Spolehlivost některých mechanických, fyziologických a mikrobiologických rozborů

663.4

Ing. PAVEL ČEJKA, Výzkumný ústav pivovarský a sladařský, 120 44 Praha

Klíčová slova: *statistické vyhodnocení výsledků, mechanické rozbory sladu, fyziologické rozbory ječmene, mikrobiologické rozbory*

1. ÚVOD

Často se v laboratorní nebo jiné kontrolní praxi lze setkat s případem, kdy na určitém odebraném souboru prvků hledáme určitý znak, popř. více znaků. Například při některých mechanických rozborech sladu odebíráme určitý počet zrn a vybíráme z nich zrna moučná, nahnědlá, plesnivá apod. Při stanovení klíčivosti nebo klíčivé energie ječmene vybíráme zrna, která nevyklíčila. Tyto mechanické a fyziologické metody jsou vzhledem k jejich jednoduchosti a minimálním nárokům na přístrojové vybavení často používány a slouží jako kritérium při hodnocení jakosti sladovnického ječmene a z něho vyrobeného sladu. Mnohé z nich jsou zakotveny v příslušných normách.

Při těchto rozborech však často vznikají značné rozdíly ve výsledcích, zjištěných různými pracovníky. Tyto rozdíly se vysvětlují nejčastěji subjektivním přístupem závislým na osobě posuzovatele a jeho zkušenostech. Tato okolnost má samozřejmě na výsledek značný vliv, avšak působí zde ještě jeden faktor. Chybně se totiž předpokládá, že vzorek odebraný k vlastnímu stanovení téměř přesně odpovídá svým složením původnímu vzorku.

2. PRAVDĚPODOBNOST VÝSKYTU ZKOUMANÉHO PARAMETRU V ODEBRANÉM VZORKU

Pro ilustraci si představme tento názorný příklad: máme vzorkovnici, ve které je 1000 zrn sladu — 100 sklovitých, 200 polosklovitých a 700 moučných. Z této vzorkovnice odebereme nyní náhodně 10 zrn. Je zřejmé, že jen s malou pravděpodobností bude jejich zastoupení přesně odpovídat složení zrn ve vzorkovnici, tj. že mezi nimi bude 1 zrno sklovité, 2 polosklovitá a 7 moučných. Je docela dobře možné, že mezi těmito 10 zrny najdeme např. 4 zrna polosklovitá nebo žádné. Kdybychom chtěli zpětně usuzovat z těchto 10 zrn na složení zrn ve vzorkovnici, dostali bychom informaci značně zkreslenou. Abychom získali spolehlivější výsledek, museli bychom odebrat zrn více, např. 100 nebo 200, avšak stále bychom mohli podíl jednotlivých zrn jenom odhadovat. S rostoucím rozsahem výběru by se přesnost našeho odhadu zvyšovala, až bychom obsáhli celou vzorkovnici. Teprve potom bychom měli absolutní jistotu o složení všech zrn ve vzorkovnici.

Mějme nyní vzorek sladu, o kterém přesně víme, že obsahuje 96 % bílých a 4 % zahnědlých zrn (pro jednoduchost předpokládejme, že neobsahuje žádná hnědá zrna). Z tohoto vzorku odebereme náhodně 100 zrn. Vypočtěme nyní, jaká je pravděpodobnost, že mezi vybranými 100 zrny nebude žádné nahnědlé zrno, 1 nahnědlé zrno, 2, 3... atd. Tato pravděpodobnost se vypočítá podle binomického rozdělení, které je dáno vztahem:

$$p_x = \binom{n}{x} . p^x . (1 - p)^{n-x}$$

kde p_x je pravděpodobnost, že se ve výběru vyskytne x nahnědlých zrn,
n — počet odebraných zrn,
x — počet nahnědlých zrn v odebraném vzorku,
p — skutečný podíl nahnědlých zrn ve vzorku.

Hledejme nyní pravděpodobnost, že mezi 100 vybranými zrny nebude žádné nahnědlé zrno:

$$p_0 = \binom{100}{0} . 0{,}04^0 . 0{,}96^{100} = 1 . 1 . 0{,}90^{100} = 0{,}017$$

Pro výskyt jednoho nahnědlého zrna dostaneme:

$$p_1 = \binom{100}{1} . 0{,}04^1 . 0{,}96^{99} = 100 . 0{,}04 . 0{,}96^{99} = 0{,}071$$

atd.

Výsledky jsou uvedeny v *tabulce 1.* V levém sloupci je počet vyskytnuvších se nahnědlých zrn ve vzorku, ve sloupci *a* je pravděpodobnost výskytu v procentech.

