Informační Bulletin

České Statistické Společnosti — č.2. 1991

Doc RNDr Tomáš Havránek, DrSc

* 1947 – †1991

Vážení kolegové,

jak již mnozí z Vás vědí, dne 17. května naprosto nečekaně zemřel po krátké těžké nemoci doc. RNDr. Tomáš Havránek, DrSc, ve věku pouhých 43 let.

Všichni, kdo jsme jej znali, jsme si jej hluboce vážili pro jeho lidské vlastnosti i odborné znalosti. Byl dobrým přítelem, obětavým rádcem i spolupracovníkem. Mezi vlastnostmi, které jsme na něm měli obzvláště rádi, patřila především jeho schopnost umět jednat s lidmi, snaha jim pomoci bylo-li třeba a ochota tvůrčím způsobem řešit problémy (nejen své), s nimiž se musel dnes a denně potýkat. Z odborné stránky jsme zvláště oceňovali jeho snahu hledat stále nové a nové problémy a houževnatost, s níž se je snažil řešit. Nikdy se však s nimi neuzavíral do sebe. Naopak, vždy se snažil pro jejich řešení získat jak své kolegy, tak i studenty , jimž se vždy nezištně (a rád) věnoval. Vzpomeňte si prosím občas na něj (nejenom na dušičky) a při řešení svých problémů se snažte (alespoň trochu) postupovat jeho cestou.

Tomáš byl jedním z hlavních iniciátorů a spoluzakladatelů České statistické společnosti. Proto bychom jeho vzpomínce rádi věnovali mimořádné číslo našeho zpravodaje na podzim tohoto roku. Žádáme všechny, kdo jsou ochotni do tohoto čísla přispět, aby zaslali během prázdnin své příspěvky k rukám tajemníka společnosti.

JA & GD

Dopis do předminulého století.

Reverend
Thomas Bayes
Little Mount Sion
Tunbridge Wells
England

Praha 16. dubna 1991

Důstojnosti :

Především Vás prosím, abyste laskavě omluvil smělost, se kterou se na Vás - zakladatele vědeckých metod statistické analýzy experimentálních dat - obrací dopisem bezvýznamný statistik dvacátého století, který jen používá velkých myšlenek Vašich i Vašich předchůdců v konkrétních případech. Snad Vás ale může zajímat, co způsobila Vaše poslední práce ve vývoji metod statistické analýzy a jak dnes může pomoci statistikovi dostat se v určitých situacích z rozpaků.

Dva a půl roku po Vašem odchodu do Království Božího - v listopadu 1763, Váš přítel pan Richard Price poslal Vaši do té doby nezveřejněnou práci "An Essay towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances" Královské Společnosti s krásným doporučujícím dopisem; v tomto dopisu stručně charakterisoval cíl Vašeho pojednání, totiž "nalezení způsobu, kterým by bylo možno učinit nějaký závěr o pravděpodobnosti, s jakou za určitých daných podmínek nastane jev, o kterém není známo nic jiného, než kolikrát nastal v daném počtu nezávislých pokusů, uskutečněných za stejných podmínek". Pan Price ve svém dopisu Královské Společnosti píše: "Každý soudný člověk si zajisté uvědomí, že tento problém není pouhou hříčkou či zajímavostí v oblasti teorie pravděpodobnosti, nýbrž že jde o úlohu kterou je nutno vyřešit, aby byl dán pevný základ pro veškeré hodnocení minulých skutečností a předvídání, co jim může následovat." A na jiném místě: "Je jisto, že nelze určit (alespoň ne dosti dobře), do jaké míry opakované pokusy potvrzují nějaký závěr, pokud důkladně neprostudujeme shora zmíněný problém, kterému se nevyhnutně musí věnovat každý, kdo by chtěl jasně a přesně vyjádřit sílu a důvěryhodnost analogických či induktivních úsudků".

Myslím, že Vaše "Essay ..." spolu s právě citovanými slovy pana Price představují počátek oboru, kterému se dnes říká "statistická indukce". Málokdo z dnešních statistiků a matematiků pracujících v oblasti teorie pravděpodobnosti četl původní znění Vašeho pojednání. Představujeme si dnes jeho obsah asi takto:

Nevíme-li o nějakém jevu před provedením pokusu vůbec nic, je pro nás každá hodnota jeho pravděpodobnosti "stejně dobře možná"; tuto skutečnost vyjádříme předpokladem, že pravděpodobnost tohoto jevu je realizací náhodné veličiny s rovnoměrným rozdělením na intervalu (0,1). Uskuteční-li se n nezávislých pokusů, ve kterých sledovaný jev má danou pravděpodobnost p, pak počet X výskytů tohoto jevu má binomické rozdělení

$$P(X=x|p) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}, \quad x=0,1,\dots,n.$$

Považujeme-li p za číslo náhodně vybrané z intervalu (0,1) ve shodě s rovnoměrným rozdělením, pak celková pravděpodobnost výsledku $X=x$ je

$$P(X=x) = \int_0^1 \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \, .1dp = \binom{n}{x} \frac{x!\,(n-x)!}{(n+1)!} .$$

Podle věty - která dostala na Vaši počest Vaše jméno, ačkoliv jste ji nikdy v tomto tvaru nevyslovil, ale souvisí s Vaší úlohou - má pak podmíněné rozdělení veličiny p při daném $X=x$ rozdělení

$$h(p|X=x)dp = \frac{P(X=x|p).h(p)}{P(X=x)}dp =$$

$$= \frac{\binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x}}{\int_0^1 \binom{n}{x}p^x(1-p)^{n-x}.1dp}dp =$$

$$= \frac{1}{B(x+1,n-x+1)} p^x(1-p)^{n-x}dp.$$

Na základě výsledku "$X=x$" se pak odhaduje neznámá pravděpodobnost p jako střední hodnota podmíněného rozdělení $h(p|X=x)$, tj. jako

$$\tilde{p} = \frac{x+1}{n+2}, \quad x=0,1,2,\ldots,n.$$

(Stojí za povšimnutí, že výsledek má jednu vlastnost, kterou nemají naše současné postupy: při $X=0$ nebo $X=n$ nedává hodnoty $\tilde{p}=0$ nebo $\tilde{p}=1$, při nichž rozdělení veličiny X "degeneruje" a které jsou trochu "proti zdravému rozumu". Vyjde-li například při $n=10$ $X=0$, sotva bychom udělali závěr "$p=0$".)

