Informační Bulletin

České Statistické Společnosti — číslo 1, ročník 19, únor 2008

Zpráva o činnosti České statistické společnosti v roce 2007, která byla přednesená a projednaná na výroční schůzi společnosti dne 31. 1. 2008.

1. **Základní údaje o společnosti.** Uplynulý rok byl prvním rokem dvouletého funkčního období výboru České statistické společnosti (ČStS), který byl zvolen na valné hromadě dne 8. 2. 2007. Předsedou byl Doc. RNDr. Gejza Dohnal, CSc. (FS ČVUT v Praze), místopředsedou Ing. Jan Fischer, CSc. (ČSÚ) a hospodářkou doc. Ing. Dagmar Blatná, CSc. (VŠE Praha). K dnešnímu dni má ČStS 234 členů, z toho 17 vstoupilo do společnosti v roce 2007 a 3 v roce 2008. V roce 2007 ukončili 2 členové členství na vlastní žádost, 1 zemřel. U dalších 2 bylo členství ukončeno pro neplacení členských příspěvků. Na vyřazení kvůli neplacení je nyní 10 kandidátů (kteří nezaplatili za 2005, 2006 a 2007).

2. **Činnost výboru společnosti.** V průběhu roku se konala tři zasedání výboru České statistické společnosti. O každém z nich byl pořízen zápis, který je všem zájemcům k dispozici. V mezidobí byli členové výboru v kontaktu prostřednictvím e-mailu a diskutovali všechny důležité záležitosti, zejména přípravu akcí a bulletinů. Kromě toho proběhla řada neformálních setkání a porad při jednotlivých akcích. Při příležitosti společné konference STAKAN se Slovenskou štatistickou a demografickou spoločnosťou proběhlo společné jednání členů výborů obou společností. 22. – 29. 8. 2007 se v Lisabonu konal 56. kongres ISI, kterého se zúčastnilo několik členů výboru (Antoch, Bartošová, Blatná, Fischer, Löster, Picek, Řezanková). Jednu se sekcí, kde jsme se účastnili, organizovala Viszegradská skupina národních statistických společností (Maďarsko, Rakousko, Česko, Slovensko, Slovinsko a Rumunsko). Předseda společnosti se zúčastnil 3. setkání předsedů národních statistických společností této skupiny ve Slovinské Ljubljani.

3. **Odborná aktivita společnosti.** Valná hromada v roce 2007 se konala v Praze dne 8. února 2007 v zasedací síni ČSÚ. Na valné hromadě přednesl odbornou přednášku předseda ČSÚ Ing. Jan Fischer, CSc. na téma Problémy statistické služby. Zabýval se v ní problematikou práce na ČSÚ a aspekty, které přináší současná doba a technika nejen v ČR, ale i v mezinárodním kontextu. Společnost se podílela na organizaci konference Centra pro jakost a spolehlivost výroby REQUEST v Praze ve dnech 30. 1. – 1. 2. 2007 Česká statistická společnost a Slovenská statistická a demografická společnost uspořádaly společně v květnu (25. – 27. 5.) v Rusavě v Hostýnských vrších odborný seminář o výuce a aplikacích statistiky STAKAN 2007. Sborník z této konference vyšel jako zvláštní číslo Forum Statisticum Slovacum na podzim spolu s DVD. ČStS převzala záštitu nad konferencí TIES'2007, jež se konala 16. – 20. 8. 2007 v Mikulově. 6. 12. se v Balbínově poetické hospůdce v Praze konal Mikulášský statistický den, kde zaznělo celkem osm příspěvků. Vedle konferencí a seminářů je třeba zmínit tyto další odborné aktivity: Česká statistická společnost se stala signatářem deklarace ke vzniku oborového seskupení Jakost a spolehlivost v rámci připravované České technologické platformy Strojírenství. V roce 2007 byla vydána čtyři čísla Informačního bulletinu a dvě DVD (STAKAN a GISAK) Internetové stránky společnosti byly pravidelně udržovány a aktualizovány. ČStS spolupracovala na vydávání časopisu Statistika.
4. **Plán aktivit pro rok 2008.** V dubnu se v Liberci uskuteční další, tentokrát dvoudenní statistické dny V červnu 2008 proběhne v Praze mezinárodní symposium ISBIS 2008 věnované ekonomické a průmyslové statistice, na jehož organizaci se naše společnost podílí (členové ČStS mají slevu na vložném) V létě se bude ČStS podílet na organizaci konference o jakosti a spolehlivosti výroby v Brně, jejímž hlavním organizátorem bude CQR 5. – 7. 9. 2008 bude naše společnost organizovat v Praze mezinárodní studentskou statistickou konferenci, spojenou se 4. setkáním předsedů národních statistických společností. 8. – 12. 9. 2008 se bude konat další ROBUST, tentokrát ve spolupráci se Slovenskou statistickou a demografickou společností.

