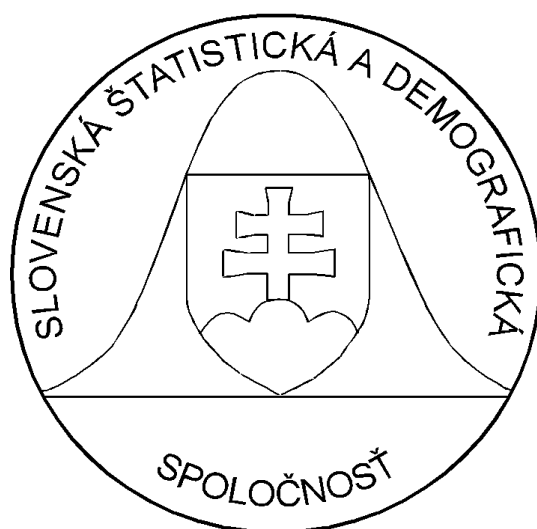


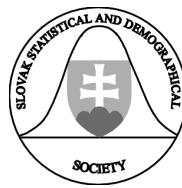
2/2006

FORUM STATISTICUM SLOVACUM





**Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť Miletičova 3, 824 67
Bratislava
www.ssds.sk**



Naše najbližšie akcie:

(pozri tiež www.ssds.sk, blok Poriadané akcie)

PRASTAN 2006,

tematické zameranie: *Pravdepodobnosť, štatistika a numerika*
12. – 16. 6. 2006, Selce pri Banskej Bystrici

FERNSTAT 2006,

tematické zameranie: *Aplikovaná, demografická, matematická štatistika,
štatistické riadenie kvality*
5. - 6. 10. 2006, Tajov pri Banskej Bystrici

VÝPOČTOVÁ ŠTATISTIKA 2006,

15. Medzinárodný seminár
tematické zameranie: *Praktické využitie paketov štatistických programov, práca
s rozsiahlymi súbormi údajov, vyučovanie výpočtovej štatistiky a príbuzných
predmetov, praktické aplikácie výpočtovej štatistiky, iné*
7. - 8. 12. 2006, Bratislava

PREHLIADKA PRÁC MLADÝCH ŠTATISTIKOV A DEMOGRAFOV 2006,

uskutočňuje sa v rámci seminára Výpočtová štatistika
7. 12. 2006, Bratislava

KONFERENCIA POHĽADY NA EKONOMIKU SLOVENSKA 2007,

tematické zameranie: *Makroekonomický vývoj; zamestnanosť*
27. 3. 2007, Bratislava

11. SLOVENSKÁ DEMOGRAFICKÁ KONFERENCIA,

tematické zameranie: *Migrácia*
3 dni, rok 2007, Košický kraj

SLÁVNOSTNÁ KONFERENCIA 40 ROKOV SŠDS,

marec 2008, Bratislava

ÚVOD

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,
druhé číslo druhého ročníka časopisu, ktorý vydáva Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) je zostavené z príspevkov, ktoré autori pripravili pre 20. školu štatistiky EKOMSTAT 2006 s tematickým zameraním „Štatistické metódy v praxi“. Táto akcia sa uskutočnila v dňoch 21. - 26. máj 2006 v Domove speváckeho zboru slovenských učiteľov v Trenčianskych Tepliciach.

Akciu, z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval Organizačný a programový výbor: Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – predseda, RNDr. Ján Luha, CSc. – tajomník, RNDr. Samuel Koróny, Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.

Na príprave a zostavení tohoto čísla participovali: prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc.

Recenziu príspevkov zabezpečili: prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Peter Mach, RNDr. Samuel Koróny.

Druhá časť publikácie obsahuje informáciu o výsledkoch Valného zhromaždenia členov SŠDS, ktoré sa uskutočnilo 3. mája 2006 v rámci rokovania 13. Slovenskej štatistickej konferencie v Malackách a o výsledkoch volieb funkcionárov Výboru SŠDS a Revíznej komisie SŠDS.

Výbor SŠDS

Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov

Ján Luha

Abstract

The article dealt with methods for analysis of qualitative attributes. We give definition of qualitative attributes, basic characteristics and methods for analysis frequency tables and some methods for analysis multivariate qualitative attributes.

1. Úvod

Pod pojmom štatistický znak rozumieme priradenie, ktoré každému sledovanému objektu priradí konkrétnu podobu (hodnotu) skúmaného javu. Napríklad každému účastníkovi Ekomstatu priradíme hodnotu "muž" alebo "žena", alebo napr. známku zo štatistiky. Iný príklad je keď lekár v ordinácii stanoví pacientovi diagnózu, tento znak bude vyjadrovať zobrazenie, ktoré každému pacientovi priradí "jeho" chorobu, trebárs chrípku, angínu, zápal spojiviek.

Budeme pracovať so súbormi kvalitatívnych dát. Tieto dáta získame realizáciou kvalitatívnych znakov. Základné typy kvalitatívnych znakov sú nominálne a ordinálne znaky. Stretávame sa s nimi veľmi často pri skúmaní rozmanitých javov, vlastností ako ich charakteristikami, čo je aj prípad dotazníkových výskumov ako napr. výskumy verejnej mienky a marketingové výskumy.

Poznámka: Ilustratívne príklady boli počítané v prostredí SPSS a využili sme reálne údaje získané prieskumom účastníkov školy štatistiky EKOMSTAT a tiež sme využili publikované výsledky výskumov Ústavu pre výskum verejnej mienky pri ŠÚ SR (ÚVVM).

2. Definícia kvalitatívnych znakov

Uvažujme množinu (súbor) O objektov a H množinu hodnôt. Štatistický **znak** je jednoznačné zobrazenie Z množiny O do množiny H :

$$Z: o \in O \rightarrow h \in H$$

Množina hodnôt znaku H nemusí byť vo všeobecnosti číselná množina. Podľa špecifických vlastností O , Z a H definujeme jednotlivé typy štatistických znakov. Pri kvantitatívnych znakoch má množina H vlastnosti číselnej množiny.

O kvalitatívnych znakoch hovoríme keď množina H nie je číselná a teda medzi prvkami množiny H nemusia mať zmysel algebraické operácie sčítanie, odčítanie, násobenie a delenie. Prvky množiny H však môžu byť zviazané určitými vlastnosťami. Budeme sa zaoberať situáciami, keď množina hodnôt kvalitatívneho znaku je konečná. Potom možno jej prvky formálne okódovať navzájom rôznymi číslami, obyčajne budeme používať kódovanie číslami 1, 2, ..., m .

Štatistické znaky sú charakterizované o.i. škálami merania. Najznámejšie sú nominálna a ordinálna (poradová) pre kvalitatívne znaky, intervalová, pomerová a absolútna pre kvantitatívne znaky.

Množina hodnôt kvalitatívneho znaku môže mať rôzne vlastnosti, ktoré definujeme neskôr. Uvedieme príklady kvalitatívnych znakov. Nech O je súbor účastníkov EKOMSTATu, môžeme ako ich charakteristiky uvažovať kvalitatívne znaky: Z_1 =pohlavie, H_1 ={muž, žena}, Z_2 =vzdelanie, H_2 ={základné, učňovské, stredné s maturitou, vysokoškolské}, Z_3 =zamestnanie, H_3 =zoznam zamestnaní, Z_4 =vojenská hodnosť, H_4 ={vojak, ..., generál, nemá}, Z_5 =farba očí, H_5 ={modrá, zelená, hnedá, ...}.

Množinu $D=\{h=Z(o) : o \in O\}$

budeme nazývať súbor kvalitatívnych dát určený znakom Z . D teda obsahuje prvky z H , avšak uvažované toľkokrát, koľko objektov $o \in O$ sa zobrazí do príslušného prvku $h \in H$. Systém $R=\{R_1, R_2, \dots, R_m\}$ podmnožín množiny O nazývame rozkladom, keď:

1. $R_i \cap R_j = \Phi$, (symbolom Φ sme označili prázdnu množinu) pre $i \neq j$ (jednoznačnosť rozkladu),
2. $\cup_{i=1}^m R_i = O$ (úplnosť rozkladu).

Množiny R_i nazývame triedami rozkladu.

Kvalitatívny znak Z s množinou hodnôt $H=\{h_1, h_2, \dots, h_m\}$ vytvára na množine objektov O rozklad. Tomuto rozkladu zodpovedá príslušný rozklad na množine dát D . Triedy rozkladu sú definované:

$$R_i = \{o \in O : Z(o) = h_i\}, i=1, \dots, m.$$

Kvôli jednoduchosti budeme ďalej prvky množiny H označovať kódmi 1, 2, ..., m .

Napríklad v súbore O účastníkov EKOMSTATu znak pohlavie vytvára na množine O rozklad na dve triedy rozkladu a síce na podmnožinu mužov a žien.

Nech n je počet prvkov množiny O a n_i počet prvkov množiny R_i , $i=1, \dots, m$. Početnosti

$$n_i, i=1, \dots, m \text{ nazývame } \underline{\text{početnosti rozkladu}}.$$

Veličiny $p_i = n_i/n$ charakterizujú (sú odhadom) pravdepodobnosti rozkladu. Platí

$$\sum_{i=1}^m n_i = n \quad \text{a} \quad \sum_{i=1}^m p_i = 1.$$

Vektor $p=(p_1, \dots, p_m)$ nazývame rozdelenie rozkladu R , resp. znaku Z .

Keď uvažujeme dva kvalitatívne znaky Z_1, Z_2 s odpovedajúcimi rozkladmi R^1, R^2 , tak súčasné rozdelenie týchto znakov možno získať ako prienik rozkladov R^1 a R^2 . Takto možno jednoducho reprezentovať kontingenčnú tabuľku.

Definíciu kvalitatívneho znaku možno zovšeobecniť pomocou relácií. Vzťahy medzi prvkami množiny hodnôt H alebo odpovedajúce vzťahy medzi prvkami množiny O možno vyjadriť pomocou binárnych relácií.

Binárna relácia ω na H je definovaná ako ľubovoľná podmnožina karteziánskeho súčinu $\omega \subset H \times H$. Relácii ω odpovedá relácia $\rho_\omega = \cup_{(i,j) \in \omega} R_i \times R_j$ na O .

Príklady kvalitatívnych znakov zadaných reláciou ω na H .

Nominálny znak je určený reláciou $\omega=\{(i,i) : i \in H\}$ na H . Odpovedajúca relácia ρ_ω definuje rozklad na O , preto má vlastnosti relácie ekvivalencie:

1. $(o,o) \in \rho_\omega$ pre každé $o \in O$ (vlastnosť reflexívnosti),
2. ak $(o_1, o_2) \in \rho_\omega$, tak aj $(o_2, o_1) \in \rho_\omega$ pre všetky $o_1, o_2 \in O$ (vlastnosť symetrie),
3. ak $(o_1, o_2) \in \rho_\omega$, $(o_2, o_3) \in \rho_\omega$, tak aj $(o_1, o_3) \in \rho_\omega$ pre všetky $o_1, o_2, o_3 \in O$ (vlastnosť tranzitívnosti).

Relácia je ekvivalenciou, ak je reflexívna, symetrická a tranzitívna.

Pre nominálny znak platí: $\rho_\omega = \cup_{i \in H} R_i \times R_i$.

Ordinálny (poradový) znak je určený okrem rozkladu aj usporiadaním tried rozkladu na O , čomu zodpovedá usporiadanie na množine hodnôt H . Poradový znak je určený reláciou:

$\omega = \{(i,j): i \leq j, i,j \in H\}$ na H . Tejto relácii odpovedá na množine O relácia kvázusporiadania, ktorá má vlastnosti:

1. $(o,o) \in \rho_\omega$ pre každé $o \in O$ (vlastnosť reflexívnosti),
2. ak $(o_1,o_2) \in \rho_\omega, (o_2,o_3) \in \rho_\omega$, tak aj $(o_1,o_3) \in \rho_\omega$ pre všetky $o_1,o_2,o_3 \in O$ (vlastnosť tranzitívnosti).
3. pre každé $o_1,o_2 \in O$ buď $(o_1,o_2) \in \rho_\omega$, alebo $(o_2,o_1) \in \rho_\omega$ (lineárnosť).

Pre poradový znak platí: $\rho_\omega = \cup_{i,j \in H} R_i \times R_j$, kde $i \leq j$.