Uvedený postup, odvozený z Vašeho skvělého pojednání, ovládl umění (či řemeslo) "statistické indukce" na dobu delší než celé století a byl aplikován v mnoha situacích; jen Vy byste mohl posoudit, zda se tak dělo vždy podle Vašich představ a zda byste všechny ty aplikace schválil. Obecné schema všech těchto aplikací je :

Koná se experiment, jehož výsledek X má rozdělení $f(x;\theta)$ závislé na neznámém čísle (říkáme mu dnes parametr) θ. Zde značí $f(x;\theta)$ pravděpodobnost, že $X=x$, případně hustotu pravděpodobnosti X v bodě x. Ke stanovení (odhadu) hodnoty θ podle výsledku $X=x$ se zvolí vhodné rozdělení parametru θ, řekněme $h(\theta)$, vyjadřující stav znalostí (nebo naše představy o jeho možné hodnotě) před uskutečněním pokusu tak, jako Vy jste zvolil rovnoměrné rozdělení na $(0,1)$ pro možné hodnoty pravděpodobnosti p. Pak se určí rozdělení parametru θ podmíněné daným výsledkem $X=x$, řekněme $h(\theta|x)$, a parametr θ se odhadne pomocí střední hodnoty tohoto rozdělení,

$$\tilde{\theta} = E(\theta|X=x) = \int \theta . h(\theta|x)d\theta \ .$$

Samozřejmě Vaše myšlenka neměla jen nadšené přívržence a uživatele, nýbrž i odpůrce, takže počátkem našeho století jiný velký statistik R.A. Fisher psal, že nezná jinou matematickou metodu, na kterou by existovaly tak rozporné názory, která by byla jedněmi uznávána a jinými rozhodně odmítána, jako shora popsaný postup odvozený z Vaší práce "Eseje ...". Sám (R.A. Fisher) navrhl vyhnout se potřebě zavádět "rozdělení pravděpodobnosti pro parametr θ" a založit odhad jen na výsledku pozorování; považovat za odhad hodnoty θ při daném výsledku experimentu $X=x$ tu hodnotu $\hat{\theta}=\hat{\theta}(x)$, při které daný výsledek $X=x$ má největší pravděpodobnost (případně při které hustota pravděpodobnosti v bodě x nabývá maximální hodnoty). To je metoda, která se dnes používá při konstrukci odhadů asi nejčastěji - s případnými malými úpravami; říkáme jí metoda maximální věrohodnosti.

Často se také užívá postupu, kterému říkají metoda momentů. Spočívá v tom, že za odhad parametru θ se bere ta hodnota $\bar{\theta}$, při které střední hodnota pozorované veličiny je rovna průměru výsledků nezávislých pozorování:

$$\int f(x;\bar{\theta})dx = \bar{x}.$$

Velká část teorie odhadu (jejíž první úlohu jste vlastně řešil ve své "Eseji ...") je založena na minimalisaci tzv. střední kvadratické chyby, tj. na vyhledání takové funkce $\theta^*=\theta^*(x)$ výsledků experimentu, že střední hodnota čtverce odchylky θ^* od skutečné hodnoty θ je minimální,

$$E[(\theta^*(X)-\theta)^2] = \min. ;$$

protože funkce $\theta^*(x)$ splňující tento požadavek pro všechna θ současně zpravidla neexistuje, kladou se na ni ještě další požadavky; nejčastěji se žádá tzv. nestrannost (nevychýlenost), tj.

$$E[\theta^*(X)] = \theta \text{ pro všechna } \theta.$$

Nebudu pokračovat v přehledu všech možných přístupů; bylo by jich příliš mnoho a nedostali bychom se k příkladu, který jsem slíbil na začátku a který mne vlastně k napsání dopisu přiměl. Důležité je zatím jen tolik: na rozdíl od postupu, kterého jste užil k určení (dnes říkáme odhadu) pravděpodobnosti neznámého jevu, zvykly si celé generace statistiků posuzovat a konstruovat odhady nikoliv podle podmíněného rozdělení parametru při daném výsledku experimentu (tzv. aposteriorního rozdělení parametru) za předpokladu, že parametr sám je realizací náhodné veličiny s určitým rozdělením, nýbrž podle rozdělení odhadu při různých hodnotách parametru. Nebude asi přehnané, řeknu-li, že více než polovina statistiků metod odhadu spojených s Vaším jménem nepoužívá, mnozí o nich ani mnoho nevědí nebo je považují za historickou zajímavost.

Nicméně existují situace, ve kterých přesně Váš nejjednodušší postup pomůže z nesnází, vede k odhadu přijatelnému "podle zdravého rozumu" a podloženému matematickou úvahou místo pouhé libovůle. Jedna taková – převzatá z praxe, nikoliv vymyšlená – je tato:

$X_1, X_2, \ldots, X_n$ jsou vzájemně nezávislé náhodné veličiny s exponenciálním rozložením

$$f(x;\lambda) = \lambda.\exp(-\lambda x), \quad x>0,$$

kde λ je neznámý parametr. Dále nechť $t_1, t_2, \ldots, t_n$ jsou daná kladná čísla. Veličina $X_i, i=1,2,\ldots,n$, může být pozorována jen když nabude hodnoty menší než t_i, jinak je znám jen fakt $X_i \geq t_i$. Pozorují se tedy vlastně vzájemně nezávislé veličiny

$$Z_i = \min(X_i, t_i), \quad i=1,2,\ldots,n.$$

Veličiny Z_i mají poněkud zvrhlé rozdělení; jejich distribuční funkce je

$$F(z_i;\lambda) = \begin{cases} 0 & \text{pro} \quad z_i \le 0, \\ 1 - \exp(-\lambda z_i) & \text{pro} \quad 0 < z_i < t_i, \\ 1 & \text{pro} \quad z_i \ge t_i. \end{cases}$$

To znamená, že Z_i *má v intervalu* $(-\infty, t_i)$ *absolutně spojité rozdělení s hustotou*

$$f(z_i;\lambda) = \begin{cases} 0 & \text{pro} \quad z_i \le 0, \\ \lambda.\exp(-\lambda z_i) & \text{pro} \quad 0 < z_i < t_i, \end{cases}$$

a nabývá hodnoty t_i *s pravděpodobností*

$$P_\lambda(Z_i = t_i) = \exp(-\lambda t_i).$$

Pokusíme-li se odhadnout parametr λ *metodou maximální věrohodnosti, je třeba maximalizovat funkci*

$$L(\hat\lambda) = \hat\lambda^r \exp\left[-\hat\lambda \sum_{i=1}^{n} z_i\right] = \hat\lambda^r \exp\left[-\hat\lambda\left(\sum_{i\in A} x_i - \sum_{i\in \bar A} t_i\right)\right],$$

kde $A=\{i: X_i<t_i\}$, $\bar A=\{i: X_i \ge t_i\}$, $r=$ *počet* X_i *menších než* t_i.

