyedi produkció eloszlását az alábbiakban a Pioneer 3732 hibriden szemléltetem, ami a 8. ábrán látható.

8. ábra. A kukorica egyedi produkciójának eloszlása



12. táblázat. A Pioneer 3732 kukorica hibrid egyedi produkciójának statisztikai értékelése

PIONEER 3732					
REMAINING NUMBER OF CASES			658		
			MAX	VALUE	ZSCORE CASE #
			MIN	31.0000000	3.183 633
VARIABLE NUMBER			1	21.0000000	-1.757 1
NUMBER OF DISTINCT VALUES .			10		
NUMBER OF VALUES COUNTED .			658	VALUE	VALUE/S.E.
NUMBER OF VALUES NOT COUNTED			0	SKEWNESS	1.31 13.747
				KURTOSIS	2.19 11.471
ESTIMATE			ST.ERROR		ESTIMATE
MEAN	24.5562300		0.0789179	ST.DEV.	2.0243640
MEDIAN	24.0000000		0.0000000	VARIANCE	4.0980510
MODE	24.0000000			RANGE	10.0000000
				(Q3-Q1)/2	1.0000000
			LOWER 95% C.L. OF MEAN		24.4012700
			UPPER 95% C.L. OF MEAN		24.7111900
				Q1	23.0000000
				Q3	25.0000000
TEST OF NORMALITY				S-	22.5318700
W STATISTIC 0.8259				S+	26.5806000
SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000					
EACH ' ' BELOW = 0.1500					
M	S	Q	M	Q	S
-	1		3		+
I.....E.....A					
N	D	A			X
	I	N			
PERCENTS					
VALUE	COUNT	CELL	CUM	VALUE	COUNT CELL CUM
21.	28	4.3	4.3	26.	26 4.0 82.1
22.	12	1.8	6.1	27.	67 10.2 92.2
23.	129	19.6	25.7	28.	24 3.6 95.9
24.	279	42.4	68.1	30.	1 0.2 96.0
25.	66	10.0	78.1	31.	26 4.0 100.0

A 12. és 13. táblázatokban a mintára jellemző értékeket találjuk. Átlag, medián, módusz, maximális, minimális értékek ill. ezek standardizált értékei (y-score). A ferdeség (skewness), és csúcosság (kurtosis) jellemző értékei.

A ferdeség az adathalmaz sűrűségfüggvényének a szimmetriáját adja meg. Szimmetrikus eloszlás esetén zero az értéke. Pozitív érték esetén jobbra, negatív esetben balra ferde a sűrűség függvény. Standardizált értéke: VALUE/S.E.

A csúcosság vagy lapultság jellemzésére használt paraméter várható értéke normál eloszlás esetén zérus. Standardizált értéke: VALUE/S.E., ha értéke -2 és +2 közé esik normál eloszlásnak fogadható el.

További értékek a táblázatban: interquartilisek, az átlag alsó és felső 95 %-os konfidencia intervalluma és a normális eloszlás tesztelésére Shapiro és Wilk W statisztika. A minta értékeinek relatív és kumulált gyakoriságának megadása.

13. táblázat. A Pioneer 3901 kukorica hibrid egyedi produkciójának statisztikai értékelése

PIONEER 3901					
NUMBER OF CASES READ.			736		
			VALUE	ZSCORE	CASE #
			MAX	29.0000000	9.290
			MIN	12.0000000	-4.472
VARIABLE NUMBER			1		736
NUMBER OF DISTINCT VALUES .			11		1
NUMBER OF VALUES COUNTED. .			736	VALUE	VALUE/S.E.
NUMBER OF VALUES NOT COUNTED			0	SKEWNESS	21.485
				KURTOSIS	74.937
H					
H					
H					
			EACH 'H' REPRESENTS	46 COUNTS	
			EACH '-' REPRESENTS	.750000 UNITS	
H					
			L =	10.5000	
			U =	31.5000	
HH					
HH					
HH H					
H	H	HHH	HHH	H H	H
L-----U					
			ESTIMATE	ST.ERROR	ESTIMATE
MEAN	17.5244600		0.0455333		ST.DEV.
MEDIAN	17.0000000		0.0000000		VARIANCE
MODE	17.0000000				RANGE
					(Q3-Q1)/2
			LOWER 95% C.L. OF MEAN		17.4350700
			UPPER 95% C.L. OF MEAN		17.6138500
			Q1		17.0000000
			Q3		18.0000000
			S-		16.2891700
			S+		18.7597400
TEST OF NORMALITY					
W STATISTIC		0.7237			
SIGNIFICANCE LEVEL		0.0000			
			EACH ' ' BELOW = 0.2500		
			S	Q	Q
M			-	M	M
I				3	+
N					
			D	A	
			I	N	
PERCENTS					
VALUE	COUNT	CELL	CUM	VALUE	COUNT
12.	3	0.4	0.4	20.	2
15.	15	2.0	2.4	21.	34
16.	11	1.5	3.9	22.	1
17.	453	61.5	65.5	24.	1
18.	154	20.9	86.4	29.	1
19.	61	8.3	94.7		
PERCENTS					
VALUE	COUNT	CELL	CUM	VALUE	COUNT
12.	3	0.3	95.0	20.	2
15.	15	4.6	99.6	21.	34
16.	11	0.1	99.7	22.	1
17.	453	0.1	99.9	24.	1
18.	154	0.1	100.0	29.	1
19.	61				

Wilks W-statisztikával 3-tól 2000 ig terjedő sokaság normalitását tesztelhetjük. A W értéke normális eloszlás esetén maximum 1. Ennél kisebb értékek esetén nem normál eloszlást vizsgáltunk. A normál eloszlás kezdeti értéke 0.9-től van. Szignifikancia-érték vizsgálatakor, ha az α 0.05-nél kisebb elvetjük a normális eloszlás hipotézisét.

A 12. táblázatot vizsgálva megállapítható, hogy a mintában 21 dkg-tól 31 dkg-ig fordulnak elő a csövek. A legnagyobb csőtömeget beszorozva a tőszámmal, jelen esetben 658 növény/100 m², 20.4 t/ha-os termést kapunk, ami 13.26 t/ha-os száraz szemtermésnek felel meg. Megállapítható, hogy van a sokaságban a lehetséges maximális terméshez közelálló növényegyed is, természetesen nem nagy számmal. Az átlag 24.6 dkg, de a csövek 70 %-a 25 dkg alatt található. A 25 dkg feletti csövek gyakorisága kicsi, nem nagy a valószínűsége az ilyen csövek előfordulásának. Ez nem azt jelenti, hogy nincs, csak kevés van belőlük. Az eloszlás jobbra ferde, a kisebb egyedi produkcióval rendelkező egyedek

gyakrabban fordulnak elő, mint a nagyobbak. Felülről valami korlátozza az egyedek kifejlődését. Ez a korlátozó tényező a többi egyed, amik felhasználják a tápanyagot, vizet, fényt, stb. Az élettér nem korlátlan, hanem korlátos. Esetünkben ez a korlát egy nagyon kedvező termesztési körülmény között alakult ki, hisz ha megnézzük a termésátlag alakulását, nagy számot kapunk 10.5 t/ha. Ez a termés Magyarországon üzemi körülmények között nagy termésnek számít. Még ilyen, kiemelkedően jó körülmények között is a korlátozott élettér jut érvényre. El lehet képzelni, hogy egy átlagos termés kialakulásakor mennyire lecsökken az egyedi produkció és milyen kicsi lesz a nagy csövek előfordulásának valószínűsége. Pl. a 53. oldalon a 13. táblázatban a Pioneer 3901 esetében 12 dkg-tól 29 dkg-ig fordulnak elő a csövek, de 18 dkg alatt van az állomány 86%-a.

Visszatérve a Pioneer 3732-re a szórást vizsgálva megállapítható, hogy ± 2.02 dkg átlagban csövenként. Egy hektárra vetítve 16.1 ± 1.3 t nyers csőtömeg.

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

Ezek szerint a földművelési kísérletekben, ahol a tesztelesek indikálója a növény, érdemes a növényállományok sokaságával foglalkozni, mert ezek összegének ill. átlagának (az eloszlás szempontjából teljesen egyenrangú ez a két fogalom) eloszlása normál eloszlású.

Összegzésként elmondható, hogy a földművelési kísérleteknél ez az n-elemű minta nagyon sajátos. A szántóföldi kísérleteknél növényállományokkal dolgoznak, az n-elemű minta nem n számú növényegyet jelent, hanem n számú ismétléssel vett k elemű növényt (növényállományt). Ez n ismétléssel vett k elemű minta. A k elemű minta átlaga illetve összege, nagy k esetében, normális eloszlást követ, mivel bármilyen eloszlású sokaságból vett n elemű minta átlaga normális eloszlású. A k nagyságának a meghatározása, az általunk választott megbízhatósági szinten, az adott jelenség eloszlásának ismeretében megadható. A k ismeretében kell meghatározni az adott növényfaj esetében a legkisebb parcella méretét. (Az egy növényegyre jutó tenyésztőterületet szorozni kell k-val.)

Az első lépés tehát meghatározni a növényállomány egyedi produktivitásának eloszlását. Itt több probléma is felvetődik. Az első, hogy az n ismétléssel vett növényállomány átlagok eloszlásából nem lehet következtetni a növényállományban lévő egyedek egyedi produktivitásának eloszlására. A másik az, ha egy normális eloszlású jelenség ill. valószínűségi változó eloszlását a sokaságból vett minta alapján becsüljük nem biztos, hogy normális eloszlást kapunk. Ennek több oka is lehet, pl. kevés mintát vettünk, azaz kicsi volt az ismétlés szám. Ha ilyenkor elvetjük a normális eloszlást, és a várható értéket valamilyen más eloszlás alapján becsüljük torz becslést kapunk. Sajnos a mezőgazdasági kutatásban a gyakorlatban alkalmazott termesztéstechnológiák mellett néhány gyakran vizsgált tulajdonság nem normális eloszlású. Ilyen például az egyedi produkció eloszlása. 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.

4.5.3 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 30m^2 -es, tehát a 30m^2 -es parcellák ismételéseinek 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. A talajművelés hatását a szórásra a 14. táblázat mutatja. Az 1991. esztendőt kivéve egész homogén a szórás évente. Nincs olyan talajművelés, ami következetesen nagyobb vagy kisebb szórást mutatna évről évre.

14. táblázat. A talajművelés hatása a szórásra (kg/ha)

Év	Talajművelés		
	Őszi szántás	Tavaszi szántás	Szántatlan
1989	443	410	457
1990	534	502	492
1991	1262	1001	962
1992	533	560	594
1993	534	512	461
1994	382	435	475

A műtrágyázott parcellák szórásait, tehát a 30m^2 -es négy ismételés átlagos szórását, a 15. táblázat mutatja. Itt is értelemszerűen az 1991-es év a kiugró, nem illik bele a többi évben kapott eredményekbe. Elég homogén az évenkénti szórás. Nincs olyan műtrágyakezelés, amely szisztematikusan nagyobb vagy kisebb szórást okozna a termésátlagok alakulásában.