BLAHOPŘÁNÍ

V těchto dnech se dožívá významného životního jubilea náš člen a kolega, doc. RNDr. Karel Zvára, CSc., významný odborník v oblasti regrese a aplikované statistiky. Kolega Zvára věnoval převážnou část svého života výuce statistiky, především pro nestatistiky, jakož i aplikacím statistiky v přírodovědě a medicíně. Výbor ČStS, jehož byl kolega Zvára po řadu let členem, mu přeje mnoho zdraví a spokojenosti v dalším životě.

hustoty. Velmi často jsou četnosti několika prostředních tříd histogramu výrazně vyšší než četnosti zbývajících tříd. Při zkoumání modality si pak všímáme pouze vrcholů indikovaných v těchto prostředních třídách a případná další lokální maxima pomineme. V případě histogramu na obrázku 2(b) budeme zřejmě brát v úvahu pouze vrcholy, které indikuje na intervalech $(-1, -0.5]$ a $(0, 0.5]$ a lokální maximum ve třídě $(-2, -1.5]$ budeme chápat spíše jako „náhodnou odchylku".

Proto se nadále omezíme pouze na studování několika prostředních tříd histogramů a budeme sledovat maxima indikovaná pouze zde. Ostatní třídy nebudeme brát při posuzování bimodality v úvahu.

3. Případ rozdělení s „tupým" vrcholem

U některých směsí nejsou vrcholy jejich složek vzdáleny natolik, aby byla výsledná hustota dvouvrcholová. Může tak nastat případ, kdy je sice rozdělení unimodální, ale tento jeho jediný vrchol je velmi „neostrý". Tak je tomu například u směsi (b) na obrázku 1, jejíž hustota je na jakémsi okolí svého vrcholu téměř konstantní. V následujícím textu se zaměříme na taková unimodální rozdělení s „tupým" vrcholem a podíváme se na odhad pravděpodobnosti, s jakou se histogram výběru z takového rozdělení jeví jako bimodální.

Pro ilustraci vezměme nejprve konkrétní směs dvou normálních rozdělení $\mathsf{N}(0, 1)$ a $\mathsf{N}(2, 1)$ s váhami $p = q = \frac{1}{2}$ (viz obrázek 1(b)) a uvažujme náhodnou veličinu X s tímto rozdělením. Zaměřme se pouze na interval $[0, 2]$. Rozdělíme-li jej na šest stejně velkých podintervalů $I_1, \ldots, I_6$, je pravděpodobnost, že X padne do intervalu I_i, přibližně stejná pro všechna $i = 1, \ldots, 6$. Podmíněné pravděpodobnosti $\mathsf{P}(X \in I_i | X \in [0, 2])$, $i = 1, \ldots, 6$, jsou postupně 0.1630, 0.1680, 0.1690, 0.1690, 0.1680 a 0.1630. V případě, že se zaměříme na veličinu X pouze na intervalu $[0, 2]$, tj. podmíníme-li její rozdělení jevem $\big[X \in [0, 2]\big]$, dostaneme tak přibližně rovnoměrné rozdělení na $[0, 2]$.