Znak vyjadrujúci vzťah susedstva je určený reláciou: $\omega = \{(i,j): |i - j| \leq 1, i,j \in H\}$ na H . Za susedné považujeme hodnoty, ktoré sú "vedľa" seba.

Znak zobrazujúci následnosť (postup) je určený reláciou: $\omega = \{(i,i+1): i=1, 2, \dots, m-1\}$ na H . Postup predstavuje presnú následnosť od počiatočného do cieľového stavu.

Znak vyjadrujúci stromovú štruktúru je určený reláciou: $\omega = \{(i,j): i,j \in H, \text{ tak, že } (i,j) \text{ leží na stromovom grafe}\}$ na H .

Kvalitatívne znaky možno vyjadriť pomocou incidenčných matíc a tiež pomocou dichotomických znakov.

Incidenčná matica relácie ρ_ω je matica r typu $n \times n$, kde

$$\begin{aligned} r_{o_1 o_2} &= 1, \text{ ak } (o_1, o_2) \in \rho_\omega \\ r_{o_1 o_2} &= 0, \text{ ak } (o_1, o_2) \notin \rho_\omega. \end{aligned}$$

Príklad: Uvažujme znak určený rozkladom $R = \{R_1, R_2, R_3\}$. Zoskupíme objekty, tak aby:

$R_1 = \{o_1, o_2, \dots, o_{n_1}\}$, $R_2 = \{o_{n_1+1}, o_{n_1+2}, \dots, o_{n_1+n_2}\}$, $R_3 = \{o_{n_1+n_2+1}, o_{n_1+n_2+2}, \dots, o_n\}$, kde n je rozsah skúmaného súboru a n_1, n_2, n_3 sú početnosti rozkladov. Potom príslušná incidenčná matica má tvar:

r	O	R1				R2				R3			
		o_1	o_2	...	o_{r_1}	o_{r_1+1}	o_{r_1+2}	...	$o_{r_1+r_2}$	$o_{r_1+r_2+1}$	$o_{r_1+r_2+2}$	...	o_n
R1	o_1	1	1	...	1	0	0	0	0	0	0	0	0
	o_2	1	1	...	1	0	0	0	0	0	0	0	0
		1	1		1	0	0	0	0	0	0	0	0
	o_{r_1}	1	1	...	1	0	0	0	0	0	0	0	0
R2	o_{r_1+1}	0	0	0	0	1	1	...	1	0	0	0	0
	o_{r_1+2}	0	0	0	0	1	1	...	1	0	0	0	0
	...	0	0	0	0	1	1	...	1	0	0	0	0
	$o_{r_1+r_2}$	0	0	0	0	1	1	...	1	0	0	0	0
R3	$o_{r_1+r_2+1}$	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	...	1
	$o_{r_1+r_2+2}$	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	...	1
	...	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	...	1
	o_n	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	...	1

Dichotomizáciou zobrazíme znak Z pomocou m dichotomických znakov

$$Z_i(o) = 1, \text{ ak } Z(o) = i, \text{ pre } o \in O,$$

$$Z_i(o) = 0, \text{ ak } Z(o) \neq i, i = 1, \dots, m.$$

Dáta za súbor O pre znak Z možno zostaviť do matice X núl a jednotiek typu $n \times m$. Vyjadrenie kvalitatívnych znakov pomocou dichotomizácie umožňuje využívať určité algebraické operácie.

Platí:

$1'_n \cdot X = (n_1, \dots, n_m)$, kde $1'_n = (1, 1, \dots, 1)$ je vektor rádu n zostavený z jednotiek. Výsledok je rozdelenie početností skúmaného znaku.

$X \cdot 1_m = 1_n$, kde 1_m je vektor rádu m zostavený z jednotiek.

3. Základné štatistické charakteristiky kvalitatívnych znakov

Miery polohy:

pre nominálny znak: modus = najpravdepodobnejšia hodnota znaku,

pre ordinálny znak: modus a medián. Mediánom je kategória i , pre ktorú platí:

$$\sum_{j=1}^{i-1} p_j \leq 1/2 \leq \sum_{j=1}^i p_j.$$

Miery variability

Dichotomický znak s rozdelením (p, q) , kde $q = 1 - p$. Pritom $P(Z=1) = p$ a $P(Z=0) = q$.

Potom

$$E(Z) = p \cdot 1 + q \cdot 0 = p, E(Z^2) = p \cdot 1^2 + q \cdot 0^2 = p \text{ a disperzia}$$

$$D^2(Z) = E(Z^2) - (E(Z))^2 = p - p^2 = p \cdot q.$$

Dichotomický znak môžeme považovať za ordinálny s usporiadaním hodnôt 0 a 1. Označme jeho disperziu $V_{ord} = p \cdot q$. Hodnoty V_{ord} sú v rozmedzí od 0 po 0.25. Ak by sme usporiadanie hodnôt dichotomického znaku neuvažovali, tak jeho disperzia je $2 \cdot p \cdot q$, čo je kvalitatívna variancia nominálneho znaku s dvomi hodnotami.

Entropia dichotomického znaku $H = -p \cdot \log(p) - q \cdot \log(q)$. Hodnoty sú od 0 po $\log(2)$. Označenie H pre entropiu je zaužívané, preto ho používame aj tu. Netreba si ho zameniť s rovnakým označením množiny hodnôt.

Kvalitatívna variancia pre znak určený reláciou ω :

$$d(\omega) = 1 - \sum_{(i,j) \in \omega} p_i p_j.$$

Kvalitatívna variancia nominálneho znaku $V_{nom} = 1 - \sum_{i=1}^m p_i^2 = \sum_{i=1}^m p_i(1 - p_i)$. Hodnoty V_{nom} sú v rozmedzí od 0 po $(m-1)/m$.

Pre nominálny znak možno definovať entropiu $H = -\sum_{i=1}^m p_i \cdot \log(p_i)$, jej hodnoty sú od 0 po $\log(m)$.

Kvalitatívna variancia ordinálneho znaku $V_{ord} = 1 - \sum_{i < j} p_i p_j = V_{nom}/2$

Hodnoty V_{ord} sú v rozmedzí od 0 do $(m-1)/2m$.

4. Jednorozmerné metódy analýzy kvalitatívnych znakov

Základnou úlohou je deskripcia rozdelenia početností kvalitatívnych znakov. Na základe frekvenčnej tabuľky môžeme získať deskripciu skúmaného kvalitatívneho znaku a príslušné základné štatistické charakteristiky podľa typu skúmaného znaku.

4.1 Frekvenčné tabuľky

Uvažujme kvalitatívny znak X s množinou „hodnôt“ H , ktorá má r prvkov (kategórií) okódovaných číslami 1, 2, 3 ..., r . Frekvenčná tabuľka obsahuje absolútne, relatívne, prípadne kumulatívne početnosti kategórií daného znaku. Namiesto teoretického opisu uvedieme príklad frekvenčnej tabuľky realizovanej pomocou SPSS:

o1: Boli ste už na EKOMSTATE?

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 1 áno raz	2	8,0	8,0	8,0
2 áno viackrát	16	64,0	64,0	72,0
3 som tu prvýkrát	7	28,0	28,0	100,0
Total	25	100,0	100,0	

Dáta sú z prieskumu na EKOMSTATE 2004, ktorý tradične realizuje autor už mnoho rokov. Tento výsledok získame, po načítaní príslušných dát, jednoduchým príkazom:

FREQUENCIES**VARIABLES=o1****/ORDER= ANALYSIS .**

Ku tabuľkovému vyjadreniu patrí aj grafické. Toto však kvôli jednoduchosti v tomto prípade neuvádzame.

4.2 Intervaly spoľahlivosti vo frekvenčných tabuľkách

Budeme sa zaoberať metódou stanovenia exaktných intervalov spoľahlivosti.

Exaktné vzťahy pre hranice (dolnú **pd** resp. hornú **ph**) intervalov spoľahlivosti sú uvedené napríklad v A. Hald (1952, kapitola 21.11) str. 698:

$$pd(p,n)=x/[x + (n-x+1)F1],$$

kde $F1$ je $1-\alpha_1$ kvantil F rozdelenia s počtom stupňov voľnosti: $2(n-x+1)$, $2x$ a

$$ph(p,n)=[(x+1)F2]/[n-x+(x+1)F2],$$

kde $F2$ je $1-\alpha_2$ kvantil F rozdelenia s počtom stupňov voľnosti: $2(x+1)$, $2(n-x)$.

Obvykle volíme $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha/2$.

Výpočtové vzorce v Exceli:

$Pd=100*KDYŽ(C6=0;0;1/(1+(864-C6+1)/(C6*FINV(0,975;2*C6;2*(864-C6+1))))$

$Ph = 100*KDYŽ(C6=864;1;1/(1+(864-C6)/((C6+1)*FINV(0,025;2*(C6+1);2*(864-C6))))$

Na ilustráciu uvádzame konkrétny príklad z publikovaného výskumu ÚVVM z marca 2006:

Frekvenčné tabuľky rozšírené o intervaly spoľahlivosti. Hladina významnosti 5%.

Výskum 03/2006

o19_prep Ktorú stranu by ste volili do NR SR?

	Frequency	P	Pd	Ph
1 ANO	9	1,029	0,471	1,944
2 HZD	21	2,400	1,492	3,645
3 KSS	47	5,371	3,973	7,079
4 KDH	100	11,429	9,396	13,725
5 ES-HZDS	101	11,543	9,501	13,848
6 SF	67	7,657	5,983	9,623
7 SDKÚ	97	11,086	9,082	13,355
8 SNS	48	5,486	4,072	7,208
9 SMER-SD	293	33,486	30,362	36,721
10 SMK	86	9,829	7,937	11,996
11 inú	6	0,686	0,252	1,486
Total	875	100		

4.3 Frekvenčné tabuľky znakov s viacerými možnosťami odpovede (multiresponse)

Špecifikom empirických prieskumov, najmä prieskumov verejnej mienky, sú znaky s viacerými možnosťami odpovede. SPSS má na štatistické spracovanie špeciálne procedúry. Ako v predošlom paragrafe, namiesto zložitého vysvetľovania uvedieme príklad.

Na ilustráciu uvádzame príklad publikovaného výskumu verejnej mienky o dôveryhodnosti politikov. Relatívne početnosti sú počítané z dvoch základov: súčet počtu respondentov a súčet počtu odpovedí (Uvádzame konkrétny výsledok publikovaného prieskumu ÚVVM):

Case Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
\$o18(a)	1240	97,0%	38	3,0%	1278	100,0%

a Group

\$o18 Frequencies

		Responses		Percent of Cases
		N	Percent	
Dôveryhodnosť politikov ^a	žiadnemu	359	18,3%	29,0%
	M.Dzurinda	78	4,0%	6,3%
	I.Gašparovič	146	7,4%	11,8%
	R.Fico	328	16,7%	26,5%
	V.Mečiar	149	7,6%	12,0%
	M.Beňová	41	2,1%	3,3%
	J.Slota	87	4,4%	7,0%
	B.Bugár	123	6,3%	9,9%
	S.Kozlík	15	,8%	1,2%
	J.Ševc	12	,6%	1,0%
	J.Figeľ	9	,5%	,7%
	V.Palko	20	1,0%	1,6%
	F.Mikloško	6	,3%	,5%
	P.Hrušovský	62	3,2%	5,0%
	D.Lipšic	36	1,8%	2,9%
	E.Kukan	20	1,0%	1,6%
	P.Rusko	21	1,1%	1,7%
	I.Mikloš	53	2,7%	4,3%
	R.Zajac	8	,4%	,6%
	I.Radičová	39	2,0%	3,1%
	V.Veteška	48	2,4%	3,9%
	R.Kaliňák	43	2,2%	3,5%
	Z.Martináková	104	5,3%	8,4%
	P.Csáky	18	,9%	1,5%
	iní	135	6,9%	10,9%
Total		1960	100,0%	158,1%

a- Group

Po načítaní dát realizujeme výpočet v prostredí SPSS jednoduchým príkazom:

MULT RESPONSE

**GROUPS=\$o18 'Dôveryhodnosť politikov' (o18a o18b o18c (1,25))
/FREQUENCIES=\$o18 .**

4.4 Základné štatistické charakteristiky kvalitatívnych znakov

Definície základných štatistických charakteristík sú v kapitole 3. Štatistické softvéry poskytujú zatiaľ iba tradičné charakteristiky, kvalitatívnu variáciu vo všeobecnosti priamo neposkytujú a je nutné ju počítať špecifickými postupmi. Keďže charakteristiky ako modus, prípadne medián sú známe, nebudeme tu ich výpočet uvádzať. Špecifickými analýzami a testami sa vzhľadom na obmedzený priestor nebudeme zaoberať.