15. táblázat. A műtrágyázott kezelések szórásai (kg/ha)

Év	Műtrágyázás		
	Nem trágyázott	120 kg N/ha	240 kg N/ha
1989	477	425	407
1990	551	466	508
1991	1173	981	1095
1992	601	527	558
1993	517	540	448
1994	432	483	375

Az állománysűrűség hatását a termésátlagok szórására a 16. táblázat mutatja. Az eredmény nagyon hasonló a talajművelés hatására. Érdekes, hogy nem lehet kimutatni a tőszám növekedésével a szórás csökkenését, pedig matematikailag ezt várnánk. Mi lehet ennek az oka? A szórás csökkenésének feltétele, hogy a tőszám növekedésével az egyedi produkció szórása ne változzon, és ezzel egyidejűleg a tőszám variabilitása állandó maradjon. A kapott eredmények alapján e két feltétel nem teljesült. Valószínűleg, a tőszámban bekövetkező egyenetlenség az oka, hogy a várt jelenséget nem tudtuk kimutatni.

16. táblázat. Az állománysűrűség hatása a szórásra (kg/ha)

Év	Tőszám ezer/ha				
	60	70	80	90	100
1989		340	450	481	464
1990		504	471	579	477
1991		948	1203	1145	1030
1992		431	657	582	559
1993	478	467	593	463	
1994	332	524	466	381	

A műtrágyázást kivéve a másik két kezelés “főparcellákon” lett elhelyezve. A tőszám parcellája tartalmazza a három műtrágyakezelés szintjeit. A tőszám-parcella szórásának vizsgálatakor, tehát három-három területet kell összevonni, és ezután kell elvégezni a számításokat. Az elméletileg várt szórások a 16. táblázat adatainak $\sqrt{3}$ -mal történő osztásával kaphatók meg. Az állománysűrűség elméleti és mért szórását a 17. táblázat tartalmazza.

17. táblázat. Az állománysűrűség elméleti és mért szórása

Év	Állománysűrűség									
	60 ezer/ha		70 ezer/ha		80 ezer/ha		90 ezer/ha		100 ezer/ha	
	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért
1989			196	<u>220</u>	260	<u>275</u>	278	<u>325</u>	268	<u>354</u>
1990		-	291	<u>296</u>	272	256	334	<u>365</u>	275	189
1991		-	547	536	695	<u>696</u>	661	<u>779</u>	595	<u>684</u>
1992	-	-	294	191	379	<u>444</u>	336	<u>377</u>	323	<u>393</u>
1993	276	<u>294</u>	270	234	342	<u>423</u>	267	<u>309</u>	-	-
1994	192	<u>247</u>	303	<u>403</u>	269	<u>292</u>	220	<u>239</u>	-	-

Aláhúztam azokat a mért szórásokat, amelyek az elméletinél nagyobbak. Megfigyelhetjük, hogy gyakrabban fordulnak elő, mint a kisebb szórások. A varianciákat összehasonlítva azonban ezek nem tekinthetők igazi eltérésnek, tehát a gyakorlatban a mért és számított szórások nem térnek el egymástól.

A talajművelésnél a helyzet ugyanaz, csak itt egy talajművelési főparcella tartalmazza az összes tőszámkezelési szintet. A várt szórás ezek szerint a 14. táblázat adatainak $\sqrt{12}$ -vel való osztásával nyerhetők. A talajművelés elméleti és mért szórását a 18. táblázat tartalmazza. Itt is gyakrabban fordulnak elő a vártnál nagyobb szórások. Ahogy növekszik a terület egyre gyakoribb ez a jelenség, valószínűleg a talajheterogenitása okozza, ami a parcella méretének növekedésével együtt nő.

18. táblázat. A talajművelés elméleti és mért szórása

Év	Talajművelés					
	Őszi szántás		Tavaszi szántás		Szántatlan	
	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért	Elméleti	Mért
1989	128	<u>197</u>	118	<u>154</u>	131	<u>251</u>
1990	154	<u>176</u>	145	<u>214</u>	142	112
1991	364	<u>425</u>	289	<u>367</u>	278	<u>554</u>
1992	154	<u>282</u>	162	<u>293</u>	171	133
1993	154	<u>177</u>	148	<u>150</u>	133	<u>153</u>
1994	110	61	126	<u>172</u>	137	<u>294</u>

A fenti táblázatokból látható, hogy teljesen véletlenül egy-egy esztendőben a kezelésszintek termésátlagainak szórásai eltérnek, szignifikáns különbség adódik közöttük. Az évenkénti előfordulás teljesen véletlen, nincsenek kitüntetett esztendők. A továbbiakban meg kell vizsgálni, hogy mi okozza ezt az eltérést. Van-e valamilyen logikai vagy szakmai magyarázata az eltéréseknek? 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 korreláció-analízis alkalmas eszköz. Az elvégzett korreláció-analízisek eredményei alapján, 19. táblázat az 1991. esztendő kivételével nincs összefüggés a szórás és a termés nagysága között. Az 1992. évben 10%-on gyenge pozitív kapcsolatot lehet kimutatni, ami az előző évi negatív kapcsolatot figyelembe véve valószínűleg a véletlennek tulajdonítható. A hat évet együtt elemezve nagy biztonsággal ki lehet jelenteni, hogy a szórás független a termésátlag nagyságától.

19. táblázat. Korreláció-analízis a termésátlag és a szórás között

Év	Megfigyelések száma (N)	Korrelációs együttható (r)	Szignifikancia szint (p)
1989.	108	0,037	0,704
1990.	216	-0,115	0,093
1991.	216	-0,302	<0,001
1992.	216	0,131	0,055
1993.	216	0,014	0,833
1994.	360	-0,002	0,963

A továbbiakban 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 véletlennek, 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 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:

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

2. A növekvő műtrágya adagok se nem növelik, se nem csökkentik a termésátlagok szórását egy adott esztendőn belül. Nem állapítható meg összefüggés közöttük.

3. A termésátlag és a szórás nagysága között nem állapítható meg összefüggés. A nagyobb termésekhez is ugyanakkora szórás tartozik, mint a kisebbhez.

4.6 A variancia-analízisek eredményei

A variancia-analízis, ill. a földművelési kísérletek sajátosságait is figyelembe vevő módszerek összehasonlítását, terjedelmi okok miatt, csak egyetlen esztendőben mutatom be. A kísérletekből véletlenül kiválasztva egyet az 1991. esztendőre esett a választás. A vizsgált tényezők talajművelés, tőszám, hibrid és műtrágyázás ill. ezek kölcsönhatásai.

Mivel a kísérletben négy tényező hatását vizsgálták, ezért lépésről-lépésre haladva mutatom be az elrendezéshez hű variancia-analíziseket az egytényezőtől haladva a négytényezőséig. Minden lépésnél megadom az elrendezési vázlatot, ha az érthetőség ezt megkívánja, a kísérlet leírását, az elméleti variancia-táblázatot, ahol a szabadságfokok az elrendezéshez igazodnak, ill. elvi megfontolások útján alakulnak ki. A több tényezős elemzéseknél megadom a BMDP-batch file-t, ha valaki ezt a programot használja, segítség lehet számára. Az ismételt mérési tényezőknél, amik az osztó parcellákon lettek elhelyezve, a Greenhouse-Geisser és a Huynh-Feldt próba eredményeit is bemutatom

20. táblázat. A kezelések és szintjei

Kezelések	Jelölés	Szintek
Talajművelés	A	3
Tőszám	B	4
Hibrid	C	3
Műtrágyázás	D	3

A főparcellán a talajművelés, az osztóparcellákon a tőszám, hibrid és műtrágyázás lett elhelyezve négy ismétlésben.

A legnagyobb főparcellán tehát a talajművelés található. Ennek oka, hogy a talajművelés a reá jellemző hatását csak nagyobb összefüggő területen tudja kifejteni. E tényező beállításának a célja a különböző talajművelési eljárások termésre és talajra gyakorolt hatásának számszerűsítése. Tisztázni szeretnénk a hatását a gyakorlatban alkalmazott tőszám, hibrid és műtrágya-adag intervallumok alkalmazása mellett. A különböző kezelésváltozatok beállításával a célunk olyan általánosítható összefüggés megállapítása, mely a köztermesztésben előforduló szinte valamennyi agrotechnikai beavatkozás mellett helytálló.

Kiértékelés adott talajművelés, tőszám és hibrid változaton belül:

9. ábra. *Elrendezési vázlat*

		Ismétlések			
		I.	II.	III.	IV.
Műtrágya-kezelések	1	2	1	3	
	2	1	3	1	
	3	3	2	2	

Kísérlet leírása: egytényezős véletlen blokk elrendezés négy ismétlésben.

21. táblázat. *Variancia-táblázat*

Tényező	FG	Megjegyzés
Összes	$(3*4)-1=11$	
Műtrágya	$(3-1)=2$	
Ismétlés	$(4-1)=3$	
Mtrgy*Ismétlés	$(3-1)*(4-1)=6$	Ez a Hiba(műtrágya)

Kiértékelés adott talajművelés és tőszám változaton belül:

10. ábra. *Elrendezési vázlat*

	1	2	3
Műtrágyázás	2	1	1
	3	3	2
	A	B	C
	Hibridek		

Négy ismétlésben.

Kísérlet leírása: kéttényezős osztott parcellás elrendezés, főparcellán a hibrid, osztóparcellán a műtrágya-kezelések elhelyezve.

22. táblázat. *Variancia-táblázat*

Tényező	FG	Megjegyzés
Összes	$(3*3*4)=35$	
Hibrid	$(3-1)=2$	
Ismétlés	$(4-1)=3$	
Hiba(hibrid)	$(3-1)*(4-1)=6$	Ez a Hibrid*Ismétlés
Műtrágyázás	$(3-1)=2$	
Mtrgy*Hibrid	$(3-1)*(3-1)=4$	
Hiba(műtrágya)	$3*(4-1)*(3-1)=18$	Pooled error, mivel a Mtrgy*Ism és a Mtrgy*Hibrid*Ism-t tartalmazza

Ebben az elrendezésben az osztóparcellán elhelyezett kezelés és ismétlés kölcsönhatása is becsülhető, de ezt a hibával össze szokták vonni, és pooled error néven feltüntetni a táblázatban. Ezt az összevonást akkor lehet megtenni, ha a kölcsönhatás feltételezhetően nulla és a kísérlet kiegyensúlyozott.

Példa: 1991. év, Öntözetlen, Őszi szántás, 70000 tő/ha mellett elvégzett analízis.

BMDP batch file:

/VARIABLE NAME=Hibrid,Ismetles,
M1,M2,M3.

/DESIGN GROUPING=Hibrid, Ismetles.
DEPENDENT=3 to 5.
NAMES=Mutragya.
LEVEL=3.
EXCLUDE=12.

/GROUP CODES(Hibrid)=1,2,3.
NAMES(Hibrid)=Dekalb,Pannonia,Volga.
CODES(Ismetles)=1,2,3,4.