Podobnou úvahu můžeme snadno aplikovat na rozdělení s „tupým" vrcholem obecně. Docházíme k následujícímu závěru: Jelikož jsme se při posuzování histogramu omezili pouze na zkoumání několika jeho prostředních tříd, stačí nám dívat se na danou hustotu jen na nějakém okolí jejího vrcholu. Rozdělení, jehož vrchol je dostatečně „tupý", můžeme na tomto intervalu dostatečně dobře aproximovat rovnoměrným rozdělením. Okamžitě se tudíž nabízí následující zjednodušení celého problému: Najdeme-li odhad pravděpodobnosti, s jakou se histogram výběru z rovnoměrného rozdělení jeví jako bimodální, budeme jej pak moci použít i pro jakékoliv unimodální rozdělení s „tupým" vrcholem.

4. Histogramy výběrů z rovnoměrného rozdělení

Kdy tedy chápeme histogram jako bimodální? Zcela intuitivně to bude v případě, že má „právě dva vrcholy". Připomeňme, že v tomto momentě se již díváme pouze na několik, řekněme N, prostředních tříd histogramu a četnosti ostatních necháváme stranou. Bimodální tak bude takový histogram, který má mezi těmito N třídami právě dvě „maxima", tj. splňuje podmínku:

Označme zvolených N prostředních tříd histogramu jako $1, 2, \ldots, N$ a jejich odpovídající četnosti $n_1, n_2, \ldots, n_N$, kde $n_i \geq 0$ pro všechna $i = 1, \ldots, N$. Dodefinujme $n_0 = n_{N+1} = 0$. Řekneme, že daný *histogram je bimodální*, jestliže existují přirozená čísla M_1, M_2, M_3 taková, že platí $0 < M_1 < M_2 < M_3 < N + 1$ a

$$
\begin{array}{lll}
n_{i-1} \leq n_i & \text{pro } i = 1, \ldots, M_1, & n_{M_1} > n_{M_1+1}, \\
n_{i-1} \geq n_i & \text{pro } i = M_1 + 2, \ldots, M_2, & n_{M_2} < n_{M_2+1}, \\
n_{i-1} \leq n_i & \text{pro } i = M_2 + 2, \ldots, M_3, & n_{M_3} > n_{M_3+1}, \\
n_{i-1} \geq n_i & \text{pro } i = M_3 + 2, \ldots, N + 1. &
\end{array}
$$

V takovém případě budeme i příslušnou posloupnost čísel $\{n_i\}_{i=1}^N$ nazývat bimodální. Permutaci čísel $1, \ldots, N$ nazveme *bimodální permutací*, jestliže je tato posloupnost čísel bimodální.

Pro histogramy výběrů z rovnoměrného rozdělení můžeme dokázat následující tvrzení popisující jejich chování[2]: *Je-li* $X_1, \ldots, X_M$ *náhodný výběr z rovnoměrného rozdělení na intervalu* $[a, b]$, $a, b \in \mathbb{R}$, *a* $N \in \mathbb{N}$, *potom pro* $M \to \infty$ *se pravděpodobnost, s jakou je histogram tohoto náhodného výběru s* N *třídami bimodální, blíží k pravděpodobnosti, že je náhodná permutace čísel* $1, \ldots, N$ *bimodální.*

V tabulce 1 jsou uvedeny četnosti bimodálních permutací čísel $1, \ldots, N$ pro $N = 4, \ldots, 8$. Vyčteme z ní například, že mezi permutacemi čísel $1, \ldots, 6$ je přibližně 57.8 % bimodálních. Podle výše uvedeného tvrzení můžeme hodnotu 0.578 brát jako odhad pravděpodobnosti, s jakou histogram náhodného výběru pocházejícího z rovnoměrného rozdělení $\mathsf{R}[0, 1]$ s šesti třídami vykazuje dva vrcholy. Jestliže tedy obecně bereme při posuzování modality v úvahu jen prostředních šest tříd histogramu, lze hodnotu 0.578 brát i jako odhad pravděpodobnosti, s jakou se nám histogram výběru z rozdělení s „tupým" vrcholem jeví jako bimodální.