Z vypočtených hodnot v *tabulce 1* plyne dosti překvapivé zjištění: pravděpodobnost, že mezi vybranými 100 zrny budou právě 4 nahnědlá zrna (tj. počet, který odpovídá skutečnému obsahu nahnědlých zrn ve vzorku) je pouhých asi 20 %. Pouze asi každý pátý výběr odpovídá skutečnosti. Ve čtyřech pětinách případů se mezi 100 zrn dostane jiný počet nahnědlých zrn než čtyři. Dokonce i pravděpodobnost vytažení polovičního a nižšího počtu zrn (2, 1, 0) je značně vysoká a činí dohromady asi 23 %, čili téměř jednu čtvrtinu.

Tabulka 1

x	p_x [%]	
	a	*b*
0	1,7	1,8
1	7,1	7,3
2	14,5	14,7
3	19,7	19,5
4	19,9	19,5
5	15,9	15,6
6	10,5	10,4
7	5,9	6,0
8	2,9	3,0
9	1,2	1,3
10	0,5	0,5
atd.		

V dalším názorném příkladu si představme 1 litr média (např. vody), který obsahuje 50 zárodků určitého mikroorganismu. Jestliže z tohoto média odpipetujeme 100 ml, nemusí těchto 100 ml, jak se na první pohled zdá, obsahovat přesně 5 mikroorganismů. Počet mikroorganismů je totiž velmi nízký oproti téměř nekonečně velkému okolí a jejich množství vyskytnuvší se v určitém objemu je možné zjistit pouze s určitou pravděpodobností. Pravděpodobnost tohoto výskytu se vypočítá podle Poissonova rozdělení, které se používá v případě tzv. velmi řídkých jevů. Poissonovo rozdělení je dáno vztahem:

$$p_x = \frac{e^{-\lambda} . \lambda^x}{x!}$$

kde p_x je pravděpodobnost, že v pipetovaném množství bude x mikroorganismů,
x — počet mikroorganismů v pipetovaném množství,
λ — tzv. parametr, neboli očekávaná hodnota (v našem případě $\lambda = 5$),
e — 2,7182... Eulerovo číslo, základ přirozených logaritmů.

Pravděpodobnost, že v odpipetovaném objemu nebude žádný mikroorganismus, bude:

$$p_0 = \frac{e^{-5} . 5^0}{0!} = \frac{e^{-5} . 1}{1} = \frac{1}{e^5} = 0{,}007$$

Pro výskyt jednoho mikroorganismu dostaneme:

$$p_1 = \frac{e^{-5} . 5^1}{1!} = \frac{5}{e^5} = 0{,}034$$

atd.

Tabulka 2

x	p_x [%]
0	0,7
1	3,4
2	8,4
3	14,0
4	17,5
5	17,5
6	14,6
7	10,4
8	6,5
9	3,6
10	1,8
11	0,8
12	0,3
13	0,1
atd.	

Výsledky jsou uvedeny v *tabulce 2.* V levém sloupci je počet vyskytnuvších se mikroorganismů v odpipetovaném objemu média a v pravém sloupci pravděpodobnost tohoto výskytu v procentech.

Vidíme, že pravděpodobnost výskytu přesně 5 mikroorganismů v odpipetovaných 100 ml je pouhých 17,5 %. Z *tabulky 2* můžeme též vyčíst, že pravděpodobnost počtu mikroorganismů v rozmezí např. 3—7 bude 14,0 + + 17,5 + 17,5 + 14,6 + 10,4 = 74 %, nebo naopak pravděpodobnost výskytu nižšího počtu mikroorganismů než 3 a vyššího než 7 bude 100—74 = 26 %, tedy asi jedna čtvrtina. Průměrně v každém čtvrtém pipetování by se do našich 100 ml dostalo 2 a méně nebo 8 a více mikroorganismů!

Poissonovým rozdělením lze pro malé pravděpodobnosti (přibližně pro $p \leq 0{,}05$) a při dostatečném rozsahu výběru (asi pro $n > 100$) nahradit rozdělení binomické. Očekávaná hodnota λ se pak rovná $n . p$. Tyto podmínky jsou vcelku dobře splněny pro uvedený příklad s nahnědlými zrny, protože $p = 0{,}04$ a $n = 100$. Očekávaná hodnota tedy bude $0{,}04 \cdot 100 = 4$. Pravděpodobnost výskytu nahnědlých zrn ve vzorku (viz výše uvedený příklad) vypočtená podle Poissonova rozdělení je uvedena v *tabulce 1* ve sloupci *b*. Vidíme, že aproximace Poissonovým rozdělením, jehož výpočet je jednodušší, je velmi dobrá.