23. táblázat. *Variancia-analízis eredménye*

SOURCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F	TAIL PROB.
MEAN	4426.90629	1	4426.90629	5536.54	0.0000
Hibrid	13.66445	2	6.83223	8.54	0.0175
Ismetles	0.04241	3	0.01414	0.02	0.9964
1 ERROR	4.79748	6	0.79958		
Mutragya	21.82065	2	10.91032	12.50	0.0004
MH	3.06470	4	0.76617	0.88	0.4967
2 ERROR	15.71338	18	0.87297		

A fenti táblázatból látható, hogy a hibridek szignifikánsan különböznek egymástól ebben a kezelés kombinációban. A négy ismétlés egyforma, statisztikailag nem különböznek. A műtrágyázás termésmenvelő hatása szignifikáns, az alkalmazott dózisok eltérő hatást mutatnak. Érdekes, hogy a műtrágyázás*hibrid elsőrendű kölcsönhatás nem szignifikáns, ami azt jelenti, hogy a hibridek trágyahasznosító képessége nem tér el egymástól ebben a kezeléskombinációban. Ennek két oka lehet. Az egyik, hogy valamelyik főparcella kezelés olyan erős hatást gyakorolt a rajta elhelyezett hibridekre, hogy az esetlegesen meglévő különbségeket elfedte, vagy a másik ok lehet a kevés megfigyelési szám.

24. táblázat. Az ismételt mérési tényező variancia-analízisének eredménye

SOURCE	GREENHOUSE	HUYNH
	GEISSER	FELDT
	PROB.	PROB.
Mutragya	0.0005	0.0000
MH	0.2180	0.1881
MI	0.0362	0.0158

Az ismételt mérési tényező variancia-analízisének eredménye nem tér el a hagyományos teszt eredményétől.

ERROR	EPSILON FACTORS FOR DEGREES OF FREEDOM ADJUSTMENT	
TERM	GREENHOUSE - GEISSER	HUYNH - FELDT
2	0.6926	1.0000

A szabadságfokok korrekciója a Greenhouse-Geisser eljárás szerint 69%-os volt, ennyivel kell csökkenteni a szabadságfokok számát.

Kiértékelés adott talajművelési változaton belül:

Kísérlet leírása: háromtényezős kétszeresen osztott parcellás elrendezés, főparcellán a tőszám, osztóparcellán a hibrid és műtrágya-kezelések elhelyezve.

25. táblázat. *Variancia-táblázat*

Tényező	FG	Megjegyzés
Összes	$(4*4*3*3)-1=143$	Ez a Tőszám*Ismétlés
Ismétlés	$(4-1)=3$	
Tőszám	$(4-1)=3$	
Hiba(tőszám)	$(4-1)*(4-1)=9$	
Hibrid	$(3-1)=2$	Pooled Error
Hibrid*Tőszám	$(3-1)*(4-1)=6$	
Hiba(hibrid)	$4*(4-1)*(3-1)=24$	
Műtrágyázás	$(3-1)=2$	
Tőszám*Műtrágya	$(4-1)*(3-1)=6$	
Hibrid*Műtrágya	$(3-1)*(3-1)=4$	
Tőszám*Hibrid*Műtrágya	$(4-1)*(3-1)*(3-1)=12$	Pooled Error
Hiba(műtrágya)	$4*3*(4-1)*(3-1)=72$	

Példa: 1991. év, Öntözetlen, Őszi szántás mellett elvégzett analízis.

BMDP batch file:

/VARIABLE NAME=Toszam,Ismetles,

H1M1,H1M2,H1M3, H2M1,H2M2,H2M3, H3M1,H3M2,H3M3.

/DESIGN GROUPING=Toszam, Ismetles.

DEPENDENT=3 to 11.

NAMES=Hibrid,Mutragya.

LEVEL=3,3.

EXCLUDE=12.

/GROUP CODES(Toszam)=1,2,3,4.

CODES(Ismetles)=1,2,3,4.

26. táblázat. *Variancia-analízis eredménye*

SOURCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F	TAIL PROB.
MEAN	16922.54086	1	16922.54086	19135.15	0.0000
Toszam	12.22973	3	4.07658	4.61	0.0323
Ismetles	9.51048	3	3.17016	3.58	0.0595
1 ERROR	7.95932	9	0.88437		
Hibrid	76.66207	2	38.33104	44.88	0.0000
HT	10.37750	6	1.72958	2.03	0.1015
2 ERROR	20.49645	24	0.85402		
Mutragya	85.23420	2	42.61710	26.87	0.0001
MT	4.98727	6	0.83121	0.52	0.7882
HM	14.03222	4	3.50805	2.21	0.0076
HMT	10.64771	12	0.88731	0.56	0.8671
3 ERROR	114.19499	72	1.586042		

A főhatásokat tanulmányozva a fenti táblázatból megállapítható, hogy a tőszám, hibrid és műtrágyázás hatása szignifikáns, a termésátlagok alakulását erősen befolyásolják. Érdekes, hogy az ismétlések is közel 6%-os szignifikancia mellett a terméseket módosították. Az elemzés jelenlegi fázisában a kísérleti tér jelentősen növekedett, és az ismétlések térben távolabb kerültek egymástól. A távolság növekedésével a talajheterogenitás is nőtt. A kölcsönhatások elemzése azt mutatja, hogy a műtrágyázás termést módosító hatása hibridenként jelentősen eltér, ugyanazon műtrágyaadagnak más-más termésnövelő hatása van a különböző hibridek esetében.

27. táblázat. Az ismételt mérési tényezők variancia-analízisének eredménye

SOURCE	GREENHOUSE GEISSER PROB.	HUYNH FELDT PROB.
Hibrid	0.0000	0.0000
HT	0.0823	0.0680
HI	0.1744	0.1589
Mutragya	0.0000	0.0000
MT	0.6859	0.6974
MI	0.0020	0.0013
HM	0.0433	0.0208
HMT	0.5773	0.6131
HMI	0.8790	0.9338
ERROR TERM	EPSILON FACTORS FOR DEGREES OF FREEDOM ADJUSTMENT	
	GREENHOUSE - GEISSER	HUYNH - FELDT
2	0.8524	1.0000
3	0.9176	1.0000
4	0.6493	1.0000

Az ismételt mérési tényezők variancia-analízisének eredménye tendenciáját tekintve megegyezik a hagyományos eljárások eredményeivel, eltérés csak az elfogadási tartományok szintjében van.

A teljes kísérlet kiértékelése:

Kísérlet leírása: négytényezős háromszorosan osztott parcellás elrendezés, főparcellán a talajművelés, osztóparcellán a tőszám, hibrid és műtrágya-kezelések elhelyezve.

28. táblázat. A teljes kísérlet kiértékelésének variancia-táblázata

Tényező	FG	Megjegyzés
Összes	$(3*4*4*3*3)-1=431$	
Ismétlés	$(4-1)=3$	
Talajművelés	$(3-1)=2$	
Hiba(talajművelés)	$(4-1)(3-1)=6$	Ismétlés*Talajművelés
Tőszám	$(4-1)=3$	
Tőszám*Talajművelés	$(4-1)(3-1)=6$	
Hiba(tőszám)	$(4-1)(4-1)=27$	Pooled Error
Hibrid	$(3-1)=2$	
Hibrid*Talajművelés	$(3-1)(3-1)=4$	
Tőszám*Hibrid	$(4-1)(3-1)=6$	
Tőszám*Hibrid*Talajműv	$(4-1)(3-1)(3-1)=12$	
Hiba(hibrid)	$4*(4-1)(3-1)=72$	Pooled Error
Műtrágyázás	$(3-1)=2$	
Műtrágyázás*Talajművelés	$(3-1)(3-1)=4$	
Tőszám*Műtrágya	$(4-1)(3-1)=6$	
Hibrid*Műtrágya	$(3-1)(3-1)=4$	
Tőszám*Műtrágya*Talajműv	$(4-1)(3-1)(3-1)=12$	
Hibrid*Műtrágya*Talajműv	$(3-1)(3-1)(3-1)=8$	
Tőszám*Hibrid*Műtrágya	$(4-1)(3-1)(3-1)=12$	
Tősz*Hibrid*Mtrgy*Talajm	$(4-1)(3-1)(3-1)(3-1)=24$	

Hiba(műtrágya)	$4*3*(4-1)(3-1)=216$	Pooled Error
----------------	----------------------	--------------

BMDP batch file:

/VARIABLE NAME=Talajmuv,Ismetles,

S1H1M1,S1H1M2,S1H1M3, S1H2M1,S1H2M2,S1H2M3, S1H3M1,S1H3M2,S1H3M3,
S2H1M1,S2H1M2,S2H1M3, S2H2M1,S2H2M2,S2H2M3, S2H3M1,S2H3M2,S2H3M3,
S3H1M1,S3H1M2,S3H1M3, S3H2M1,S3H2M2,S3H2M3, S3H3M1,S3H3M2,S3H3M3,
S4H1M1,S4H1M2,S4H1M3, S4H2M1,S4H2M2,S4H2M3, S4H3M1,S4H3M2,S4H3M3,

/DESIGN GROUPING=Talajmuv, Ismetles.

DEPENDENT=3 to 38.

NAMES=Suruseg,Hibrid,Mutragya.

LEVEL=4,3,3.

/GROUP CODES(Talajmuv)=1,2,3.

NAMES(Talajmuv)=Oszi_szant,Tavaszi_szant,Szant_lan.

CODES(Ismetles)=1,2,3,4.

29. táblázat. A BMDP output listája a variancia-analízis eredményéről

	SOURCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F	TAIL PROB.
	MEAN	48073.60746	1	48073.60746	18398.24	0.0000
	Talajmuv	127.64621	2	63.82310	24.43	0.0013
	Ismetles	37.44121	3	12.48040	4.78	0.0496
1	ERROR	15.67768	6	2.61295		
	Suruseg	6.79642	3	2.26547	2.09	0.1374
	ST	54.15270	6	9.02545	8.32	0.0002
	SI	6.07265	9	0.67474	0.62	0.7634
2	ERROR	19.51654	18	1.08425		
	Hibrid	129.50487	2	64.75243	42.76	0.0000
	HT	15.56317	4	3.89079	2.57	0.0921
	HI	1.24082	6	0.20680	0.14	0.9885
3	ERROR	18.17391	12	1.51449		
	SH	3.50792	6	0.58465	0.82	0.5609
	SHT	28.86737	12	2.40561	3.38	0.0023
	SHI	16.84427	18	0.93579	1.31	0.2364
4	ERROR	25.62934	36	0.71193		
	Mutragya	282.31637	2	141.15818	54.45	0.0000
	MT	54.37517	4	13.59379	5.24	0.0112
	MI	31.98445	6	5.33074	2.06	0.1356
5	ERROR	31.10894	12	2.59241		
	SM	5.14927	6	0.85821	1.09	0.3857
	SMT	12.17108	12	1.01426	1.29	0.2659
	SMI	26.55695	18	1.47539	1.88	0.0530
6	ERROR	28.28716	36	0.78575		
	HM	20.44538	4	5.11134	13.64	0.0000
	HMT	7.36124	8	0.92016	2.45	0.0424
	HMI	11.04534	12	0.92044	2.46	0.0295
7	ERROR	8.99618	24	0.37484		
	SHM	19.67374	12	1.63948	2.11	0.0267
	SHMT	16.14243	24	0.67260	0.86	0.6452
	SHMI	32.41186	36	0.90033	1.16	0.2945
8	ERROR	56.00422	72	0.77784		