[2] Důkaz uvedeného tvrzení viz [1].

Četnosti bimodálních permutací					
N	4	5	6	7	8
počet všech permutací	24	120	720	5040	40320
počet bimodálních permutací	16	88	416	1824	7680
podíl bimodálních permutací	$0.\overline{6}$	$0.7\overline{3}$	$0.5\overline{7}$	0.362	0.191

Tab. 1. Počty bimodálních permutací čísel $1, \ldots, N,\ N = 4, \ldots, 8$.

Jak tedy můžeme vidět, tato pravděpodobnost rozhodně není zanedbatelná. Proto posuzování bimodality rozdělení na základě histogramu není ani v nejmenším vhodné a mohlo by velmi často vést k nesprávným a zavádějícím závěrům.

5. Když ne histogram, tak co tedy?

Co tedy použít v situaci, kdy potřebujeme zjistit, zda naše data pocházejí z rozdělení s jedním či více vrcholy? Histogram zjevně není dobrý nástroj. Naštěstí existují jiné možné postupy.

V programu `R` je implementován dip test (viz [2]), pomocí kterého můžeme testovat, zda daný náhodný výběr pochází z unimodálního rozdělení. Testovou statistikou je tzv. dip, který je jakousi mírou vzdálenosti empirické distribuční funkce daného výběru a třídy všech unimodálních distribučních funkcí. Funkce `dip` z knihovny `diptest` spočítá pro naše data dip statistiku a porovnáním její hodnoty s příslušným empirickým kvantilem (tabulka `qDiptab` z téže knihovny) pak můžeme učinit závěr, zda na zvolené testovací hladině zamítáme nulovou hypotézu unimodality či nikoliv.

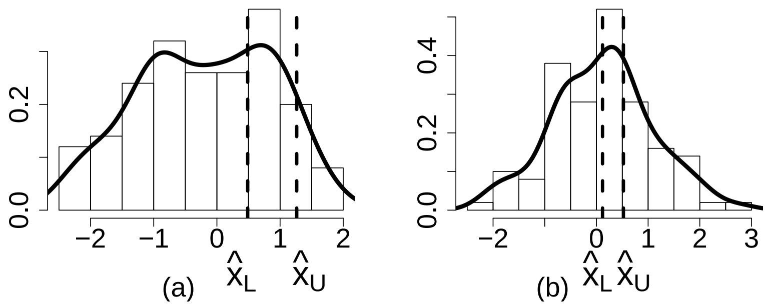
Při konstrukci testu je nutné zvolit konkrétní unimodální rozdělení za nulové hypotézy. Zřejmě však neexistuje takové, pro něž by byla dip statistika stochasticky větší než pro všechna ostatní unimodální rozdělení. Proto se volí za nulové hypotézy rovnoměrné rozdělení. Tato volba je velmi jednoduchá, ale vede k testu, který je asymptoticky konzervativní (viz [2]). Pro ilustraci jsou v tabulce 2 uvedeny relativní četnosti výběrů generovaných z rovnoměrného a normálního rozdělení, pro něž byla hypotéza unimodality dip testem na hladině 0.05 zamítnuta. Pro výběry z normálního rozdělení se zdá být chyba prvního druhu znatelně menší než 0.05 a pro rostoucí rozsah se dokonce blíží k 0. Tato skutečnost potvrzuje asymptotické vlastnosti ukázané v [2] a zmíněnou konzervativnost testu.

rozdělení	rozsah výběru 50	100	1000	5000
rovnoměrné $\mathsf{R}[0,1]$	0.04995	0.04867	0.04834	0.04946
normální $\mathsf{N}(0,1)$	0.00292	0.00109	0.00004	0

Tab. 2. Relativní četnost výběrů, pro něž byla hypotéza unimodality dip testem na hladině 0.05 zamítnuta: V prvním řádku jsou výsledky dip testu pro 100 000 náhodných výběrů simulovaných z rovnoměrného rozdělení, druhý řádek odpovídá výběrům generovaným z normálního rozdělení $\mathsf{N}(0,1)$. Počáteční nastavení `set.seed(1023)`.

