

Obsah

Martin Kovářík, Petr Klímek

Alternativní využití regulačních diagramů ve fin. řízení podniku 1

Mária Letkovičová

Priestorová štúdia, alebo príde sanitka včas? 19

Gejza Dohnal

Statistické dny v roce 2009 27

Pour Féliciter 2010!

Všechno nejlepší, hodně zdraví, úspěchů a spokojenosti v roce
2010 všem členům České statistické společnosti přeje

výbor společnosti

Informační Bulletin České statistické společnosti vychází čtyřikrát
do roka v českém vydání. Příležitostně i mimořádné české a anglické číslo.
Časopis je zařazen do Seznamu Rady, více viz <http://www.vyzkum.cz/>.

Předseda společnosti: doc. RNDr. Gejza DOHNAL, CSc.
ÚTM FS ČVUT v Praze, Karlovo náměstí 13, Praha 2, CZ-121 35
E-mail: gejza.dohnal@fs.cvut.cz

Redakční rada: prof. Ing. Václav ČERMÁK, DrSc. (předseda), prof. RNDr.
Jaromír ANTOCH, CSc., doc. Ing. Josef TVRDÍK, CSc., RNDr. Marek MALÝ,
CSc., doc. RNDr. Jiří MICHÁLEK, CSc., doc. RNDr. Zdeněk KARPÍŠEK,
CSc., prof. Ing. Jiří MILITKÝ, CSc.

Technický redaktor: ing. Pavel Stříž, Ph.D., striz@fame.utb.cz

Informace pro autory jsou na stránkách <http://www.statapol.cz/>

ISSN 1210-8022

INFORMAČNÍ BULLETIN



České statistické společnosti

Ročník 20, číslo 4, prosinec 2009

ALTERNATIVNÍ VYUŽITÍ REGULAČNÍCH DIAGRAMŮ VE FINANČNÍM ŘÍZENÍ PODNIKU

ALTERNATIVE USE OF CONTROL CHARTS IN COMPANY FINANCIAL PROCEEDING

Martin Kovářík

Adresa: Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, FME, Mostní 5139, Zlín

E-mail: kovarik.fame@seznam.cz

Abstrakt

Ve svém příspěvku se zabývám řízením finanční stability podniku pomocí metod SPC (statistické řízení procesů), konkrétně pomocí regulačních diagramů a indexů způsobilosti procesu. K tomu využiji Altmanův model, jako nejpoužívanější indikátor finanční tísně podniku. Tuto situaci budu demonstrovat na dvou případových studiích. První studie bude zaměřena na regulaci finančních toků pro jeden podnik a druhá studie se bude týkat regulace finančních toků pro podnik se šesti závody. Tímto příspěvkem chci poukázat na univerzální použití regulačních diagramů nejen ve výrobě, ale také při řízení finanční stability peněžních toků.

Klíčová slova: *Altmanovo Z-Score, Statistická regulace procesu, Shewhartovy regulační diagramy, indexy způsobilosti procesu.*

Abstract

In my article I'll deal with company financial stability regulation by the help of SPC (statistical process control) methods, concretely by the help of control charts and capability indexes of the process. I'll use Altman's model for this, such as the most used indicator for financial involvement of company. I'll demonstrate this situation on two case studies. First study will be target on regulation financial flows for one company and the second study will be concerned in regulation financial flows for company with six production plants. By this benefit I want to point out universal using of control charts not only in production, but also at financial stability regulation of cash flows.

Key words: *Altman's Z- Score, Statistical Process Control, Shewhart's control charts, capability indexes of the process.*

1 ÚVOD

Statistické řízení finančních toků znamená řízení peněžních prostředků v podniku. Sledováním finančních toků se snažíme zabránit případným

ztrátám, které by mohly být způsobeny např. nedodáním zboží do podniku, neuhrazením pohledávky od dlužníka a špatně zvolenou finanční investicí, nezaplacením závazku tzn. vznik penále apod. Zjištění finanční stránky v podniku se provádí finanční analýzou, pro tento případ jsem vybral Altmanův model. Finanční analýza se provádí jednou ročně, pro náš případ uvedu měsíční hodnoty pro nejmenovanou společnost (viz. případová studie č. 1) a v dalším příkladě uvedu 6 závodů jedné nejmenované společnosti, u které taktéž uvedu měsíční hodnoty (viz. případová studie č. 2).

Modely používané k predikci možných finančních problémů podniku

Představují možnost, jak souhrnně vyhodnotit zdraví společnosti prostřednictvím jednoho čísla. Tyto ukazatele se snaží v sobě zahrnout všechny podstatné složky finanční analýzy, tj. rentabilitu, likviditu, zadluženost i strukturu kapitálu. Navíc je jednotlivým složkám ukazatele přiřazena váha, která je odrazem jeho významnosti pro finanční zdraví společnosti. Váhy pro jednotlivé složky příslušného ukazatele se opírají vždy o výsledky rozsáhlého empirického výzkumu. Toho využívá řada modelů jednorozměrných i vícerozměrných k predikci možných finančních problémů hodnocených podniků (Beaverův test, Edmisterova analýza, Altmanův test, Tamariho index rizika, koeficient ZCR, Lisův ukazatel, Tafflerův ukazatel, Springate-Gordonův ukazatel, Fulmerův ukazatel, Index IN 95, Index IN) ve formě stanovených číselných rozmezí daného ukazatele. Následně se seznámíme s těmi nejpoužívanějšími modely.

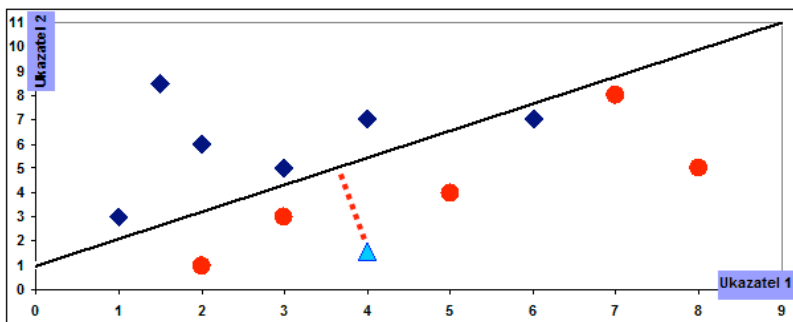
Altmanův model

Altmanovo Z-score vzniklo v roce 1968 jako předpovědní ukazatel bonity společnosti. Základem je diskriminační analýza cca 60 společností kótovaných v té době na NYSE. Cílem práce bylo získat prostředek k předpovědi bankrotu (přesněji budoucích potíží s likviditou).

Principy diskriminační analýzy

Diskriminační analýza je statistická technika, kdy se body dvou (v tomto případě) různých tříd (podniky s problémy, prosperující podniky) zobrazí pomocí dvou (spíše více) ukazatelů do „grafu“. Nalezne se přímka (diskriminační přímka, nadrovina nebo i křivá plocha), která tyto třídy co nejlépe odděluje (na následujícím obrázku černě). Nové pozorování (modrý trojúhelník) se pak zařazuje do té třídy, podle strany na které od

diskriminační „přímky“ leží. Spolehlivost zařazení se pak posuzuje vzdáleností (na normálové přímce) od diskriminační přímky (červená tečkovaná - score). Kolem diskriminační přímky se pak, někdy, konstruuje „šedá zóna“, ve které nelze přijatelně určit příslušnost.



Obr. 1. Grafická podoba diskriminační analýzy

2 Z-SCORE A UKAZATELE

2.1 Obecný tvar Z-Score a ukazatele

Altmanovo Z-Score je založeno na principu diskriminační analýzy.

Obecný zápis jeho diskriminační funkce je:

$$Z = a_1 X_1 + a_2 X_2 + a_3 X_3 + a_4 X_4 + a_5 X_5 + a_6 X_6, \quad (1)$$

Kde a_i jsou diskriminační koeficienty, které určují oddělovací nadrovinu,

X_i jsou poměrové ukazatele (diskriminační proměnné), $i = 1, 2, \dots, 6$.