5. Viacrozmerné metódy analýzy kvalitatívnych znakov

Budeme sa venovať analýze kontingenčných tabuliek a pripomenieme si najpoužívanejšie viacrozmerné metódy štatistickej analýzy kvalitatívnych znakov.

5.1 Kontingenčné tabuľky

Na skúmanie závislosti kvalitatívnych znakov slúžia kontingenčné tabuľky. Obmedzíme sa na skúmanie závislosti dvoch kvalitatívnych znakov. Podobne, ako v prípade frekvenčných tabuliek namiesto teoretického opisu uvedieme príklad, kde sme využili znovu údaje EKOMSTAT 2004.

o8 pohlavie * o1 Boli ste už na EKOMSTATE? Crosstabulation

		o1 Boli ste uz na EKOMSTATE?			Total	
		1 áno raz	2 áno viackrát	3 som tu prvýkrát		
o8 pohlavie	1 MUŽ	Count	0	9	2	11
		% within o8 pohlavie	0,0%	81,8%	18,2%	100,0%
		% within o1 Boli ste uz na EKOMSTATE?	0,0%	56,3%	28,6%	44,0%
		Adjusted Residual	-1,3	1,6	-1,0	
	2 ŽENA	Count	2	7	5	14
		% within o8 pohlavie	14,3%	50,0%	35,7%	100,0%
		% within o1 Boli ste uz na EKOMSTATE?	100,0%	43,8%	71,4%	56,0%
		Adjusted Residual	1,3	-1,6	1,0	
Total	Count	2	16	7	25	
	% within o8 pohlavie	8,0%	64,0%	28,0%	100,0%	
	% within o1 Boli ste uz na EKOMSTATE?	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)	Point Probability
Pearson Chi-Square	3,222	2	0,200	0,320		
Likelihood Ratio	3,991	2	0,136	0,242		
Fisher's Exact Test	2,774			0,320		
Linear-by-Linear Association	0,019	1	0,889	1,000	0,582	0,268
N of Valid Cases	25					

a. 4 cells (66,7%) have expected count less than 5. The minimum expected count is ,88.

b. The standardized statistic is ,140.

Ilustrovaná kontingenčná tabuľka obsahuje v políčkach absolútne početnosti spoločného výskytu všetkých kombinácií hodnôt oboch skúmaných kvalitatívnych znakov: pohlavie a účasť na EKOMSTATE. Ďalej obsahuje riadkové a stĺpcové relatívne početnosti a tiež marginálne absolútne a relatívne početnosti oboch skúmaných znakov. V tabuľke sú hodnoty

vyrovnaných reziduí za jednotlivé políčka, ktoré dávajú informáciu o miere prípadného vplyvu daného políčka na závislosť skúmaných znakov. Kvôli prehľadnosti sme neuviedli ešte očakávané absolútne početnosti a celkové reaktívne početnosti. Na analýzu závislosti je určená tabuľka Chi square test, kde sú výsledky testovania nezávislosti, resp. homogenity. Okrem Chi- kvadrát testov je v tabuľke aj exaktný Fisherov test. Príklad bol vypočítaný v SPSS pomocou procedúry:

CROSSTABS

```
/TABLES=08 BY 01
/FORMAT= AVALUE TABLES
/STATISTIC=CHISQ CC
/CELLS= COUNT ROW COLUMN ASRESID
/COUNT ROUND CELL
/METHOD=EXACT TIMER(5).
```

5.2 Znamienkova schéma kontingenčnej tabuľky

Na odhalenie "zdrojov" závislostí v políčkoch kontingenčnej tabuľky možno použiť znamienkovú schému. Početnosť n_{ij} v políčku (i,j) kontingenčnej tabuľky je náhodná veličina. Za obvyklých predpokladov realizácie výberu majú tieto veličiny multinomické rozdelenie. Linhart, Šafař (1967) navrhli na overenie závislosti v jednotlivých políčkoch kontingenčnej tabuľky štatistiku:

$$z_{ij} = \sqrt{(n) \cdot \{(n_{ij} - n_{i.}n_{.j}) / \sqrt{(n_{i.}n_{.j}(n^2 - n_{i.}n_{.j}))}\}}.$$

Za predpokladov, že: $E(n_{ij}/n) = (n_{i.}/n) \cdot (n_{.j}/n)$, $D^2(n_{ij}) \approx (n_{i.}/n) \cdot (n_{.j}/n) \cdot (1 - (n_{i.}/n) \cdot (n_{.j}/n))$ majú veličiny z_{ij} asymptoticky normálne $N(0,1)$ rozdelenie.

Řehák, Řeháková (1978) dávajú upresnený model pre znamienkovú schému:

$$r_{ij} = \sqrt{(n) \cdot (n_{ij} - n_{i.}n_{.j}) / \sqrt{(n_{i.}n_{.j}(n - n_{i.})(n - n_{.j}))}}.$$

Pôvodná myšlienka v Linhart, Šafař (1967) spočíva vo vyznačení znamienok do jednotlivých políčok kontingenčnej tabuľky. Obvykle volíme úrovne významnosti $\alpha_1=0.05$, $\alpha_2=0.01$ a $\alpha_3=0.001$. Podľa vypočítanej hodnoty r_{ij} tlačíme znamienka do políčok podľa pravidiel:

Tlač znamienko	Ak r_{ij} je v intervale
+++	$< z_3, \infty)$
++	$< z_2, z_3)$
+	$< z_1, z_2)$
0	$(-z_1, z_1)$
-	$(-z_2, z_1 >$
--	$(-z_3, z_2 >$
---	$(-\infty, z_3 >$

Poznámka

z_1, z_2, z_3 sú kritické hodnoty $N(0,1)$ rozdelenia pre dvojstranné alternatívy a zvolené $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$:
 $z_1=1,96, z_2=2,58, z_3=3,09$ a
 pre jednostranné alternatívy
 $z_1=1,64, z_2=2,32, z_3=3,29$.

Luha J. (1985) navrhol vylepšený model, ktorý (čo a týka hodnôt štatistiky) je ekvivalentný modelu Řehák J., Řeháková B. (1978). Tento model využíva exaktný Fisherov text pre 2x2 kontingenčné tabuľky.

Konštrukcia znamienkovej schémy pomocou Fisherovho exaktného testu.

Pre každé políčko (i,j) kontingenčnej tabuľky zostrojíme "redukovanú" 2x2 kontingenčnú tabuľku:

n_{ij}	$n_{i.} - n_{ij}$	$n_{i.}$
$n_{.j} - n_{ij}$	$n - n_{i.} - n_{.j} + n_{ij}$	$n - n_{i.}$
$n_{.j}$	$n - n_{.j}$	n

Pre každú tabuľku (políčko (i,j) kontingenčnej tabuľky) vypočítame Fisherov test a príslušnú P_{ij} -hodnotu zaznamenáme do políčka pôvodnej kontingenčnej tabuľky, resp. zaznamenáme znamienka do znamienkovej schémy. Najprv však musíme znamienka určiť. Na to využijeme korelačné koeficienty:

$$\rho_{ij} = (n_{ij} \cdot (n - n_{i.} - n_{.j} + n_{ij}) - (n_{i.} - n_{ij}) \cdot (n_{.j} - n_{ij})) / \sqrt{(n_{i.} \cdot n_{.j} \cdot (n - n_{i.}) \cdot (n - n_{.j}))}.$$

Platí $\rho_{ij} = r_{ij}$, kde r_{ij} je štatistika z Řehák J., Řeháková B. (1978).

Znamienkovú schému tlačíme podľa pravidla:

Tlač znamienka	Ak pre P_{ij} platí	a pre ρ_{ij} platí
+++	$P_{ij} < 0.001$	$\rho_{ij} > 0$
++	$0.001 \leq P_{ij} < 0.01$	$\rho_{ij} > 0$
+	$0.01 \leq P_{ij} < 0.05$	$\rho_{ij} > 0$
0	$P_{ij} \geq 0.05$	
-	$0.01 \leq P_{ij} < 0.05$	$\rho_{ij} < 0$
--	$0.001 \leq P_{ij} < 0.01$	$\rho_{ij} < 0$
---	$P_{ij} < 0.001$	$\rho_{ij} < 0$

Príklad: Skúmame závislosť dvoch znakov Z_1 a Z_2 . Ako výsledok sme získali kontingenčnú tabuľku.

$Z_1 \setminus Z_2$	1	2	3	$\Sigma = \text{marg } Z_1$
1	4	2	6	12
2	9	5	1	15
$\Sigma = \text{marg } Z_2$	13	7	7	27

Keďže $X^2 = 6.53$ a kritická hodnota na úrovni 0.05 je 5,99, tak na zvolenej úrovni hypotézu o nezávislosti zamietame. Môžeme skúmať zdroje závislosti v jednotlivých políčkach tabuľky. Kvôli porovnaniu vypočítame všetky tri modely znamienkovej schémy.

Hodnoty kritérií:

z_{ij}			r_{ij}			P_{ij}		
-0,83	-0,67	+1,74	-1,38	-0,98	+2,55	0,252	0,408	0,024
+0,83	+0,67	-1,74	+1,38	+0,98	-2,55	0,252	0,408	0,024

Znamienkové schémy podľa jednotlivých modelov:

Linhart, Šafař			Řehák, Řeháková			Luha - Fisherov test		
0	0	0	0	0	+	0	0	+
0	0	0	0	0	-	0	0	-

SPSS počíta veličiny $\rho_{ij} = r_{ij}$ ako Adjusted standardized residua a vlastne vytvára analóg znamienkovej schémy.

5.3 Kontingenčné tabuľky znakov s viacerými možnosťami odpovede (multiresponse)

Tu môžu nastať dve možnosti kombinácie dvojice znakov. Štatistický znak uvažujme bez

„prívlastku“ a multiresponse otázku označme ako M-znak. Potom, bez ohľadu na „smer závislosti“ môžu nastať dve možnosti: **a)** znak x M-znak a **b)** M-znak x M-znak.

Relatívne početnosti možno skúmať vzhľadom na dva základy – ako v kapitole 4-2: súčet počtu respondentov a súčet počtu odpovedí. Teda treba skúmať štyri kombinácie crosstabelácií. Na ilustráciu sme kvôli šetreniu rozsahu príspevku využili „umelý“ príklad znak má dva možnosti odpovede – áno a nie a M- znak dával možnosť 3 odpovedí zo 4 možných odpovedí. Na ilustráciu vyberieme iba dve možnosti:

5.3.a Kombinácia a) a základ – počet respondentov:

o2*\$o1 Crosstabulation							
			multiresponse				Total
			1	2	3	4	
znak	áno	Count	5	3	5	0	10
		% within o2	50,00	30,00	50,00	0,00	
		% within \$o1	71,43	37,50	100,00	0,00	
		% of Total	25,00	15,00	25,00	0,00	50
	nie	Count	2,00	5,00	0	5	10
		% within o2	20,00	50,00	0,00	50,00	
		% within \$o1	28,57	62,50	0,00	100,00	
		% of Total	10,00	25,00	0,00	25,00	50
	Total	Count	7	8	5	5	20
		% of Total	35,00	40,00	25,00	25,00	100
	Percentages and totals are based on respondents.						

5.3.b Kombinácia a) a základ – počet odpovedí:

o2*\$o1 Crosstabulation							
			multiresponse				Total
			1	2	3	4	
znak	áno	Count	5	3	5	0	13
		% within o2	38,46	23,08	38,46	0,00	
		% within \$o1	71,43	37,50	100,00	0,00	
		% of Total	20,00	12,00	20,00	0,00	52
	nie	Count	2,00	5,00	0	5	12
		% within o2	16,67	41,67	0,00	41,67	
		% within \$o1	28,57	62,50	0,00	100,00	
		% of Total	8,00	20,00	0,00	20,00	48
	Total	Count	7	8	5	5	25
		% of Total	28,00	32,00	20,00	20,00	100
	Percentages and totals are based on responses.						