Mohlo by nás zajímat, jak dip test posoudí rozdělení výběrů, jejichž histogramy z obrázku 2 jsme diskutovali v předchozích odstavcích. Připomeňme, že jde o data simulovaná z normálního rozdělení $\mathsf{N}(0,1)$ o rozsahu 100 pozorování a jejich histogramy vykazovaly více než jeden vrchol.

V prvním případě jsme simulace provedli s nastavením `set.seed(89)` a histogram indikoval dvě maxima. Dip statistika spočtená pro tento výběr vychází 0.0408. Jelikož kritická hodnota na hladině významnosti 0.05 pro rozsah výběru 100 je 0.0511, dip test hypotézu unimodality nezamítá. Na obrázku 3(a) je vykreslen histogram a neparametrický odhad hustoty obdržený funkcí `density`. Dále je znázorněn odhad $(\hat{x}_L, \hat{x}_U)$ intervalu, ve kterém by se měl nacházet vrchol rozdělení. Pro druhý výběr, generovaný z $\mathsf{N}(0,1)$ s nastavením `set.seed(59)`, vychází dip roven 0.0256, takže stejně jako v předchozím případě hypotézu unimodality na hladině 0.05 nezamítáme. Grafické znázornění viz obrázek 3(b). V obou případech nám tedy dip test dává na naši otázku o unimodalitě rozdělení „správnou odpověď“.



Obr. 3. Histogram, odhad hustoty (funkce `density`) a modálního intervalu rozdělení náhodného výběru o rozsahu 100 pozorování simulovaného z $\mathsf{N}(0,1)$ v programu `R` s nastavením (a) `set.seed(89)` a (b) `set.seed(59)`.

Při zkoumání histogramů jsme se zabývali především směsmi dvou unimodálních rozdělení. Podívejme se proto nyní na to, jak dip test funguje v takových případech.

K tomuto účelu jsme v programu R simulovali náhodné výběry ze směsi dvou normálních rozdělení $\mathsf{N}(0,1)$ a $\mathsf{N}(\mu,1)$ s váhami $p = q = \frac{1}{2}$ s různými rozsahy a volbami parametru μ a sledovali jsme, jaké výsledky dává dip test. Není obtížné ukázat (viz [4]), že směs dvou normálních rozdělení $\mathsf{N}(0,1)$ a $\mathsf{N}(\mu,1)$ s váhami $p = q = \frac{1}{2}$ je unimodální pro $|\mu| \leq 2$ a bimodální pro $|\mu| > 2$. Tudíž bychom zřejmě pro $\mu > 2$ očekávali zamítnutí nulové hypotézy unimodality. V tabulce 3 jsou uvedeny výsledky dip testu pro 100 000 generovaných výběrů s rozsahy $M = 100, 1000$ a 5000 pro volby $\mu = 2, 2.5, 2.8, 3, 3.5$ a iniciální nastavení `set.seed(1023)` v programu R. Vidíme, že při rostoucím rozsahu výběru roste i síla testu. Ale například pro $\mu = 2.5$ a pro rozsah 5000 pozorování jsme stále u 70 % výběrů hypotézu unimodality nezamítli, přestože se jednalo o data z bimodálního rozdělení.

Při použití dip testu se tak dostáváme do opačného problému než tomu bylo u histogramů. Na základě nich jsme mohli s nezanedbatelnou pravděpodobností považovat unimodální rozdělení za bimodální. Naopak, pomocí dip testu bychom mohli bimodální rozdělení mylně označit jako unimodální. Rozhodně je však vhodnější při posuzování bimodality použít formální dip test než dělat nepodložené závěry na základě histogramu indikujícího dva možné vrcholy.

	rozsah výběru M		
μ	100	1000	5000
2.0	0.00458	0.00061	0.00008
2.5	0.02092	0.04888	0.30210
2.8	0.05634	0.42790	0.99584
3.0	0.06856	0.82634	1
3.5	0.38187	0.99998	1