Poměrové ukazatele jsou stejné pro všechny dále uvedené varianty Z-Score modelu.

$$\mathbf{X_1:} \quad x_1 = \text{Pracovní kapitál} / \text{Celková aktiva} \quad (2)$$

$$\mathbf{X_2:} \quad x_2 = \text{Zisk po zdanění} + \text{Nerozdělený zisk minulých let} / \text{Celková Aktiva} \quad (3)$$

$$\mathbf{X_3:} \quad x_3 = \text{EBIT} / \text{Celková aktiva} \quad (4)$$

$$\mathbf{X_4:} \quad x_4 = \text{Tržní hodnota akciového kapitálu (Vlastní jmění)} / \text{Celkové cizí zdroje} \quad (5)$$

$$\mathbf{X_5:} \quad x_5 = \text{Tržby} / \text{Celková aktiva} \quad (6)$$

$$\mathbf{X_6:} \quad x_6 = \text{Závazky po lhůtě splatnosti} / \text{Tržby} \quad (7)$$

2.2 Z-Score model pro akciové společnosti

Z-Score model pro akciové společnosti je původní Altmanův Z-Score model, byl sestaven v roce 1968. Model byl testován a sestaven pro společnosti působící na trhu USA. Základní parametry českých společností se výrazně liší od parametrů amerických společností. Vypovídací schopnost tohoto modelu může být při aplikaci na české společnosti značně oslabena. Pro model Z-Score pro akciové společnosti budu používat označení Z1-Score. Z1-Score model má tvar:

$$Z_1 = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 1,0X_5 + 0,0X_6 \quad (8)$$

Ukazatel X_6 má nulový diskriminační koeficient, model se proto běžně píše ve tvaru:

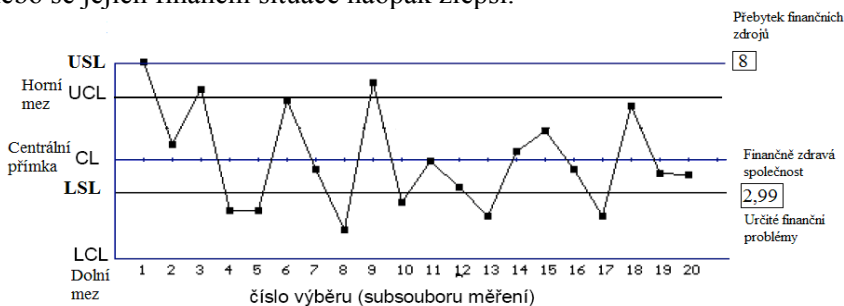
$$Z_1 = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 1,0X_5 \quad (9)$$

Pásma klasifikace:

Podle výsledku Z-Score modelu je společnost klasifikována do tří pásem:

- $Z_1 > 2,99$ → Bezpečná zóna (*Safe Zone*)
 - společnost je finančně silná
- $Z_1 \in <1,81; 2,98>$ → Šedá zóna (*Grey Zone*)
 - společnost má drobné finanční potíže
- $Z_1 < 1,80$ → Krizová zóna (*Distress Zone*)
 - společnost má značné finanční potíže

Do „Bezpečné zóny“ patří společnosti, které jsou dostatečně finančně silné a nehrozí jim bankrot. Společnosti, jejichž Z-Score spadá do „Krizové zóny“ mají značné finanční potíže a lze u nich předpokládat bankrot. V „Šedé zóně“ jsou společnosti, které mají částečné finanční potíže, nelze však přesněji určit, zda se jejich problémy ještě prohloubí nebo se jejich finanční situace naopak zlepší.



Obr. 2. Altmanův index pro akciové společnosti v Shewhartově koncepci

2.3 Z-Score upravené pro ekonomiku ČR

V českém průmyslu má platební neschopnost velký význam na hospodaření společnosti. Z-Score model byl tedy doplněn o ukazatel X_6 . Velkou nevýhodou modelu je malý počet podniků, které zbankrotovaly. Neexistuje proto dostatečně velký vzorek dat, na kterém by bylo možné model otestovat. Z-Score model upravený pro ekonomiku ČR budu označovat $Z1_CZ$. Z-Score je ve tvaru:

$$Z1_cz = 1,2X_1 + 1,4X_2 + 3,3X_3 + 0,6X_4 + 1,0X_5 + 1,0X_6 \quad (10)$$

Pásma klasifikace modelu $Z1_CZ$ jsou stejná jakou u původního Z-Score ($Z1$).

2.4 Z-Score model pro ostatní „neakciové“ společnosti

Po zveřejnění $Z1$ -Score modelu v roce 1968 se začaly množit dotazy, jak by bylo možné použít $Z1$ -Score pro „neakciové“ společnosti. Úprava původního modelu spočívala v celkovém přecenění modelu a tržní hodnota akciového kapitálu byla nahrazena vlastním jměním v ukazateli X_4 . Došlo tedy ke změně všech koeficientů a musela se změnit i klasifikační kritéria. Model Z-Score byl zveřejněn v roce 1983. Pro tento model budu používat označení $Z2$ -Score. $Z2$ -Score má tvar:

$$Z_2 = 0,717X_1 + 0,847X_2 + 3,107X_3 + 0,420X_4 + 0,998X_5 + 0,000X_6 \quad (11)$$

Diskriminační koeficient ukazatele X_6 je stejně jako v původním modelu $Z1$ nulový. Model lze pak psát:

$$Z_2 = 0,717X_1 + 0,847X_2 + 3,107X_3 + 0,420X_4 + 0,998X_5 \quad (12)$$

Pásma klasifikace:

Pro tento model jsou upravena i pásma klasifikace.

$Z2 > 2,90$ → Bezpečná zóna

$Z2 \in <1,23; 2,90>$ → Šedá zóna

$Z2 < 1,23$ → Krizová zóna

Oblast šedé zóny je pro tento model širší, než byla u původního Altmanova modelu $Z1$.

2.5 Z-Score model pro nevýrobní společnosti a rozvíjející se trhy

Tento model, zveřejněný v roce 1995, neobsahuje ukazatel X_5 . Ten je vynechán proto, aby byl minimalizován vliv průmyslového odvětví, který se objevuje především u proměnných citlivých na tento vliv, jako je ukazatel X_5 . Všechny koeficienty proměnných X_1 až X_4 jsou změněny. Model je také užitečný pro porovnávání průmyslových společností, kde se

velmi liší způsob financování aktiv mezi společnostmi. Tento model budu označovat jako Z3-Score:

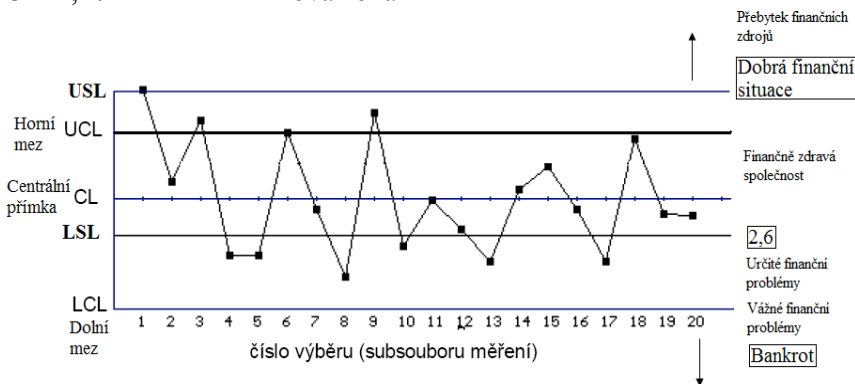
$$Z_3 = 6,56X_1 + 3,26X_2 + 6,72X_3 + 1,05X_4 \quad (13)$$

Pásma klasifikace:

$Z_3 > 2,60$ → Bezpečná zóna

$Z_3 \in 1,10; 2,60$ → Šedá zóna

$Z_3 < 1,10$ → Krizová zóna



Obr. 3. Aktualizovaný model pro nevýrobní, obchodní a začínající podniky v Shewhartově koncepci

Zkušenosti s použitím Altmanova modelu ukázali jeho relativně vysokou predikční schopnost. Model úspěšně předpokládá bankrot a asi dva roky před jeho uskutečněním, vzdálenější budoucnost je už statisticky méně spolehlivá. Jak už jsem uvedl dříve, z tohoto modelu vychází více dalších modelů. Pro ukazatele typu Altmanova modelu i jemu podobných se doporučuje používat tyto vstupy z finančních výkazů:

2.6 Springate-Gordonův model

Model vychází z principů integrálního Altmanova modelu. Byl ověřený na údajích čtyřiceti podniků. Původně bylo testovaných 19 poměrových ukazatelů, ze kterých byly do modelu vybrány pomocí diskriminační analýzy jen čtyři ukazatele. Model je udán následujícím algoritmem¹:

¹ SANDS,E.G.- SPRINGATE,G.L.V. – TURGUT,V.: Predicting Business Failures, In. CGA Magazine, May 1983, str.24 -27.

$$S = 1,03 \cdot X_1 + 3,07 \cdot X_2 + 0,66 \cdot X_3 + 0,4 \cdot X_4, \quad (14)$$

kde

$$X_1 = \text{čistý pracovní kapitál / majetek} \quad (15)$$

$$X_2 = \text{EBIT / majetek} \quad (16)$$

$$X_3 = \text{EBT / krátkodobé závazky (v širším smyslu)} \quad (17)$$

$$X_4 = \text{tržby / majetek} \quad (18)$$

Jestliže jsou hodnoty ukazatele S menší jako 0,862 je možné v podniku očekávat problémy (je klasifikovaný jako „failed“).