30. táblázat. Az ismételt mérési tényező variancia-analízisének eredménye

SOURCE	GREENHOUSE GEISSER PROB.	HUYNH FELDT PROB.
Suruseg	0.1548	0.1374
ST	0.0008	0.0002
SI	0.7325	0.7634
Hibrid	0.0000	0.0000
HT	0.1151	0.0921
HI	0.9762	0.9885
SH	0.4997	0.5609
SHT	0.0203	0.0023
SHI	0.2955	0.2364
Mutragya	0.0000	0.0000
MT	0.0208	0.0112
MI	0.1620	0.1356
SM	0.3751	0.3857
SMT	0.3162	0.2659
SMI	0.1349	0.0530
HM	0.0003	0.0000
HMT	0.0872	0.0424
HMI	0.0716	0.0295
SHM	0.1158	0.0267
SHMT	0.5547	0.6452
SHMI	0.3670	0.2945
ERROR TERM	EPSILON FACTORS FOR DEGREES OF FREEDOM ADJUSTMENT	
	GREENHOUSE-GEISSER	HUYNH-FELDT
2	0.7931	1.0000
3	0.7838	1.0000
4	0.5040	1.0000
5	0.7836	1.0000
6	0.4445	1.0000
7	0.5874	1.0000
8	0.3154	1.0000

A számítógép által adott variancia-analízis listája a céljainknak még nem mindenben felel meg, és még nem hasonlít a 27. táblázatban felépített variancia-táblázat szerkezetére. A továbbiakban az *hiba*-okat kell összevonni, és ún. Pooled errorokat kell képezni. Az összevonás után kapott variancia-táblázat az alábbiakban látható.

31. táblázat. *Variancia-analízis eredménye az errorok összevonása után*

SOURCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F	TAIL PROB.
MEAN	48073.60746	1	48073.60746	8145.17	0.0000
Talajmuv	127.64621	2	63.82310	24.43	0.0013
Ismetles	37.44121	3	12.48040	4.78	0.0496
1 ERROR	15.67768	6	2.61295		
Suruseg	6.79642	3	2.26547	2.39	0.0907
ST	54.15270	6	9.02545	9.52	0.0000
2 ERROR	25.58919	27	0.94775		
Hibrid	129.50487	2	64.75243	75.33	0.0000
HT	15.56317	4	3.89079	4.53	0.0256
SH	3.50792	6	0.58465	0.68	0.6666
SHT	28.86737	12	2.40561	2.80	0.0034
3 ERROR	61.88834	72	0.85956		
Mutragya	282.31637	2	141.15818	134.68	0.0000
MT	54.37517	4	13.59379	12.97	0.0000
SM	5.14927	6	0.85821	0.82	0.5564
HM	20.44538	4	5.11134	4.88	0.0009
SMT	12.17108	12	1.01426	0.97	0.4808
HMT	7.36124	8	0.92016	0.88	0.5359
SHM	19.67374	12	1.63948	1.56	0.1038
SHMT	16.14243	24	0.64171	0.82	0.9012
4 ERROR	226.39510	216	1.04812		

Véleményem szerint az elsőrendű kölcsönhatások szakmailag elég jól értelmezhetők, viszont a másod és harmadrendű kölcsönhatások értelmezése nagyon nehéz, gyakorlatilag kivitelezhetetlen. A szerencse az, ha ezek a magasabb rendű kölcsönhatások nem szignifikánsak és minden probléma nélkül összevonhatók a hibával. Én abban az esetben is javaslom az összevonást, ha egy másod vagy magasabb rendű kölcsönhatás szignifikáns, de szakmailag nem tudom értelmezni. Az összevonás utáni variancia-táblázat a következő:

32. táblázat. *A variancia-analízis eredménye a kölcsönhatások összevonása után*

SOURCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F	TAIL PROB.
MEAN	48073.60746	1	48073.60746	8145.17	0.0000
Talajmuv	127.64621	2	63.82310	24.43	0.0013
Ismetles	37.44121	3	12.48040	4.78	0.0496
1 ERROR	15.67768	6	2.61295		
Suruseg	6.79642	3	2.26547	2.39	0.0907
ST	54.15270	6	9.02545	9.52	0.0000
2 ERROR	25.58919	27	0.94775		
Hibrid	129.50487	2	64.75243	59.93	0.0000
HT	15.56317	4	3.89079	3.60	0.0093
SH	3.50792	6	0.58465	0.54	0.7755
3 ERROR	90.75571	84	1.08042		
Mutragya	282.31637	2	141.15818	136.28	0.0000
MT	54.37517	4	13.59379	13.12	0.0000
SM	5.14927	6	0.85821	0.83	0.5486
HM	20.44538	4	5.11134	4.93	0.0007
4 ERROR	281.74360	272	1.03582		

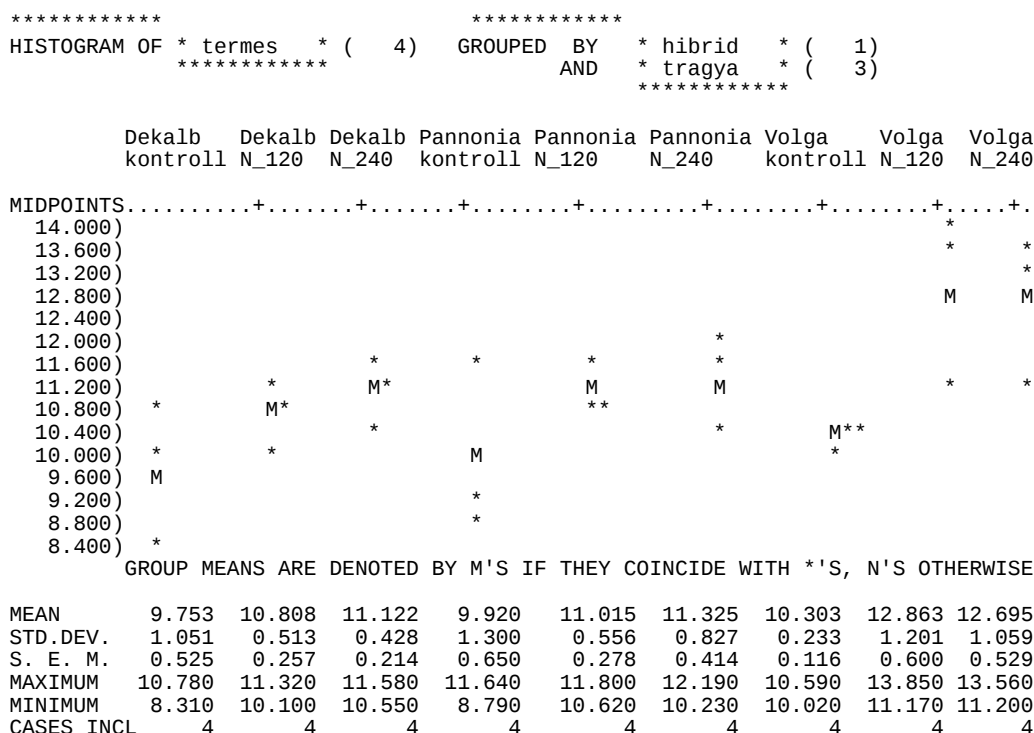
A fenti táblázatból kiolvasható, hogy a talajművelés, ismétlés, hibrid és műtrágyázás szignifikánsan befolyásolták a termések alakulását. A főhatások közül egyedül a tőszám hatását nem lehetett igazolni, aminek egyik oka valószínűleg a túl közeli tőszám intervallum. A másik nyilvánvaló ok a kölcsönhatás vizsgálatakor derül ki, ahol az állománysűrűség és talajművelés kölcsönhatás szignifikanciája állapítható meg. Mit jelent ez? Ezek szerint a különböző talajművelési kezelésekben az alkalmazott tőszámok ellentétes irányú hatást gyakoroltak a termésátlagok alakulására. Az egyik változatban a kis tőszám volt az előnyös a másikban pedig a nagy. Az állománysűrűségnek a hatása ilyenkor nem egyértelmű, nem lehet megadni, hogy melyik a kedvező bármely termesztési körülmény között.

A további kölcsönhatásokat elemezve, megállapítható, hogy szignifikáns a hibrid*talajművelés, műtrágyázás*talajművelés és a hibrid*műtrágyázás. A talajművelés minden kölcsönhatásban statisztikailag igazolhatóan módosította az állománysűrűség, hibrid és műtrágyázás termésre gyakorolt hatását. A főparcellán elhelyezett talajművelés rányomta bélyegét az osztó parcelákon elhelyezett kezelések hatásaira. A hibrid*műtrágyázás kölcsönhatás a hibridek eltérő műtrágya-reakcióját tükrözi.

4.7 A középértékek többszörös összehasonlító tesztjeinek eredményei

A szimultán döntések problematikájának bemutatására azt a kéttényezős példát választottam, aminek a variancia-analízisét az előző fejezetben mutattam be. 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 33. táblázat, 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.

Az előző részben metodikai okokból a csoporton belüli szórások tesztelését nem mutattam be, most pótlom. 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 34. táblázat mutatja.



34. 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 kipróbáljuk és összehasonlítjuk az eredményeket.

35. 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 mindenegyik 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 fenti feltételek esetén a szórás hagyományos meghatározása helyett a ROBUST SD és WINSORIZED SD kiszámítása jobb becslést ad a csoporton belüli szórás nagyságára. Ezek a próbák kevésbé érzékenyek a kiugró értékekre. A különböző módon kiszámított szórások összehasonlítása közvetett módon, a csoporton belüli varianciák egyenlőségére vagy egyenlőtlenségére is rámutat.

36. táblázat. *A hibrid és műtrágyázás kezeléskombinációk összesített leíró statisztikája a robosztus szórás kiszámításával kiegészítve*

ALL GROUPS COMBINED (EXCEPT CASES WITH UNUSED VALUES FOR VARIABLES hibrid AND traga)	
MEAN	11.089
STD. DEV.	1.299
S. E. M.	0.217
MAXIMUM	13.850
MINIMUM	8.310
CASES EXCLUDED	(0)
CASES INCLUDED	36
ROBUST S.D.	1.235

Milyen földművelési kísérletnél várhatjuk, hogy a szórás a kezelések szintjeinek változásával együtt változik? Pl. tőszám kísérleteknél, ahol a kisebb tőszám reprezentálására beállított parcella kevesebb növényt tartalmaz, mint a magasabb tőszámnál. Ilyenkor vagy transzformáljuk az alapadatokat, vagy a fent ismertetett eljárásokhoz fordulunk.