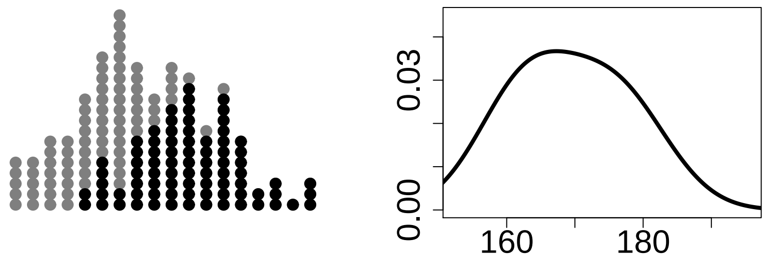
Tab. 3. Výsledky dip testu pro 100 000 náhodných výběrů simulovaných ze směsi dvou normálních rozdělení $\mathsf{N}(0,1)$ a $\mathsf{N}(\mu,1)$ s váhami $p = q = \frac{1}{2}$ pro různé hodnoty μ a různé rozsahy výběrů M. V tabulce jsou uvedeny relativní četnosti výběrů, pro něž byla hypotéza unimodality zamítnuta. Pro $\mu = 2$ je daná směs unimodální a pro $\mu > 2$ je směs bimodální. Vždy iniciální nastavení `set.seed(1023)` v programu R.

6. Reálný příklad — „živý“ histogram

Na začátku našeho textu, v části 2., jsme diskutovali o subjektivním postoji při posuzování histogramů. Ukázali jsme, že daný dvouvrcholový histogram na nás ve dvou různých situacích může působit zcela jiným dojmem. V prvním případě jsme větší počet vrcholů automaticky připsali nepřesnosti odhadu, jelikož jsme věděli, že data pocházejí z normálního rozdělení. Naopak ve druhém případě jsme měli data pocházející ze směsi dvou rozdělení, a tak jsme dva vrcholy možná i trochu očekávali a nechali se proto přesvědčit o bimodalitě odpovídající hustoty. Příkladem takového jednání, kdy byl tvar histogramu shledán jako dostatečný důkaz bimodality, je následující situace pocházející ze článku [5].

Během jedné přednášky ze statistiky seřadil vyučující své studenty na školním hřišti do skupin dle jejich výšky a zkonstruoval tak jakýsi „živý“ histogram. Jeho tvar působil „bimodálně“ (viz obrázek 4(a)), a tak bylo zábavnou formou studentům ilustrováno, že rozdělení lidské výšky, jakožto směs dvou unimodálních rozdělení, má dva vrcholy. Bezpochyby se jednalo o velmi zdatný didaktický počin. Avšak problém je v tom, že takové tvrzení není pravdivé.

Autoři článku [5] se podívali na rozdělení výšky studentů více teoreticky. Na základě dat pocházejících z šetření státního zdravotního centra USA odhadli parametry rozdělení výšky mužů a výšky žen v odpovídajícím věku. Aplikací teoretických kritérií potom zjistili, že výsledné společné rozdělení výšky by mělo být unimodální, viz obrázek 4(b), a nikoliv bimodální!



(a) (b)

Obr. 4. (a) Struktura „živého“ histogramu studentů: Znázorněné tečky odpovídají jednotlivým studentům, dívky a chlapci jsou barevně odlišeni. (b) Hustota rozdělení výšky studentů spočtená na základě odhadnutých parametrů.

Závěr z celého experimentu je tedy spíše rozpačitý. Místo toho, aby vyučující studentům ukázal příklad bimodálního rozdělení, dopustil se chyby a sdělil jim nepravdivou informaci. Navíc svým žákům (nechtěně) přímo demonstroval nekorektní postup, který ho dovedl k nesprávným závěrům. A tak můžeme jen doufat, že žádný ze zmíněných studentů nepoužije podobnou nepodloženou úvahu při nějaké skutečně důležité analýze dat.