2.7 Fulmerův model

Tento model je určený pro malé podniky. Původně bylo analyzovaných 40 ukazatelů na údajích z 60-ti podniků. Polovina z nich byla úspěšných a polovina vykazovala problémy. Fulmerův model je potom definovaný rovnicí²:

$$F = 5,528 X_1 + 0,212 X_2 + 0,073 X_3 + 1,270 X_4 - 0,120 X_5 + 2,335 X_6 + 0,575 X_7 + 1,083 X_8 + 0,894 X_9 - 6,075, \quad (19)$$

kde

$$X_1 = \text{nerozdělené zisky / majetek} \quad (20)$$

$$X_2 = \text{tržby /majetek} \quad (21)$$

$$X_3 = \text{EBT /vlastní kapitál} \quad (22)$$

$$X_4 = \text{cash flow/ celkové závazky}^3 \quad (23)$$

$$X_5 = \text{závazky}^4 / \text{majetek} \quad (24)$$

$$X_6 = \text{krátkodobé závazky (v širším smyslu) / majetek} \quad (25)$$

$$X_7 = \text{majetek} \quad (26)$$

$$X_8 = \text{čistý pracovní kapitál / celkové závazky} \quad (27)$$

$$X_9 = \text{EBIT / nákladové úroky} \quad (28)$$

V případě, že jsou hodnoty modelu (tj. F) záporné, v podniku pravděpodobně v budoucnosti nastanou problémy.

² FULMER, J.G.Jr. - MOON, J.E. – GAVIN, T.A. – ERWIN, M.J.: A Bankruptcy Classification Model For Small Firms. In: Journal of Commercial Bank Lending, July 1984, str.25 - 37

³ Za celkové závazky se považuje cizí kapitál (Total Debt)

⁴ Za závazky (Total debt) se považují úročené cizí zdroje (úvěry a výpomoci)

3 STATISTICKÁ REGULACE – SHEWHARTOVY REGULAČNÍ DIAGRAMY

Jeden z účinných způsobů využití statistických metod při řízení finančních toků je statistická regulace. Je zde třeba respektovat tzv. proměnlivost finančních toků, tj. při použití stejného výpočtu finanční analýzy nikdy nevzniknou dva naprosto identické výstupy – hodnoty z Altmanova modelu. Regulační diagramy se skládají z centrální přímky (CL) umístěné v referenční hodnotě. Zároveň obsahují dvě statisticky stanovené regulační meze, horní regulační mez (UCL) (horní mez zásahu) a dolní regulační mez (LCL) (dolní mez zásahu).

Těmto regulačním mezím se také říká akční meze. Vymezují pásmo působení pouze náhodných příčin variability a jsou základním rozhodovacím kritériem, zda učinit regulační zásah do procesu či nikoliv. V některých aplikacích se zakreslují do regulačního diagramu. Je-li proces ve statisticky zvládnutém stavu, pak uvnitř pásma ohraničeného UCL a LCL leží přibližně 99,7 % hodnot výběrové charakteristiky.

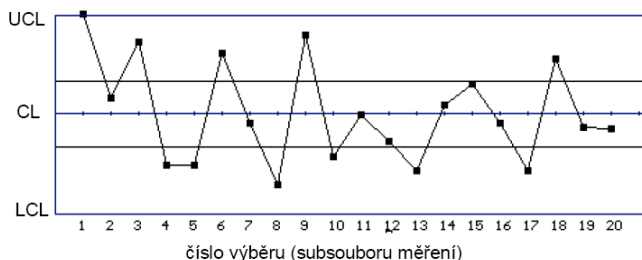
Systémové meze - jsou dány zpravidla předpisem USL (horní mez) a LSL (dolní mez) podle Altmanova modelu: o horní mez $USL = 8$. V uvedených příkladech je dána předpisem dle Altmanova modelu – pokud vyšla hodnota nad 8, firma má přebytek finančních zdrojů o dolní systémová mez $LSL = 2,99$. V uvedených příkladech je dána předpisem dle Altmanova modelu – pokud hodnota spadá pod hodnotu 2,99, má podnik finanční problémy

Autorem je americký odborník W. A. Shewhart. Jde o grafickou pomůcku umožňující oddělit identifikovatelné (zvláštní) příčiny od náhodných (obecných) příčin variability procesu. Konstrukce regulačních diagramů má matematicko-statistický základ. Klasické regulační diagramy patří do skupiny regulačních diagramů bez paměti, neboť v aktuální hodnotě použitého testového kritéria nezohledňují jeho předchozí hodnoty. Proto se tyto diagramy hodí zejména pro odhalování větších sporadických odchylek v procesu (odchylek větších než 2σ od požadované úrovně).

Základní postup při konstrukci Shewhartova regulačního diagramu je následující:

1. Zvolíme takovou část procesu, která odpovídá naší představě, předpisu, nebo zkušenosti a připravíme příslušná procesní data.
2. Na základě těchto dat stanovíme jejich statistický model představovaný odhadem střední hodnoty (aritmetickým průměrem) a směro-

datnou odchylkou a ověříme platnost statistických předpokladů Shewhartova diagramu.



Obr. 4. *Shewhartův diagram*

3. Z těchto dvou parametrů se zkonstruuje vlastní regulační diagram, který má podobu základní linie CL a horní a spodní regulační meze LCL a UCL.
4. Do tohoto regulačního diagramu se pak vynášejí data z procesu a sleduje se výskyt „zvláštních případů“ signalizujících nečekanou změnu chování procesu, z nichž základní je překročení regulační meze.
5. Výskyt zvláštních případů se eviduje a hledá se tzv. přiřaditelná příčina, která je způsobila, ke každému výskytu zvláštního případu by se měla zapsat přiřaditelná příčina (pokud se ji podaří identifikovat) a opatření, které bylo přijato.

3.1 Regulační diagram pro jednotlivé hodnoty

V případech, kdy z nějakého důvodu není účelné stanovování podskupin, lze použít Shewhartův diagram pro jednotlivé hodnoty, x -individual. Místo průměrů podskupin se pracuje přímo s naměřenými hodnotami x_i . Jako příslušný diagram pro variabilitu se používá diagram R. Místo rozpětí podskupiny se však použijí rozpětí mezi po sobě následujícími hodnotami. Tato hodnota se nazývá klouzavé rozpětí a označuje se MR (moving range) $MR_i = |x_i - x_{i-1}|$. První hodnota se nedefinuje. Pro základní linii a regulační meze diagramu x_i se používají následující vztahy:

$$UCL = \bar{\bar{x}} + 3 \frac{\overline{MR}}{d_2}, \quad (29)$$

$$CL = \bar{x}, \quad (30)$$

$$LCL = \bar{x} - 3 \frac{\overline{MR}}{d_2}. \quad (31)$$

Statistické vlastnosti klouzavého rozpětí jsou stejné jako u rozpětí podskupiny pro $n = 2$. Koeficient d_2 má hodnotu 1,128. A pro výpočet směrodatné odchylky platí následující vztah:

$$\sigma = \frac{\overline{R}}{d_2} \quad (32)$$

3.2 Regulační diagramy $(\bar{x}, R)$

Hodí se pro situace, kdy se pracuje s menšími rozsahy výběrů (2-10) jednotek. To je dáno faktem, že výběrové rozpětí pro výběry o rozsahu $n > 10$ není dostatečně přesným odhadem variability (směrodatné odchylky) procesu.

Regulační diagram pro výběrové průměry $(\bar{x})$

Testovým kritériem, jehož hodnoty se zakreslují do regulačního diagramu $(\bar{x})$, je výběrový průměr $\bar{x}_j$ z výběru o konstantním rozsahu n . Hodnota výběrového průměru v j -tém výběru $\bar{x}_j$ se vypočte dle vztahu:

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}, \quad (33)$$

kde x_{ij} je i -tá naměřená hodnota regulované veličiny v j -tém výběru. Jestliže zvolíme riziko zbytečného signálu $\alpha = 0,0027$ a neznáme cílové hodnoty μ_0 a σ_0 , určíme CL následovně:

$$CL = \hat{\mu}_0 = \bar{x} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \bar{x}_j \quad (34)$$

Nyní dostaneme pro výpočet akčních regulačních mezí v diagramu $(\bar{x})$ tyto vztahy:

$$UCL = \bar{x} + \frac{3}{\sqrt{n}} \cdot \frac{\overline{R}}{d_2} = UCL = \bar{x} + A_2 \cdot \overline{R} \quad (35)$$

$$LCL = \bar{x} - \frac{3}{\sqrt{n}} \cdot \frac{\overline{R}}{d_2} = LCL = \bar{x} - A_2 \cdot \overline{R}. \quad (36)$$

Hodnoty A_2 a d_2 pro $n = 2$ až 25 jednotek nalezneme v normě ČSN ISO 8258.