Výsledný odhad je

$$\hat\lambda = \frac{r}{\sum_{i=1}^{n} z_i} = \frac{r}{\sum_{i\in A} x_i + \sum_{i\in \bar A} t_i},$$

pokud $r \ge 1$. *Při* $r=0$, *tj. když všechna* $X_i \ge t_i$ *je* $L(\lambda)$ *klesající funkcí* λ *a odhad by byl*

$$\hat\lambda = 0.$$

Tato skutečnost experimentátory právem znepokojila; šlo o medicínský pokus, X *byla doba přežití určité diagnózy,* λ *tedy intensita úmrtnosti. Hodnota* $\lambda=0$ *by znamenala* $F(x;\lambda)=0$ *pro libovolné* x, *tj. doba života libovolně dlouhá. Odhad* $\hat\lambda=0$ *také vůbec nepřihlíží k hodnotám* t_i, *to jest k době po které byl pacient sledován. Zejména při nízkých* t_i *by bylo absurdní odvozovat z přežití* t_i n *pacienty skoro jistě libovolně dlouhou dobu života. Vyřešili tedy situaci tak, že* *při* r=0 *položili* $\tilde{\lambda} = \dfrac{1}{2\sum\limits_{i=1}^{n} t_i}$.

Volbu koeficientu "2" zdůvodnili zcela nesrozumitelným (méně zdvořile řečeno nesmyslným) argumentem, takže ji lze považovat za libovolnou, ospravedlněnou jen faktem, že je uprostřed mezi hodnotou odpovídající r=0 *a* r=1 *při všech* X_i *"těsně pod* t_i*".*

Metodou momentů si také nepomůžeme; střední hodnota Z_i *je*

$$E(Z_i) = \frac{1}{\lambda}[1 - \exp(\lambda t_i)],$$

takže střední hodnota aritmetického průměru je

$$E\left\{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} Z_i\right\} = \frac{1}{n\lambda}\sum_{i=1}^{n}[1 - \exp(-\lambda t_i)].$$

Aritmetický průměr hodnot Z_i *nabývá hodnot z intervalu* $(0, \bar{t})$, $\bar{t} = \frac{1}{n}\sum\limits_{i=1}^{n} t_i$, *pravá strana je klesající funkce parametru* λ *konvergující k* 0 *při* $\lambda \to \infty$ *a k* $\bar{t}$ *při* $\lambda \to 0$. *Existuje tedy jediné řešení rovnice, řekněme* $\bar{\lambda}$, *ale toto řešení leží v intervalu přípustných hodnot* λ *(totiž* $\lambda > 0$*) jen pokud aspoň jedno* X_i *je menší než příslušné* t_i*; jinak je opět* $\bar{\lambda} = 0$.

Záchranu – tj. logicky zdůvodnitelný a praxi neodporující odhad – poskytne Vaše metoda. Vycházejíce z předpokladu "naprosté neznalosti" parametru λ *(vžil se pro něj název "princip neurčitosti") předpokládáme, že* λ *je realizací náhodné veličiny s rovnoměrným rozdělením na intervalu* $(0, a)$, *tj. s hustotou*

$$h(\lambda) = \begin{cases} 0 & \textit{pro } \lambda \le 0, \\ \frac{1}{a} & \textit{pro } 0 < \lambda < a, \\ 0 & \textit{pro } \lambda \ge a. \end{cases}$$

Rozdělení λ *podmíněné daným výsledkem pozorování* $(z_1, \ldots, z_n)$

pak je

$$h(\lambda) = \frac{\frac{1}{a}\lambda^r \exp\left[-\lambda(\sum_{i\in A} x_i + \sum_{i\in \bar{A}} t_i\right]}{\int_0^a \frac{1}{a}\lambda^r \exp\left[-\lambda(\sum_{i\in A} x_i + \sum_{i\in \bar{A}} t_i\right] d\lambda} =$$

$$= \frac{\lambda^r \exp\left[-\lambda(S_A + S_{\bar{A}})\right]}{\int_0^a \lambda^r \exp\left[-\lambda(S_A + S_{\bar{A}})\right] d\lambda},$$

kde je pro krátkost označeno $S_A = \sum_{i\in A} x_i$, $S_{\bar{A}} = \sum_{i\in\bar{A}} t_i$. Protože nemáme představu o horní hranici $\underline{a}$ intervalu možných hodnot λ, přejdeme k limitě pro $a\to\infty$ a dostaneme

$$h(\lambda|z) = \lambda^r [S_A + S_{\bar{A}}]^{r+1} \frac{\exp\left[-\lambda(S_A + S_{\bar{A}})\right]}{\Gamma(r+1)},$$

tj. rozdělení gamma s "parametrem tvaru" rovným $r+1$. (Při $r=0$, tj. když všechna $X_i \geq t_i$, $i=1,2,\ldots,n$ je to obyčejné exponenciální rozdělení.) Jeho střední hodnota pak je

$$\lambda = \frac{r+1}{S_A + S_{\bar{A}}}.$$

To je odhad naprosto přijatelný; nabývá vždy kladných hodnot, odpadají rozpaky plynoucí z případu $r=0$ a má dobré racionální zdůvodnění, totiž právě to Vaše. Je možné, že skutečnou hodnotu λ soustavně trochu přeceňuje - ale to bychom už aplikovali pozdější hlediska, o kterých byla řeč dříve. Srovnání s jinými odhady by bylo sice zajímavé, bohužel však pro střední hodnotu, rozptyl atd. není jednoduché najít explicitní výrazy. Bez takové důkladné analýzy odhadu po všech stránkách by asi použití Vašeho odhadu bylo jen schováváním se za Vaši autoritu - případně Vaši a Vašich stoupenců.

Za pozornost věnovanou těmto řádkům Vám děkuje dosud nevěřící (protože Fisherovou a Neymanovou teorií odchovaný), ale na víru skoro obrácený

statistik 20. století.

Existuje pravděpodobnost?

Jiří Anděl

Pravděpodobnost neexistuje. To tvrdí Bruno de Finetti už na deváté řádce úvodu ke své rozsáhlé dvousvazkové publikaci Theory of Probability (Wiley 1990). Rozhodně není obvyklé věnovat 300+375 stránek něčemu, o čem se hned na začátku velkými písmeny hlásá, že neexistuje. A přitom D. V. Lindley, snad nejznámější současný bayesovec, ve své předmluvě k této de Finettiho knize píše: "...věřím, že je to kniha rozhodně určená k tomu, aby byla uznána za jednu z velkých knih světa." Pro slovo "velkých" je užito termínu "great", takže se tím rozhodně nemyslí rozměry knihy.