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 (Model1). Minden különbség egyúttal kontraszt is, és az egyformaságot feltételező null-hipotézis érvényessége esetében, valamennyi kontraszt nulla. A kontrasztok

szimultán vizsgálatát a 37. 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 sor és oszlop fejlécek tartalmazzák a kezelések számait és azonosítóit. A „Mean” oszlop a termésátlagot, t/ha-os mértékegységben, a „Sample size” oszlop a minta nagyságát, jelen esetben az ismétlések számát mutatja. A szignifikancia szinteket a „Significancia at” táblázat mutatja, és az értékeket különböző szimbólumokkal jelöli. Az a két kezelés különbözik szignifikánsan egymástól, aminek a metszéspontjában valamilyen szimbólum található. A földművelési kutatásokban a hagyományokhoz híven az 5%, vagy ennél kisebb szignifikancia szintet kell 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 kezelések itt is csak a nem trágyázott Dekalb ill. Pannónia hibridektől különböznek szignifikánsan.

37. táblázat. A Scheffe-eljárás eredménye

SIGNIFICANCE AT				D e k a l b o n t r o l l	N 1 2 0	N 2 4 0	P a n n o n i a t r o l l	N 1 2 0	N 2 4 0	V o l g a o n t r o l l	N 1 2 0	N 2 4 0

1%	LEVEL	**										
5%	LEVEL	*										
10%	LEVEL	-										
>10%	LEVEL											
FOR	36	TESTS										
GROUP NO.	LABEL	MEAN	SAMPLE SIZE									
-----				-----								
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	*	*							

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 kontrolnak.

38. táblázat. *Dunett teszt eredménye*

GROUP NO. LABEL	MEAN	SAMPLE SIZE	CONTROL GROUP	
1 Dekalb kontroll	9.75	4		
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

A teszt eredménye, 38. táblázat nagyon hasonlít a Scheffé-eljárás eredményére. Grafikus megjelenése is hasonló, az oszlopokban a kezelések sorszámai, azonosítói, a termésátlag, az ismétlések száma és valamilyen szimbólummal a szignifikancia szint látható. 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, 39. táblázat (Tukey-teszt), ami grafikusan 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.

39. 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	N	N	ok	N	N	ak	N
>10%	LEVEL			bo			no			o	
FOR	36 TESTS			n	1	2	in	1	2	n	1
				t	2	4	at	2	4	t	2
				r	0	0	r	0	0	r	0
				o			o			o	
GROUP				l			l			l	
NO.	LABEL	MEAN	SAMPLE SIZE	l			l			l	

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 40. táblázat (Student-Newman-Keuls) 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. Függőleges 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 vizsgálódás

szempontját változtatom, más-más kérdést teszek fel, annak megfelelően változik az alkalmazott eljárás, és a kapott válaszok.

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

95% CONFIDENCE LEVEL			
GROUP NO.	LABEL	MEAN	SAMPLE 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

4.8 A kölcsönhatások kimutatása a variancia-komponensek felbontásával

A következőkben egy konkrét kísérleten keresztül szeretném bemutatni a kölcsönhatások becslésének módszerét. A variancia-komponensek felbontásának matematikai módszere mindig a főátlaghoz viszonyított hatások értékei adja meg, így egy kezeléson 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.

A 43. táblázatban található a statisztikai program output listája. A lista első sorai az elméleti modell megalkotását mutatják be. Fix hatásnak vettem az öntözést, műtrágyázást és a kettő kölcsönhatását. Random tényező az ismétlés, ami ebben az esetben a látóképi talaj heterogenitását és a hibrid szórását mutatja kukorica szemtermés szórás formájában. A következő sorok a hatótényezők szintjeit mutatják be. Öntözés három, műtrágyázás öt és ismétlés négy szinten. Összesen 180 parcella vett részt az analízisben. Utána láthatók a cella ill. kezelésszintek átlagainak leíró statisztikai eredményei. Érdeemes megfigyelni, hogy a

variációs koefficiens értéke a nagyobb termésátlagoknál lecsökken, a szórás értéke természetesen kisebb-nagyobb szórással megegyezik minden cellában.

A termésátlag nagysága és a szórás közötti lineáris regresszió-analízis eredménye a 41. táblázatban található.

41. táblázat. *A termésátlag és a szórás közötti kapcsolat*

Regression Output:

Constant	1388.297
Std Err of Y Est	372.25875
R Squared	0.061936
No. of Observations	15
Degrees of Freedom	13
X Coefficient(s)	-0.028651
Std Err of Coef.	0.0309251

A 0.061936 r^2 -értéke, 0.2488 r -értéket jelent, ami azt bizonyítja, hogy nincs összefüggés a termésátlag és a szórás között. Hiába nő a termés a szórás konstans marad a 46 m²-es parcellán. A termésátlag és a variációs-koefficiens közötti lineáris regresszió eredménye a 42. táblázatban látható.

42. táblázat. *A termésátlag és variációs-koefficiens közötti kapcsolat*

Regression Output:

Constant	0.4269504
Std Err of Y Est	0.061301
R Squared	0.7358601
No. of Observations	15
Degrees of Freedom	13
X Coefficient(s)	-3.06E-05
Std Err of Coef.	5.093E-06

Az r -értéke itt -0.8578, ami szoros negatív kapcsolatot mutat. A kritikus r -érték 5% szignifikancia szintnél 13 szabadságfoknál 0.5139. Ez a kapcsolat természetes, hiszen a szórás konstans, nem változik a termésátlag növekedésével. A szórás és a termésátlag hányadosának a termés növekedésével törvényszerűen csökkennie kell.

43. táblázat. A varianciakomponensek felbontásának eredménye

/design dependent=kg_ha.

fixed=öntözés.

fixed=műtrágyázás.

fixed=öntözés,műtrágyázás.

fname=öntözés,műtrágyázás,öntxműtrágyázás.

random=ismétlés.

VARIABLE NO.	NAME	STATED VALUES FOR			CODE	GROUP INDEX	CATEGORY NAME	INTERVALS	
		MINIMUM	MAXIMUM	MISSING				.GT.	.LE.
1	öntözés				1.000	1	*1		
					2.000	2	*2		
					3.000	3	*3		
3	műtrágyázás				1.000	1	*1		
					2.000	2	*2		
					3.000	3	*3		
					4.000	4	*4		
					5.000	5	*5		
4	ismétlés				1.000	1	*1		
					2.000	2	*2		
					3.000	3	*3		
					4.000	4	*4		

NUMBER OF CASES READ. 180

CELL INFORMATION FOR VARIABLE kg_ha

CELL	MEAN	ST.DEV.	COEF. OF VARIATION	COUNT	GROUPING öntözés	VARIABLES műtrágyázás
1 1	3546.75000	1198.70203	0.33797	12.00000	*1	*1
1 2	4739.83333	1270.02468	0.26795	12.00000	*1	*2
1 3	4498.50000	1668.45969	0.37089	12.00000	*1	*3
1 4	4755.33333	1181.91327	0.24854	12.00000	*1	*4
1 5	3530.58333	1411.19160	0.39970	12.00000	*1	*5
2 1	6161.66667	712.20137	0.11559	12.00000	*2	*1
2 2	8670.91667	1181.17880	0.13622	12.00000	*2	*2
2 3	10541.66667	1380.65468	0.13097	12.00000	*2	*3
2 4	11025.33333	1327.70858	0.12042	12.00000	*2	*4
2 5	10762.00000	1928.55481	0.17920	12.00000	*2	*5
3 1	7186.16667	1159.47455	0.16135	12.00000	*3	*1
3 2	8845.41667	608.53378	0.06880	12.00000	*3	*2
3 3	11216.50000	809.39276	0.07216	12.00000	*3	*3
3 4	12078.08333	795.47384	0.06586	12.00000	*3	*4
3 5	12032.66667	764.59548	0.06354	12.00000	*3	*5

DEPENDENT VARIABLE kg_ha

PARAMETER	ESTIMATE	STANDARD DEVIATION	EST/ST.DEV.	TWO-TAIL PROBABILITY (ASYMPTOTIC THEORY)
ERR. VAR.	1345998.276	143483.898		
CONSTANT	7972.761	92.823	85.892	0.000
öntözés	-3758.561	122.293	-30.734	0.000
öntözés	1459.556	122.293	11.935	0.000
műtrágyázás	-2341.233	172.948	-13.537	0.000
műtrágyázás	-554.039	172.948	-3.203	0.001
műtrágyázás	779.461	172.948	4.507	0.000
műtrágyázás	1313.489	172.948	7.595	0.000
önt x mtrgy	1673.783	244.586	6.843	0.000
önt x mtrgy	-929.417	244.586	-3.800	0.000
önt x mtrgy	1079.672	244.586	4.414	0.000
önt x mtrgy	-207.361	244.586	-0.848	0.397
önt x mtrgy	-495.161	244.586	-2.024	0.043
önt x mtrgy	329.889	244.586	1.349	0.177
önt x mtrgy	-772.356	244.586	-3.158	0.002
önt x mtrgy	279.528	244.586	1.143	0.253
RAND(1)	4553.550	24577.873		
-2*LOG(MAXIMUM LIKELIHOOD)		3051.66100000		

Visszatérve a 43. táblázatra a variancia-komponensek felbontása következik. A konstans a kísérlet főátlagát jelenti. Mit jelent ez a főátlag? Az általunk vizsgált tényezők hatása és a kezeletlen parcellák összességének átlaga. Ha megváltoztatjuk a kezelés-szinteket megváltozik a kísérlet főátlaga is. Nehéz eldönteni, hogy mit reprezentál ez az érték. Az adott esztendő termesztési színvonalát vagy az időjárás okozta átlagos hatást vagy a talajadottság és az előző kettő kölcsönhatását? Nehéz eldönteni és a tudományos elemzés szempontjából a hatások kiderítésére nem sok támpontot ad. A főátlag után a kezelések következnek. Az öntözés három kezelés szintjéből kettőt ad meg a számítógépes program, a harmadik szint hatását nekünk kell kiszámítani úgy, hogy a három kezelésszint összege nulla legyen. Ez érvényes a műtrágyázásra és az öntözés x műtrágyázás kölcsönhatására is. A 44. táblázat a program által megadott (vastag) és az általunk kiszámított (normál) hatások értékeit mutatja be. Az α -hiba szintjét 5%-osnak véve csak a szignifikáns hatásokat tüntetem fel.

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

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

Egy adott parcella termését az alábbi modell segítségével lehet kiszámolni a 44. táblázat segítségével:

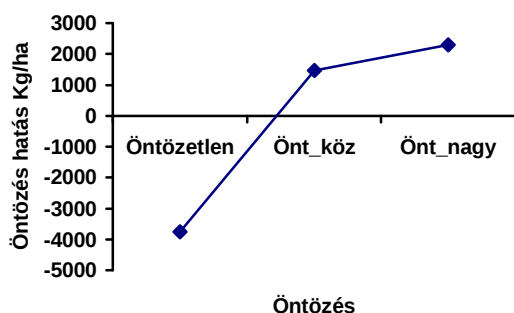
$$\text{Termés}_{ijk} = 7973 + \bar{O}_i + M_j + \bar{O}_i M_j + \sigma_{ei}$$

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 termésnövekedést vagy csökkenést okoz bármelyik műtrágya adag mellett. Meg is fordíthatjuk a meghatározást a műtrágyázás egyforma termésnövekedést, ill. csökkenést okoz bármelyik öntözési változatban. A műtrágyázás hatása egyforma az öntöztelen és öntözött kezelésekben. 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 44. táblázat teljesen következetes ebből a szempontból. Könnyű eldönteni a táblázatból, a főhatások előjeleinek szorzatát kell összehasonlítani a kölcsönhatás előjével. Ha megegyezik pozitív, ha ellentétes, negatív kölcsönhatásról beszélünk. Ha kisebb az érték, akkor a kölcsönhatás negatív, a két tényező gyengíti egymást. Kétféle tényezőnél több kísérletben a kölcsönhatások értelmezése gyakorlatilag lehetetlen, ezért véleményem szerint ilyen esetekben nem érdemes két tényezőnél 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 $x+y$ termésnövekedést 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 modellből új fogalmak, elméleti kategóriák meghatározását.