Regulační diagram (R)

Testovým kritériem v regulačním diagramu (R) je výběrové rozpětí R_j . Jestliže $\alpha = 0,0027$ a nejsou neznámé cílové hodnoty μ_0 a σ_0 , stanoví se CL pro tento regulační diagram ze vztahu

$$\bar{R} = \frac{\sum_{j=1}^k R_j}{k}, \quad (37)$$

kde k je počet výběrů použitých k výpočtu $\bar{R}$ (alespoň 20), R_j je výběrové rozpětí v j -tém výběru. Při odvození vztahů pro stanovení akčních regulačních mezí v diagramu (R) vyjdeme ze vztahu pro odhad směrodatné odchylky výběrového rozpětí $\hat{\sigma}_R$:

$$\hat{\sigma}_R = d_3 \cdot \frac{\bar{R}}{d_2}, \quad (38)$$

kde d_3 je konstanta pro stanovení odhadu směrodatné odchylky výběrového rozpětí; její hodnota závisí na rozsahu výběru n a byla odvozena pro regulovanou veličinu pocházející z normálního rozdělení. Pro regulační meze pak dále platí:

$$UCL = CL + u_{0,99865} \cdot \hat{\sigma}_R = \bar{R} + 3 \cdot d_3 \cdot \frac{\bar{R}}{d_2} = \left(1 + \frac{3 \cdot d_3}{d_2}\right) \cdot \bar{R}, \quad (39)$$

$$LCL = CL - u_{0,99865} \cdot \hat{\sigma}_R = \bar{R} - 3 \cdot d_3 \cdot \frac{\bar{R}}{d_2} = \left(1 - \frac{3 \cdot d_3}{d_2}\right) \cdot \bar{R}. \quad (40)$$

Označíme-li výraz v závorce ve vztahu (39) D_4 a ve vztahu (40) D_3 , dostáváme velmi jednoduché vztahy pro výpočet UCL a LCL v regulačním diagramu (R) uvedené v normě ČSN ISO 8258:

$$UCL = D_4 \cdot \bar{R}, \quad (41)$$

$$LCL = D_3 \cdot \bar{R}. \quad (42)$$

D_4 a D_3 jsou definovány jako součinitelé pro výpočet akčních regulačních mezí v regulačním diagramu (R) a závisí na rozsahu výběru n . Hodnoty D_4 a D_3 pro $n = 2$ až 25 jednotek nalezneme v uvedené normě.

3.3 Způsobilost procesu

Způsobilost procesu vyjadřuje, s jakou rezervou leží regulační meze uvnitř pásma vymezeného specifikacemi (technickými mezemi). K hodnocení způsobilosti procesů se používají indexy způsobilosti, které porovnávají předepsanou maximálně přípustnou variabilitu hodnot danou tolerančními mezemi se skutečnou variabilitou sledovaného znaku jakosti dosahovanou u statisticky zvládnutého procesu. Indexy způsobilosti porovnávají předepsanou maximálně přípustnou variabilitu hodnot danou tolerančními mezemi se skutečnou variabilitou sledovaného znaku jakosti dosahovanou u statisticky zvládnutého procesu. Před vyhodnocením způsobilosti procesu pomocí indexů způsobilosti musí být splněny dvě základní podmínky:

- proces musí být statisticky zvládnutý
Využití regulačního diagramu.
- rozdělení sledovaného znaku jakosti musí odpovídat normálnímu rozdělení
*Přibližné posouzení normality lze provést na základě sestrojeného **histogramu** a exaktně se normalita ověřuje použitím některého z testů dobré skody (např. test chí-kvadrát, Kolmogorov-Smirnov test, Shapiro-Wilkův test).*

Nejčastěji jsou využívány indexy **C_p** a **C_{pk}**, které posuzují potenciální a skutečnou schopnost procesu trvale poskytovat výrobky vyhovující tolerančním mezím. V současné době se obvykle považuje proces za způsobilý, když hodnota indexů způsobilosti dosahuje minimálně hodnoty 1,33 ($C_p \geq 1,33$, $C_{pk} \geq 1,33$).

3.4 Indexy způsobilosti procesu

a) Index způsobilosti c_p – koeficient způsobilosti

Index způsobilosti c_p je mírou potenciální schopnosti procesu zajistit, aby hodnota sledovaného znaku jakosti ležela uvnitř tolerančních mezí. Lze ho stanovit pouze v případech, kdy jsou specifikovány oboustranné toleranční meze. Hodnota indexu c_p je poměrem maximálně přípustné a skutečné variability hodnot znaku jakosti bez ohledu na jejich umístění v tolerančním poli. Index c_p tedy charakterizuje potenciální možnosti procesu dané jeho variabilitou (schopnost procesu zajistit, aby se sledovaný znak „vešel“ do tolerance), ale již nic neříká o tom, jak jsou tyto možnosti ve skutečnosti využity. Počítá se podle vztahu:

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma}, \quad (43)$$

kde σ je směrodatná odchylka, LSL je dolní toleranční mez a USL je horní toleranční mez. Skutečná variabilita sledovaného znaku jakosti je vyjádřena hodnotou 6σ , jež v případě normálního rozdělení vymezuje oblast, v níž s 99,73% pravděpodobností leží všechny hodnoty. Hodnota $c_p = 1$ tedy například poskytuje informaci, že dosažitelná pravděpodobnost neshodných jednotek na výstupu z procesu činí 0,27 %.

Těto minimální hodnoty bude dosaženo pouze tehdy, když střední hodnota sledovaného znaku jakosti bude ležet ve středu tolerančního pole.

b) Index způsobilosti c_{pk} – stabilita finančního toku

Na rozdíl od indexu C_p , zohledňuje nejen variabilitu sledovaného znaku jakosti, ale i jeho polohu vůči tolerančním mezím. Index C_{pk} tedy charakterizuje skutečnou způsobilost procesu dodržovat předepsané toleranční meze.

Jeho hodnota vyjadřuje poměr vzdálenosti střední hodnoty sledovaného znaku jakosti od bližší toleranční meze k polovině skutečné variability hodnot. Index C_{pk} lze vypočítat jak v případě oboustranné, tak jednostranné tolerance.

$$C_{pk} = \frac{USL - \mu}{3\sigma}, \quad (44)$$

$$C_{pk} = \frac{\min(USL - \bar{x}, \bar{x} - LSL)}{6s} \quad (45)$$

kde μ je střední hodnota sledovaného znaku jakosti. C_{pk} může nabývat i záporných hodnot. Jedná se o situace, kdy střední hodnota sledovaného znaku jakosti překročí některou z tolerančních mezí. V praxi by to znamenalo, že proces produkuje více než 50 % neshodných výrobků.

4 PRAKTICKÁ ČÁST

Cílem bude zjistit, zda pomocí regulačních digramů lze spočítat spolehlivost finančních toků. Pomocí Altmanova indexu lze zjistit mez regulačních diagramů a stanovit, zda je firma finančně zdravá, zda je schopna dostát svým závazkům a má-li dostatek peněžních prostředků na výrobu. Při porušení stability procesu je třeba hledat příčinu, proč je daný ukazatel nízký, či vysoký a přijmout odpovídající opatření. Aplikací SPC

metod lze indikovat změny ve finančním toku včas, dříve než se stanou nezvratnými.

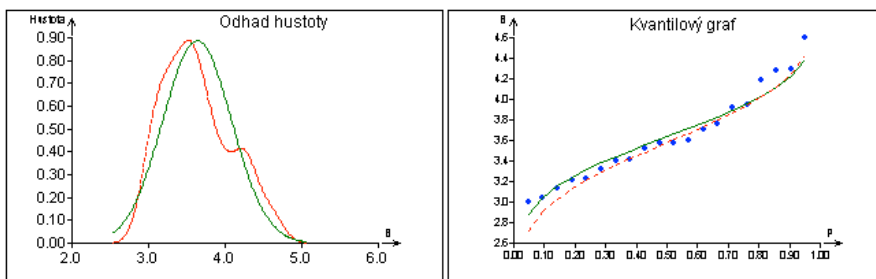
4.1 Případová studie č. 1 – výpočet SPC diagramu pro jeden podnik neznáme-li předpis

Z rozvahy a výsledovky jsme zjistili pro naši nejmenovanou společnost 20 hodnot za období dvou let, které jsme dosadili do vzorce pro výpočet Altmanova indexu. Hodnoty, které vyšly, jsme dosadili do tab. č. 2., ze kterých dále uděláme regulaci pro jeden podnik. Museli jsme použít speciální typ diagramu pro individuální hodnoty x_i . Nejčastější hodnota, která vycházela, byla v rozmezí 3-4 tzn., že firma nemá žádné vážné finanční problémy, ale podnik jenom vzkvétá. To může být např. způsobeno tím, že firma nezahálí, neustále zdokonaluje svůj produkt a většinu svých finančních prostředků vkládá do rozvoje a vývoje produktu, je konkurenceschopná a dosahuje vysokých tržeb za své výrobky.