Mé první setkání se jménem Bruno de Finetti se událo za trochu zvláštních okolností. Když jsem ještě během prázdnin před svým 5. ročníkem na MFF UK nastupoval na katedru matematické statistiky jako asistent s polovičním pracovním úvazkem, byl mi vyřízen vzkaz vedoucího katedry prof. Janko, že mám pro něj do češtiny přeložit jakési tři dlouhé články. První z nich byl napsán anglicky, jeho autorem byl Barnard. Styl článku byl neobyčejně vzletný, hemžilo se to tam výrazy jako "panenská půda", takže jsem stále jen hledal ve slovníku a překlad postupoval velice pomalu. Ještě horší to bylo s druhým článkem, v jehož záhlaví byl jako autor uveden právě de Finetti. Mně tehdy to jméno neříkalo vůbec nic. Nadto jsem neměl ani potuchy, v jakém jazyce je ten text napsán. Nakonec jsem zcela samostatně dospěl k závěru, že to je italsky. Později se ukázalo, že jsem měl skutečně pravdu. Na jedenáctileté střední škole jsem absolvoval tři roky němčinu a jeden rok latinu, což pochopitelně nebylo k ničemu z hlediska překladu květnaté italštiny. I vydal jsem se na Václavské náměstí, abych si zakoupil alespoň nějaké pomůcky. Dostal jsem jen miniaturní kolibří slovníček a příručku česko-italské konverzace. Bylo to v roce 1960 a prodavač můj nákup komentoval poněkud závistivou otázkou: "Pán jede do Říma na olympijské hry?" Pán do Říma ještě hodně dlouho nejel. Pán se uchýlil s celým nákupem do pracovny v ulici Ke Karlovu a po mnoha hodinách marné snahy o přelití moře kolibřím náprstkem přiznal svou naprostou porážku. A přece záchrana byla blízko. Zkušenější kolegové mi prozradili, že pan odborný asistent dr. Josef Bílý ovládá dokonale asi sedm cizích jazyků, přičemž jedním z nich je italština. Šel jsem za ním a vysvětlil jsem mu svou situaci. Pan dr. Bílý vzal článek a začal mi diktovat čeký překlad. V krásných košatých větách, bez jediného zaváhání. Zároveň kontroloval můj spěšný zápis a občas doporučil přidat či vynechat čárku mezi slovy. Potom mě požádal, abych mu článek zapůjčil, protože už italštinu nepoužívá tak často a rád by si překlad některých míst předem promyslel. Byla to z jeho strany milosrdná lež, třebaže se jinak takové podstatné jméno nedá vůbec s dr. Bílým spojovat. Druhý den mi přinesl celý překlad vlastnoručně napsaný. Z jeho omluvných slov jsem vyrozuměl, že se nemohl dívat na to, jak někdy zaměním přístavek volný a těsný. Na tuto jeho zdvořilou výčitku si vzpomenu vždy, když některým studentům či dokonce absolventům vysoké školy musím opravovat i na y, případně y na i. Časy se mění.

Co bylo obsahem třetího článku, to si už nepamatuji. K jeho překladu jsem se nedostal. Mezitím začal školní rok, převzal jsem nějaká cvičení a další povinnosti, takže mi na dokončení původně zadaného úkolu nezbyl čas.

Ani později však nebylo nijak lehké seznámit se s pracemi de Finettiho podrobněji. On tvrdohlavě všechno psal italsky a já nejenže jsem se tomuto jazyku nevěnoval, ale přišel jsem i o dr. Bílého. Nejprve přešel na jinou katedru a nedlouho nato zemřel. Přitom jsem si přál stále víc, abych měl možnost de Finettiho práce prostudovat. To je totiž tak. Když se člověk seznamuje s vyšší matematikou (do níž samozřejmě počítám i teorii pravděpodobnosti a matematickou statistiku), má plno starostí hlavně s technickými problémy. Jak vypočítat ten či onen integrál, jak se naučit tu spoustu důkazů a podobně. Většinou se teprve po řadě let začne zajímat i o filosofický podtext toho, co dělá. Jak jsem si povšiml, platí to nejen v matematice, ale i v mnoha dalších vědách.

Bruno de Finetti vydal knihu Teoria Delle Probabilita v r. 1970. V anglickém překladu byla pak vydána ve známém nakladatelství Wiley and Sons Ltd. opakovaně v létech 1974, 1976, 1979 a 1990. Tím se tato jeho velmi rozsáhlá práce stává přístupná širšímu okruhu čtenářů. Jeden ze známých aforismů říká, že překlad je jako žena. Je-li věrný, pak není krásný, a je-li krásný, pak nemůže být věrný. Překladatelé ve své předmluvě píší, že se raději přiklonili k volnějšímu stylu, aby výsledný dojem lépe odpovídal emocionálnímu charakteru italského originálu.

Jak je to tedy s tvrzením, že pravděpodobnost neexistuje? De Finetti říká, že pravděpodobnost neexistuje v objektivní realitě právě tak, jako neexistuje flogiston, kosmický éther, absolutní prostor, absolutní čas, rusalky a čarodějnice. Tím však existenci objektivní reality nepopírá. Jde-li o hod mincí nebo kostkou, pak mince i kostka objektivně existují, Ale na rozdíl od jejich určitých objektivních vlastností (jako je třeba teplota či velikost klidové hmoty) pravděpodobnost existuje jen v mysli pozorovatele. Uvádí mimo jiné tyto argumenty.

V klasickém frekvenčním přístupu říkáme, že pravděpodobnost nějakého jevu (třeba padnutí šestky) zůstává stejná, jsou-li podstatné podmínky pokusu stále stejné. Ale dva různé jevy (dva různé hody kostkou) jsou vždy různé, protože jinak bychom je vůbec od sebe nemohli odlišit. Navíc si uvědomme, že naše mínění o pravděpodobnosti závisí nejen na jevu samém a na osobě, ale také na informaci, kterou taková osoba má zrovna k dispozici.

Jsme zvyklí říkat: Jde o posloupnost nezávislých stejně pravděpodobných jevů. O tom patrně můžeme být subjektivně přesvědčeni, ale kdo to kdy objektivně dokázal u nějakého zcela konkrétního pokusu? A to nemluvím o problematice jedinečných jevů, kterým lze z hlediska klasického pojetí pravděpodobnosti připsat jen pravděpodobnost nula nebo jedna, ale přitom se na jejich výskyt dá sázet stejně tak jako na kterýkoli opakovatelný náhodný jev.