V praxi je však třeba postupovat obráceně; výběr nám má podat zprávu o složení celého vzorku. Z uvedených příkladů je zřejmé, že z malých vzorků nebo ze vzorků, kde četnost sledovaného znaku je nízká, nelze činit žádné spolehlivé závěry.

3. STANOVENÍ INTERVALU SPOLEHLIVOSTI PRO ZJIŠTĚNÝ VÝSLEDEK

Problém, jak lze z určitého výběru (výběrového vzorku) usuzovat na vlastnosti celého vzorku (základního souboru), řeší induktivní statistika (statistická analýza). Opírá se o vzorky, které představují malé nebo někdy velmi malé podíly z daného základního souboru, jehož struktura má být zjištěna a zobrazena na základě výsledků získaných z výběrových vzorků.

Jak již bylo naznačeno dříve, statistickými metodami nelze na základě výsledků z určitého výběru přesně zjistit, jak základní soubor vypadá. Lze to učinit pouze s určitou pravděpodobností (pravděpodobností jistoty), která vymezuje v základním souboru tzv. interval spolehlivosti, ve kterém se zjištěná hodnota nebo hledaný znak nalézá. Tuto pravděpodbnost jistoty je třeba předem zvolit, a to podle závažnosti řešeného problému. Obvykle se volí 95 % jistoty, někdy, při závažnějších rozhodnutích 99 % nebo i více. Tato pravděpodobnost jistoty (někdy též zvaná spolehlivost) tedy říká, že výpověď je z 95 % nebo z 99 % správná.

Ukažme si nyní na praktickém příkladu, jak vypočítakt s určitou pravděpodobností jistoty interval spolehlivosti pro určitý hledaný znak. Představme si (na základě běžné praxe z laboratoře), že máme vzorek sladu, který obsahuje neznámé procento nahnědlých zrn (opět pro jednoduchost předpokládejme, že ve vzorku nejsou žádná hnědá zrna). Z toho neznámého vzorku odebere laborantka 100 zrn a najde mezi nimi 8 nahnědlých zrn. Podle dosavadní praxe výsledek zní: vzorek obsahuje 8 % nahnědlých zrn.

Z předchozích úvah však víme, že spolehlivost tohoto výsledku je velmi malá, neboť skutečný obsah nahnědlých zrn ve vzorku se může od zjištěné hodnoty značně lišit a pouhou náhodou se mezi 100 zrn dostalo právě 8 nahnědlých. Vypočteme nyní interval spolehlivosti pro tento výsledek, a to s 95% pravděpodobností jistoty.

V učebnicích matematické statistiky lze nalézt způsob výpočtu základních statistických parametrů, jako je průměr, rozptyl, směrodatná odchylka, směrodatná chyba průměru atd. V našem případě je n dostatečně velké, takže místo binomického rozdělení lze použít rozdělení normálního, které je určeno aritmetickým průměrem ρ a rozptylem σ^2, popř. směrodatnou odchylkou σ. Průměr zde odpovídá podílu četnosti hledaného znaku a rozsahu výběru $\frac{x}{n}$ a rozptyl $\sigma^2 = p \cdot (1 - p)$, kde p je pravděpodobnost výskytu hledaného jevu. Směrodatná chyba průměru (v našem případě odpovídá chybě relativní četnosti σ_r) se rovná $\sigma_x = \sigma_r = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$.

Nyní nahradíme aritmetický průměr a rozptyl jejich odhady na základě údajů z našeho výběru (odhad p označíme P a odhad σ^2 označíme s^2:

$$\bar{x} = P = \frac{8}{100} = 0{,}08$$

$$s^2 = P(1 - P) = 0{,}08 \cdot 0{,}92 = 0{,}0735$$

Směrodatná chyba průměru potom bude:

$$S_x = \sqrt{\frac{0{,}0735}{100}} = 0{,}0271, \text{ což je } 2{,}71\ \%$$

Z teorie matematické statistiky plyne, že meze 95% jistoty jsou 1,96násobkem směrodatné odchylky, tedy

$$2{,}71 \times 1{,}96 = 5{,}36\ \% \doteq 5\ \%.$$

Dolní mez intervalu spolehlivosti, kterou označíme p, bude 8 % — 5 % = 3 % a horní mez $\bar{p}$ bude 8 % + 5 % = = 13 %.