Tab. 1. Hodnoty pro jeden podnik

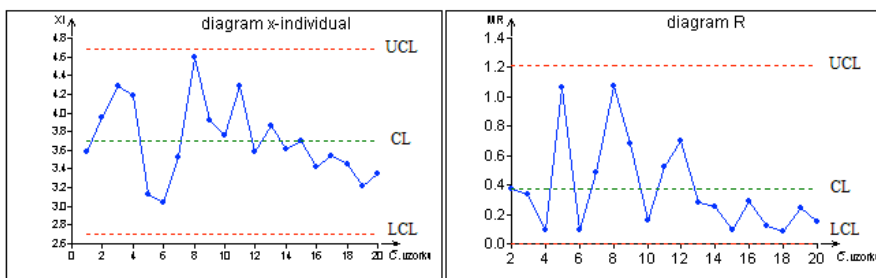
<i>Pořadí</i>	<i>Hodnota</i>	<i>Pořadí</i>	<i>Hodnota</i>	<i>Pořadí</i>	<i>Hodnota</i>
1	3,578	8	4,595	15	3,7
2	3,953	9	3,915	16	3,415
3	4,288	10	3,757	17	3,535
4	4,191	11	4,28	18	3,455
5	3,129	12	3,577	19	3,21
6	3,039	13	3,855	20	3,355
7	3,525	14	3,605		

Zadaná tolerance je: $LSL = 8$, $USL = 2,99$. Klouzavé rozpětí bereme vždy z těch 2 sousedních hodnot, proto z tabulek vezmeme $n=2$. Pro $n=2$ koeficienty $d2 = 1,128$, $D4 = 3,267$, $D3 = 0$ a pro výpočet směrodatné odchylky platí vztah (32), která vyšla 0,4177. Následně použiji (29), (30) a (31) pro výpočet centrální linie, horní a dolní kontrolní meze pro graf x -individual. Vztahy (37), (39) a (40) pro výpočet centrální linie, horní a dolní kontrolní meze pro graf R. Před konstrukcí regulačních diagramů ověřím normalitu dat pomocí grafické exploratorní analýzy.



Obr. 5. Test normality dat – odhad hustoty a kvantilový graf

Porovnání průběhu hustoty pravděpodobnosti normálního rozdělení (plná čára) s jádrovým odhadem hustoty vypočítaným na základě dat (přerušovaná čára). Jádrový odhad používá Gaussovské jádro. V případě normality a většího množství dat jsou si obě křivky blízké, což je právě tento případ. Kvantilový graf zobrazuje empirické kvantily dat proložené kvantilovou funkcí normálního rozdělení. Zelená křivka odpovídá funkci s klasickým průměrem a rozptylem (nerobustní), červená křivka odpovídá mediánu a mediánové odchylce (robustní). Tato exploratorní grafická analýza prokázala normalitu dat, můžeme tedy konstruovat regulační diagramy.



Obr. 6. Regulační diagram x-individual a R

Tab. 2. Výpočet charakteristik u regulačních diagramů

x-individual	R
CL = 3,6978	CL = 0,3724
UCL = 4,6884	UCL = 1,2168
LCL = 2,7022	LCL = 0

Tab. 3. Výpočet indexů způsobilosti procesu

ukazatel způsobilosti cp	Cp = 1,999
stabilita finančního toku cpk	Cpk = 0,5730

Závěr: Výsledná hodnota c_p vyšla 1,999, což znamená, že firma si vedla v jednotlivých měsících dobře a je finančně zdravá. Avšak výsledná hodnota $\min c_{pk}$ vyšla 0,5730, v našem případě to znamená, že pohyb finančních toků není statisticky zvládnutelný. Na tuto situaci poukazuje klesající vývoj diagramu $\bar{x}$ -individual k hranici -2σ , což může být varování před možným překročením regulačních mezí.

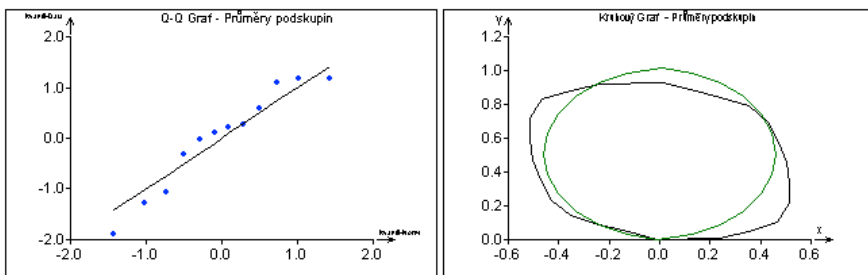
4.2 Případová studie č. 2 – výpočet SPC diagramu pro šest závodů neznáme-li předpis

Z rozvahy a výsledovky jsme zjistili pro naši nejmenovanou společnost, která se skládá z šesti závodů, 12 hodnot za období jednoho roku, tj. měsíční hodnoty, které jsme dosadili do vzorce pro výpočet Altmanova indexu. Hodnoty, které vyšly, jsme dosadili do tab. č. 5., z kterých dále uděláme regulaci pro pět závodů. Zadaná tolerance je: $LSL = 8$, $USL = 2,99$. Pro výpočet směrodatné odchylky platí vztah (32), která vyšla 0,4177

Tab. 4. Hodnoty pro šest závodů

Pořadí	X1	X2	X3	X4	X5	X6
1	3,255	3,215	3,426	3,129	3,217	3,511
2	3,436	3,888	3,366	3,273	4,036	3,327
3	3,012	4,164	4,326	3,792	3,43	3,6
4	3,292	3,576	3,686	3,235	3,601	3,673
5	3,155	4,347	3,081	4,221	3,262	3,769
6	3,705	4,214	3,427	3,466	3,424	3,188
7	3,33	3,407	3,334	3,126	3,541	3,527
8	3,235	4,742	3,766	3,759	3,433	3,383
9	3,201	3,993	3,43	3,91	3,633	3,396
10	3,98	3,836	3,58	3,394	2,453	3,204
11	4,118	3,519	3,495	3,945	3,243	3,191
12	3,486	4,482	3,336	3,644	3,573	3,741

Následně použiji (34), (35) a (36) pro výpočet centrální linie, horní a dolní kontrolní meze pro graf $\bar{x}$ -průměr. Vztahy (37), (41) a (42) pro výpočet centrální linie, horní a dolní kontrolní meze pro graf R. Před konstrukcí regulačních diagramů ověřím normalitu dat pomocí grafické exploratorní analýzy.

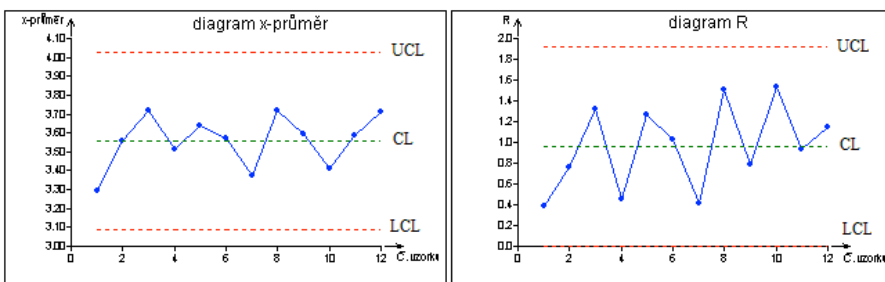


Obr. 7. Test normality dat – Q-Q graf a kruhový graf

Q-Q graf pro normální data bez odlehlých měření má tvar přímky, pro normální data s odlehlými měřeními má tvar přímky s koncovými body ležícími mimo tuto přímku. Kruhový graf slouží ke komplexnímu vizuálnímu posouzení normality na základě kombinace šikmosti a špičatosti. Zelený kruh (elipsa) je optimální tvar pro normální rozdělení, černý “kruh” představuje data. V případě normálních dat se obě křivky téměř kryjí. Tato exploratorní grafická analýza prokázala normalitu dat, můžeme tedy konstruovat regulační diagramy.

Tab. 5. Výpočet charakteristik u regulačních diagramů

x-průměr	R
CL = 3,5568	CL = 0,9596
UCL = 4,0277	UCL = 1,9231
LCL = 3,0859	LCL = 0



Obr. 8. Regulační diagram x-průměr a R

Tab. 6. Výpočet indexů způsobilosti procesu

ukazatel způsobilosti cp	Cp = 6,007
stabilita finančního toku cpk	Cpk = 1,3592

Závěr: Výsledná hodnota c_p je rovna 6,007, což znamená, že jednotlivé závody si vedly v jednotlivých měsících dobře a jsou finančně zdravé. Výsledná hodnota $\min c_{pk}$ vyšla 1,3592, v našem případě indikuje, že pohyb finančních toků je statisticky zvládnutelný a firma jako celek nemá žádné finanční problémy. Variabilita výsledků mezi jednotlivými závody se pohybuje v regulačních mezích.

Použitá literatura

- [1] ALTMAN, E. *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*. Journal of Finance 23, September 1968, 589–609.
- [2] ALTMAN, E. *Distress Prediction Models and Some Applications*. [online]. [cit. 2009-2-15]. Dostupné z WWW
<http://www.blackwellpublishing.com/content/BPL/Images/Content_store/Sample_chapter/0631225633/altman.pdf>
- [3] CÉŽOVÁ, E. *Statistické řízení finančních toků*. ROBUST (23.1. – 27.1. 2006). Fakulta strojní ČVUT v Praze, Ústav technické matematiky.
- [4] TOŠENOVSKÝ, J., NOSKIEVIČOVÁ, D. *Statistické metody pro zlepšování jakosti*. 1. vyd. Ostrava: Montanex, a.s., 2000. 362 s. ISBN 80-7225-040-X.
- [5] WOHLMUTHOVÁ, H. *Analýza vlastností Altmanova Z-Score*. Bakalářská práce. Západočeská univerzita v Plzni, Fakulta aplikovaných věd, katedra matematiky. Plzeň, 2007. 71 s.