Můžeme si klást otázku, zda má smysl vytvářet teorii (pravděpodobnosti) pro něco (pro pravděpodobnost), co podle mínění autora existuje jen subjektivně. Odpověď je kladná, protože i naše subjektivní usuzování by mělo být konzistentní (anglický termín je "coherent"). Prohlásí-li totiž někdo, že změřil dvě strany *a*, *b* a obsah *P* obdélníka a zjistil a=3m, b=5m, P=12m^2, měl by mít k dispozici i informaci, že alespoň jeden z těchto údajů je chybný, neboť není splněn vztah $P=ab$. A to platí nejen při měření délek a obsahů objektivními metodami, ale i při jejich subjektivním posuzování. Proč ale psát tak tlusté dílo o základech teorie pravděpodobnosti, když nakonec konkrétní vzorce jsou stejné jako v běžných učebnicích? Autor konstatuje, že jen úplné pojednání s jasně definovanými hledisky, které bere v úvahu různé námitky a novinky, může být přesvědčivé.

Kniha obsahuje jen velmi málo vzorců. Přesto se nedá číst rychle a dokonce je asi nutné většinu míst znovu promýšlet a vracet se k nim. Není to publikace vhodná pro studenty. Ale aspoň jednou v životě by se měl statistik pokusit o hlubší pochopení toho, čím se vlastně živí.

Ještě alespoň uvedu, že podrobnou recenzi této knihy napsal I. J. Good a lze ji najít v Mathematical Reviews jako položku 55#13514b.

Statistika ve výzkumech veřejného mínění

RNDr. Jan Herzmann, CSc.

Jednou z oblastí, v níž se přibližně od poloviny 30. let tohoto století uplatňuje teorie pravděpodobnosti a matematická statistika, je gallupovský výzkum veřejného mínění. Jeho podstatou je standardizované dotazování v nějakém smyslu reprezentativního výběrového souboru osob a statistická deskripce nebo analýza takto získaných údajů. V Československu se výzkumy veřejného mínění založené na těchto principech po listopadu 1989 silně rozmáhají a je zajímavé se podívat, jak se v nich matematické a statistické metody uplatňují.

První kapitolu v tomto směru tvoří výběry dotázanýc a prověřování reprezentativnosti výběrových souborů. Původn Gallupovy výzkumy byly založeny na kvótních výběrech. Tato tradice se v Československu udržuje jako převažující tendence, i kdy ve vyspělých zemích již delší dobu dominují výběry pravděpodobnostní. Příčinou daného stavu je nedostatek kvalitních opor výběru i výrazně vyšší finanční náročnost pravděpodobnostních postupů. Navíc se ukazuje, že i výzkumy založené na kvótním výběru mohou dát poměrně přesné odahdy populačních distribucí (viz například předvolební výzkumy Institutu pro výzkum veřejného mínění) Přesto se pod tlakem matematiků a statistiků pracujících v dané oboru, a také pod tlakem zahraničních partnerů či zákazníků pravděpodobnostní výběry vyskytují stále častěji. Určité zkušenosti existují s výběrem založeným na využití Centrálního registru obyvatelstva, na lokálních kartotékách a také na principu náhodné procházky. Není mi však známa žádná studie, která by v konkrétních podmínkách srovnala přednosti a nedostatky jednotlivýc postupů a jimi získané odahdy porovnala s populačními úhrny č distribucemi.

S problematikou výběrových postupů úzce souvisí otázk reprezentativnosti. Ta je převážně chápána jako charakteristik samotného výběrového souboru, nikoli jako vlastnost dvojice "výběr + estimátor". Uvedený přístup vychází ze skutečnosti, že jak estimátorů populačních hodnot a distribucí se při československých výzkumech veřejného mínění téměř bezvýhradně používá analogických hodnot a distribucí ve výběru. Mlčky se tedy předpokládá, že výběrová procedura se chová jako prostý náhodný výběr. Reprezentativnost se pak ověřuje testováním shody distribucí některýc demografických nebo sociálních znaků ve výběru a v základním souboru (někdy ovšem nejde ani o testování, nýbrž o pouhé porovnání). Zpravidla je takto kontrolováno složení výběrového soubor z hlediska pohlaví, věku, určitých charakteristik místa trvalého bydliště, ekonomické aktivity, vzdělání apod. Za etalon slouž údaje sčítání lidu nebo podklady ze statistických ročenek, ve výjimečných případech se užívá i údajové základny speciálních výkazů sumarizovaných statistickou službou. Za postačující se zpravidla považuje shoda jednorozměrných distribucí sledovaných znak (osobně to dělám také tak), i když B. Řeháková již před mnoha lety experimentálně ověřila (při kvótním výběru), že již dvojrozměrné distribuce těchto znaků ve výběru bývají silně "nereprezentativní".

Z uvedených skutečností vyplývá, že poznatky z výzkumů veřejného mínění by bylo možno kritikou používaných výběrových postupů značně zpochybnit. Na druhé straně srovnání výsledků předvolebních výsledků několika pracovišť se skutečnými výsledky parlamentních voleb ukazuje na až překvapivě dobrou shodu odhadů se skutečností. Statistikova skepse vůči používaným výběrům a vůči převažujícímu způsobu kontroly jejich kvality je tedy nesporně na místě, jakýmsi záhadným způsobem však přes všechny nedostatky tyto postupy přeci jen poskytují použitelné výsledky .

Druhou, relativně samostatnou skupinou problémů je statistická práce se získanými daty. Ve velké většině případů se využití statistiky omezuje na deskripci (tvoří se jedno- a dvojrozměrné výběrové distribuce v absolutních nebo relativních hodnotách), standardně doprovázenou testováním hypotézy nezávislosti (zpravidla chí-kvadrát testem). Aplikace složitějších analytických postupů zhusta naráží na nedostatečnou statistickou připravenost pracovníků výzkumných institucía také na to, že "zákazníci" se většinou spokojí s údaji o procentech jednotlivých odpovědí na jednotlivé otázky. Aniž bych se snažil předstírat, že jsem viděl většinu výzkumných zpráv dejme tomu za poslední rok, troufám si tvrdit, že v nich výsledky hlubší statistické analýzy zabírají jen zlomeček prostoru. Čestnou výjimku představují materiály Skupiny pro nezávislou sociální analýzu AISA. Tato soukromá firma má k dispozici nejen potřebné vybavení (hlavně software), ale i kvalifikaci k tomu, aby vedle jakž takž rozšířené faktorové analýzy mohla běžně používat i regresní modely, analýzu rozptylu či lineární strukturní modely. Ve zprávách ostatních pracovišť se (vedle již zmíněné faktorové analýzy) občas objevují výsledky seskupovacích analýz, mnohorozměrného škálování nebo analýzy rozptylu. Problémem aplikace těchto postupů (a to se týká i AISA) ovšem často je značné přimhouření očí nad porušováním jejich matematických předpokladů. Málokdy se při tom vychází z vědomí robustnosti metody vůči porušení toho či onoho předpokladu - nekvalifikovaná aplikace bývá spíše důsledkem nedostatečné poučenosti o tom, že metoda vůbec nějaké předpoklady má. Stejně volně se pak zachází i s výsledky aplikace statistické analýzy: zapomíná se, jak "nekvalitní materiál" představují odpovědi lidí na otázky, a zjištění se interpretují se stejnou důvěrou ve vypovídací schopnost testů, koeficientů apod., jako kdyby vstupní data vznikala na absolutně přesných měřících přístrojích. Výsledkem mohou být (a jsou) artefakty takové třídy, jako když jsme v našem ústavu kdysi po mnohorozměrném škálování (algoritmem MINISSA) a analýze velkého souboru kontingenčních tabulek dospěli k převratnému poznatku, že největší tendenci pěstovat králíky mají vysokoškolsky vzdělaní občané (což bohužel skutečně není vtip).