Správná odpověď tedy bude: neznámý vzorek obsahuje 8 ± 5 %, tedy 3—13 % zahnědlých zrn. Tato odpověď je na 95 % spolehlivá. Tento interval spolehlivosti 3—13 % je nepochybně příliš velký. Jestliže bychom chtěli dosáhnout zúžení tohoto intervalu, bylo by nutno zkoumat větší výběr, neboť rozsah výběru a spolehlivost výsledku spolu úzce souvisejí.

(*Poznámka:* Je ještě třeba upozornit na skutečnost, že zjištěný interval spolehlivosti zahrnuje pouze objektivní chybu danou náhodným výběrem vzorku. Vlivem subjektivních faktorů při posuzování různými pracovníky tato chyba ještě dále vzroste).

Provedený výpočet však není zcela exaktní (viz dále *tab. 3*), neboť jsme se dopustili určitého zjednodušení a navíc intervaly spolehlivosti směrem k nule nejsou symetrické.

Konstrukce intervalů spolehlivosti p a $\bar{p}$ je poměrně složitá a je uvedena v odborné literatuře [např. 1, 2, 3, 4].

Aby nebylo nutno pro každý jednotlivý případ vypočítávat interval spolehlivosti, byla pro tento účel sestavena *tabulka 3*, ze které lze interval spolehlivosti pro určité hodnoty středního rozsahu přímo vyčíst. Nahoře je uveden rozsah výběru n, vlevo četnost znaku x, nalezená v tomto výběru. Intervaly spolehlivosti jsou uvedeny v procentech. Tabulka vychází z 95% pravděpodobnosti jistoty, což znamená, že výsledek odečtený z této tabulky bude z 95 % správný. Zůstává pak ještě pravděpodobnost omylu ve výši 5 %, čili hledaná četnost v základním souboru bude ještě vyšší či nižší než hledané meze.

V tabulce dále platí, že tak jako hodnoty P a $1 - P$ jsou reciproké, jsou reciproké i hledané intervaly spolehlivosti. Tak např. chceme-li stanovit interval spolehlivosti pro $n = 100$ a $x = 93$, který v *tabulce 3* není obsažen, vyhledáme místo x hodnotu $n - x = 100 - 93 = 7$. Interval spolehlivosti pro $n = 100$ a $x = 7$ je 2,9 — 13,9 %. Hledaný interval spolehlivosti potom bude (100,0 — 13,9) % a (100,0 — 2,9) %, čili 86,1 — 97,1 %.

4. PRAKTICKÉ PŘÍKLADY

4.1. Aplikace binomického rozdělení

Použití *tabulky 3* je ukázáno na praktických příkladech:

Příklad 1: Podle ČSN 46 1011 „Zkoušení obilovin, luštěnin a olejnin“ bylo provedeno stanovení klíčivé energie sladovnického ječmene. Bylo odpočítáno 2 × 100 obilek. Po skončení zkoušky bylo nalezeno u prvního stanovení 8 nevyklíčených obilek a u druhého 12, celkem 20, což odpovídá 10 % nevyklíčených zrn, a tedy klíčivé energii 90 %. V *tabulce 3* najdeme pro $n = 200$ a $x = 20$ interval spolehlivosti 6,2 — 15 %, po zaokrouhlení 6—15 % nevyklíčených zrn. Správná odpověď tedy zní: Klíčivá energie ječmene je (100 — 6) % až (100 — 15) %, tedy 85—94 %.

Příklad 2: Podle téže normy se stanovila klíčivost sladovnického ječmene peroxidovou metodou. Z 1000 odebraných zrn jich nevyklíčilo 45. Z tabulky odečteme pro $n = 1000$ a $x = 45$ interval spolehlivosti 3,3—6,0 %. Odpověď tedy zní: Klíčivost ječmene je 94—97 %. Přesnější odpověď vyplývá z toho, že metoda předepisuje odběr pětinásobného množství vzorku oproti metodě stanovení klíčivé energie z příkladu 1.

Příklad 3: Podle ČSN 56 0187 „Metody zkoušení sladu“ byla u neznámého vzorku sladu stanovena moučnatost po řezu farinatomem. Ze 100 odebraných obilek bylo nalezeno 8 polosklovitých a 3 sklovité obilky (89-8-3); moučnatost je tedy $89 + \frac{8}{2} = 93$ %. Interval spolehlivosti pro hledanou moučnatost stanovíme pro $n = 100$ a $x = 93$. Pro $n = 100$ a $n - x = 100 - 93 = 7$ vyhledáme interval spolehlivosti 2,9 — 13,9 %, po zaokrouhlení 3 — 14 %, což odpovídá intervalu spolehlivosti pro