7. Závěr

Závěrem lze shrnout, že posuzování bimodality či unimodality dané hustoty pouze na základě tvaru histogramu může často vést k nesprávným závěrům. V situaci, kdy nás skutečně zajímá počet vrcholů zkoumaného rozdělení, je vhodnější použít jiné postupy. Rozhodně bychom se neměli nechat ovlivnit našimi očekáváními a dát se strhnout k unáhleným a nepodloženým soudům, tak jako tomu bylo v uvedeném příkladě vyučujícího a výšky jeho studentů.

Poděkování: Příspěvek vznikl za pomoci grantu MSM 0021620839.

Reference

[1] Došlá Š. (2006) Bimodální rozdělení. *Diplomová práce*, Univerzita Karlova, Praha.

[2] Hartigan J.A., Hartigan P.M. (1985) The dip test of unimodality. *Ann. Statist.* **13**, 70–84.

[3] Kemperman J.H.B. (1991) Mixture with a limited number of modal intervals. *Ann. Statist.* **19**, 2120–2144.

[4] Robertson C.A., Fryer J.G. (1969) Some descriptive properties of normal mixtures. *Skand. Aktuarietidskr.* **52**, 137–146.

[5] Schilling M.F., Watkins A.E., Watkins W. (2002) Is human height bimodal? *Amer. Statist.* **56**, 223–229.

MIKULÁŠSKÝ STATISTICKÝ DEN 2007

Marek Malý

Adresa: SZÚ, Praha

E-mail: `maly@szu.cz`

Rok 2007 zakončila Česká statistická společnost 6. prosince přednáškovým seminářem v příjemném prostředí Balbínovy poetické hospůdky na Vinohradech v Praze. Asi 25 posluchačů vyslechlo v průběhu pětihodinového programu Mikulášského statistického dne osm přednášek, které se dotkly různých aspektů statistické teorie i praxe. Mezi přednášející se zamíchal i hodný čert, který podělil malými dárky všechny posluchače, Mikuláš osobně k nám třeba zavítá příště.

P. Praks a P. Zajac připravili přednášku o posuzování spolehlivosti softwaru (*PageRank ve statistice*). D. Hlubinka se zabýval dotazníkovými nástroji, které jsou nedílnou součástí práce každého statistika pohybujícího se v aplikacích (*O kvalitě vyplňování dotazníků v rovníkové Africe*), P. Popela se zabýval důležitými otázkami posuzování naší práce a hodnocením činnosti vysokých škol (*Jak vážíme vědu*). Po polední přestávce ukázal J. Běláček konkrétní aplikace statistiky v prostředí lékařské fakulty (*Jak jsem doloval v datech aneb O úplně normálních regresních přímkách*), J. Anděl ve velmi zajímavé přednášce ilustroval na dvou příkladech konstrukci regresních modelů jednak z pohledu možného vlivu grafického znázornění, jednak z pohledu využití dodatečné informace (*Volba regresního modelu a o chybách, které se přitom dělají*), G. Dohnal nám vysvětlil, proč se v životě tolik načekáme (*Frontové paradoxy*), Z. Fabián ve vesele laděném příspěvku pohovořil o vážném tématu (*Inferenční funkce a parametrické odhady*) a závěrem J. Klaschka na pozadí praktické aplikace poukázal na úskalí v přístupu lékařů ke statistice (*Co je statisticky nejvýznamnější?*).

Diskuse, která se rozhodně netýkala jen semináře, nýbrž i mnoha dalších zajímavých témat statistické komunity, se po semináři přesunula do přilehlé kavárny. V průběhu statistického dne měli účastníci výjimečnou možnost setkat se všemi pěti dosavadními předsedy České statistické společnosti v její sedmnáctileté historii, tedy prof. Andělem, prof. Čermákem, ing. Rothem, prof. Antochem a doc. Dohnalem. Některé z přednášek autoři připravili pro publikaci v Informačním bulletinu, takže i ti, jimž předvánoční shon neumožnil chvilku zastavení se statistikou, budou mít možnost se s probíranými tématy seznámit a třeba je to podnítí k účasti na některé z dalších akcí.

STUDENTSKÁ KONFERENCE A ČTVRTÉ SETKÁNÍ NÁRODNÍCH STATISTICKÝCH SPOLEČNOSTÍ V PRAZE

Gejza Dohnal

E-mail: gejza.dohnal@fs.cvut.cz

Počátkem září (4. - 6.9. 2008) proběhne v Praze další, v pořadí již čtvrté setkání zástupců národních statistických společností. V posledním čísle IB minulého roku jsme Vás informovali o 3. setkání, které se uskutečnilo na podzim 2007 ve Slovinské Ljubljani. Letošní stekání bude spojeno s mezináriodní studentskou konferencí o matematické statistice a pravděpodobnosti, na níž předpokládáme účast studentů ze všech zúčastněných zemí, tj. z Česka, Maďarska, Slovenska, Slovinska, Rakouska a Rumunska (skupina V6). Konference bude mít dvě sekce, jednu pro studenty magisterského studia a druhou pro doktorandy. Účast studentů na této konferenci bude finančně podpořena jejich národními statistickými společnostmi. Pro řadu studentů by to mohla být jejich první příležitost vystoupit před mezinárodním fórem. Studenti obou typů studia (magisterského i postgraduálního) mohou již teď posílat své přihlášky na adresu tajemníka České statistické společnosti. Přihláška by měla obsahovat kromě jména studenta a kontaktu i název příspěvku, krátkou anotaci, název školy, obor, ročník a případně doporučení vedoucího diplomové práce či školitele. Přijaté příspěvky budou publikovány v některém z periodik, vydávaných statistickými společnostmi skupiny V6.

KONFERENCE ISBIS 2008

Mezinárodní společnost pro obchodní a průmyslovou statistiku (ISBIS) pořádá každé dva roky mezinárodní symposium, na němž vystupují přední světoví experti v uvedených oblastech. Po Severním Qeenslandu, Limě a Azorech se bude toto setkání konat letos v červenci v Praze. Symposium proběhne ve dnech 1. – 4. 7. 2008 v hotelu Anděl na Smíchově v Praze 5. Hlavními pořadateli jsou American Statistical Association, Section on Physical and Engineering Sciences a American Society for Quality, spolupořádajícími organizacemi jsou International Statistical Institute, European Network of Business and Industry Statistics a v neposlední řadě i Česká statistická společnost a Centrum pro jakost a spolehlivost výroby CQR. Členové všech zúčastněných organizací, tedy i naší společnosti, mají slevu na vložném.

Hlavní sekce budou věnovány kvantitativní analýze v bankovnictví, finančnictví a pojišťovnictví. Připravují se však i sekce týkající se statistických metod v řízení jakosti, spolehlivosti a analýzy rizik. Jejich seznam, spolu s dalšími informacemi a registračním formulářem viz http://www.action-m.com/isbis2008/index.php

Vážené kolegyně, vážení kolegové,
redakce, výbor společnosti a organizátoři si Vás dovolují pozvat na Liberecké statistické dny *Průmyslová statistika a chemometrie*, které se uskuteční ve dnech 10. – 11. dubna v Liberci. Zájemci o podrobné informace nechť se obrátí na doc. RNDr. Aleše Linku, CSc. (ales.linka@tul.cz).

ISSN 1210 – 8022. Informační Bulletin České statistické společnosti vychází čtyřikrát do roka v českém vydání. Příležitostně i mimořádné české a anglické číslo.

Předseda společnosti: Doc. RNDr. Gejza Dohnal, CSc., ÚTM FS ČVUT v Praze, Karlovo náměstí 13, 121 35 Praha 2, e-mail: `gejza.dohnal@fs.cvut.cz`

Pokyny autorům: `<http://www.statspol.cz/bulletiny/sablony.htm>`

FTP: exp.uis.fame.utb.cz; uživatel: csts; heslo: csts

WEB server: `<http://www.statspol.cz/>`