Pohled přes naše západní hranice ukazuje, že tam ve výzkumu veřejného mínění pracuje poměrně mnoho statistiků, kteří svůj obor nezapomněli (jako například já), nýbrž jej naopak v každodenním styku se sociology, politology a sociálními psychology soustavně rozvíjejí. Proto jsou v těchto zemích často k vidění třeba interaktivně vážené odhady, statistické analýzy a modelování časových řad, na pravděpodobnostních postupech založené zacházení s chybějícími údaji nebo metody znáhodněných otázek, tedy postupy, které jsou u nás (rozuměj v našem výzkumu veřejného mínění) prakticky neznámé. V zájmu objektivnosti je ovšem nutno říci, že i mnohé západní velmi známé firmy žijí především z prosté deskripce dat, z prodeje jednoduchých tabulek a přehledů. Většina z nich však má vyzkoušené postupy a připravené lidi pro případ, že by některý zákazník chtěl znát víc než procenta. U nás by se mnohdy od výzkumníků víc nedozvěděl.

INTERVALY SPOLEHLIVOSTI

Jiří Anděl

Při popisu dat se velmi často používá předpoklad, že náhodné veličiny $X_1,\dots,X_n$ (s jejichž realizacemi se pracuje) jsou výběrem z normálního rozdělení $N(\mu,\sigma^2)$. Je-li třeba parametry μ a σ^2 odhadovat, počítají se obvykle charakteristiky

$$\bar{X}=n^{-1}\Sigma X_i \ , \ S^2=(n-1)^{-1}\Sigma(X_i-\bar{X})^2 .$$

Je všeobecně známo, že $E\bar{X}=\mu$ a $ES^2=\sigma^2$. Jde tedy o nestranné bodové odhady. Přitom průměr můžeme vypočítat už při $n=1$, zatímco S^2 lze počítat až při $n>1$. Ostatně při výběru o rozsahu $n=1$ se žádný rozumný odhad parametru σ^2 ani vytvořit nedá.

Základní kurs matematické statistiky mi v době mých studií přednášel magistr matematiky Marcel Josífko. Vzpomínám si, jak jednou při výkladu pan magistr položil řečnickou otázku, čím se liší statistik od nestatistika. A hned nám vysvětlil, že bodový odhad umí udělat každý statistický nevzdělanec, zatímco statistik dokáže také vypočítat interval spolehlivosti.

Poznámka pod čarou: V poslední době dost často na pana magistra vzpomínám. U některých modelů s náhle se měnícími parametry jsem rád, že pro neznámé prametry odvodím vůbec nějaké bodové odhady. Pokud se k nim dopracuji, stejně ještě navíc předem vím, že ani zdaleka nejsou optimální. Intervaly spolehlivosti zatím řadím do říše snů.

Je-li parametr $\sigma^2>0$ zcela náhodou znám (i takové náhody se občas dějí), pak již naši statističtí prapředkové věděli, že interval spolehlivosti pro μ na hladině $1-\alpha$ je dán vzorcem

$$(\bar{X}-n^{-1/2}\sigma u(\alpha/2),\ \bar{X}+n^{-1/2}\sigma u(\alpha/2)),$$

kde $u(\alpha/2)$ je kritická hodnota normálního rozdělení $N(0,1)$. Pro $\alpha=0{,}05$ je to jedno z nejznámějších čísel 1,96. Ale co dělat v té naprosté většině případů, kdy σ^2 není známo? Je patrně nejjednodušší nahradit ho odhadem S^2, takže se dostane přibližný interval spolehlivosti

$$(\bar{X}-n^{-1/2}Su(\alpha/2),\bar{X}+n^{-1/2}Su(\alpha/2)).$$

Tento interval samozřejmě nemá hladinu přesně $1-\alpha$. Ale zjistilo se, že při n větším nebo rovným 30 už to skoro tak je. Proto se tomu celému postupu říkalo **teorie velkých výběrů.**

A pak se v roce 1908 objevil jeden z nejslavnějších statistických pejprů "The probable error of a mean". Jeho autor vstoupil do historie pod krycím jménem Student, což mu ale nebylo moc platné, protože jeho pravé jméno William D. Gosset se stejně neutajilo, a rovnost Student=Gosset je stejně dobře známa jako třeba Vrchlický=Frýda. Dosažený výsledek měl a dosud má tak dalekosáhlý význam, že si dovolím podle [1] a [2] uvést pár podrobností.

Jádrem věci bylo odvození faktu, že náhodná veličina

$$T=n^{1/2}(\bar{X}-\mu)/S$$

má rozdělení, které se dnes nazývá Studentovo. Originální důkaz byl výrazně složitější než je ten, který se dnes učí ve škole, a kromě toho to nebyl důkaz. Posuďte sami. Student nejdřív vypočetl první čtyři momenty veličiny S^2 a z nich uhodl, třebaže nedokázal, že (až na multiplikativní konstantu) musí mít S^2 Pearsonovo rozdělení III. typu, stručně chí-kvadrát o n-1 stupních volnosti. Pak zjistil, že průměr a S^2 jsou veličiny nekorelované. Pokud nemáte co dělat v dlouhých zimních večerech, můžete si to po něm přepočítat. Z toho usoudil (avšak nedokázal), že průměr a S^2 budou i nezávislé. Spočítat nakonec hustotu veličiny T bylo snadné i pro něho. A protože v průběhu důkazu hádal správně, dostal se jeho výsledek až do učebnic. Jen pro úplnost poznamenejme, že Student ve skutečnosti pracoval s veličinou $n^{-1/2}T$. Dnešní tvar T zavedl později R. A. Fisher.