5.4 Mnohorozmerné kontingenčné tabuľky

Skúmané problémy sú spravidla viacrozmerné, preto sa často stretávame s úlohami analyzovať vzťahy viac než dvoch znakov. Základným nástrojom analýzy kvalitatívnych znakov je viacrozmerná kontingenčná tabuľka. Načrtne, na príklade analýzy troch znakov, problematiku analýzy mnohorozmerných kontingenčných tabuliek. Majme tri znaky A, B, C (resp. Z_1, Z_2, Z_3). Dáta zistených frekvencií usporiadame do $r \times s \times c$ políčok.

Označíme n_{ijk} príslušné početnosti pre políčko (i,j,k) , $i=1, \dots, r$, $j=1, \dots, s$, $k=1, \dots, c$. Máme tu marginálne početnosti:

$$n_{i..} = \sum_{jk} n_{ijk}, n_{.j.} = \sum_{ik} n_{ijk}, n_{..k} = \sum_{ij} n_{ijk}, \text{ a tiež } n_{ij.} = \sum_k n_{ijk}, n_{i.k} = \sum_j n_{ijk}, n_{.jk} = \sum_i n_{ijk}.$$

Príklad

	C ₁			C ₂		
	B ₁	B ₂	Σ	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	6	18	24	9	27	36
A ₂	4	12	16	6	18	24
Σ	10	30	40	15	45	30

$$n=100, n_{1..}=60, n_{2..}=40, n_{..1}=40, n_{..2}=60, n_{.1.} = , n_{.2.} = , \dots$$

Iný zápis mnohorozmernej kontingenčnej tabuľky:

A	B	C	n
1	1	1	6
1	1	2	9
1	2	1	18
1	2	2	27
2	1	1	4
2	1	2	6
2	2	1	12
2	2	2	18

Vzájomná nezávislosť znakov A,B,C nastáva keď platí:

$$p_{ijk} = p_{i..} p_{.j.} p_{..k}.$$

Podmienená nezávislosť A,B|C nastáva ak platí:

$$p_{ijk} = p_{i.k} p_{.jk} / p_{..k}.$$

Príklad podmienenej nezávislosti A,B|C:

	C ₁			C ₂		
	B ₁	B ₂	Σ	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	15	5	20	28	12	40
A ₂	15	5	20	42	18	60
Σ	30	10	40	70	30	100

Krížový pomer subtabuľky pre C=1: $C_1 = 15 \times 15 / 15 \times 5 = 1$, pre C=2 je $C_2 = 28 \times 18 / 42 \times 12 = 1$, avšak pre zlúčenú tabuľku bez uvažovania hodnôt znaku C, t.j. tabuľku:

	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	43	17	60
A ₂	57	23	80
Σ	100	40	140

zistíme, že krížový pomer $C=43 \times 23 / 57 \times 17 = 989 / 969 = 1,0206$, čo naznačuje slabú pozitívnu závislosť.

Nezávislosť C od A,B je ak platí:

$$P_{ijk} = P_{ij} \cdot P_{..k}$$

Príklad nezávislosti C od A,B:

	C ₁			C ₂		
	B ₁	B ₂	Σ	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	6	10	16	9	15	24
A ₂	4	20	24	6	30	36
Σ	10	30	40	15	45	60

Simpsonov paradox. A a B sú podmienenne kladne asociované podľa C avšak "spolu" sú záporne asociované!

	C ₁			C ₂		
	B ₁	B ₂	Σ	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	95	800	895	400	5	405
A ₂	5	100	105	400	195	595
Σ	100	900	1000	800	200	1000

Po „spojení“			
	B ₁	B ₂	Σ
A ₁	495	805	1300
A ₂	405	295	700
Σ	900	1100	2000

Pre krížové pomery platí: $C_1=19/8$, $C_2=19$ ale $C=495 \times 295 / 805 \times 405 = 0,448$.

5.5 Regresná analýza nominálnych znakov

Ak R, S sú rozklady súboru objektov O odpovedajúce nominálnym znakom Z₁, Z₂. Ak platí $R \subseteq S$, tak hovoríme o funkcionálnej závislosti znaku Z₂ od Z₁. Pre každú triedu rozkladu $R_i \in R$ existuje trieda $S_j \in S$ tak, že $R_i \subseteq S_j$. Potom pre objekt $o \in O$ taký, že $o \in R_i$ zrejme tiež $o \in S_j$. To nám umožňuje zostrojiť priradenie

$\varphi: R_i \Rightarrow S_j$ pre každú triedu rozkladu R_i (a teda každú hodnotu znaku Z₁) odpovedá jednoznačne trieda rozkladu S_j (teda hodnota znaku Z₂), preto

$$Z_2 = \varphi(Z_1).$$

V praxi sa však takéto jednoduché vzťahy vyskytujú zrejme málo.

Keďže rozdelenie pravdepodobnosti kontingenčnej tabuľky (n_{ij}) je multinomické, môžeme počítať regresiu 1. druhu:

$E(p_{ij}|p_{st}) = (n - n_{st})p_{ij} / (1 - p_{st})$. Tento vzťah pre strednú hodnotu použijeme ako odhad početností n_{ij} . Parametre p_{ij} rozdelenia pravdepodobnosti obyčajne nepoznáme, preto regresiu 1. druhu uvažujeme skôr v teoretickej rovine.

Regresný vzťah znaku Z₂ od Z₁ získame z vyjadrenia týchto znakov v tvare "nula-jednotkových" matic. Údaje znaku Z₁ tvoria maticu X rádu $n \times r$ a znaku Z₂ maticu Y rádu $n \times s$. Hľadáme transformáciu $Y = T(X)$, tak aby vzdialenosť

$$D(Y, T(X)) = |Y - T(X)|^2 = \min.$$

Riešenie je:

$T(X)=XA$, kde $A=(X'X)^{-1}X'Y$. Táto matica obsahuje teda podmienené rozdelenie znaku Z_2 na Z_1 : $P_{Z_2|Z_1}(j|i)=p_{ij}/p_i=n_{ij}/n_i$.

Získaný regresný model dáva pravdepodobnosť hodnôt znaku Z_2 podľa hodnôt znaku Z_1 .

Príklad: $n=6, r=3, s=2$.

$$\text{Pre } Z_1 \text{ je } X = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} \quad \text{pre } Z_2 \text{ je } Y = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix}$$

$$XX' = \begin{vmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 3 \end{vmatrix}, \quad X'Y = \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \\ 1 & 2 \end{vmatrix}, \quad A = \begin{vmatrix} 1/2 & 1/2 \\ 0 & 0 \\ 1/2 & 1/3 \end{vmatrix}, \quad T(X) = \begin{vmatrix} 1/2 & 1/2 \\ 1 & 0 \\ 1/2 & 2/3 \end{vmatrix}$$

Ak napr. $x=(0,0,1)$, tak $y=xA=(1/3,2/3)$.

Teda pre dané x , t.j. $Z_1=3$, hodnota $Z_2=1$ nastane s pravdepodobnosťou $1/3$ a $Z_2=2$ s pravdepodobnosťou $2/3$.

5.6 Logistická regresia pre dichotomickú závisle premennú

Používa sa pri skúmaní závislosti dichotomického znaku (elementárneho javu) A od (viacerých) znakov $X_1, X_2, \dots, X_k$. Model bol vyvinutý pre kvantitatívne znaky $X_1, X_2, \dots, X_k$. V prípade nezávislých kvalitatívnych znakov využijeme ich reprezentáciu pomocou dichotomických premenných.

Pre kvalitatívne môže byť použitý po dichotomizácii. Nech kvalitatívny znak Z má r hodnôt, dichotomizáciou:

$X_i=1$, ak $Z=i$, a $X_i=0$ inak, získame r nula-jednotkových premenných.

Po uvedenej úprave môžeme využiť model logistickej regresie. Pravdepodobnosť nastatia elementárneho javu A :

$$P(A)=e^Z/(1+e^Z)=1/(1+e^{-Z}), \text{ kde } Z=B_0 + B_1X_1 + \dots + B_kX_k.$$

Pravdepodobnosť, že udalosť A nenastane $P(\text{non}A)=1 - P(A)=1/(1+e^Z)$. Platí:

$$P(A)/P(\text{non}A)=e^Z, \text{ potom máme:}$$

$$\log\{P(A)/P(\text{non}A)\}=Z=B_0 + B_1X_1 + \dots + B_kX_k.$$

Podiel $P(A)/P(\text{non}A)$ sa nazýva **šanca** a podiel $\log\{P(A)/P(\text{non}A)\}$ zase **logit** (zvyčajne s prirodzeným logaritmom $\ln$). Ak použijeme regresné rovnice pre logity, zbavíme sa problémov, ktoré by nastali pri záporných pravdepodobnostiach!

Regresná rovnica má teda tvar: $Z=B_0 + B_1X_1 + \dots + B_kX_k$.

Na interpretáciu sú vhodnejšie šance.

Príklad: Pri výskume vegetariánov boli sledované rozličné premenné. Na ilustráciu uvádzame výsledok modelu logistickej regresie, ktorý vyjadruje vzťah vegetariáni oproti fajčeniu a pitíu alkoholu.


```
LOGISTIC REGRESSION vegupr
/METHOD=ENTER fajcenie alkohol
/CRITERIA PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) .
Total number of cases:      332 (Unweighted)
Number of selected cases:    332
Number of unselected cases:  0

Number of selected cases:      332
Number rejected because of missing data: 54
Number of cases included in the analysis: 278
```

Dependent Variable Encoding:

Original Value	Internal Value
0	0
1	1

Dependent Variable.. VEGUPR

Beginning Block Number 0. Initial Log Likelihood Function

-2 Log Likelihood 382,14611

* Constant is included in the model.

Beginning Block Number 1. Method: Enter

Variable(s) Entered on Step Number

1.. FAJCEINIE

ALKOHOL

Estimation terminated at iteration number 3 because

Log Likelihood decreased by less than ,01 percent.

-2 Log Likelihood 311,549

Goodness of Fit 273,848

	Chi-Square	df	Significance
Model Chi-Square	70,598	2	,0000
Improvement	70,598	2	,0000

Classification Table for VEGUPR

		Predicted		Percent Correct
		beXná	veget	
		b	v	
Observed		+-----+-----+		
beXná	b	121	33	78,57%
		+-----+-----+		
veget	v	41	83	66,94%
		+-----+-----+		
Overall				73,38%

----- Variables in the Equation -----

Variable	B	S.E.	Wald	df	Sig	R	Exp(B)
FAJCEINIE	-1,3828	,4932	7,8627	1	,0050	-,1239	,2509
ALKOHOL	-1,9024	,2768	47,2361	1	,0000	-,3441	,1492
Constant	,9581	,2029	22,3039	1	,0000		

Observed Groups and Predicted Probabilities

5.7 Logistická regresia pre nominálnu závisle premennú

Takáto premenná nemôže „vstúpiť“ do modelu priamo, ale prostredníctvom príslušných dichomických premenných. Pri r variantoch závislej premennej budeme počítat $r - 1$ logitov $Z_i = \ln\{P(A)/P(\text{non}A)\}$ a $r - 1$ regresných rovníc:

$$Z_i = B_{i0} + B_{i1}X_{i1} + \dots + B_{ik}X_{ik}, \text{ pre } i=1, \dots, R-1.$$

5.8. Loglineárne modely

V predošlej kapitole sme ukázali jeden z modelov vyjadrujúcich pravdepodobnosť elementárneho javu v tvare $p=1/(1+e^{-x})$. Funkcia $x=\ln(p/q)$, kde $q=1-p$, sa nazýva logit alebo log odds.

Loglineárne modely vyjadrujú logaritmus pravdepodobnosti resp. početnosti políčok kontingenčnej tabuľky ako funkciu určitých parametrov. Uvažujme najprv kontingenčnú tabuľku dvoch znakov A,B a funkcie

$$v_{ij} = \ln p_{ij}, i=1, \dots, r, j=1, \dots, s.$$

Loglineárny model je daný vzťahmi:

$$v_{ij} = \mu + \lambda_i^A + \lambda_j^B + \lambda_{ij}^{AB}, \text{ pričom platí:}$$

$$\sum_i \lambda_i^A = \sum_j \lambda_j^B = \sum_i \lambda_{ij}^{AB} = \sum_j \lambda_{ij}^{AB} = 0.$$

Model, ktorý má toľko parametrov, koľko je políčok kontingenčnej tabuľky nazývame saturovaný.

Označme $v_{i.} = \sum_j v_{ij}/s$, $v_{.j} = \sum_i v_{ij}/r$, $v = v_{..} = \sum_{ij} v_{ij}/rs$, potom platí:

$$\sum_i v_{ij} = \sum_i \mu + \sum_i \lambda_i^A + \sum_i \lambda_j^B + \sum_i \lambda_{ij}^{AB}, \text{ odkiaľ po úprave dostaneme vzťah:}$$

$$rv_{i.} = r\mu + 0 + r\lambda_j^B + 0. \text{ Po ďalšom sčítaní je } rsv = rs\mu + 0 + 0 + 0$$

a teda $\mu = v$. Pre výpočet ostatných parametrov loglineárneho modelu ďalej platí:

$$\lambda_i^A = v_{i.} - v, \lambda_j^B = v_{.j} - v, \lambda_{ij}^{AB} = v_{ij} - v_{i.} - v_{.j} + v.$$

Pre 2x2 tabuľky sa vzťahy saturovaného loglineárneho modelu zjednodušia na:

$$\lambda_1^A = (v_{11} + v_{12} - v_{21} - v_{22})/4 = (\ln(p_{11}/p_{21}) + \ln(p_{21}/p_{22}))/4,$$

$$\lambda_1^B = (v_{11} - v_{12} + v_{21} - v_{22})/4 = (\ln(p_{11}/p_{12}) + \ln(p_{21}/p_{22}))/4,$$

$$\lambda_{11}^{AB} = (v_{11} - v_{12} - v_{21} + v_{22})/4 = (\ln(p_{11}p_{22}/p_{12}p_{21}))/4.$$

Príklad

p_{ij}	B_1	B_2	Σ
A_1	0,4	0,3	0,7
A_2	0,2	0,1	0,3
Σ	0,6	0,4	1

v_{ij}	B_1	B_2	
A_1	-0,916	-1,204	
A_2	-1,609	-2,303	

Vypočítame parametre loglineárneho modelu:

$\lambda_1^A = 0,448$, $\lambda_1^{AB} = 0,245$, $\lambda_{11}^{AB} = -0,101$ a $\mu = -1,508$, ostatné parametre sa dajú vyjadriť z nich.

Nezávislosť v loglineárnom modeli je vyjadrená vzťahom:

$$v_{ij} = \mu + \lambda_i^A + \lambda_j^B, \text{ to teda znamená, že } \lambda_{ij}^{AB} = 0. \text{ Potom pravdepodobnosť možno vyjadriť}$$

$$p_{ij} = e^{\mu + \lambda_i^A + \lambda_j^B}.$$

Ďalšie loglineárne modely pre kontingenčnú tabuľku:

$$v_{ij} = \mu + \lambda_i^A, \text{ keď predpokladáme, že kategórie znaku B sú rovnako pravdepodobné,}$$

$$v_{ij} = \mu + \lambda_j^B, \text{ keď predpokladáme, že kategórie znaku A sú rovnako pravdepodobné,}$$

$$v_{ij} = \mu, \text{ keď predpokladáme, že všetky kategórie sú rovnako pravdepodobné,}$$

Príklad: Skúmal sa vzťah pocitu šťastia a rodinného stavu. Údaje a výsledky analýzy kontingenčnej tabuľky akú dáva SPSS sú v tabuľke, v ďalšej tabuľke zase výsledky z SPSS výpočtu loglineárneho modelu. Výsledky signalizujú závislosť medzi skúmanými znakmi!

STASTNY * STAV Crosstabulation

		STAV			Total
		1 ženatý/ vydatá	2 sám/sama	3 rozvedený/á	
STASTNY	1 áno	Count	787	221	301
		% within STASTNY	60,1%	16,9%	23,0%
		% within STAV	92,2%	82,5%	78,6%
		Adjusted Residual	6,8	-2,4	-5,6
	2 nie	Count	67	47	82
		% within STASTNY	34,2%	24,0%	41,8%
		% within STAV	7,8%	17,5%	21,4%
		Adjusted Residual	-6,8	2,4	5,6
Total		Count	854	268	383
		% within STASTNY	56,7%	17,8%	25,4%
		% within STAV	100,0%	100,0%	100,0%

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)	Point Probability
Pearson Chi-Square	48,816(a)	2	,000	,000		
Likelihood Ratio	48,012	2	,000	,000		
Fisher's Exact Test	48,210			,000		
Linear-by-Linear Association	47,187(b)	1	,000	,000	,000	,000
N of Valid Cases	1505					

a 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 34,90.

b The standardized statistic is 6,869.

Directional Measures

			Value	Asymp. Std. Error(a)	Approx. T(b)	Approx. Sig.	Exact Sig.
Nominal by Nominal	Lambda	Symmetric	,018	,014	1,229	,219	
		STASTNY Dependent	,000	,000	.(c)	.(c)	
		STAV Dependent	,023	,019	1,229	,219	
	Goodman and Kruskal tau	STASTNY Dependent	,032	,009		,000(d)	,000
		STAV Dependent	,021	,006		,000(d)	,000
	Uncertainty Coefficient	Symmetric	,023	,007	3,479	,000(e)	,000
		STASTNY Dependent	,041	,012	3,479	,000(e)	,000
		STAV Dependent	,016	,005	3,479	,000(e)	,000
Ordinal by Ordinal	Somers' d	Symmetric	,154	,022	6,534	,000	,000
		STASTNY Dependent	,107	,016	6,534	,000	,000
		STAV Dependent	,275	,039	6,534	,000	,000
Nominal by Interval	Eta	STASTNY Dependent	,180				
		STAV Dependent	,177				

a Not assuming the null hypothesis.

b Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c Cannot be computed because the asymptotic standard error equals zero.

d Based on chi-square approximation

e Likelihood ratio chi-square probability.

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error(a)	Approx. T(b)	Approx. Sig.	Exact Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,180			,000	,000
	Cramer's V	,180			,000	,000
	Contingency Coefficient	,177			,000	,000
Ordinal by Ordinal	Kendall's tau-b	,172	,025	6,534	,000	,000
	Kendall's tau-c	,125	,019	6,534	,000	,000

Gamma		,418	,052	6,534	,000	,000
Spearman Correlation		,180	,026	7,082	,000(c)	,000
Interval by Interval	Pearson's R	,177	,027	6,977	,000(c)	,000
Measure of Agreement	Kappa	,(d)				
N of Valid Cases		1505				

a Not assuming the null hypothesis.

b Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c Based on normal approximation.

d Kappa statistics cannot be computed.They require a symmetric 2-way table in which the values of the first variable match the values of the second variable.

***** HIERARCHICAL LOG LINEAR *****

DATA Information

6 unweighted cases accepted.
0 cases rejected because of out-of-range factor values.
0 cases rejected because of missing data.
1505 weighted cases will be used in the analysis.

FACTOR Information

Factor Level Label
STASTNY 2
STAV 3

***** HIERARCHICAL LOG LINEAR *****

DESIGN 1 has generating class

STASTNY*STAV

Note: For saturated models ,500 has been added to all observed cells.
This value may be changed by using the CRITERIA = DELTA subcommand.

The Iterative Proportional Fit algorithm converged at iteration 1.
The maximum difference between observed and fitted marginal totals is ,000
and the convergence criterion is 619,369

Observed, Expected Frequencies and Residuals.

Factor	Code	OBS. count	& PCT.	EXP. count	& PCT.	Residual	Std. Resid.
STASTNY	áno						
STAV	zenaty/v	787,50	(52,33)	787,50	(52,33)	,000	,000
STAV	sám/sama	221,50	(14,72)	221,50	(14,72)	,000	,000
STAV	rozveden	301,50	(20,03)	301,50	(20,03)	,000	,000
STASTNY	nie						
STAV	zenaty/v	67,50	(4,49)	67,50	(4,49)	,000	,000
STAV	sám/sama	47,50	(3,16)	47,50	(3,16)	,000	,000
STAV	rozveden	82,50	(5,48)	82,50	(5,48)	,000	,000

Goodness-of-fit test statistics

Likelihood ratio chi square = ,00000 DF = 0 P = 1,000
Pearson chi square = ,00000 DF = 0 P = 1,000

Tests that K-way and higher order effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
2	2	48,012	,0000	48,816	,0000	1
1	5	1335,890	,0000	1573,670	,0000	0

Tests that K-way effects are zero.

K	DF	L.R. Chisq	Prob	Pearson Chisq	Prob	Iteration
1	3	1287,879	,0000	1524,853	,0000	0
2	2	48,012	,0000	48,816	,0000	0

***** HIERARCHICAL LOG LINEAR *****

Tests of PARTIAL associations.

Effect Name	DF	Partial Chisq	Prob	Iter
STASTNY	1	922,019	,0000	1
STAV	2	365,860	,0000	1

Note: For saturated models ,500 has been added to all observed cells.
This value may be changed by using the CRITERIA = DELTA subcommand.

Estimates for Parameters.
STASTNY*STAV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	,3463011574	,05409	6,40178	,24028	,45233
2	-,1122202898	,06096	-1,84081	-,23171	,00727

STASTNY

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	,8820667290	,03982	22,14996	,80401	,96012

STAV

Parameter	Coeff.	Std. Err.	Z-Value	Lower 95 CI	Upper 95 CI
1	,3965435545	,05409	7,33057	,29052	,50257
2	-,4133757795	,06096	-6,78081	-,53286	-,29389

Využitie loglineárnych modelov pre viacrozmerné kontingenčné tabuľky nesie problémy s odhadom parametrov pre ich veľký rozsah. Ako príklad uvažujeme znaky

Z_1 s 5 kategóriami,

Z_2 so 6 kategóriami,

Z_3 s 3 kategóriami,

Z_4 so 4 kategóriami,

Z_5 s 5 kategóriami,

počet políček kontingenčnej tabuľky je $t=5 \times 6 \times 3 \times 4 \times 5=1800$.

To spôsobuje problémy pri spoľahlivých odhadoch parametrov loglineárnych modelov tabuliek väčších rozsahov. Napríklad pri výskumoch verejnej mienky je obvyklý rozsah výberu 1000 až 1300 osôb.

6. Literatúra

1. Afifi A.A., Azen S. P. (1979) : Statistical analysis. A computer oriented Approach. 2-nd ed. Academic Press, New York
2. Bishop Y. M. M, Fienberg S. E., Holland P. W. (1975): Multivariate Analysis: Theory and Practice. M.I.T. Press, Cambridge
3. Hald A.: Statistical Theory with Engineering Applications. Wiley, New York 1952
4. Hildebrand D.K., Laing J.D., Rosenthal H. (1977): Analysis of Ordinal Data. Sage University Paper, Series: Quantitative Applications in the Social Sciences
5. Chajdiak J. (2003): Štatistika jednoducho. STATIS, Bratislava
6. Chajdiak J. (2005): Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. STATIS, Bratislava
7. Kanderová M., Úradníček V.: Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov, 1. časť. OZ FINANC, Banská Bystrica 2005
6. Linhart J., Šafař Z. (1967): "Programování třídění a statistických výpočtu pomocí samočinných počítačů." Sociologický časopis 4/67, 435-443
8. Luha J. a kol. (1983): Metódy štatistickej analýzy kvalitatívnych znakov I. ÚVT VŠ, Bratislava
9. Luha J. (1984): "The Space of Hypothesis in 2x2 Contingency Tables." COMPSTAT'84, Praha
10. Luha J. a kol. (1985): Metódy štatistickej analýzy kvalitatívnych znakov II. ÚVT VŠ, Bratislava
11. Luha J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV, Bratislava
12. Luha J. (1997): „Štatistické a metodologické aspekty tvorby a analýzy dotazníkov“, EKOMSTAT'97
13. Luha J. (1998): „Štatistické skúmanie závislostí kvalitatívnych znakov“, EKOMSTAT'98

14. Luha J. (2000): „Analýza nominálnych a ordinálnych znakov“, EKOMSTAT'2000
15. Luha J. (2003): „Skúmanie súboru kvalitatívnych dát“ EKOMSTAT'2003
16. Luha J. (2005): Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov EKOMSTAT 2005
17. Mirkin B.G. (1980): Analiz kačestvennyh priznakov i struktur. Statistika, Moskva
18. Reynolds H.T. (1984): Analysis of Nominal Data. Sage University Paper, Series: Quantitative Applications in the Social Sciences
19. Řehák J., Řeháková B. (1986): Analýza kategorizovaných dat v sociologii. Academia, Praha
20. Řeháková B. (2000): Nebojte se logistické regrese. Sociologický časopis. XXXVI (4/2000)
21. SPSS Base 13 User's Guide, SPSS Inc. 2005
22. SPSS Regression Models 13, SPSS Inc. 2005
23. SPSS Advanced Models 12, SPSS Inc. 2005
24. Stankovičová I. : Categorical Data Models and Visualization
In: Prastan 2004. - Bratislava: SŠDS 2004. - S. 95-103. - ISBN 80-88946-36-0
25. Stockburger D.W.: Introductory Statistics. - elektronická kniha: www.psychstat.smsu.edu
26. Stockburger D.W.: Multivariate Statistics. - elektronická kniha: www.psychstat.smsu.edu
27. Upton G.J.G. (1978): The Analysis of Cross-tabulated Data. Wiley, New York
28. <http://www.spss.com/> - materiály z domovskej stránky SPSS
29. Electronical textbook StatSoft - elektronická kniha STATISTICA: www.statsoft.com

Kontakt na autora:

RNDr. Ján Luha, CSc.

Ústav pre výskum verejnej mienky pri ŠÚ SR

Jan.Luha@statistics.sk

Štatistické riadenie kvality v spoločnosti Refrako s.r.o.

Bujňáková Zuzana, Rusinko Peter

1. Úvod.

Štatistické metódy na závode sa začali zavádzať v roku 1998. Jedným z prvých problémov riešených pri zavedení štatistických metód bolo sledovanie nezhodnej výroby z prvotného triedenia výrobkov. Schválenou metódou pre tento účel bola Paretova analýza, z ktorej je jasné, ktorou skupinou výrobkov je nutné sa zaoberať pri rozhodovaní o ďalšom vývoji technologických operácií. Podrobným rozpracovaním Ishikawovho diagramu na brainstormingovom konaní sa definuje príčina a následne prijaté opatrenia na eliminovanie následku. Následkom sa rozumie finančná strata z nezhodnej výroby, ktorá je spracovávaná a využívaná ako vstupná surovina do ďalšieho výrobného procesu.

Technologickým procesom výroby sa rozumie sled niekoľkých technologických krokov: 1.vstupná surovina s požadovanými chemickými a fyzikálnymi parametrami, 2.úprava vstupnej suroviny (drvenie, mletie), 3.miešanie receptúry podľa daného technologického predpisu, 4.lisovanie masy, 5.sušenie výliskov, 6.výpal resp. temperovanie stavív, 7.triedenie hotových stavív. Aby bolo možné definovať problém, je potrebné zbierať všetky údaje z týchto jednotlivých krokov. Z tohto dôvodu sa uskutočňuje sledovanie celého výrobného procesu, od vstupných surovín až po expedíciu hotových výrobkov, s následným hodnotením spokojnosti zákazníkov.

Všetky údaje sú analyzované štatistickým softwarom QI ANALYST a graficky vyhodnocované. Pri hodnotení sa sleduje spôsobilosť procesu pomocou indexov spôsobilosti C_p a C_{pk} . Spôsobilosť procesu sa sleduje hlavne pri procesoch mletia, miešania a lisovania. V týchto procesoch sú schválenými metódami regulačné individuálne diagramy a histogramy, v ktorých sú spracovateľom technologického predpisu určené tolerančné medze USL, LSL.

Spracované údaje sú vyhodnocované realizačným tímom, odborom Riadenia kvality a Radou kvality, kde sa prijímajú nápravné opatrenia a zároveň sa vykonáva kontrola prijatých opatrení.

2. Teoretická časť.

2.1 Paretova analýza.

Paretova analýza je jedným z najsilnejších bežne dostupných rozhodovacích nástrojov. Predstavuje špeciálny postup analýzy slovných (kvalitatívnych, nominálnych) premenných. Jednou z verzií jej použitia je, keď skúmanou premennou sú možné chyby vo výrobnom procese. Zisťuje sa rad rozdelenia početností výskytu jednotlivých chýb. Konečným cieľom je určiť, na ktoré typy chýb sa sústrediť v programoch na znižovanie počtu chýb. Paretov princíp hovorí, že treba sústrediť úsilie na chyby, ktoré sa vyskytujú najčastejšie.

Paretov graf predstavuje jednotu dvoch grafov. Stĺpcový graf vyjadruje početnosti výskytu jednotlivých chýb a spojnicový graf (Lorenzova krivka) vyjadruje relatívne kumulatívne početnosti výskytu jednotlivých chýb. Paretov diagram je graf stĺpcového charakteru usporiadaný v klesajúcom poradí podľa výšky stĺpcov, ktoré zodpovedajú postupne klesajúcemu percentuálnemu zastúpeniu sledovaných charakteristík, rôznych nezhôd. Kumulatívna krivka početnosti udáva postupne podiel prvých, najpočetnejších a najzávažnejších chýb na celkovom množstve. Najčastejšie využité Paretovej analýzy je pri analýze reklamácií, nákladov, nepodarkov a pod.

2.2 Regulačné diagramy.

Diagramy sú založené na základnej Shewhartovej myšlienke rozkladu pozorovaní procesu do podskupín, pre ktoré je možné predpokladať, že variabilita sledovaného znaku kvality je spôsobená len náhodnými príčinami. Variabilita medzi podskupinami je spôsobená predovšetkým zvláštnymi príčinami (systematickými vplyvmi). Úlohou týchto diagramov je odhalenie pôsobenia týchto nežiaducich vplyvov.

Diagram obsahuje strednú priamku (CL – Central Line), ktorá je umiestnená v referenčnej hodnote sledovaného znaku kvality (obyčajne dlhodobá stredná hodnota znaku) a dve štatisticky určené regulačné medze, hornú regulačnú medzu (Upper Control Limit – UCL) a dolnú regulačnú medzu (Lower Control Limit – LCL). Vyznačené body sú pospájané úsečkami, tvoria polygón. Ak tento polygón má dosť veľký počet vrcholov a leží celý medzi dolnou a hornou regulačnou hranicou, znamená to spravidla, že proces je *štatisticky pod kontrolou*, že je regulovaný. V opačnom prípade je regulačný diagram pomerne včas schopný signalizovať vznik negatívnych javov v sledovanom procese.

Do regulačného diagramu sa odporúčajú zakresliť aj tzv. varovné medze, hornú varovnú medzu (Upper Warning Limit – UWL) a dolnú varovnú medzu (Lower Warning Limit – LWL).

O procese hovoríme, že je pod kontrolou, stabilný, resp. v štatisticky zvládnutom stave, ak sa jeho správanie (resp. typ štatistického rozdelenia skúmaného znaku) v čase mení len známym spôsobom (nepresahujúc určité známe rozpätie).

Na hodnotenie spôsobilosti sa používajú *indexy spôsobilosti* (Capability Index): C_p , C_{PK} , C_{PK} , C_{PL} , C_{PM} .

Hodnoty indexu C_p sa interpretujú nasledovne:

- $C_p \geq 1,33$ – dobré dodržiavanie spôsobilosti procesu
- $C_p > 1,66$ – veľmi dobré dodržiavanie spôsobilosti procesu
- $C_p > 2$ – prehnane dobré, čo môže byť spôsobené príliš zhovievavými požiadavkami zákazníka, alebo nevhodným určením regulačných medzí
- $C_p < 1$ - spôsobilosť procesu sa nedodržiava
- $C_p < 0,66$ - spôsobilosť sa veľmi nedodržiava (šírka USL – LSL < 4. σ)

Nedodržanie spôsobilosti znamená, že v súbore nameraných hodnôt je veľmi vysoká variabilita a je potrebné prijať opatrenia na jej zníženie.

2.3 Korelačné diagramy.

Párový korelačný diagram zobrazuje vzájomnú súvislosť (väzbu) dvoch premenných (dvoch vlastností nameraných súčasne na všetkých štatistických jednotkách skúmaného súboru). Pomáha nájsť súvislosť (koreláciu) medzi dvoma znakmi toho istého súboru. Pri analýze je potrebné určiť, či ide o lineárnu (pozitívnu, negatívnu), nelineárnu alebo žiadnu koreláciu. V prípade potvrdenia závislosti môžeme podniknúť kroky k regulácii kľúčových premenných tak, aby bol proces pod kontrolou.

Lineárna korelácia, pri ktorej body v korelačnom diagrame vytvárajú zoskupenie, je dobre aproximovateľná priamkou. Tesnosť lineárneho vzťahu premenných X a Y číselne vyjadruje *koeficient korelácie* R_{XY} .

$$R_{xy} = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n X_i \cdot Y_i - \left(\sum_{i=1}^n X_i \right) \cdot \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)}{\sqrt{\left[n \cdot \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2 \right] \cdot \left[n \cdot \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^2 \right]}}$$

kde X_i a Y_i sú jednotlivé i -te hodnoty parametrov X , Y .

Koeficient korelácie nadobúda hodnoty z intervalu $<-1, 1>$. Čím je absolútna hodnota väčšia, tým je lineárna závislosť tesnejšia. Pri záporných hodnotách ide o nepriamu a pri kladných o priamu závislosť. Stupeň vzájomnej väzby je:

mierny, ak $0,3 \leq |R_{XY}| < 0,5$
významný, ak $0,5 \leq |R_{XY}| < 0,7$
vysoký, ak $0,7 \leq |R_{XY}| < 0,9$
veľmi tesný, ak $0,9 \leq |R_{XY}|$.

2.4 EWMA diagramy (Exponentially Weighted Moving Average)

Rozlišujeme 2 druhy EWMA diagramov : klasický (zaviedol Roberts v roku 1959)
dynamický

Klasický EWMA

Exponenciálne vážené kĺzavé priemery (EWMA) sú podkladom pre regulačný diagram pre sledovanie kvantitatívneho akostného znaku. Je užitočný predovšetkým pre detekciu malých zmien strednej hodnoty. Algoritmus EWMA automaticky predikuje chovanie sa najbližšieho merania, tzn. odhaduje hodnotu ďalšieho pozorovania. Uskutočňuje predikciu ďalšieho správania sa procesu.

Patrí k regulačným diagramom s pamäťou, ktorá je neobmedzená a nerovnomerná. Jej vlastnosť určuje parameter zabúdania λ , $0 < \lambda < 1$. Ak $\lambda = 1$, váhu má len posledná hodnota, ak $\lambda = 0$, každá hodnota má rovnakú váhu. Geometrický kĺzavý priemer v čase t je daný:

$$G_t = \lambda \cdot \bar{x}_t + (1 - \lambda) \cdot G_{t-1}$$

Na základe výpočtu geometrického kĺzavého priemeru dostaneme regulačné hranice:

$$UCL = \bar{x} + 3 \cdot \sqrt{\frac{\lambda}{n \cdot (2 - \lambda)} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2t}]}$$

$$LCL = \bar{x} - 3 \cdot \sqrt{\frac{\lambda}{n \cdot (2 - \lambda)} \cdot [1 - (1 - \lambda)^{2t}]}$$

Regulačný diagram exponenciálne vážených kĺzavých priemerov je založený na koncepcii podobnej regulačnému diagramu kĺzavých priemerov.

2.5 Analýza možnosti vzniku chýb a ich dôsledkov–FMEA (Failure Mode and Effect Analysis)

Táto metóda patrí k základným metódam používaných v zabezpečovaní kvality k odstráneniu potenciálnych porúch a chýb. Ide o preventívne pôsobiacu metódu zameranú na analýzu príčin vzniku chýb, orientovanú na požiadavky a spokojnosť zákazníka. Cieľom FMEA je vypracovanie podrobného rozboru celého výrobku z hľadiska jeho možnej poruchovosti a uskutočnenie takých nápravných opatrení už štádiu konštrukcie a technickej prípravy, aby sa produkcia výrobku dosiahla s minimálnymi stratami, podľa dopredu stanovených požiadaviek.

Pri konštrukcii FMEA vychádzame z jednotlivých funkcií systému a skúmame potenciálne chyby, možné následky týchto chýb a možné príčiny týchto chýb. Rozoberáme a hodnotíme pomocou vopred dohodnutých váhových činiteľov pravdepodobnosť výskytu chýb, význam chyby a pravdepodobnosť odhalenia chyby, podľa dohodnutých váhových súčiniteľov dosahujúcich hodnôt od 1 (nepatrný) po 10 (významný).