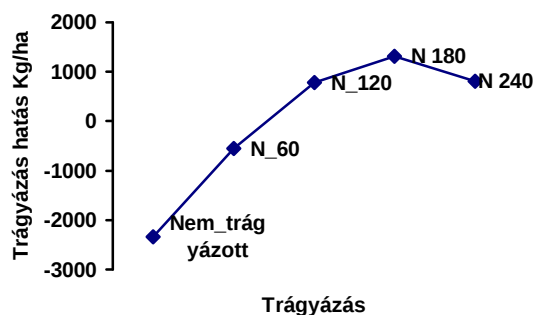
Kanyarodjunk vissza az eredeti táblázathoz és nézzük meg a kölcsönhatásoknál az első oszlopot. Valóban létezik öntözés x műtrágyázás kölcsönhatás egy nem öntözött kezelésben? Logikailag és szakmailag egyaránt igen a válasz. Az öntözés x műtrágyázás kölcsönhatást általánosítani kell, ki kell terjeszteni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

11. ábra. Az öntözés főhatása



A 11. 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 a kukorica nagy hőigénye szempontjából viszont előnyös. Ezt a kedvező, nagy hőösszeget csak pótlólagos ráfordítással, víz-és tápanyag-pótlással tudja kihasználni a növény.

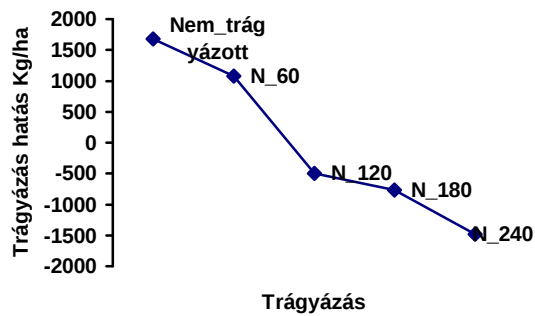
12. ábra. A műtrágyázás főhatása



A 12. 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.

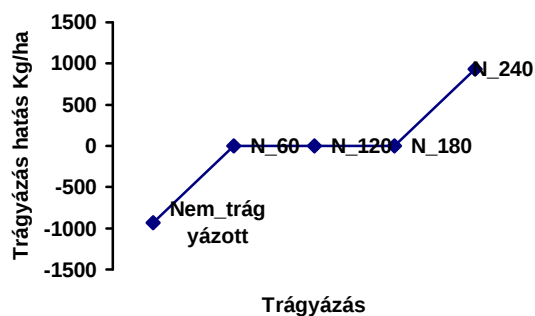
Vizsgáljuk meg, mi történik, ha az öntözést és műtrágyázást egyidejűleg (szimultán) növeljük vagy csökkentjük, ill. ellentétesen változtatjuk. A 44. táblázatból látható, hogy az öntözés x műtrágyázás kölcsönhatás pozitív. Ha a két kezelést egyidejűleg növeljük vagy csökkentjük, a termés a vártnál jobban fog növekedni, ill. kevésbé csökkenni.

13. ábra. A nem öntözött kezelések kölcsönhatása

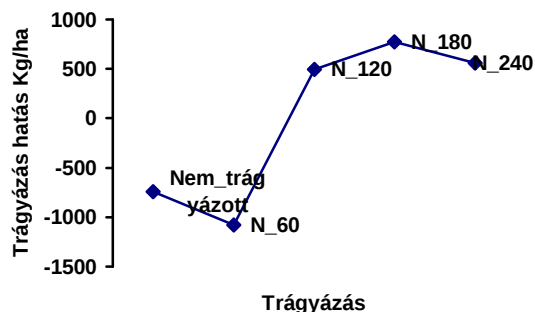


A 13. ábra mutatja a nem öntözött kezelések kölcsönhatásait. Alacsonyabb vízellátottság mellett kevesebb műtrágya kell. Ha egyoldalúan csak a műtrágyát emelem e kölcsönhatás átvált negatívba, és a vártnál sokkal drasztikusabban csökken a termés. A túlzott nitrogénadag ilyenkor felülről korlátozza a nagy termés 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 rendelkezésre álló vizet, és ez korlátozza a nagyobb termés kialakulását.

14. ábra. A közepes vízádagot kapott kezelések kölcsönhatása



15. ábra. A nagy vízádagot kapott kezelések kölcsönhatása



A 14. és 15. ábrák az öntözött kezelések kölcsönhatásait mutatják. Közepes vízádagot 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 15. 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.

5. ÖSSZEFOGLALÁS

Napjainkban a statisztikai módszerek fejlődésének és a nagyteljesítményű számítógépek gyors elterjedésének köszönhetően olyan matematikai statisztikai módszerek alkalmazása vált lehetővé, amelyek a szántóföldi kísérletezés minden szakaszában (a kísérlet tervezése, beállítása, kiértékelése) nagy segítséget nyújtanak a kutatók számára. A módszerek legtöbbje évek óta ismert, és eredményesen használják más tudományágakban. Az itt szerzett kedvező tapasztalatok indokolják a módszerek alkalmazását, és az alkalmazás feltételeinek vizsgálatát a mezőgazdasági kutatásban. A földművelési kutatások sajátosságainak, ill. az alkalmazhatóság feltételeinek figyelmen kívül hagyása azonban félrevezető következtetések levonását okozhatja.

A dolgozat célja:

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 többtényezős 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. Javaslat az agrotechnikai tényezők kölcsönhatásainak kimutatására, a variancia-komponensek felbontása, és ebből a gyakorlat számára hasznosítható információ.

A munka segítséget kíván nyújtani a kutatók számára a szántóföldi kísérletek kiértékelésében használható korszerű biometria módszerek közötti eligazodáshoz, valamint a problémához igazodó módszer megválasztásához, és több éves kutatómunka tapasztalatai alapján a használhatóság megítéléséhez.

A földművelési kutatások előtt is gondosan meg kell tervezni a kísérletet, mivel a nagy anyagi ráfordításokkal elvégzett kísérletek megkövetelik, hogy a kísérlet hatékony legyen. A mezőgazdaságban, ahol valamilyen paraméter optimalizációja folyik jól alkalmazható Box-Wilson kísérlettervezési módszere. A módszer lehetővé teszi a minimális parcella számok meghatározását a megkívánt becslési pontosság mellett és a hatások felderítését.

A tervezési mátrix megalkotása után az egy megfigyelési egységben lévő minimális minta számot kell meghatározni. Mivel a mezőgazdaságban növényállományokkal dolgozunk, meg kell mondani, hogy egy parcellán minimum hány növényt kell elhelyeznünk a megkívánt pontosság mellett. A kísérletben alkalmazott megfigyelések száma a vizsgált jelenség tulajdonságától függ. Ismerni kell, hogy az általunk vizsgált jelenség egyszerű vagy összetett. Ha összetett a hibák öröklődését kell kiszámolni, az egyszerű jelenségek sajátosságainak figyelembe vételével. Két fontos dolgot kell ismerni. A jelenség eloszlását és elméleti szórását.

A kukorica állományban végzett szántóföldi kísérletezés alapján az alábbi eredmény adódott. A mérések során az egyedi produkció szórása ± 2.024 dkg/cső volt. A becslési pontosságot kétoldali szimmetrikus helyzetűnek véve a napjainkban köztermesztésben lévő kukorica hibrid (pl. egy Pioneer 3732) hibrid átlagtermésének ± 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 mintaszám (100) értékével. Tehát a fenti feltételek mellett minimum 110 növényegyedet kell elhelyezni egy parcellán.

Őszi búza esetében, a szakirodalmi adatokat felhasználva, a becslési pontosságot ± 260 kg/ha-nak választva a 95%-os megbízhatóság mellett a minimális mintaszám 500-nak adódik. Tehát a legkisebb parcellának legalább 500 növényegyedet kell tartalmaznia.

A legkisebb parcella nagyság csak az elméletileg megadható alsó határ. A gyakorlatban, a földművelési kutatásban ennél nagyobb parcellákon kell a kísérletet beállítani, mivel legtöbb agrotechnikai beavatkozás nem csak a növény egyedi produkcióját módosítja, hanem egyéb termésképző elemekre is hat, pl. az egységnyi területre vetített termés esetében a tőszámot is befolyásolhatja. Talajműveléses kísérletben ez egyértelműen jelentkezik. A gyakorlatban mért szórásokat nem lehet csak az egyedi produkció szórását figyelembe véve megmagyarázni. Ennél az összetett jelenségnél, a hibák öröklődésének törvényszerűségeit felhasználva, a termő tőszám változékonyságát figyelembe véve kell a parcellák valódi szórását meghatározni. Kukorica kísérletben a 720kg/ha-os gyakorlatban tapasztalt szórást, a fenti törvényszerűségeket felhasználva, 712kg/ha-os elméleti, számított szórással lehetett közelíteni, ami szinte teljes mértékben megmagyarázta a parcellák szórásának eredetét.

A valódi és belső ismétlések számára egyetlen értéket nem lehet megadni, mivel ez függ a feltett hipotézisen túl a talaj heterogenitásától, a kísérleti munkavégzés pontosságától ill. egyéb tényezőktől is.

A növény egyedi produkció változékonyságának és a talajheterogenitásának szétválasztása igen nehéz feladat. Kukoricát választva tesztnövényként észszerű kompromisszumnak tűnt, hogy három növény tenyészetét vonjuk össze, és egy csokorba három magot vessünk. A kérdés tisztázására a variancia-komponensek felbontásának módszerét választottam, ami a kapott eredmények alapján, alkalmas a fenti probléma tisztázására.

Javaslatként azt lehet mondani, hogy a minimális növény számnál nagyobb parcellák szórásait meg kell állapítani, és ennek, és az adott célnak a figyelembe vételével kell a parcella számot meghatározni.

Egy statisztikai módszer alkalmazásának különböző feltételei vannak, aminek eleget kell tenni a megfigyelések során. A variancia-analízisek és a paraméteres középérték összehasonlító tesztek alkalmazásának feltételei:

1. a sokaság elemei függetlenek legyenek egymástól
2. csak normális eloszlású sokaságok hasonlíthatók össze
3. a sokaságok szórásai egyformák

A függetlenség feltételét teljes mértékben egy többtényezős osztott parcellás kísérletnél nem lehet megkövetelni. Ott, ahol a főparcellán elhelyezett kezelés hatása, ill. az itt elkövetett hiba áthúzódik minden osztóparcellára, nem beszélhetünk statisztikai értelemben vett függetlenségről. Ilyen esetben az osztóparcellákon elhelyezett kezelésszintek szimmetriáját kell megkövetelni, ez helyettesíti a függetlenség feltételét. A szimmetria hiányában a variancia-analízis F-próbáját korrigálni kell.