PRIESTOROVÁ ŠTÚDIA, ALEBO PRÍDE SANITKA VČAS? SPACE STUDY, OR IS AMBULANCE TO COME IN TIME?

Mária Letkovičová

Adresa: Jaskyňová 3, 949 01 Nitra, Slovensko

E-mail: letkovicova@environment.sk

Abstract

We have analyzed all the municipalities of the Trnava Autonomous Region and all the neighboring municipalities of other regions. For each village we have calculated time series of relative mortality rates for selected diagnoses for which is commonly doctor called (years 1994-2008). As the calculation we used the fuzzy c-cluster analysis of the status and trends of relative mortality for selected diagnoses. We have found that coherent areas with high status and increasing trend can be found where there are natural or artificial terrain obstacles such as mountains, waterways, highways etc. on the road in the direction of the emergency ambulance services. If only one village is marked like this, there is located one of the institution of social welfare such as retirements home. We recommend this procedure for the spatial analyses of the efficiency of emergency services and quality of social welfare institutions.

Key words: mortality, fuzzy c-cluster analysis, spatial analysis, GIS, health rescue services

1. ÚVOD

Aplikácia moderných štatistických metód dáva do rúk tvorcom stratégií silný a dobre podložený argument. Nie je pravdou, že štatistika je iba suchá a nezáživná reč čísel. Je vzrušujúcou sprievodkyňou pre toho, kto má dáta a pozná metódy. Potrebuje však ešte tretí rozmer, a to dostať sa do života, byť použitá, byť užitočná nielen ako nejaký stĺpček čísel v pozadí, ale ako ucelená mnohorozmerná analýza s prognostickým prvkom. Predkladaný príspevok je výňatkem zo štúdie, v ktorej sa urobila súhrnná priestorová analýza viacerých skutočností v jednej lokalite [1]. Dávali sa do súvisu geografické podmienky, existujúce dopravné možnosti a špecifická úmrtnosť. Výsledkom môže byť napríklad aj posúdenie správnosti rozmiestnenia záchrannej zdravotnej služby a jej efektivity.

Tento moment je iba jedným z výsledkov analýzy. Je na spravovateľoch vecí verejných, čo ďalšie si z nej vyberú.

2. CIEĽ PRÁCE

Cieľom štúdie bolo priestorovo analyzovať v rámci jedného samosprávneho kraja úmrtnosť na tzv. „rýchle“ diagnózy, teda také, ku ktorým obvykle býva volaná sanitka. Predpokladalo sa že tam, kde je táto úmrtnosť nižšia, pracuje záchranná služba efektívnejšie. Jedno z možných vysvetlení je, že sa tam dostane včas. Pomocou štatistických metód sa hľadali miesta, ktoré pravdepodobne vykazujú ťažšiu dopravnú dostupnosť. Jedným z cieľov bol pokus o vyhodnotenie účinnosti zmeneného systému zdravotnej záchrannej služby.

3. DÁTA A METÓDY

Všetky podkladové dáta boli zakúpené v Informačnom servise Štatistického úradu SR buď vo forme individuálnych záznamov o úmrtí, alebo podrobnej vekovej štruktúry obcí [2]. Boli použité ako klasické štatistické metódy, tak aj moderné priestorové analýzy. Základné softvérové vybavenie pozostávalo najmä z geografického informačného systému ARC VIEW, kde sa brali do úvahy najmä vrstvy Cesty a Vodstvo (okrem hraníc obcí, okresov a krajov), niekoľkých databázových a štatistických profesionálnych balíkov (Microsoft Office, FoxPro, EpiInfo, Syn-Tax) ako aj z vlastných účelovo zhotovených programov vo FoxPro.

Analyzovalo sa 509 obcí, z ktorých 251 patrí do Trnavského samosprávneho kraja a 258 do susediacich okresov z iných krajov. Odlišoval sa tak vplyv lokality od vplyvu miestnej organizácie.

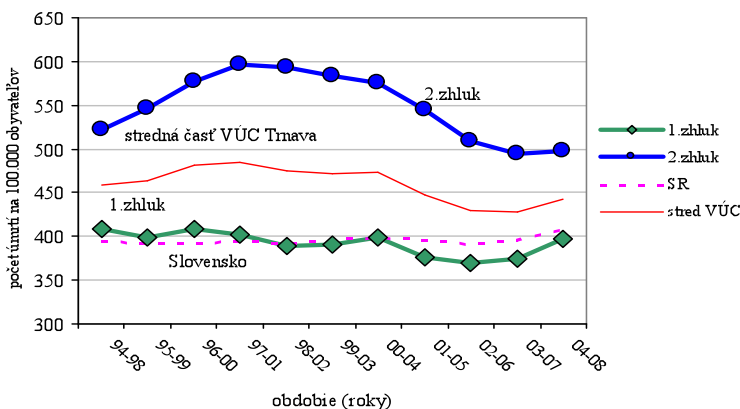
Analyzovala sa úmrtnosť na vybrané diagnózy, ktoré pozostávali z infarktov a porážiek v rámci prirodzených príčin a všetkých druhov násilných úmrtí, v prepočte na 100.000 obyvateľov (skrátene nazvaná **výber**). Sledovali sa časové rady samostatne pre každú obec, pre každý okres a pre každú z troch častí VÚC Trnava, ako aj pre celé Slovensko v relevantnej dobe. Hlavnou výpočtovou technikou bola fuzzy c-zhluková analýza, v ktorej sa modeloval slovný pojem: daj do jedného zhluku podobný stav a trend v relatívnej úmrtnosti na vybrané diagnózy [3]. Výsledkom bol vždy stanovený najvýhodnejší počet zhlukov, na ktorý sa súbor dát rozpadá, stredy zhlukov, ktoré po spojení dávajú graf trendu a funkcie príslušnosti každej obec ku každému zo zhlukov. Ďalej sme špeciálne zohľadňovali vekovú proporcionalitu v obci s dôrazom na podiel starších

obyvateľov a modelovali očakávanú úmrtnosť vzhľadom na tento podiel [4].

4. Ukážka výpočtu

Trnavský kraj bol rozdelený na 3 samostatné časti, tak, ako sa zemepisne aj národnostne javí. Severná časť kraja je na Záhorí, už dosť blízka Morave, stred v ukážke je slovenský, južná časť je výrazne maďarská. Každá časť bola analyzovaná samostatne. Ukážka výpočtu je z analýzy Stredú, ktorý tvoria okresy Hlohovec, Piešťany a Trnava (96 obcí) a výber susediacich obcí z okresov Pezinok, Senec, Šaľa, Nitra a Topoľčany (102 obcí), čiže spolu 198 obcí. V týchto obciach by mohli byť hodnoty a trendy podobné, celá oblasť je jednotná zo zemepisného, klimatického, národnostného a socio - ekonomického hľadiska. Vzniknuté rozdiely môžu ísť najmä na vrub miestnej organizácie.

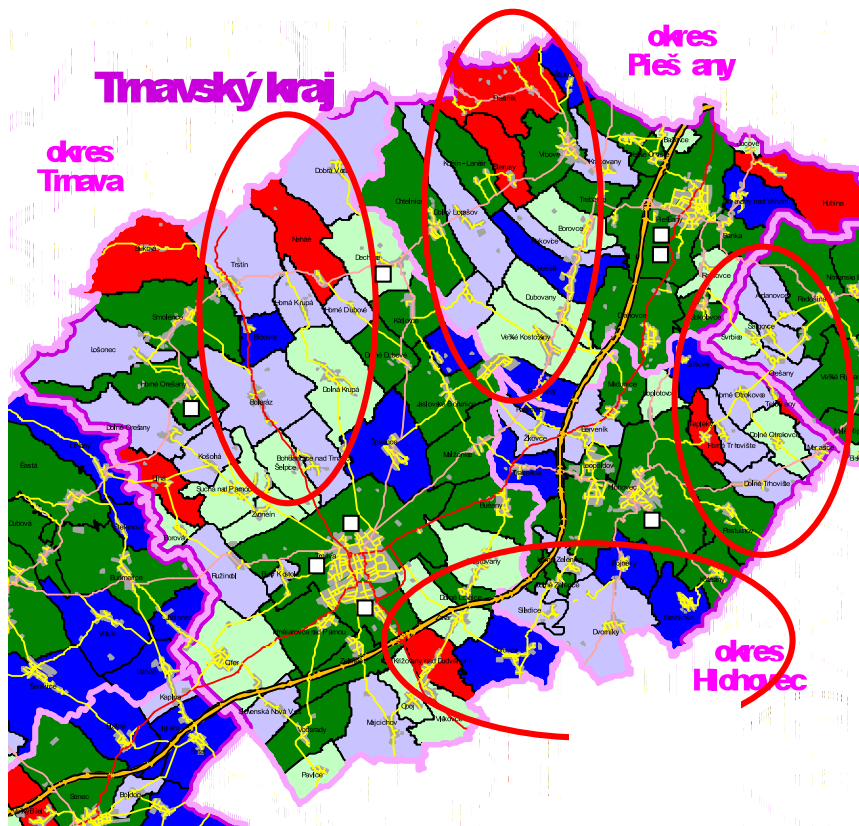
Fuzzy c-zhluková analýza rozdelila tieto obce na 2 vyhranené a dva nevyhranené - fuzzy zhluky, skôr podobné jednému z vyhranených. Pre vyhranené boli vypočítané stredy centroidov, ktoré po spojení dávajú niečo ako trendovú čiaru príslušného zhluku (obr.1).