Mieru rizika/priorita (MR/P) vypočítame ako súčin troch faktorov podľa vzorca:

$$MR/P = PV \cdot VZ \cdot PO,$$

kde PV je pravdepodobnosť výskytu

VZ – význam vady pre zákazníka

PO - pravdepodobnosť odhalenia chyby.

Podľa hodnoty MR/P stanovíme a vyhodnocujeme prioritu nápravných opatrení, ich realizáciu a účinnosť.

3. Praktická časť.

Jedným z dôležitých sledovaní pre závod bolo aj sledovanie vysokohlinitého staviva na báze andaluzitu. Toto stavivo sa používa v hutníckych aglomerátoch, kde je vystavené oteru a priamemu styku s tekutým kovom a troskou.

3.1 Vyhodnotenie možných chýb a dôsledkov – FMEA.

Z Paretovej analýzy vyplýva, že najväčší podiel na nezhodnej výrobe tvorí zlý parameter, z dôvodu nízkej pevnosti v tlaku. Nesúlad medzi technickými podmienkami hodnotíme ako možný dôsledok hodnotou 10, význam je mimoriadne postrehnuteľný. Zlým parametrom sa rozumie nízka pevnosť v tlaku, ktorá je stanovená na minimálnu hranicu 55MPa, pri výrobe týchto stavív sa počíta s touto možnou chybou. Pri konštrukcii FMEA bolo vytipovaných niekoľko príčin chyby (viď. tab.č.1).

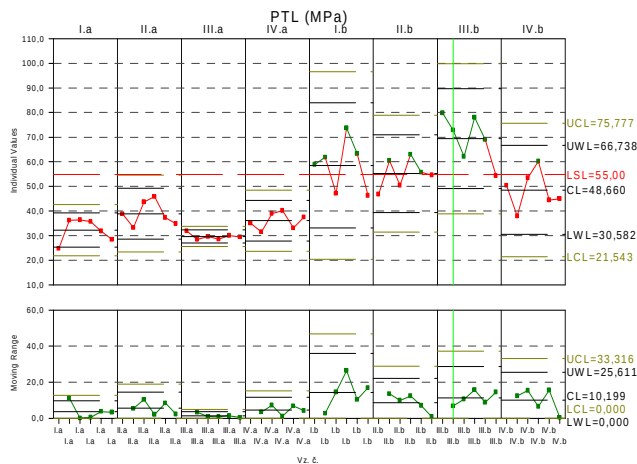
Tab.č.1 – Definícia chýb a ich výskyt.

Možné príčiny chyby	Opatrenia k obmedzeniu výskytu	Výskyt
1.zrornosť namiešanej zmesi	1. Kontrolovať zrornosť zmesi na viacerých sítach -0,2mm 0,2-1 mm , +1 mm	5
2. Zrornosť a merný povrch ALOEx 34	2. Skontrolovať zrornosť a merný povrch v atestoch ALOEX 34 v období, keď boli PTL nad stanovenou hranicou	7
3. Vysoký obsah Al ₂ O ₃ a nízky obsah tavív, a tým nedostatočné slinovanie	3. Kontrola chemických parametrov vstupnej suroviny andaluzitu	9
4 .Nízka teplota výpalu	4. Skontrolovať teploty výpalu	8
5. Vysoké tempo tlačenia vozov	5. Skontrolovať a priradiť tempá tlačenia vozov k nameraným výsledkom	7

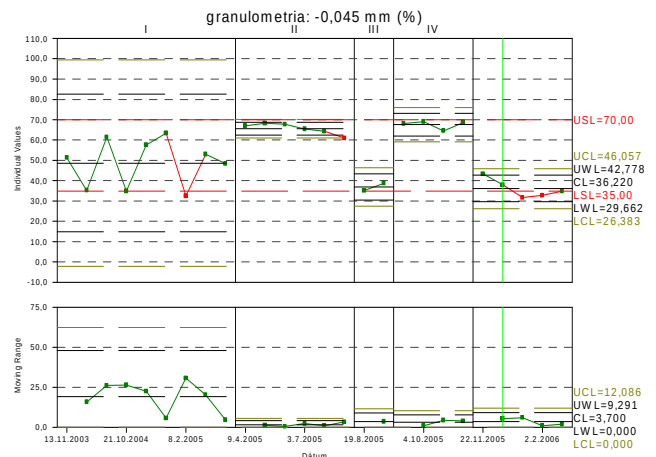
K týmto chybám boli navrhnuté opatrenia k odhaleniu, vyhodnotenému odhaleniu a vypočítaná miera rizika/priorita (MR/P). Najvyššou hodnotou MR/P bola ohodnotená kontrola a porovnanie chemických parametrov, keďže vlastnosti daného produktu sa dosahujú v procese výpalu. Výpal je funkciou chemicko-fyzikálnych vlastností a teploty výpalu. V súvislosti s najvyššou hodnotou MR/P bolo navrhnutých niekoľko zmien na ich zníženie. V prvom rade je nutné vyskúšať na laboratórnych valčekoch použitie reaktívnych oxidov hlinitých s rôznou veľkosťou reakčných povrchov, od 3,8 do 11 g/cm² (viď obr.č.1, 2).

Z obrázka č.1 vyplýva, že najvyššie pevnosti v tlaku sa dosahujú pri použití reaktívneho oxidu hlinitého s reakčným povrchom 3,8 g/cm². Výpal skúšobných valčiek sa realizoval pri teplotách 1550°C, 1600°C a 1650°C. Najvyššie a zároveň najstabilnejšie hodnoty pevnosti v tlaku sa dosiahli pri teplote výpalu 1550°C, 79,97 MPa a 72,98 MPa. Pri teplote 1600°C sa pevnosti dosiahli, avšak rozptyl medzi hodnotami bol 16 MPa. Pri teplote výpalu 1650°C bol pokles

parametrov až pod min hranicu 55 MPa, čo dokazuje, že stavivá sú spečené, a tým sa stávajú krehkými.



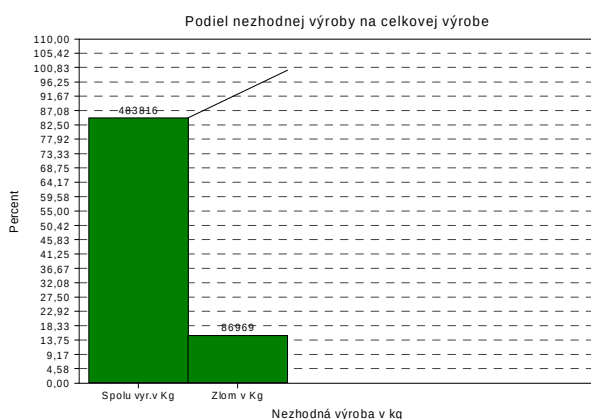
Obr. č.1 – pevnosť v tlaku meraná na skúšobných valčekoch v závislosti od použitia reaktívnych oxidov hlinitých a teploty výpalu



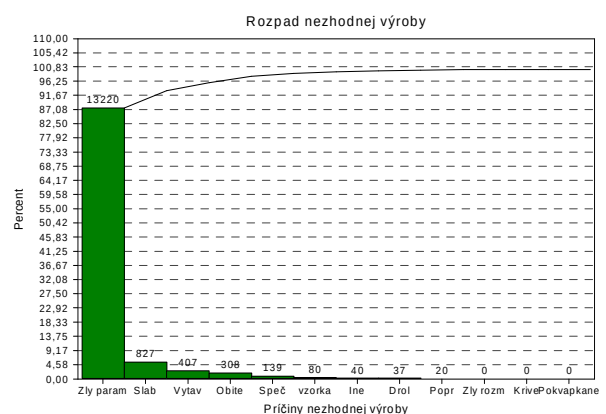
Obr.č.2 – granulometria reaktívneho oxidu hlinitého

3.2. Vyhodnotenie nezhodnej výroby.

Pri sledovaní nezhodnej výroby, teda stavív, ktorých vzhľad alebo rozmery nezodpovedajú technickým podmienkam a podmienkam triedenia, sa vytriedilo 87% stavív na zlý parameter (obr.3a, 3b). Príčinou zlý parameter rozumieme stavivo, ktoré nevyhovuje technickým podmienkam vzhľadom na parametre PTL, OH, ZP. Tieto chyby môžu byť zapríčinené rôznymi vplyvmi, ako je teplota výpalu, granulometria, lisovací proces a pod. Z jeho vyhodnotenia vyplynula potreba príslušného nápravného opatrenia. Po jeho realizácii sa znížil podiel nezhodnej výroby na zlý parameter na 0%. Príčiny nezhodnej výroby tvorili hlavne popraskané a obité, čo je spôsobené manipuláciou a nevhodným sušením tvaroviek pred výpalom. (obr. 4a, 4b).

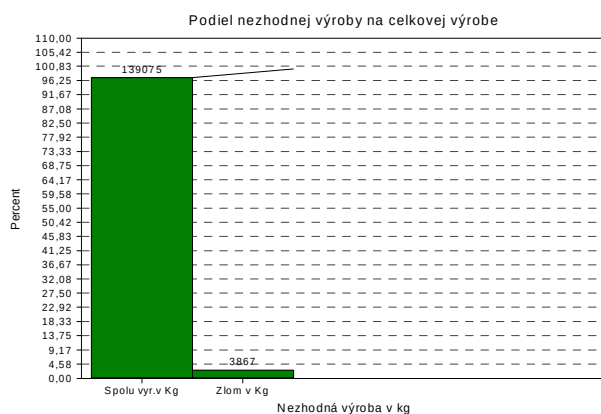


Obr. 3a

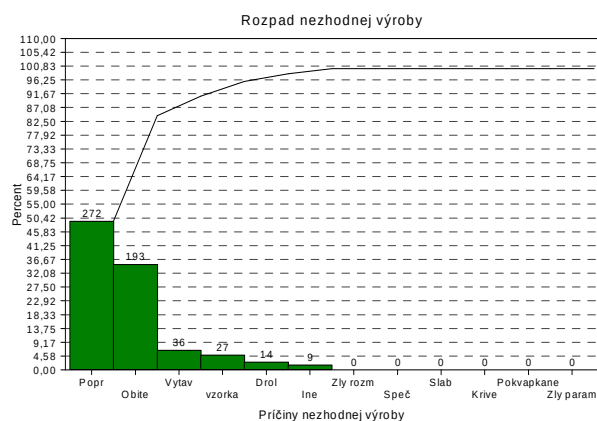


Obr. 3b

Obr.3 – nezhodná výroba pred úpravou



Obr. 4a

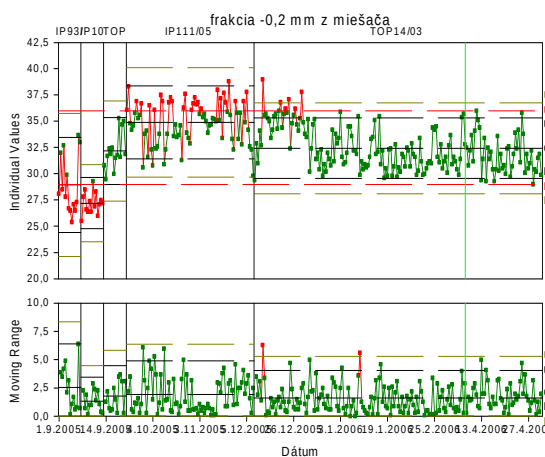


Obr. 4b

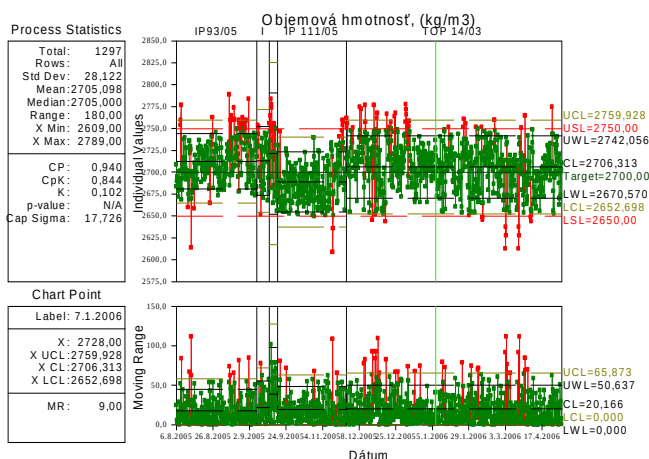
Obr. 4 – nezhodná výroba po úprave

3.2. Vyhodnotenie procesu miešania a lisovania.

Výroba prebiehala podľa viacerých predpisov, ktoré stanovovali tolerančné medze pre podiel frakcie -0,2 mm v používanej hmote (obr. 5). Po priradení výskytu frakcie -0,2 mm k nameraným objemovým hmotnostiam surového výlisku je možné konštatovať, že so zvyšujúcim sa obsahom frakcie -0,2 mm klesá objemová hmotnosť po lisovaní (obr.č.6).