Student svůj výsledek pro jistotu ověřil metodou Monte Carlo a vůbec mu nevadilo, že tato metoda vznikne až později. Měl k disposici údaje o výšce těla a délce levého prostředníku zjištěné u 3000 zločinců. Výšku pokládal za jeden výběr a délku prostředníku za druhý. Každý z těchto výběrů rozdělil do 750 skupinek o rozsahu 4, takže získal (dvakrát) 750 hodnot veličiny T. Shodu se svým t rozdělením testoval již tehdy velmi oblíbeným Pearsonovým chí-kvadrát testem dobré shody a vyšlo mu to báječně.

Alespoň stručně z jeho životopisu. Žil v létech 1876 až 1937. Majitel pivovaru pan Arthur Guiness, jehož jméno je i u nás slavné díky populární knize rekordů, najal pana Gosseta jako sládka. Tuto kariéru zahájil Gosset v r. 1899 v Dublinu v pivovaru St. James´ Gate. A protože se osvědčil, povýšení ho neminulo a v r. 1935 se stal hlavním sládkem v Guinessově pivovaru Park Royal Brewery v Londýně.

Student tedy získal interval spolehlivosti pro μ při neznámém σ^2 ve tvaru

$$(\bar{X}-n^{-1/2}St_{n-1}(\alpha),\ \bar{X}+n^{-1/2}St_{n-1}(\alpha)),$$

kde $t_{n-1}(\alpha)$ je kritická hodnota Studentova rozdělení. To, že na rozdíl od normálního rozdělení obsahuje α místo $\alpha/2$, připadá na vrub poněkud odlišné definici kritických hodnot těchto dvou rozdělení. V každém případě se tak zrodila tzv. **teorie malých výběrů**. Zdá se však, že to bylo dítko neduživé a že se znalost této metody dlouho nerozšířila za zdi Guinessova pivovaru. Ještě v r. 1922, tedy plných 14 let po svém objevu, píše Student R. A. Fisherovi: "Posílám Vám jeden exemplář Studentových tabulek, jelikož jste jediný člověk, který je asi kdy použije." Naštěstí se Student zmýlil až tady, takže tato poslední Studentova věta neplatí.

Zdravý rozum říká, že v případě n=1 se interval spolehlivosti pro μ při neznámém σ^2 udělat nedá. Důvodů je pro to několik.

a) Studentův výsledek nelze použít, protože jednak nejde vypočítat S^2, jednak nemáme Studentovo rozdělení s 0 stupni volnosti.

b) Jak se již výše konstatovalo, při n=1 nemáme žádný rozumný odhad pro σ^2.

c) Rozdělení $N(\mu,\sigma^2)$ obsahuje dva neznámé parametry. Proto musíme mít alespoň dvě pozorování.

Pokládám za šokující, že zdravý rozum navzdory všem uvedeným důvodům pravdu nemá. Interval spolehlivosti pro μ se i při neznámém σ^2 dá odvodit, i když n=1.

Poznámka pod čarou: Dá se teď čekat, že takový interval prakticky k ničemu nebude (asi jako neměřitelná množina).

Poznámka pod další čarou: Když je pozorování jen jedno, pak asi předpoklad normality bude mimořádně podstatný. Dá se čekat, že se i při malých odchylkách od normality prudce změní hladina spolehlivosti takového intervalu.

Poznámka k oběma předchozím poznámkám: Ani jedna z nich není správná.

V článku [3], kde se lze také dočíst o krátké historii této nové metody, je poměrně jednoduše odvozena tato věta.

Věta: Nechť náhodná veličina X má unimodální hustotu, jejíž modus je μ. Pak pro libovolné předem dané a a pro libovolné $t>1$ platí

$$P(X-t|X-a|<\mu<X+t|X-a|) \geq 1-2/(t+1).$$

Je-li navíc hustota symetrická kolem μ, pak na pravé straně můžeme dosadit $1-(t+1)^{-1}$. Je=li to hustota normálního rozdělení, pak na pravé straně můžeme dosadit $1-0,484/(t-1)$.

Chceme-li získat interval spolehlivosti pro μ na hladině (alespoň) $1-\alpha$, zvolíme t tak, aby pravá strana byla rovna $1-\alpha$. Postupně pro uvedené tři případy dostaneme

$$(X-(2\alpha^{-1}-1)|X-a|,\ X+(2\alpha^{-1}-1)|X-a|),$$
$$(X-(\alpha^{-1}-1)|X-a|,\ X+(\alpha^{-1}-1)|X-a|),$$
$$(X-(1+0.484/\alpha)|X-a|,\ X+(1+0.484/\alpha)|X-a|).$$

Zvolíme-li za α nejběžnější hodnotu 0,05, pak máme

$$(X-39|X-a|,\ X+39|X-a|),$$
$$(X-19|X-a|,\ X+19|X-a|),$$
$$(X-10,68|X-a|,\ X+10,68|X-a|).$$

Konstanta a se může volit předem na základě dosavadních znalostí problému tak, aby byla co nejblíže skutečné hodnotě parametru μ.

Literatura

[1] Bolard P. J. (1984): A biographical glimpse of William Sealy Gosset. *Amer. Statist.* 38, 179-183.

[2] Cochran W. G. (1976): Early development of techniques in comparative experimentation. In: *On the History of Statistics and Probability* (Ed.: D. B. Owen), Dekker, New York and Basel, str. 1-25.

[3] Edelman D. (1990): A confidence interval for the center of an unknown unimodal distribution based on a sample of size 1. *Amer. Statist.* 44, 285-287.

VYBRANÁ KRITÉRIA PRO VÝBĚR STATISTICKÉHO PROGRAMOVÉHO VYBAVENÍ

Volně podle Statistical Software Newsletter
připravil Jaromír ANTOCH

V poslední době se v Československu značně změnila situace na trhu statistického programového vybavení. Zbylo v podstatě jediné omezení - **peníze**. Naproti tomu odpadla většina omezení jak vnitřních, tj. dovozní komise, omezený přístup k volně směnitelným měnám apod., tak vnějších, tj. především embargo ze strany USA a výboru COCOM.

Řada z nás se tak po prvotní chvilce radostného opojení ocitla v "záviděníhodném dilematu", totiž, co si pořídit. Část měla to štěstí, že pracuje na pracovišti kde vyplývá zcela jasně ať již z povahy řešených úloh či orientace šéfa,co si **musíme** pořídit. A to bez ohledu na to jak je daný programový systém hodnocen na žebříčku *TOP TEN OF THE STATISTICAL SOFTWARE* či *co tomu říkají odborníci*. Tito kolegové již nemusí pokračovat v dalším čtení, neb je nám všem dobře známo, že kdo jednou vsadil na BMDP (S+, SAS, SPSS, STATGRAPHICS či jiné S), ten u něho zůstane až do smrti.