A normális eloszlás tesztelésére Dr. Nagy János kukorica kísérletét használtam fel. A vizsgálat során több ezer kukorica növény csőtermését mérték meg. A vizsgálat azt mutatta, hogy a földművelési kísérletekben, ahol a tesztelések indikálója a növény, a növényállományokkal érdemes foglalkozni. A gyakorlatban az egységnyi területre vetített produkció a lényeg, legyen ez szemtermés vagy egyéb produkció. A növényegyed matematikai felszorozása nem egyenlő a növényállománnyal. Egy ilyen általánosításkor fontos és lényeges tulajdonságok vesznek el, pl. kelési százalék, kétcsövéység, tőszám változékonyság, talajheterogenitás, stb.

A szórások egyezőségére a vizsgálatok eredményei, 95%-os megbízhatóság mellett, kukorica estében az alábbiak voltak:

Nincs olyan talajművelés, ami következetesen nagyobb vagy kisebb szórást mutatna évről évre.

Nincs olyan műtrágyakezelés, amely szisztematikusan nagyobb vagy kisebb szórást okozna a termésátlagok alakulásában.

A tőszám változásával sem változik a szórás, aminek valószínűleg a tőszámban bekövetkező egyenetlenség az oka, és ezért nem lehetett kimutatni a várt jelenséget.

A termésátlag és a szórás nagysága között nem állapítható meg összefüggés.

Az alkalmazhatósági feltételek tehát teljesülnek a talajművelés, műtrágyázás és tőszám esetében.

A variancia-analízis alkalmazása során megállapítható, hogy pontossága az HIBA jó meghatározásán múlik, ami a kísérleti elrendezés függvénye. Egytényezős elrendezésnél ez nem okoz gondot. Amennyiben blokkokat képezünk vagy többtényezős kísérletekben osztott- parcellás, ún. split-plot elrendezést alkalmazunk, amit a mezőgazdasági kutatások során gyakran használnak, problémák léphetnek fel.

A split-plot elrendezésből adódó probléma megoldására jól használható a GREENHOUSE - GEISSER próba, melynek lényege, hogy egy ε -tényezővel korrigálják az F-statisztika szabadságfokait.

A fentiekén túlmenően problémát okozhat a kis elemszámú minta és az, hogy ezek nem mindig mutatják a normális eloszlás jellemzőit. Véletlen blokk és split-plot elrendezés esetében a problémát HUYNH H. és FELDT L. S. a szabadságfokok Box-korrekciójának becslésével próbálják kiküszöbölni. A lényeg itt is egy ε -értékkel való korrekcióban rejlik, ami a hagyományos próba torzítását hivatott megakadályozni.

A GREENHOUSE - GEISSER - próba és a HUYNH - FELDT - próba a földművelési kutatások mérési adatainak értékelése során a variancia-analízis mellett véletlen blokk és split plot elrendezés során megbízhatóbb eredményt ad, mint a hagyományos F-próba. Az alkalmazási feltételek szigorú teljesülése során egymáshoz nagyon hasonló vagy azonos eredményt adnak.

Tőszám kísérleteknél, ahol a varianciák egyezősége nem várható, a Welch vagy Brown-Forsythe- által kidolgozott variancia-analízist kell alkalmazni.

A többéves kutatómunka során szerzett tapasztalatok azt mutatják, hogy faktoriális kísérletekben, ahol egy-egy faktornak kettőnél több szintje van, a kezelésátlagok megbízható elkülönítésére ill. sorba tesztelésre az SZD% helyett a középértékek többszörös összehasonlítására alkalmas szimultán tesztek kell alkalmazni. A középértékek összehasonlítására alkalmas hagyományos tesztek mellett felhívom a figyelmet a korszerűbb ill. a földművelési kutatásokban jól használható többszörös összehasonlító tesztekre (szimultán döntések). Ebben a dolgozatban csak a paraméteres próbákkal foglalkozom, tehát az alkalmazásukhoz a normál eloszlás és a mintán belüli varianciák egyenlősége a feltétel. Nagyon sok modern teszt létezik, ezek közül csak a mezőgazdaságban könnyen értelmezhető tesztekkel foglalkozom. A szimultán próbák alkalmazása előtt el kell dönteni, hogy az alfa-hiba valószínűsége mire vonatkozzon, a páronkénti összehasonlításra vagy az egész összehasonlításra globálisan. A páronként rögzített alfánál az összehasonlítások

számával növekedik az elsőfajú hiba valószínűsége, a kockázat. A globális alfa választásakor ezt nem következik be, viszont ekkor a másodfajú hiba nő az összehasonlítások számának növekedésével. A 45. táblázat segítséget nyújt a céljainknak legjobban megfelelő szimultán próba kiválasztásában.

45. táblázat. *A próba ereje a szimultán tesztekénél*

A próba ereje ($k-1$) összehasonlításig nagyobb, ahol k a független, normál eloszlású sokaságok száma.
Kiterjesztett t-próba Tukey-teszt Dunett-teszt
($k-1$)-nél több összehasonlítás esetén a próba ereje nagyobb
Scheffé-teszt

A kölcsönhatások elbírálására a mezőgazdaságban is jól használható a variancia-komponensek maximum likelihood elvén alapuló felbontása. Az általam, a dolgozatban, javasolt módszer egyszerű, és szakmailag könnyű elemzést tesz lehetővé a kísérletező számára. A kölcsönhatások pozitív vagy negatív voltának megítélése a szakembernek néha nehézséget okozhat. A pozitív kölcsönhatás jelentheti azt, hogy a kezelés szintjeinek egyidejű növelésével az optimalizációs paraméter nő, de ugyanezt a növekedést logikailag a kezelés szintek egyidejű csökkentésének is elő kellene idéznie. Hogy melyik a szakmailag helyes ezt az adott szituációban a kísérletet végzőnek kell eldöntenie a szakmai ismeretek birtokában. A negatív kölcsönhatás a kezelésszintek egyidejű, de különböző irányú változtatása során növelik az optimalizációs paraméter (pl. termésátlag) értékét. Itt is a szakmai ismeretek ill. a főhatások irányának becslése segít a döntésben.

A fentieket összegezve megállapítható, hogy a földművelési kísérletekben legtöbbször az agrotechnikai tényezők hatásának kvalitatív leírására vállalkozhatunk, viszont a tényezők kvantitatív hatását csak nagyon korlátozottan tudjuk megbecsülni.

Véleményem szerint a szántóföldi kísérletek a kvantitatív összefüggések felderítésének láncolatában az ellenőrzés szerepét töltik be, amit mindig meg kell előznie, a szakmai ismeretek birtokában, egy hipotézisnek. E hipotézisek segítségével és megfelelő matematikai módszer alkalmazásával olyan eredményeket kell kiszámítani, amelyeket már kísérletileg ellenőrizni tudunk. Egy kissé paradoxon, hogy a hipotézisünket a korábbi megfigyelések, esetleg kísérletek alapján tesszük meg, és a hipotetikus értékek ellenőrzését szintén kísérlettel ill. megfigyeléssel végezzük.

A mezőgazdasági kutatások során mindig hatnak irányítható és irányíthatatlan faktorok. Az utóbbiak sokszor megghiúsítják a kapott eredmények térbeli és időbeli reprodukálását. Az irányíthatatlan faktorok figyelembe vételétől tehát nem tekinthetünk el az agrotechnikai

tényezők hatásának pontos tisztázása során. Az általunk vizsgált jelenségre döntő mértékben ható összes tényező figyelembe vétele viszont egy új területre, a modellezés területére vezet el bennünket. Napjainkban szerencsére már megvannak a technikai feltételei annak, hogy egy olyan bonyolult jelenséget, mint a növényi növekedés ill. növényi produkció alakulása, megfelelő pontosság mellett modellezni tudjunk. Hazánkban, szinte elsőként, SZÁSZ G., 1988. ad tájékoztatást a modellezéshez szükséges elméleti alapokról és a napjainkban létező legjelentősebb modellekről. A jövő tehát a földművelési kutatások területén is a modellezés felé mutat. A modellezés viszont szántóföldi kísérletek nélkül elképzelhetetlen. A matematikai statisztika feladata a szántóföldi kutatásban a jövőben átvértékelődik, ami nem jelentőségének csökkenését, hanem egyes területeken erősödését, más területeken viszont, a modern technikáknak köszönhetően, mellőzését jelentik. Az erősödés a tervezés, a kísérlet beállításának szakaszában várható. A mellőzés, a jelenségek magyarázatánál, matematikai leírásánál prognosztizálhatóak, amit egyértelműen a determinisztikus modellek vesznek át. A nagy mennyiségű szimulált adatok feldolgozásánál viszont ismét belép a statisztika, és a leíró ill. adat tömörítő tulajdonságával segíti a kapott eredmények gyakorlati interpretációját.

Remélem, munkámmal némi segítséget nyújtottam a kutatók számára a szántóföldi földművelési kísérletek kiértékelésében használható korszerű biometria módszerek közötti eligazodáshoz, valamint a problémához igazodó módszer megválasztásához, és a kapott eredmények szakmai megítéléséhez.

6. 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 átértékelésére, 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 mindenegyres 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.