Obrázok 1: Relatívna úmrtnosť na vybrané príčiny v rokoch 1994 – 2008, fuzzy c-zhluková analýza stavu a trendu vo vybranej úmrtnosti

Prvý – lepší zhluk je po celý čas podobný Slovensku. Zhruba od roku 2000 dokonca aj mierne lepší. V posledných troch obdobiach sa jeho stav výrazne zvyšuje, podobne ako na Slovensku ako celku. Horší zhluk je o 30-50% vyšší ako Slovensko. Priemer oblasti je po celý čas horší, ako je Slovensko a to priemerne o 16%. Je umiestnený zhruba v strede medzi

zhlukmi, čo napovedá tomu, že dobrých a zlých obcí je v tejto analyzovanej skupine asi na rovnako. Ku koncu sledovaného obdobia sa síce všetky hodnoty k sebe priblížili, ale všetky dosť výrazne stúpajú. Stav sa plošne zhoršuje. Po nazretí do podkladových údajov je jasné, že k skutočne výraznému zhoršovaniu prichádza sústavne v ostatných rokoch 2007 a 2008, kedy sa zaznamenáva cca 10% medziročný nárast.



Obrázok 2: Podrobnejší pohľad na okresy Hlohovec, Piešťany a Trnava, fuzzy c-zhluková analýza stavu a trendu úmrtnosti na vybrané diagnózy v rokoch 1994 až 2008.

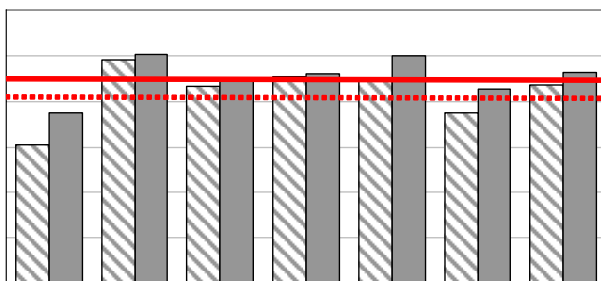
Biely štvorček na mape predstavuje umiestnenie ambulancie záchrannej služby podľa rozdelenia z roku 2006

Elipsa označuje oblasti so súvislým horším stavom (2.zhluk a fuzzy, skôr podobné druhému zhluku)

Na mape obcí je výrazne vidieť, ako sú niektoré obce ťažko dosiahnuteľné v rámci existujúcej cestnej siete. Usudzujeme tak z toho, že zhluky iných hodnôt ako dobrých sa výrazne ťahajú pozdĺž niektorých ciest. Podozrivé úseky sme označili červenou elipsou.

Okresné mestá Hlohovec, Trnava a Piešťany, ako aj niektoré obce v ich bezprostrednej blízkosti, sú zaradené do lepšieho zhluku. Ostatné obce v okresoch už sú na tom horšie. Všetky obce, ktoré ležia na úpätí Karpát, sú v horšom zhluku, alebo sú dokonca hodnotené ako horšie ako zlé (Buková, Naháč, Prašník a Šterusy). Klasicky sú zlé Križovany nad Dudváhom, ktoré majú najhoršie hodnoty v mnohých mortalitných parametroch, napriek tomu, že sú v centre oblasti.

Susedné okresy sú kvalitatívne odstupňované od západu na východ. Okresy na západe (Senec a Pezinok) majú tiež súvislé oblasti horších hodnôt v nadväznosti na hranice s krajom Trnava. Tento moment má význam popisu polohy, nie je v príčinnom vzťahu k Trnave. Tu ide o problém VÚC Bratislava, ktorý by sme taktiež videli buď vo veľkej oblastnej anomálii ohľadne mortality na vybrané diagnózy, ktorú nedokážeme v tejto analýze popísať, alebo aj v organizácii zdravotníctva. Lokalita so zlým stavom je skutočne veľká, nadväzujúci okres Galanta je taktiež zaradený prevažne do horšieho zhluku. Východný sused - okres Topoľčany je až na výnimky celý zaradený do lepšieho zhluku. Má dokonca 5 obcí, ktoré sú zaradené ako lepšie ako dobré. Tento stav vo VÚC Trnava nedosiahla ani jedna obec.



Obrázok 3: porovnanie relatívnej úmrtnosti na vybrané diagnózy v okresoch VÚC Trnava pred a po zavedení nového systému zdravotnej záchrannnej služby (KOS) v roku 2006

Po zhodnotení všetkých troch oblastí kraja sme urobili jednoduché porovnanie dvoch rokov pred zavedením nového systému záchranej zdravotnej služby v roku 2006 a zatiaľ dva ukončené po jej zavedení. Nový systém sa nazýva KOS (Krajské operačné stredisko) [5].

Výsledok nie je povzbudzujúci. Zdá sa, že nový systém prinajmenšom nie je lepší ako starý, možno sa ešte nevžil a neprináša očakávané výsledky, alebo jednoducho nie je dobrý.

V celom samosprávnom kraji, ale aj vo všetkých okresoch bez výnimky je badateľné zvýšenie vybranej úmrtnosti, pričom by sa očakávala prinajmenšom stagnácia, pokiaľ nie priamo jej zníženie. V ďalších výpočtoch sme zistili, že v okrese Dunajská Streda, kde je najvyšší rozdiel medzi vybranou mortalitou v rokoch 2004+2005 a 2007+2008, sa preukáže zvýšila dokonca aj hrubá úmrtnosť, čo už je skutočne čo povedať pri takom robustnom indikátore.

5. VÝSLEDKY

Celé Slovensko má stúpajúci trend v úmrtnosti na vybrané diagnózy, ktorý v ostatných rokoch stúpa až dramaticky. Nie je to iba špecialita Trnavského kraja. Medziročný prírastok v posledných troch rokoch činí 10% ako na Slovensku, tak v kraji Trnava.

Je preukazná korelácia medzi podielom staršieho obyvateľstva a hodnotou indikátora **výber** (úmrtnosť na vybrané diagnózy). Podľa regresnej rovnice sme vypočítali modelové hodnoty pre všetky obce, ktoré zohľadňujú podiel starších občanov vo veku 65 a viac rokov. Toto modelové vyrovnanie sa nepremietlo do podstaty výsledkov. Obce, ktoré mali vysoké hodnoty indikátora **výber**, mali ich neprimerane vysoké aj po vekovom prepočte. Vek nie je jediným rozhodujúcim činiteľom v tejto úmrtnosti.

Prírodné prekážky ako pohoria alebo rieky, ale aj diaľnica, sú limitujúcim faktorom, ktorý výrazne zvyšuje hodnotu indikátora **výber** v obciach, ktoré ležia „za“ z pohľadu okresného mesta alebo inej ambulancie záchranej služby. Čo sa týka hôr, tam je jedno kde v rámci okresu sú, zlá situácia je všade.

Podobne sú pravdepodobne nedostatočne obslužené obce, ktoré ležia „v kútoch“ okresu. Najhoršie sú spravidla tie najvzdialenejšie, na hranici okresu. Podobná situácia sa opakuje na hranici susediaceho okresu a tak

vznikajú celkom nelogické súvislé oblasti horšieho stavu, ktorý sa nedá naráchlo vysvetliť inak, iba že tam je odvádzal' ďaleko.

Obce, ktoré majú sociálne ústavy, napríklad Domovy dôchodcov, alebo niektorej inej sociálnej starostlivosti, sú skutočne výrazne veľmi zlé v tomto parametre (aj iných). Ich zhoršenie je v ráde stoviek percent od obvyklého stavu aj po zohľadnení veku obyvateľstva.

Porovnanie miest a dedín dopadlo ako výrazný rozdiel v neprospech vidieka. Mestá majú všeobecne dobré hodnoty tohto indikátora, 28 miest z 31 bolo zaradených do prvého – vyhranene dobrého zhluku.

Pri porovnaní dvojročnic pred zavedením nového systému záchranej služby a dvojročnice po jeho zavedení, s vynechaním roka, kedy sa zavádzal (2006) sme zistili štatisticky preukazné zhoršenie indikátora **výber**. Toto zhoršenie bolo štatisticky preukazné ako v rámci celého VÚC Trnava, tak samostatne vypočítané aj v rámci okresu Dunajská Streda. V okrese Dunajská Streda sa v sledovanom období aj preukazne zvýšila hrubá úmrtnosť obyvateľstva.

6. ZÁVER

Návrhy a odporúčania

Navrhujeme, aby boli podrobnejšie preskúmané vytypované oblasti, ktoré sa nám javia ako horšie.

Ďalej aby obce, ktoré sú označené červenou farbou na mape a boli zaradené do fuzzy zhluku „horšie ako zlé“, dostali okamžité posilnenie záchranej služby napríklad zmluvou s miestnym lekárom.