Tabulka 3. Intervaly spolehlivosti pro hledaný znak u výběrů středního rozsahu. Tabulka vychází z 95% pravděpodobnosti jistoty, intervaly spolehlivosti udány v procentech.
n = rozsah výběru, x = četnost znaku

x	n: 20	30	40	50	100	200	300	400	500	1000
0	0,0 16,8	0,0 11,6	0,0 8,8	0,0 7,9	0,0 3,6	0,0 1,8	0,0 1,2	0,0 0,9	0,0 0,7	0,0 0,4
1	0,1 24,9	0,1 17,2	0,1 13,1	0,1 10,7	0,1 5,4	0,0 2,8	0,0 1,9	0,0 1,4	0,0 1,1	0,0 0,6
2	1,2 31,7	0,8 22,1	0,6 16,9	0,7 13,7	0,4 7,0	0,2 3,6	0,1 2,4	0,1 1,8	0,1 1,4	0,0 0,7
3	3,2 37,9	2,1 26,5	1,6 20,3	1,7 16,6	0,8 8,5	0,4 4,3	0,2 2,9	0,2 2,2	0,2 1,7	0,1 0,9
4	5,7 43,7	3,8 30,7	2,8 23,6	2,2 19,2	1,1 9,9	0,5 5,0	0,4 3,4	0,3 2,6	0,2 2,0	0,1 1,0
5	8,7 49,1	5,6 34,7	4,2 26,8	3,3 21,8	2,0 11,3	0,8 5,7	0,5 3,9	0,4 2,9	0,3 2,3	0,2 1,2
6	11,9 54,3	7,7 38,6	5,7 29,8	4,5 24,3	2,2 12,6	1,1 6,4	0,7 4,4	0,6 3,3	0,4 2,6	0,2 1,3
7	15,4 59,2	9,9 42,3	7,3 32,8	5,8 26,7	2,9 13,9	1,4 7,1	0,9 4,8	0,7 3,6	0,6 2,8	0,3 1,4
8	19,1 63,9	12,3 45,9	9,1 35,7	7,2 29,0	3,5 15,2	1,7 7,7	1,2 5,3	0,9 3,9	0,8 3,2	0,4 1,6
9	23,1 68,5	14,7 49,4	10,9 38,5	8,6 31,5	4,2 16,4	2,1 8,4	1,4 5,7	1,0 4,3	0,9 3,4	0,4 1,7
10	27,2 72,8	17,3 52,8	12,7 41,2	10,0 33,8	4,9 17,6	2,4 9,0	1,6 6,1	1,2 4,6	1,0 3,6	0,5 1,8
12	36,1 80,9	22,7 59,4	16,6 46,5	13,1 38,2	6,4 20,0	3,1 10,2	2,1 7,0	1,6 5,2	1,2 4,2	0,6 2,1
15	50,9 91,3	31,3 68,4	22,7 54,2	17,9 44,6	8,7 22,8	4,3 12,0	2,8 8,2	2,1 6,2	1,6 5,0	0,8 2,5
20	84,2 100,0	47,2 82,7	33,8 66,2	26,4 54,8	12,6 29,2	6,2 15,1	4,1 10,1	3,1 7,7	2,5 6,1	1,2 3,1
25		72,5 96,7	45,8 77,3	35,5 64,5	17,0 34,4	8,3 17,8	5,5 12,0	4,1 9,1	3,2 7,4	1,6 3,7
30		88,4 100,0	58,8 87,3	45,2 73,6	21,4 39,7	10,4 20,6	6,9 13,9	5,1 10,5	4,1 8,4	2,0 4,3
35			73,2 95,8	55,4 82,1	25,9 44,8	12,5 23,4	8,3 15,8	6,2 11,9	4,9 9,6	2,5 4,9
40			91,2 100,0	66,2 90,0	30,3 50,3	15,0 23,1	9,7 17,6	7,3 13,3	5,8 10,7	2,9 5,4
45				78,2 96,7	35,3 54,9	17,0 28,9	11,2 19,5	8,3 14,7	6,7 11,8	3,3 6,0
50				92,9 100,0	39,8 60,2	19,1 31,6	12,6 21,5	9,4 16,1	7,5 13,0	3,7 6,6
60					49,7 69,7	23,8 36,7	15,7 24,9	11,7 18,8	9,3 15,1	4,6 7,6
70					60,3 78,6	28,5 41,9	18,7 28,4	13,9 21,5	11,1 17,3	5,5 8,5
80					70,8 87,4	33,3 47,0	21,8 31,9	16,2 24,2	12,9 19,5	6,4 9,8
90					82,4 95,1	38,1 52,0	25,0 35,4	18,5 26,8	14,8 21,6	7,3 10,9
100					96,4 100,0	42,9 57,1	28,0 39,5	20,9 29,5	16,5 23,8	8,2 12,0
150						68,4 80,9	44,3 55,7	32,8 42,3	25,9 34,1	12,9 17,3
200						98,2 100,0	60,5 72,0	45,0 55,0	35,5 44,6	17,6 22,6
250							78,5 87,4	57,6 67,2	45,6 54,4	22,4 27,8
300							98,8 100,0	70,5 79,1	55,4 64,5	27,2 32,9
350								83,9 90,6	65,9 74,1	32,1 38,0
400								99,1 100,0	76,2 83,5	37,0 43,1
450									87,0 92,5	41,9 48,1
500									99,3 100,0	46,9 53,1

$n = 100$ a $x = 93$, 86 — 97 %. Odpověď tedy zní: Moučnatost vzorku sladu je 86 — 97 %.

U tohoto příkladu se ještě zastavíme. ČSN 56 0187 pro toto stanovení udává, že rozdíl mezi výsledky dvou souběžných stanovení nemá být větší než 2 % a mezi dvěma laboratořemi větší než 3 %. Tento požadavek však nelze splnit, neboť odporuje základním matematickým zákonům. Abychom jej splnili (v 95 % případů), museli bychom zvětšit rozsah výběru. Tento rozsah nyní vypočítáme.

Upravíme rovnici vztahující se na náhodnou chybu četnosti (viz výše) a dostaneme:

$$n = \frac{p \cdot (1 - p)}{\sigma^2_x}$$

Chyba četnosti má tedy být 2 %, čili směrodatná odchylka bude $2/1{,}96 \doteq 1$ %. Nyní potřebujeme znát p. Musíme si uvědomit, že čím více se bude p blížit 0,5, tím více se zvýší hodnota v čitateli a tím dojde k úměrnému nárůstu n. Toto n tedy závisí na p, které musíme zvolit. Protože podle ČSN 56 6605 „Pivovarské slady běžných typů" je nejnižší přípustná hodnota moučnatosti 92 %, zvolíme $p = 0{,}08$ a po dosazení dostaneme:

$$n \doteq \frac{0{,}08 \cdot 0{,}92}{0{,}01^2} = \frac{0{,}0725}{0{,}0001} = 725 .$$

Abychom dosáhli požadované přesnosti uvedené v normě, museli bychom prohlédnout 725 zrn! A to se neuvažuje subjektivní chyba, která při tomto stanovení má nemalý význam.

Výsledky mechanických a fyziologických metod slouží často jako ukazatele pro zařazení dané partie ječmene nebo sladu do určité třídy jakosti podle ČSN, kde jsou tyto hranice nebo intervaly udány. Rovněž výsledky mikrobiologických stanovení se často hodnotí podle toho, zda zjištěná hodnota počtu mikroorganismů v určitém médiu přesáhne nebo nepřesáhne určitou mez. Vzhledem k tomu, že získaný výsledek může být zatížen určitou chybou (a je pro něj udán interval spolehlivosti), může se stát, že tento interval spolehlivosti přesáhne z jedné třídy do druhé nebo stanovenou mez. Například na základě zjištěného výsledku se určitá partie zařadí do první třídy, avšak je zde určité riziko, že partie patří ve skutečnosti do třídy druhé, neboť výsledek mohla nepříznivě ovlivnit náhoda při odběru vzorku. Toto riziko je jak na straně dodavatele, který na základě svého rozboru zařadí vyrobenou partii do horší třídy a získá za ni nižší cenu (odběratel na tom vydělá), tak na straně odběratele, který na základě chybného rozboru přijme a zaplatí partii, která je ve skutečnosti horší. Postup výpočtu v těchto případech ukazuje tento příklad.

Příklad 4. V příkladu 2 byla zjištěna klíčivost ječmene 95,5 % (po zaokrouhlení 96 %), což opravňuje jeho zařazení do II. třídy jakosti, která je podle ČSN 46 1163 „Sladovnický ječmen" 95—97 %. Interval spolehlivosti pro tento výsledek je však 94—97 %, takže se dopouštíme asi třetinového rizika, že ječmen patří ve skutečnosti do třídy třetí. Z *tabulky 3* však můžeme vyčíst, jaká zjištěná hodnota nám zaručuje, že ječmen skutečně do III. třídy jakosti nepatří (s 95% pravděpodobností). Protože klíčivost nesmí klesnout pod 95 %, počet nevyklíčených zrn nesmí být (s 95% pravděpodobností) vyšší než 5 %. V *tabulce 3* hledáme tedy takový interval spolehlivosti, jehož horní mez se nejvíce blíží 5 %. Pro $n = 1000$ se nejvíce blíží horní mez intervalu spolehlivosti 5 % hodnota $x = 35$ (2,5—4,9 %), která odpovídá počtu nevyklíčených zrn 3,5 %, tedy klíčivost 96,5 %. Teprve zjištěná klíčivost 96,5 % s 95 % jistotou zaručuje, že zkoumaný vzorek ječmene skutečně patří do II. třídy jakosti.

Příklad 5. V přepravce obsahující 20 lahví byly zjištěny u dvou lahví vadně nalepené etikety. Z *tabulky 3* vidíme, že interval spolehlivosti pro $n = 20$ a $x = 2$ je asi 1—32 % a že na základě takto nízkého počtu lahví prakticky nelze usuzovat na stav etiketovacího stroje.

4.2 Aplikace Poissonova rozdělení

Jak již bylo uvedeno, pro malá p a pro velká n lze místo binomického rozdělení použít rozdělení Poissonova. V *tabulce 4* jsou uvedeny intervaly spolehlivosti pro parametr λ Poissonova rozdělení pro 90%, 95% a 99% hladinu pravděpodobnosti. Na rozdíl od *tabulky 3*, kde jsou intervaly spolehlivosti udány v procentech, jsou v *tabulce 4* uvedeny intervaly spolehlivosti v absolutní hodnotě parametru λ. Výhodnost tohoto uspořádání bude zřejmá dále. Eventuální převod na procenta se provede vynásobením uvedených hodnot zlomkem $100/n$. Využití tabulky se uvádí na dalších praktických příkladech.

Příklad 6. Při stanovení velikosti otřepů korunkových uzávěrů byla provedena zkouška na provozním plniči na 10 000 korunkách (jedné obalové jednotce). Byly zaznamenány 4 poruchy zaviněné nadměrnými otřepy. Jaký je skutečný obsah korunek s nadměrnými otřepy v celé dodávce (s 95% pravděpodobností)? V tomto případě $n = 10\,000$, $P = 0{,}0004$ a parametr $\lambda = 4$. Z *tabulky 4* odečteme interval spolehlivosti (po zaokrouhlení) pro $\lambda = 4$ a spolehlivost 95 % 1—10. Odpověď tedy zní: skutečný obsah korunek s nadměrnými otřepy činí v celé dodávce 1—10 kusů na 10 000 kusů.

Poissonovým rozdělením se řídí např. výsev buněk na agarovou plotnu, jejich zachycení na membránovém filtru, počet buněk spočítaných na malých stejných ploškách v Bürkerově komůrce atd. Zjištěný počet buněk je pak přímo parametrem λ.

Příklad 7. Byl stanovován počet kvasinek v hotovém pivu. 200 ml piva bylo přefiltrováno přes membránový filtr a po inkubaci bylo nalezeno 9 kolonií. Jaký je počet kvasinek v 1 litru piva (s 95% jistotou)? Podle *tabulky 4* je interval spolehlivosti pro $\lambda = 9$ po zaokrouhlení 4—17, v 1000 ml tedy 20—85. V jednom litru piva je tedy 20 až 85 kvasinek.

Příklad 8. Stanovil se počet mikroorganismů v suspenzi. 1 ml vzorku byl zředěn 100krát, 1000krát a 10 000krát a z těchto roztoků byly zaočkovány tři Petriho misky po 1 ml. Po inkubaci byla první miska přerostlá, na druhé misce bylo odečteno 33 kolonií a na třetí misce 5 kolonií. Jaký je skutečný obsah mikroorganismů v suspenzi (s 90% jistotou)?

Tabulka 4. Intervaly spolehlivosti pro parametr λ Poissonova rozdělení pro 90%, 95% a 99% pravděpodobnosti jistoty

λ	Pravděpodobnost jistoty		
	90%	95%	99%
0	0,0 3,0	0,0 3,7	0,0 5,3
1	0,1 4,7	0,0 5,6	0,0 7,4
2	0,4 6,3	0,2 7,2	0,1 9,3
3	0,8 7,8	0,6 0,8	0,3 11,0
4	1,4 9,2	1,1 10,2	0,7 12,6
5	2,0 10,5	1,6 11,7	1,1 14,2
6	2,6 11,8	2,2 13,1	1,5 15,7
7	3,3 13,2	2,8 14,4	2,0 17,1
8	4,0 14,4	3,5 15,8	2,6 18,6
9	4,7 15,7	4,1 17,1	3,1 20,0
10	5,4 17,0	4,8 18,4	3,7 21,4
12	6,9 19,4	6,2 21,0	4,9 24,1
15	9,3 23,1	8,4 24,7	6,9 28,2
20	13,3 29,1	12,2 30,9	10,4 34,7
25	17,4 34,9	16,2 36,9	14,0 41,0
30	21,6 40,7	20,2 42,8	17,8 47,2
35	25,9 46,4	24,4 48,7	21,6 53,3
40	30,2 52,1	28,6 54,5	25,6 59,4
45	34,6 57,7	32,8 60,2	29,6 65,3
50	39,0 63,3	37,1 65.9	33,7 71,3

Interval spolehlivosti pro třetí misku je podle *tab. 4* pro $\lambda = 5$ a 90% jistoty 2—10,5, což odpovídá hodnotám 20 000—105 000 v původním vzorku. Tento interval je nepochybně příliš široký, a proto je vhodné tuto misku neuvažovat a použít zjištěné hodnoty pouze u druhé misky. Pro $\lambda = 33$ odečteme interval spolehlivosti (interpolací mezi hodnotami 30 a 35) 24—44. Výsledek tedy bude: suspenze obsahuje 24 000—44 000 mikrorganismů v 1 ml.

5. ZÁVĚR

Cílem tohoto příspěvku bylo ukázat, že poměrná jednoduchost a nenáročnost některých mechanických rozborů sladu a fyziologických rozborů ječmene je vykoupena značnou nespolehlivostí získaných výsledků vlivem náhodného odběru vzorku. Rovněž zjišťování počtu mikroorganismů je zatíženo značnou náhodnou chybou. Tyto chyby ještě dále vzrůstají vlivem subjektivních faktorů při posuzování různými pracovníky. Poukázalo se též na skutečnost, že požadavky na přesnost a shodnost výsledků některých těchto rozborů, uvedené v ČSN, jsou přemrštěné a neodpovídají objektivním matematicko-statistickým zákonům.

V poslední době se od některých těchto metod (zvláště od mechanických rozborů sladu) upouští a nahrazují se metodami objektivnějšími (friabilita, barva podle Kocha atd.).

Literatura

[1] HÁTLE, J., LIKEŠ, J., ČERMÁK, V.: Statistika II, skriptum VŠE, SPN, Praha 1966.
[2] JANKO, J.: Statistické tabulky, Nakladatelství ČSAV, Praha 1958.
[3] LIKEŠ, J., LAGA, J.: Základní statistické tabulky, SNTL, Praha 1978.
[4] ANDĚL, J.: Matematická statistika, SNTL-Alfa, Praha 1978.

Do redakce došlo 4. září 1985.

Čejka, P.: Spolehlivost některých mechanických, fyziologických a mikrobiologických rozborů. Kvas. prům. **32**, 1986, č. 7—8, s. 147—152.

V článku se diskutuje problém nízké spolehlivosti výsledků některých mechanických, fyziologických a mikrobiologických rozborů. Je uvedena tabulka intervalů spolehlivosti pro zjišťovaný znak s 95% pravděpodobností jistoty a na praktických příkladech se demonstruje její využití.

Чейка, П.: Надежность некоторых механических, физиологических и микробиологических анализов. Квас. прум. 32, 1986, № 7—8, стр. 147—152.

В статье обсуждается проблема низкой надежности результатов некоторых механических, физиологических и микробиологических анализов. Приводится таблица интервалов надежности для определяемого знака с 95 % вероятностью и на практических примерах демонстрируется ее использование.

Čejka, P.: Reliability of Some Mechanical, Physiological and Microbiological Determinations. Kvas. prům. **32**, 1986, No. 7—8, pp. 147—152.

The problem of a low reliability of some mechanical, physiological and microbiological determinations are discussed in the article. The table of the reliability intervals for the determined character with the 95 % probability of the certainty is described. The usage of this table is demonstrated on practical examples.

Čejka, P.: Verlässlichkeit einiger mechanischen, physiologischen und mikrobiologischen Analysenmethoden. Kvas. prům. **32**, 1986, Nr. 7—8. S. 147—152.

In dem Artikel wird das Problem der niedrigen Verlässlichkeit einiger mechanischer, physiologischer und mikrobiologischer Analysenmethoden diskutiert. Es wird die Tabelle der Verlässlichkeits-Intervalle für das ermittelte Merkmal mit einer 95 % Sicherkeits-Wahrscheinlichkeit angeführt und auf praktischen Beispielen die Applikation der Tabelle domonstriert.