8. IRODALOMJEGYZÉK

- ADAM J.-SCHARF J. H.-ENKE H.: 1971. Methoden der statistischen Analyse in Medizin und Biologie. VEB Verlag Volk und Gesundheit, Berlin
- ADLER J. P.-MARKOVA E. V.-GRANOVSKIJ J. V.: 1977. Kísérletek tervezése optimális feltételek meghatározására. Műszaki Könyvkiadó, Budapest
- AHRENS H.-J. LAUTER: 1974. Mehrdimensionale Varianzanalyse. Akademie Verlag, Berlin
- ANDERSON, T.W.: 1958. An Introduction to Multivariate Statistical Analysis. Wiley, New York
- BARÁTH CS.-né: 1973. Számítógépek felhasználása a növénytermesztési kutatásban. Egyetemi doktori értekezés, Gödöllő
- BARÁTH CS.-né: 1981a. A számítástechnika alkalmazását biztosító adatfelvételezés módja és követelményei a növénytermesztésben. In: Számítástechnika a növénytermesztésben, 8-17. Egyetemi jegyzet, ATE Keszthely; Mezőgazdaságtudományi Kar, Mosonmagyaróvár
- BARÁTH CS.-né: 1981b. Üzemi növénytermesztési adatok elemzése. In: Számítástechnika a növénytermesztésben, 37-47. Egyetemi jegyzet, ATE Keszthely; Mezőgazdaságtudományi Kar, Mosonmagyaróvár
- BARÁTH CS.-né: 1982. A nemesítési kutatások számítógépes biometria feloldozásának rendszere. Kandidátusi értekezés, Gödöllő
- BARÁTH CS.-né: 1989. Statisztika biometria alkalmazásokkal. Egyetemi Nyomda, Gödöllő
- BARÁTH E.: 1991. Biometry in Agronomy. University Press, Gödöllő
- BARÁTH, CS.-né-RASCH, D. – SZABÓ, T.: 1996: Összefüggés a kísérlet pontossága és az ismétlések száma között. Állattenyésztés és Takarmányozás. 45. 4. 359-372.
- BARÁTH CS.-né. - ITTÉZS A. - UGRÓSDY GY.: 1996. Biometria: módszertan és a MINITAB programcsomag alkalmazása. Mezőgazda Kiadó, Budapest
- BÁN I.: 1977. Biomatematika és alkalmazása a növénytermesztésben. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- BERNÁTH-TISCHNER-ÁBRÁNYI: 1982. Növénykörnyezet és szabályozása. Akadémiai Kiadó, Budapest
- BERZSENYI Z.: 1980. A kukoricatermesztés biometria elemzése 1974-1977. MTA Kandidátusi értekezés, Budapest

- BLISS CH. I.: 1970. Statistics in Biology. McGraw-Hill, New York
- BOX, G. E. P.-WILSON, K. B.: 1951. On the Experimental Attainment of Optimum Conditions. Journal of the Royal Statistical Society. Series B. 13. 1.
- BOX, G.E.P.: 1954. Some theorems on quadratic forms applied in the study analysis of variance problems. II. Effects of inequality of variance and of correlation between errors in the two-way classification. Ann. Math. Stat. 25. 484-498.
- BROWN, M. B.-A. B. FORSYTHE: 1974. Robust tests for the equality of variances. J. Amer. Statist. Assoc. 69. 364-367.
- COCHRAN W. G.-COX G. M.: 1957. Experimental Design. 2. ed. J. Wiley et S., New York
- COCHRAN, W. G.: 1954. Some methods for strengthening the common χ^2 tests. Biometrics. 10. 417-441.
- CRAMER H.: 1946. Mathematical Models of Statistics. Princeton Universitz Press., Princeton
- DIXON V. J.-MASSEY F. J.: 1957. Introduction to statistical analysis. McGraw-Hill, New York
- DUNCAN, D. B.: 1965. Multiple range and multiple F test. Biometrics. 11. 1-42.
- DUNETT, C. W.: 1955. A multiple comparisons procedure for comparing several treatments with a control. J. Amer. Statist. Assoc. 50. 1096-1121.
- DUNETT, C. W.: 1980a. Pairwise multiple comparison in the homogeneous variance, unequal sample size case. J. Amer. Statist. Assoc. 75. 789-795.
- DUNETT, C. W.: 1980b. Pairwise multiple comparison is the unequal variance case. J. Amer. Statist. Assoc. 75. 789-795.
- DÚS CS.: 1991. Statistical Methods for Agricultural Engenieers. University Press, Gödöllő
- ÉLTETŐ Ö.-ZIERMANN M.: 1964. Matematikai statisztika. Tankönyvkiadó, Budapest
- EVERITT B. S.: 1977. The analisys of contingency tables. Chapman and Hall, London
- FINNEY D. J.: 1968. Experimental design and its statistical basis. University of Chicago Press, Chicago
- FISHER R. A.: 1935. The desing of experiments. Oliver and Boyd, Edinburgh-London
- FISHER R. A.: 1951. The design of experiments. Oliver and Boyd, London
- FOX J.; 1984. Linear statistical models and related methods. John Wiley and Sons, New York

- GERHARD GEISLER: 1988. Pflanzenbau. Verlag Paul Parey, Berlin und Hamburg
- GREENHOUSE, S. W.-S. GEISSER: 1959. On methods in the analysis of profile data. Psychometrika. 24. 95-112.
- GYÖRFFY B.: 1975. A kukorica termésére ható növénytermesztési tényezők értékelése. MTA Mezőgazdasági Kutatóintézete Kiadvány, 239-304.
- HAJDÚ M., BARÁTH CS.-né, SVÁB J., VÖRÖS M., WELLISCH P.: 1978. Javaslat a mezőgazdasági kutatások számítógépes információs mintarendszerének kidolgozására. MÉM kiadvány, készült a SZAB részére
- HARNOS ZS. szerk.: 1993. Biometriai módszerek és alkalmazásaik MINITAB programcsomaggal. AKAPRINT, Budapest
- HOSMER D. W. and S. LEMESHOW: 1989. Applied logistic regression. John Wiley and Sons, New York
- HUYNH, H. and FELDT, L. S.: 1976. Estimation of the Box correction for degrees of freedom from sample data in randomized block and split-plot designs. Journal of Educational Statistics. 1. 69-82.
- IZSÁK J.-JUHÁSZ NAGY P.-VARGA Z.: 1981. Bevezetés a biomatematikába. Tankönyvkiadó, Budapest
- KEMPTHORNE O.: 1952. The design and analysis of experiments. J. Wile et S., New York
- KEULS, M.: 1952. The use of the "studentized range" in connection with an analysis of variance. Euphytica. 1. 112-122.
- KLEINBAUM D. G.-L. L. KUPPER: 1978. Applied regression analysis and other multivariable methods. Duxbury Press, Massachusetts
- KUEHL, R.O.: 1994. Statistical Principles of Research Design and Analysis. Duxbury Press, Belmont, California
- KRAMER, C. Y.: 1956. Extension of multiple range test to group means with unequal numbers of replications. Biometrics. 12. 307.
- LEVENE, H.: 1960. Robust tests for equality of variance. In Contributions to Probability and Statistics, ed. I. Olkin. Palo Alto: Stanford University Press.
- LOTHAR SACHS: 1985. Statisztikai módszerek. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- MANCZEL J.: 1983. Statisztikai módszerek alkalmazása a mezőgazdaságban. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- McCULLAGH P. and J. A. NELDER: 1983. Generalized linear models. Chapman and Hall, London

- MEAD, R. - CURNOW, R.N. - HASTED, A.M.: 1993. Statistical Methods in Agriculture and Experimental Biology. Chapman and Hall, London
- MENYHÉRT, Z. - ÁNGYÁN, J. - TÓTH, J.: 1980. Táblasoros termesztési adatok faktoranalitikus összefüggés vizsgálata kukoricánál. Növénytermelés 29. 2., 172-182.
- MÉSZÁROS S.: 1972. A műtrágyázás hatékonysága és optimumai. Akadémiai Kiadó, Budapest
- MILLER R. G.: 1966. Simultaneous statistical inference. McGraw-Hill, New York
- MÓRI F. T.-SZÉKELY J. G.: 1986. Többváltozós statisztikai analízis. Műszaki Könyvkiadó, Budapest
- MÜLLER, K. E. and PETERSON, B. L.: 1984. Practical methods for computing power in testing the multivariate general linear hypothesis. Computational Statistics and Data Analysis. 2. 143-158.
- NAGY J.: 1987. A tápanyag és vízellátás hatása a kukoricahibridek termésére. MTA kandidátusi értekezés, Budapest
- NETER J. W.-WASSERMAN and R. KUTNER: 1985. Applied linear statistical models. 2nd ed. Richard D. Irwin Inc., Illinois
- NEWMAN, D.: 1939. The distribution of range in samples from a normal population, expressed in terms of an independent estimate of the standard deviation. Biometrika. 31. 20-30.
- O BRIEN, R. G.: 1983. General Scheffe test and optimum subeffects for linear models. Paper presented at the annual meeting of the American Statistical Association, New York
- OBEID, M.-D. MACHIN and I. L. HARPER: 1976 Influence of density on plant variation in fiber flax. *Linum usitatissimum* L. Crop Sci. 7. 471-473
- OLSEN, C. L.: 1976. On choosing a test statistic in multivariate analysis of variance. Psychological Bulletin. 83. 579-586.
- OVERALL J. E. and C. KLETT: 1972. Applied multivariate analysis. McGraw-Hill, New York
- PEARSON, E. S. - HARTLEY, H. O.: 1943. Tables of the probability integral of the studentized range. Biometrika. 33. 89-99.
- PLACHINSZKIJ N. A.: 1970. Biometria. Moszkvai Egyetemi Kiadó, Moszkva
- PÓLYA GY. 1976. A gondolkodás iskolája. Tankönyvkiadó, Budapest
- RASCH, D. - TIKU, M.L. - SUMPF, D.: 1994. Elsevier's Dictionary of Biometry. Elsevier Science, Hardbound

- RUZSÁNYI L.: 1992. A főbb növénytermesztési tényezők és a vízellátás kölcsönhatásai. Akadémiai doktori értekezés, Budapest
- SALMON S. C.-HANSON A. A.: 1970. A mezőgazdasági kutatás elméleti és gyakorlati problémáiról (ford. angolból). Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- SARKADI J.: 1975. A műtrágyaigény becslésének módszerei. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- SCHEFFE H.: 1959. The Analysis of Variance. Wiley, New York
- SEARLE S. R.: 1971. Linear models. John Wiley and Sons, New York
- SHAPIRO, S. S.-M. B. WILK: 1965. An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika. 52. 591-611.
- SINGH-B. D. CHAUDHARY: 1985. Biometrical methods in quantitative genetic analysis. New Delhi-Ludhiana
- SNEDECOR G. W. and W. G. COCHRAN: 1976. Statistical methods. Iowa State University Press,
- STUDENT (GOSSET, W. S.): 1927. Errors of routine analysis. Biometrika. 19. 151-164.
- SVÁB J.: 1959. Útmutató szántóföldi kísérletek elrendezésére és értékelésére varianciaanalízissel. A kísérleti módszertani táma-kollektíva kiadványa, Budapest
- SVÁB J.: 1979. Többváltozós módszerek a biometriában. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- SVÁB J.: 1981. Biometriai módszerek a kutatásban. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest
- SZÁSZ G.: 1988. Agrometeorológia általános és speciális. Mezőgazdasági Kiadó, Budapest. 410-427.
- SZELÉNYI L.: 1993. Applied Mathematics and Statistics. University Press, Gödöllő
- TATSUOKA M. M.: 1971. Multivariate analysis. John Wiley and Sons, New York
- TUKEY, J. W.: 1953. The problem of multiple comparisons. Kézirat.
- TUKEY J. W. : 1977. Exploratory Data Analysis. MA: Addison Wesley, Reading
- WATT T.A.: 1993 Statistics for Biology Students. Chapman and Hall, London
- WELCH, B. L.: 1938. The significance of the difference between two measures when the population variances are unequal. Biometrika. 34. 28-35.
- WELLISCH P.: 1973. Növényfajtákkal végzett országos kísérletek elektronikus adatfeldolgozásának rendszere. OMFI Évkönyv, Mezőgazdasági Kiadó, Budapest

- WELLISCH P.:1978. Az országos növényfajtakísérletek számítógépes információrendszere. Operációkutatás és számítástechnika a mezőgazdaságban, II. Országos Tudományos Konferencia, Debrecen
- WINER B. J.: 1971. Statistical principles in experimental design. McGraw-Hill, New York
- YULE G. U.-KENDALL M.G.: 1944. Bevezetés a statisztika elméletébe (fordítás angolból). Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest