

Az AL-oldható foszfor és kálium meghatározásának pontossága, illetve megbízhatósága

SARKADI JÁNOS

MTA Talajtani és Agrokémiai Kutató Intézete, Budapest

Az AL-PK vizsgálatok pontosságára, illetve megbízhatóságára vonatkozó eredmények megvitatása előtt szükségesnek látszik néhány, a következőkben használt fogalom meghatározása.

Ismeretes, hogy ha ugyanazt a vizsgálatot többször megismételjük, különböző okok miatt, rendszerint nem kapunk azonos eredményt. A szigorúan véve „valódi” értéket nem ismerjük, hanem erre csak a vizsgálati adatokból következtetünk, statisztikai értelemben *becslést* végzünk.

A becslés minőségének megítélésére a köznyelvben több kifejezés (mint pl. pontosság, megbízhatóság, szabatoság, reprodukálhatóság stb.) is használatos. A magyar mezőgazdasági statisztikai terminológiában a pontosság és megbízhatóság jelentése nem azonos. A Biometriai Értelmező Szótár (JÁNOSSY et al., 1966) szerint: „pontosnak nevezzük megfigyelési (vizsgálati, kísérleti) adatainkat, valamint az ezekből számított tetszőleges értékeket (becsléseket), ha az ezeket terhelő véletlen hiba kicsi”.

A véletlen okok miatti eltérések többnyire az ún. normális eloszlás (Gauss-eloszlás, hibaeloszlás) szerint rendeződnek. Ebben az esetben a mérési eredményeket a számtani középértékükkel és a mérés pontosságát a szórással ill. a variációs koefficienssel (CV), azaz a %-os szórással, jól jellemezhetjük.

Előfordulhat azonban, hogy a statisztikailag igaz vagy az ún. várható értéket igen jól megközelítő középérték erősen különbözik a valódi, KEMPTHORNE és ALLMARAS (1965) szerint tudományosan igaz értéktől, mert pl. téves módszert, szennyezett vegyszert, hibás eszközt, stb. használtunk. E szisztematikus okból eredő hibát torzításnak nevezzük.

A becslés *megbízhatósága* tehát két összetevőtől, a pontosságtól és a torzítatlanságtól függ. Mértéke annál nagyobb, minél kisebbek a véletlen és a szisztematikus okokból származó eltérések.

Sajnos a gyakorlatban a pontatlanság és a kisebb-nagyobb mértékű torzítás, ill. durva hibák együtt is előfordulhatnak. Ez utóbbira főleg akkor kell gyanakodnunk, ha az ismétlések közötti eltérések nem normális eloszlásúak. Ilyenkor — ha nem tudjuk egyértelműen megállapítani a hiba okát — nem tudjuk kizárni az ilyen adatot, a valódi értéket a medián (azaz a nagyság szerint sorba rendezett adatok középső tagja) vagy a modulusz (azaz a gyakorisági csúcshoz tartozó érték) rendszerint jobban megközelíti, mint a középérték.

Első lépésben tételezzük fel, hogy a mérések során változó szisztematikus hiba nem, vagy csak elhanyagolható mértékben terheli a mérési eredményeinket, az eltérések a normális eloszlást követik, tehát a vizsgálat pontosságát a szórással lehet jellemezni. Ennek több célja is lehet. Pl. ha döntő vizsgálatok esetében két, vagy több minta vizsgálati eredményeit kell összehasonlítani, akkor megfelelő számú ismétléssel kell elvégezni a vizsgálatot, s a szokásos statisztikai módszerekkel (pl. t-próbával, vagy varianciaanalízissel) lehet a különbségek vagy egyezések valószínűségét megállapítani.

A legtöbb esetben azonban a gyakorlatban ismétlés nélkül történik a vizsgálat. Ez megengedhető akkor, ha pl. egy kísérlet egy-egy kezeléséből vagy egy üzemi tábláról több mintát veszünk, s a talaj egyes paramétereit az elemzések átlagából számítjuk. Ilyenkor is célszerű, ha ismerjük a vizsgálat várható szórását, hogy meg tudjuk ítélni a mintavétel vagy a vizsgálat esetleges ismétlésének szükségességét, ill. ismétlés esetén a várható eltérés mértékét.

Mivel pl. VERMEULEN (1960) vizsgálatai szerint a véletlen hibák a laboratórium felszereltségétől, az elemzők munkáját befolyásoló objektív és szubjektív tényezőktől is függenek, még az irodalomból ismert hibaszórási módszerek használatakor is célszerű, ha a laboratóriumok maguk is tájékozódnak az átlagos pontosságukról. Erre a célra jól felhasználhatók az ún. standard minták elemzési eredményei. A jól vezetett laboratóriumokban ugyanis többek között az esetleg előforduló torzítások felismerésére nagyobb mennyiségű, jól homogenizált standard mintákat is készítenek, s minden sorozatban egy vagy több standard anyagot is beiktatnak.

Az 1. táblázat egy standard talajból 1984/85-ben meghatározott AL-P és -K értékek néhány mutatóját tartalmazza. Megjegyzem, hogy laboratóriumunkban csak időnként végzünk AL-P ill. -K vizsgálatot, ezért viszonylag kevés — 27, ill. 33 — adatból számoltuk ki a mutatókat. A sorozatvizsgálatokat végző laboratóriumokban természetesen sokkal több adat áll rendelkezésre, s így azok csoportosíthatók is pl. havonta, vagy a hét napjai szerint stb.

Az 1. táblázatból látható, hogy a középértékek és a mediánok jól egyeztek, továbbá az eloszlás ferdeségére és csúcsosságára számított, itt nem részletezett mutatók sem voltak szignifikánsak. Így nagy biztonsággal állíthatjuk, hogy az adatok eloszlása normális, azaz az eredmények csak a véletlen hibák miatt tértek el egymástól.

1. táblázat

Egy standard-talajból meghatározott AL-P és -K-értékek néhány mutatója

(1) A mutató megnevezése	AL-P ₂ O ₅	AL-K ₂ O
	mg/kg	
Az adatok száma (n)	27	33
Középérték (\bar{x})	147	211
Legkisebb adat (x_{\min})	132	189
Legnagyobb adat (x_{\max})	159	237
a) Variációs szélesség	27	48
Medián	146	209
Az adatok szórása (s)	± 6,1	± 11,1
CV (s %)	± 4,2	± 5,3

A CV-értékek jelen esetben 5% körüliek voltak, melyek ebben a mérési tartományban elfogadhatók. Hangsúlyoznom kell, hogy ebben a tartományban, mert — amint ez a következőkben ismertetett vizsgálatokból kitűnik — a CV a mért adatok nagyságrendjétől is függ.

Az AL-P és -K szórásait Wellisch Péter irányításával először 1977-ben 200 minta, majd 1983-ban 60 minta vizsgálatából számítottuk. 1977-ben a MÉM NAK 10 tábláról 20–20 mintát küldött a laboratóriumunkba. Csoportonként minden mintát legalább 2 személy vizsgálta más és más napon. 1983-ban a 60 különböző helyről

2. táblázat

A varianciaanalízisek szerkezete

(1) Tényező	(2) Szabadságfok	
	1977	1983
a) Összes	39	29
b) B (személy)	1	4
c) T (talajminta)	19	5
d) BxT (hiba)	19	20
e) Csoportok száma	10	10
f) Talajminta/csoport	20	6
g) Bemérés/talajminta	2	5
h) Összes vizsgálat	400	300

begyűjtött talajmintákat 5 részre osztottuk, s minden részmintát különböző személyek (részben laboratóriumok) vizsgálták. A vizsgálatok eredményeit nagyságrendjük szerint 10—10 csoportba osztottuk, s csoportonként készítettük el a 2. táblázatban közöltek szerint a varianciaanalíziseket. Egy-egy csoport varianciaanalízisének eredményeiből az összes hibaszórást az alábbi képlettel számoltuk:

$$s = \sqrt{\frac{MQ_B - MQ_{B \times T}}{T} + MQ_{B \times T}} = \sqrt{s_1^2 + s_2^2}$$

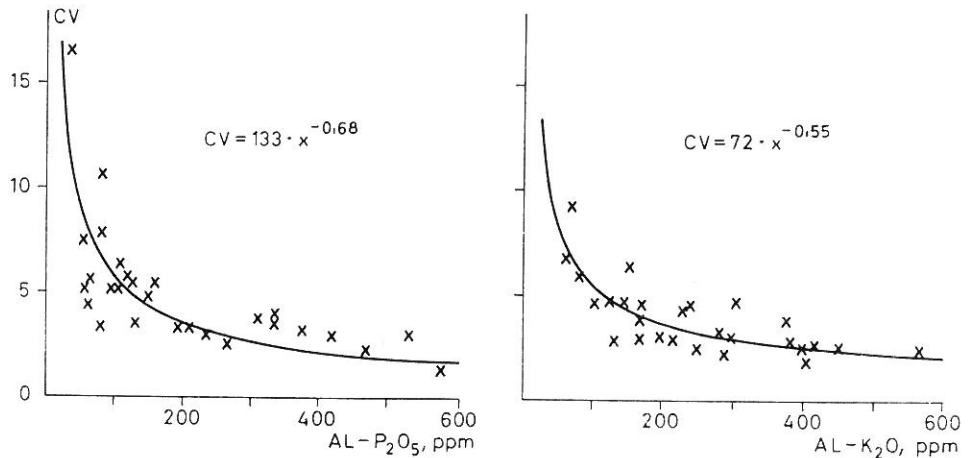
ahol:

- MQ_B = a bemérések közötti közepes négyzetes eltérés;
- $MQ_{B \times T}$ = a párhuzamos vizsgálatok közötti közepes négyzetes eltérés;
- T = a talajok száma;
- s_1^2 = a bemérések közötti variancia komponens;
- s_2^2 = a párhuzamos vizsgálatok közötti variancia komponens.

Az s_1^2 variancia komponens szignifikanciáját F-próbával, a „bemérés” hibakomponensének %-át a $B = (100 s_1^2) : s_2^2$ képlettel számoltuk. Az 1983 évi mintákból 20 esetben — amikor viszonylag nagynak ítéltük a részminták adatai közötti eltéréseket — a részmintákból is több bemérést végeztünk. Az eredményekből egyirányú varianciaanalízissel becsültük a részminták közötti és a részmintákon belüli MQ -értékeket ill. variancia komponenseket. A 20 minta közül 10 esetben feltehetően a nem kellő homogenizálás, vagy egyéb szisztematikus okok miatt szignifikánsan nagyobb

volt a részminták közötti szórás, mint a részmintákon belül. Így a feltételezett torzítás miatt ezeket a további összefüggés-számításoknál nem vettük figyelembe.

A varianciaanalízisek eredményeiből kitűnt, hogy a talajok AL-oldható P- és K-tartalmának növekedésével a hibaszórás növekedett, a CV pedig csökkent. Mivel az 1977-ben és 1983-ban vett mintahalmazokban tapasztalt összefüggések nem különböznek egymástól, az 1. ábrán összesen 30–30 talajcsoportból számított



1. ábra

Összefüggés a CV és AL-oldható P- és K-tartalom között

adatpárokat tüntettünk fel. Az ábráról látható, hogy a pontokra jó közelítéssel hatványfüggvény illeszthető. (A paraméterek nyilvánvalóan csak a vizsgált tartományra értelmezhetők.)

A szórás és az AL-PK-értékek kapcsolatára természetesen hasonló jó közelítéssel ($r=0,84$ ill. $0,78$) voltak illeszthetők az alábbi hatványfüggvények:

$$y_1 = 0,43 x_1^{0,56} \quad \text{és} \quad y_2 = 0,47 x_2^{0,53}$$

ahol:

y_1 ill. y_2 = az AL- P_2O_5 ill. - K_2O értékek szórása; és
 x_1 ill. x_2 = AL- P_2O_5 ill. - K_2O , ppm.

Mivel a két függvény paraméterei gyakorlatilag azonosak, a P és K meghatározására azonos nagyságrendű hibahatárokat becsültünk (lásd 3. táblázat). Ismeretes, hogy sok ismétlés esetében az $x \pm 2s$ értékeken belül várhatók kb. 95%-os valószínűséggel az eredmények. Ha csak 2 párhuzamos vizsgálatot végzünk, akkor a két érték különbsége 95%-os valószínűséggel kisebb, mint $1,96 s \sqrt{2} \cong 2,8 s$. Tehát, ha egy jól homogenizált mintából két AL-P vagy -K meghatározás eredménye közötti különbség a $2,8 s$ oszlopban feltüntetett értéket nem haladja meg, az eredmények még elfogadhatók.

Megjegyzem még, hogy a bemérés hibakomponens %-a 0 és 90 között véletlenszerűen ingadozott, nem függött a P- vagy K-értékek nagyságától. Az esetek

mintegy felében szignifikánsan nagyobb volt, mint a párhuzamosok közötti hibakomponens. Ez jelzi, hogy különböző napokon, vagy különböző személyek által végzett meghatározások sok esetben következetesen eltérhetnek egymástól. Ezért olyan esetekben — pl. döntővizsgálatoknál — amikor a torzításmentesség meg-

3. táblázat

A szórások, illetve hibahatárok nagyságrendje az AL-oldható P- és K-tartalomtól függően

\bar{x}	$\pm 2 s$	2,8 s
ppm		
25	± 5	7
25 – 75	± 10	15
75 – 150	± 15	20
150 – 250	± 20	30
250 – 350	± 25	35
350 – 500	± 30	40

közelítése fontosabb, mint a pontosságé, célszerűbb több napon elosztva, lehetőleg különböző személyekkel végezteni a vizsgálatokat.

Összefoglalás

A megbízhatóság, azaz a pontosság és torzítatlanság megítélésére szolgáló néhány statisztikai módszer ismertetése után bemutattuk a saját vizsgálatainkból számított hibaszórásokat. 1977-ben 200, 1983-ban 60 mintából 2, ill. 5 bemérés eredményeiből számított varianciaanalízisekből kitűnt, hogy az AL-oldható P- ill. K-értékek és a hibaszórások közötti összefüggéseket hatványfüggvényekkel jó közelítéssel lehetett leírni. A számítások alapján táblázatos formában is bemutattuk a 95%-os konfidencia intervallumok, valamint két párhuzamos vizsgálat közötti várható legnagyobb különbségeknek az AL-oldható P- és K-tartalomtól függő nagyságrendjeit.

Irodalom

- JÁNOSSY A. et al. (Szerk.), 1966. Biometriai Értelmező Szótár. Mezőgazd. Kiadó, Budapest.
 KEMPTHORNE, O. & ALLMARAS, R. R., 1965. Errors of observation. In: Methods of soil analysis. (Eds.: BLACK, C. A. et al.) Am. Soc. Agron., Madison, Wisc.
 SVÁB J., 1981. Biometriai módszerek a kutatásban. Mezőgazd. Kiadó, Budapest.
 VERMEULEN, F. H. B., 1960. Fehlerquellen bei der Bodenuntersuchung. Landw. Forsch. Sonderheft. 14. 80.

Érkezett: 1986. április 2.

Precision and reliability of AL-soluble phosphorus and potassium determinations

J. SARKADI

Research Institute for Soil Science and Agricultural Chemistry of the Hungarian Academy of Sciences, Budapest

Summary

After a description of a number of statistical methods designed to judge reliability, i.e. precision and unbiasedness, error standard deviations calculated from the author's own experiments are presented. Variance analyses calculated from the results of 2 measurements on 200 samples in 1977 and of 5 measurements on 60 samples in 1983 indicated that correlations between the AL-soluble P and K values and the error standard deviations could be described to a good approximation using power functions. On the basis of the calculations tables are presented to illustrate the order of magnitudes of the 95% confidence intervals and the greatest differences probable between two parallel analyses as a function of the AL-soluble P and K contents.

Table 1. Various indices for AL-P and K values determined from a standard soil. (1) Index. a) Range.

Table 2. Structure of variance analyses. (1) Factor. a) Total; b) B (person); c) T (soil sample); d) $B \times T$ (error); e) No. of groups; f) Soil samples/group; g) Measurements/soil sample; h) Total analyses. (2) Degree of freedom.

Table 3. Order of magnitude of standard deviations and error limits as a function of AL-soluble P and K contents.

Fig. 1. Correlation between CV and AL-soluble P and K contents.

Точность или достоверность определения AL-растворимых фосфора и калия

Я. ШАРКАДИ

Научно-исследовательский институт почвоведения и агрохимии Венгерской Академии Наук, Будапешт

Резюме

Автор показывает несколько статистических методов для определения достоверности, т. е. точности и неискаженности результатов, затем приводит рассеивание ошибок, рассчитанное по собственным данным. По результатам вариационных анализов, проведенных с данными измерений в 1977 году для 200 образцов, в 1983 году для 60 образцов с двумя или пятью навесками, наглядно видно, что зависимость между величинами AL-растворимых фосфора и калия и рассеиванием ошибок с хорошим приближением можно описать степенными функциями. На основе расчетов, в форме таблиц приведены доверительный интервал на уровне 95%, а также градации самых больших расхождений, ожидаемых между двумя параллельными измерениями, зависящих от содержания в почве AL-растворимого фосфора и AL-растворимого калия.

Табл. 1. Некоторые показатели для величин AL-P и AL-K, определенных в одной стандартной почве. (1) Показатель. а) Пределы вариации.

Табл. 2. Структура вариационных анализов. (1) Фактор. а) Всего. б) В (индивидуум); с) T (почвенный образец); д) $B \times T$ (ошибка); е) Число групп; ф) Почвенный образец/ группа; г) Навеска/почвенный образец; h) Весь анализ. (2) Степень свободы.

Табл. 3. Градации рассеивания или пределов ошибок в зависимости от содержания AL-растворимых фосфора и калия.

Рис. 1. Зависимость между CV и содержанием AL-растворимых фосфора и калия.