Ďalší návrh tkvie v preskúmaní činnosti sociálnych ústavov a vo vypracovaní plánu na ich zlepšenie.

Celkovo je potrebné posilniť zdravotnú organizáciu na vidieku, ktorá výrazne zaostáva za mestom.

Je potrebné, aby jednotlivé okresy lepšie spolupracovali a spoločne riešili nedostatočné „kúty“, t.j. obce, ktoré boli zaradené v horšom zhluku na oboch stranách spoločných hraníc okresov.

Je možné, aby sa Trnavský samosprávny kraj zlepšil, má na to rezervy. Ako celok sa javí ako mierne horší ako jeho bezprostrední susedia. V rámci okresov vidíme stabilne dobrý a stále zlepšujúci sa okres Skalica a síce v absolútnom prevedení ešte stále dobrý, ale razantne sa zhoršujúci okres Dunajská Streda, ktorý potrebuje skutočne rýchle zhodnotenie tohto javu.

7. LITERATÚRA

- [1] LETKOVIČOVÁ, M., 2009. Priestorová štúdia vybranej úmrtnosti v rokoch 1994-2008 v Trnavskom samosprávnom kraji: Environment, a.s., Nitra.
- [2] ŠSTATISTICKÝ ÚRAD SR 1995 – ÚRAD Šeková štruktúra obcí v rokoch 1994 až 2008, Jednotlivé záznamy o úmrtí v rokoch 1994 až 2008.
- [3] STEHLÍKOVÁ, B., 2004. Nový metodologický prístup k prognózovaniu demografických časových radov: Acta oeconomica et informatica, roč.7, č.2 (2004), s.49-52.
- [4] ELLIOT, P.-WAKEFIELD, J. - BEST, N.- BRIGGS, D., 2001. Spatial Epidemiology, Methods and Applications: OXFORD UNIVERSITY PRESS, ISBN 0-19-851532
- [5] Operačné stredisko záchrannej zdravotnej služby. Krajské operačné stredisko ZZS Trnava.
http://www.oszss-sr.sk/buxus/docs/Opravené_KOS_TT.doc

STATISTICKÉ DNY V ROCE 2009

Tradici statistických dní České statistické společnosti v letošním roce posílila dvě setkání: Třetí statistické dny v Hradci Králové a Mikulášský statistický den v Praze.

Třetí statistické dny v Hradci Králové uspořádali členové naší společnosti z katedry matematiky pedagogické fakulty Univerzity Hradec Králové. Hlavním organizátorem byl Prof. Zdeněk Půlpán. Dvoudenní setkání začalo v úterý, 22.9.2009 v 10 hodin a pokračovalo až do středy, 23.9. do oběda. V posluchárně D4 katedry matematiky PdF UHK se sešlo na dvacet posluchačů. Budova, v níž je katedra umístěna je v Kozinově ulici, na dvoře Biskupského gymnázia Boromeum. Je to nedaleko Zimního stadionu, k němuž patří i příjemný a ne drahý hotel, v němž byli přespolní účastníci statistických dnů ubytováni.

Odborný program byl orientován především na aplikace statistiky v přírodních vědách a v medicíně, nicméně našly se i výjimky. Například hned první příspěvek Věry Záhorové z dopravní fakulty JP Pardubice byl věnován *Využití fuzzy logiky při simulaci provozu osobní železnice*. Fuzzy pravděpodobností se zabývaly i další příspěvky kolegů z VUT Brno: Libor Žák hovořil o *Fuzzy časových řadách* a Zdeněk Karpíšek o *Fuzzy náhodných veličinách*. Brněnskému „fuzzy“ tématu se poněkud vymyká kolega Josef Bednář z VUT Brno, v jehož příspěvku o *Plánování experimentu* se slovo „fuzzy“ neobjevilo. Z Brna zde zazněly ještě další dva příspěvky, jejichž autory jsou manželé Budíkovi: Marie Budíková (Masarykova univerzita) přednesla příspěvek o *Odhadu pravděpodobnosti chyby 1.druhu pro testy homogenity rozptylů pomocí simulačních studií*, který připravila spolu s Bohumilem Marošem (VUT) a Ladislav Budík (Český hydrometeorologický ústav Brno) pojednal o *Rozdělení LN5 a jeho využití v hydrologii*.

Univerzita Palackého v Olomouci zde byla zastoupena dvěma příspěvky. Jaroslav Marek přednesl svůj, Pavla a Jiřího Tučkových, o *Aproximaci teplotní závislosti magnetického momentu u nanočástic — posouzení míry mezičásticových magnetických interakcí* a Jana Vrbková referovala o *Předpovědi průtoku a tlaku krve*.

Pražské příspěvky byly na programu tři: dva z Univerzity Karlovy a jeden z ČVUT. Jana Rubešová (Přírodovědecká fakulta UK Praha) hovořila o *Statistických metodách pro hodnocení predikční validity*, Jan Hendl (FTVS, UK Praha) o *Mediatorových a moderátorových proměnných v neexperimentálních studiích* a Gejza Dohnal přednesl úvahu o *Zpoždění při statistické regulaci procesů*.

Významou část programu tvořily příspěvky kolegů se Slovenska. Poměrně živou diskuzi vyvolal příspěvek Pavola Tarábka (Didaktis Bratislava) *Model kognitivní architektury vědeckých pojmů a jeho kvantifikace*. Dále zde zazněl příspěvek Márie Letkovičové (Centrum bioštatistiky a environmentalistiky, Nitra) *Priestorová štúdia, alebo príde sanitka včas?*

Domáci připravili dva příspěvky: Jiří Knížek (Lékařská fakulta UK, Hradec Králové) *Test hypotézy o tom, že jedna skupina závislostí je shodná s druhou* a Tomáš Flam, Martin Navrátil (FaF UK Hradec Králové a UHK) *Poissonův proces — fyzikální motivace*.

Texty některých příspěvků čtenáři naleznou v našem Informačním Bulletinu. První z nich — článek Márie Letkovičové — najdete už v tomto čísle.

Mikuklášský statistický den byl teprve druhý v pořadí. První se konal v roce 2007 v Balbínově poetické hospůdce, pro tentokrát jsme odvážně zvolili místo v záplavové zóně pražského Karlína (viz IB 2/2002, *Statistika ve vodě*), v Respiriu budovy matematicko-fyzikální fakulty Univerzity Karlovy. Protože svátek svatého Mikuláše letos připadl na neděli, náš statistický den se konal den poté, v pondělí 7. 12. 2009.

Mikuklášskou nadílku zahájil dopoledne předseda společnosti, Gejza Dohnal. První nadělující byl Jan Klaschka, který naděloval *Brambory, uhří a konvoluce*. Jaromír Běláček poukázal na důležitost vztahu mezi *Emocemi a zdravotním stavem populace v ČR*. Josef Tvrdek nám na příkladu z urologie ukázal, že *Větší rozdíl může být méně významný*. Dopolední program zakončil kolega Ivan Saxl, který nadělil roztomilou úvahu *Jednoduchost, pravidelnost a skutečnost*.

Odpolední část programu byla věnována prvnímú předsedovi naší společnosti, profesoru Jiřímu Andělovi. Ten v letošním roce oslavil sedmdesáté životní jubileum. Poté, co Jiří Anděl přednesl svůj příspěvek Identifikace odlehlých pozorování, vystoupil Josef Štěpán s přáním jubilantovi a dokonce přiběhl i Mikukláš s košíkem plným dárků pro všechny zúčastněné a Mikukláška přinesla jubilantovi dort, složený ze sedmdesáti malých dortíků. Tomáš Cipra seznámil posluchače s hlavními tématy jubilantovy publikační činnosti. Po přípitku pokračoval odborný program, ve kterém Zuzana Prášková přednesla svůj příspěvek o *Odhaddech parametrů v RCA modelech*, Šárka Došlá vyprávěla feministicky laděný příběh o *(Ne)správném soudním rozhodnutí (aneb testy asociací v kontingenčních tabulkách)*, Václav Čermák přednesl *Dvě poznámky k pravděpodobnostem zahrnutí*, Zdeněk Roth pohovořil o Problémech v tabulkách úmrtnosti a Zdeněk Fabián ukončil přednáškou o Skalárních inferenčních funkcích.

Po šestnácté hodině začala další část Mikuklášského dne — hudební nadílka FAB s r.o. Při kávě, dobrém vínu a vyhlášeném žižkovském štrúdlu mohli posluchači slyšet naživo řadu písni Zdeňka Fabiána (jeho poslední album Čeplyn dostávají členové společnosti jako vánoční dárek spolu s tímto bulletinem, všechna tři Zdeňkova písničková alba naleznete navíc ve formátu MP3 na posledním CD ROBUST 2008) s doprovodem jeho „robustní opory“ (s r.o.) kytar (Jaroslav Hönig, Jan Klaschka), basy (Gejza Dohnal) a klarinetu (Ondřej Konár).

Teď už nám nezbývá než doufat, že v příštím roce opět přijde Mikukláš.