Ne všichni však měli toto štěstí. Pro ně by pak mohlo být zajímavé se alespoň na chvilku zamyslit nad několika následujícími body, jejichž zodpovězení spolu s rekapitulací problémů jež skutečně musí a budou musit každodenně řešit, by jim mohlo pomoci při výběru potřebného programového vybavení. Jak rychle nahlédnete, většina z uvedených bodů je naprosto samozřejmá. Asi proto se jimi zpravidla neřídíme. Jak se Vás bude snažit přesvědčit každý druhý distributor toho či onoho statistického programu, je to právě ten jejich systém který se pro vaše potřeby hodí nejlépe a daným požadavkům nejvíce vyhovuje. Podobně zpravidla dopadnete, obrátíte-li se o radu na *skalního uživatele* BMDP (S+, SASu, SPSS, STATGRAPHICSu či jiného S).

Nejlepší asi je si sednout někde tiše v koutku, v klidu popřemýšlet a s řadou všetečných dotazů a typickými příklady ze své praxe obejít nejen prodávající, ale i uživatele kteří již na ten který produkt vsadili. A teprve potom se rozhodnout.

1. VŠEOBECNÉ UŽIVATELSKÉ HLEDISKO

1.1. Způsob ovládání, tj. dávkové či interaktivní, řízení příkazy či pomocí menu apod., možnost programování či alespoň tvorby vlastních makropříkazů, kvalita nápovědy, možnost napojení na uživatelovy oblíbené programy, editor, "přátelskost" chování systému, způsob ošetření chyb, podrobnost indikace chyb, možnosti restaru (zvláště po chybě).

1.2. Možnost zápisu echa, tj. vytvoření tzv. log-souboru.

1.3. Technická podpora ze strany výrobce a distributora.

1.4. Existence kursů pro uživatele, ať již úvodních, specializovaných či na základě objednávky uživatele.

1.5. Kvalita manuálů a další dokumentace, způsob presentace, popis užitých statistických algoritmů.

1.6. Existence národních uživatelských skupin.

2. OPERACE S DATY, DATABÁZE

2.1. Datové modely s nimiž systém umožňuje pracovat, např. relační.

2.2. Popis dat, tj. datové typy, datové struktury, sématické informace, omezení z hlediska integrity dat, datové slovníky.

2.3. Manipulace s daty, dotazovací jazyky, relační operace, možnosti vkládání, opravování a vylučování dat, třídění.

2.4. Možnosti pro vstup a výstup dat, formulářově stavěný vstup dat, generátor dotazníků.

2.5. Operace s daty, import a export dat, resp. výsledků získaných dotazy v databázích, přímý přístup k datovým strukturám jiných programů.

3. STATISTICKÉ METODY

3.1. Rozsah a možnosti implementovaných metod.

3.2. Správnost, tj. kontrola správné implementace a funkčnosti jednotlivých metod.

3.3. Výsledky, způsob jejich presentace, vysvětlení, popis a jednotnost výpisů.

3.4. Kvalita procedur, přesnost algoritmů, validace a existence odkazů na validaci.

3.5. Možnosti ovládání, tj. existence standardizovaného ovládacího jazyka a jednotných parametrů pro ovládání, možnost jednoduché redefinice předem nastavených (default) hodnot.

4. GRAFICKÉ NÁSTROJE PRO STATISTICKOU ANALÝZU DAT

4.1. Rozsah a možnosti implementovaných metod.

4.2. Interaktivní grafika.

4.3. Výsledky, jejich vysvětlení, popis a jednotnost presentace.

5. PRESENTACE VÝSLEDKŮ

5.1. Numerické výsledky - respektování sématických informací, pružnost manipulace a editování numerických výsledků.

5.2. Grafické výsledky - rozlišitelnost, výstupní média, manipulace a editování grafických výstupů, import a export do a z cizích grafických formátů.

5.3. Integrovaný výstup textu a grafiky.

5.4. Možnost psaní zpráv. Pružnost napojení na DTP (desk top publishing).

6. TECHNICKÉ SPECIFIKACE

6.1. Technické prostředí - hardware, speciální grafické prostředky, operační systémy, možnosti volání z jiných programů.

6.2. Přenosnost a kompatibilita jak mezi jednotlivými hardwareovými implementacemi, tak mezi jednotlivými verzemi.

6.3. Rozšiřitelnost - možnost programování, přístup k vnějším knihovnám, vývoj aplikací, otevřenost architektury.

6.4. Náklady na instalaci, tréning, udržování a vývoj nových aplikací.

6.5. Konfigurovatelnost.

6.6. Komunikace, možnost nasazení v sítích, přenosy dat/souborů, přístup přes síťový software k distribuovaným databázím, sdílení souborů (nejen datových), sdílení kódů.

7. PÁR SLOV O JIŽ DLOUHO CHYBĚJÍCÍCH NOVÝCH METODÁCH, JEŽ (SAMOZŘEJMĚ) POTŘEBUJETE PRÁVĚ VY (A TO JIŽ DLOUHO)

7.1. Bayesovské metody, plánování experimentů, robustní metody, ztrátové funkce, netypická pravděpodobnostní rozdělení, koncepce metod teorie informace a entropie ...

7.2. Podpora metod optimálního rozhodování a umělé inteligence.

7.3. Automatické ověřování, zda data vyhovují předpokladům kladeným na užité statistické metody.

Těm, kteří se pročetli až sem, doporučuji se nyní podívat do členského časopisu Mezinárodní asociace pro výpočetní statistiku *Statistical Software Newsletter*, Vol.16, N° 3 z roku 1990. Na více než čtyřiceti stranách tam nalezne jak odpovědi na část výše uvedených bodů (námětů k zamyšlení) od výrobců nejznámějších statistických programových systémů, tak komentáře jejich dlouholetých uživatelů. Je to velmi zajímavé čtení, zpravidla mnohem optimističtější ze strany výrobců. Myslím, že je zajímavé i pro ty, co se již rozhodli.

---

* **Na toto místo** jsme původně zamýšleli zařadit seznam členů Společnosti,od nichž doposud nedošel členský příspěvek. Jsouce si vědomi potíží, které naši kolegové musí podstoupit, chtějí-li včas zaplatit svůj příspěvek (viz příklad kolegy Klaschky v minulém IB) a vzhledem k dosud velkému rozsahu tohoto seznamu spolu s nedostatkem místa jsme se rozhodli počkat s tím až na podzimní číslo IB. (Třeba bude seznam kratší ... ?)

** **Své příspěvky do Bulletinu** posílejte na adresu tajemníka Společnosti: dr. Gejza Dohnal,CSc., Jeronýmova 7, 130 00 Praha 3.