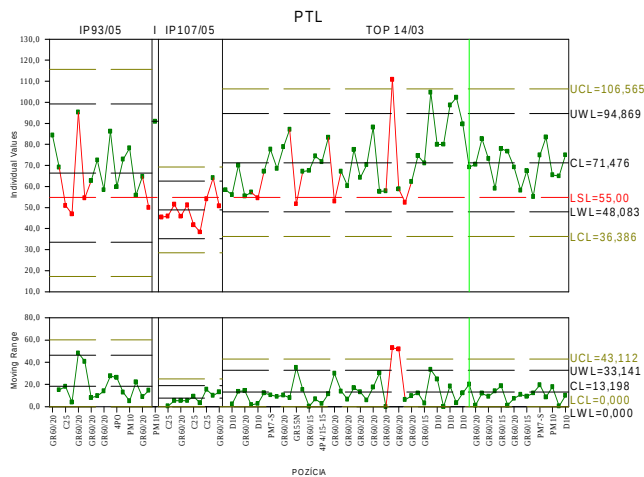
Obr.č. 5 – rozptyl percentuálneho obsahu frakcie – 0,2 mm



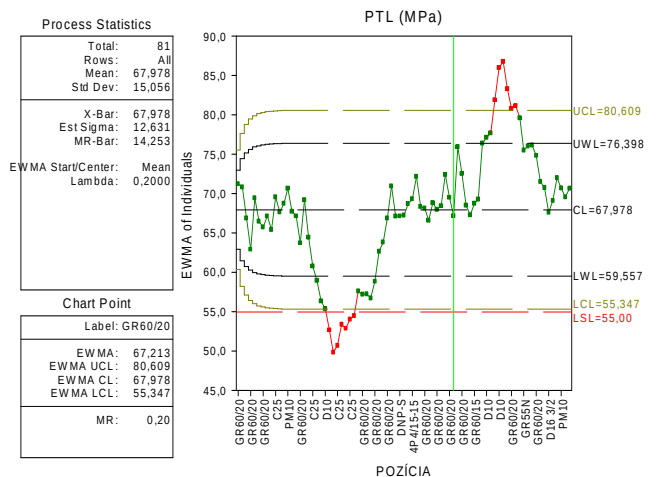
Obr.č.6 – objemová hmotnosť surových výliskov

3.3 Vyhodnotenie výstupných parametrov.

Ak vyhodnotíme pevnosti v tlaku v závislosti na obsahu frakcie -0,2mm, je možné konštatovať, že pri nízkom obsahu nie je možné dosiahnuť požadovanú pevnosť (obr. 7 a 5). Optimálnym obsahom sa javí priemerná hodnota 32%, kedy sa dosahuje PTL 71 MPa. EWMA diagram vykazuje nárast pevností v tlaku práve v tejto oblasti. Na detekciu malých zmien sledovaného parametre sa použil parameter zabúdania $\lambda = 0,2$.



Obr. 7 – Regulačný diagram - rozptyl sledovanej premennej (pevnosti v tlaku) podľa použitých predpisov.



Obr. 8 – EWMA-diagram - rozptyl sledovanej premennej (pevnosti v tlaku).

4. Záver.

Fyzikálne a chemické zloženie ovplyvňuje všetky vlastnosti suroviny, preto by bolo vhodné spracovávať pokiaľ možno čo najhomogénnejšiu surovinu, čím sa redukuje počet zásahov. Typ vstupnej suroviny je len jeden, a je definovaný v dokumente „Technické parametre surovín spoločnosti Refrako“. Kvalita vstupnej suroviny závisí od dodávateľa, a síce od spracovania vstupnej suroviny pred expedíciou, pokiaľ je nutná.

Keďže kvalita staviva sa tvorí v miešači a je daná rozložením a zastúpením zŕn v zmesi je potrebné pristupovať zodpovedne k dávkovaniu. Proces miešania sledovaný cez zastúpenie frakcie 0,2 mm by mal byť rozšírený o sledovanie percentuálneho zloženia frakcií 1-2 mm, 2-4mm. Pevnosť výrobku je daná zastúpením stredného zrna.

Spôsobilosť procesu lisovania sledovaná pomocou objemovej hmotnosti surového výlisku by mala byť podrobená testu viacnásobnej regresie. Objemová hmotnosť je daná objemovou hmotnosťou vstupnej suroviny, ktorá závisí na jej chemickom zložení, percentuálnym zastúpením frakcií a lisovacím tlakom.

Pevnosť v tlaku ako výstupný parameter a mechanická vlastnosť výrobku je výsledkom všetkých technologických operácií. Aj v tomto prípade by zrejme viacnásobná regresia pomohla definovať, ktorá časť výrobného toku sa najvyššou mierou podieľa na určení vlastností výrobku. EWMA diagram pomôže čiastočne predikovať vývoj, ak je známa minulosť.

Paretova analýza aj EWMA analýza hodnotí význam zmien pozitívne.

Kontakt

Bujňáková Zuzana, Rusinko Peter
REFRAKO
prusinko@sk.uss.com

Štatistické metódy používané v spoločnosti Refrako s.r.o.

Aneta Kost'uvová, Peter Rusinko

1.Úvod

Spoločnosť Hutnícka Keramika bola založená v roku 1965 ako súčasť hutníckeho kombinátu VSŽ Košice.. VSŽ Keramika, s.r.o. Košice vznikla ako samostatná spoločnosť v roku 1990. V priebehu 12 rokov prešla postupnými zmenami a 2. Decembra 2002 začala pracovať a vyrábať pod názvom **Refrako s.r.o.**
100% vlastníkom spoločnosti je U.S.Steel Košice, s.r.o

Refrako s.r.o. sa skladá z dvoch závodov :

- 1. Závod šamotáreň**, ktorý vyrába tvarované a netvarované výrobky na báze AL_2O_3 a SiO_2
- 2. Závod na výrobu magnéziových výrobkov**, magnéziovo-uhlíkových tvarovaných a magnéziových netvarovaných výrobkov

2. Štatistická metóda QFD

Štatistické sledovanie spokojnosti zákazníka začína oslovením zákazníka za účelom vyplnenia dotazníka, kde v danom dotazníku zákazník ohodnotí známkou 10 najpodstatnejších bodov. A pri zníženom hodnotení uvedie dôvod prečo nás hodnotil zníženou známkou. 1x v roku sa na spoločnosti uskutoční zasadnutie tímu štatistických metód, kde sa tieto dotazníky spracujú do domčekov kvality.

QFD(Quality Function Deployment)- Rozvoj funkcie kvality graficko- množinovou formou mapovania potrieb zákazníka

3.Domček kvality

- Identifikovať potreby zákazníkov.
- Zostaviť zoznam charakteristík procesu (produktu) zodpovedajúcich definovaným potrebám.
- Zostrojiť maticu vzťahov medzi atribútmi zákazníka a zodpovedajúcimi charakteristikami produktu.
- Zhodnotiť situáciu na trhu.
- Zhodnotiť zodpovedajúce charakteristiky procesov (produktov) konkurencie a stanoviť ciele.
- Vytypovať zodpovedajúce charakteristiky pre následný efektívny rozvoj kvality.

1. krok: Identifikovať potreby zákazníkov

Atribúty zákazníka (potreby zákazníkov) vyjadrujú požiadavky na produkty alebo služby vyjadrené slovami a termínmi, ktorý používajú zákazníci. Dôležitú úlohu v tejto etape zohrávajú marketingový pracovníci. Jednotlivé oblasti definovaných potrieb (obsluha, ekonomická stránka) sa členia na ich hlavné komponenty (napríklad v obsluhu je to individuálny prístup, včasnosť, jednoduchosť, vhodné správanie). Tie sa ďalej členia na jednoduchšie konkrétne zvládnuteľné prvky (v správaní je to priateľské vystupovanie, nijaké čakanie v radoch, atď.).

2. krok: Zostaviť zoznam charakteristík procesu (produktu) zodpovedajúcich definovaným potrebám

Charakteristiky produktu, či procesu predstavujú technické parametre, ktoré sú vyvíjané za účelom čo najlepšieho uspokojovania potrieb. V domčeku kvality sa umiestňujú pod „striešku“.

Jednotlivé charakteristiky, či interné procesy často navzájom súvisia. Tieto vzťahy (korelácie) sa znázorňujú v časti predstavujúcej „striešku“ pomocou symbolov napríklad:

Krúžok s bodkou uprostred znázorňuje veľmi silný vzťah.

Prázdny krúžok predstavuje silný vzťah.

Trojuholník znamená slabú vzájomnú súvislosť

3. krok: Zostrojiť maticu vzťahov medzi atribútmi zákazníka a zodpovedajúcimi charakteristikami produktu

V tretej fáze budujeme základnú maticu (pod „strieškou“). Exaktne vypočítavame, alebo podľa možnosti čo najviac objektívne odhadujeme vzťahy medzi atribútmi zákazníka (potrebami) a zodpovedajúcimi charakteristikami produktu alebo služby. Na zaznačenie vzťahu sa spravidla používajú tie isté symboly, ktoré boli definované v 2. kroku.

4. krok: Zhodnotiť situáciu na trhu

V tejto etape sa každá požiadavka zákazníka ohodnotí podľa jeho vyjadrenia známkou (prioritou) od 1 (menej významné) po 5 (extrémne významné). V časti matice pre hodnotenie konkurencie sa zvýraznia silné a slabé stránky konkurencie v dosahovaní uspokojenia daných potrieb zákazníkov. Toto hodnotenie napomáha pri rozhodovaní o prioritách pre nové produkty, respektíve určuje stratégiu rozvoja kvality. Tam, kde napríklad zákazník požaduje uspokojenie na úrovni 5 a pôsobenie konkurencie je len na úrovni 1 alebo 2, existuje spravidla reálna možnosť uplatnenia sa na tomto trhu.

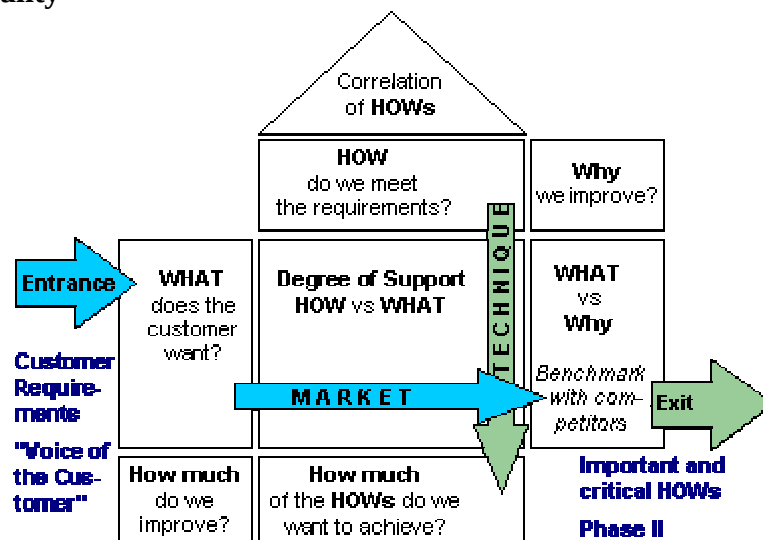
5. krok: Zhodnotiť zodpovedajúce charakteristiky procesov (produktov) konkurencie a stanoviť ciele

V tomto bode zohráva dôležitú úlohu prieskum trhu. V dolnej časti domčeka kvality sa zaznačujú miery (od 1 po 5), akými jednotlivé konkrétne charakteristiky procesu (produktu) konkurencie uspokojujú zákazníka. Ak konkurenčný produkt alebo služba uspokojuje potreby a požiadavky zákazníkov na dobrej úrovni (matica vpravo), ale hodnotenie charakteristík procesov (produktov) nezodpovedá vyjadreniu tohto uspokojenia, buď hodnotenie príslušných charakteristík nie je pravdivé, alebo existuje niečo iné, čo ovplyvňuje vnímanie zákazníka (nepostrehnutá dôležitá potreba zákazníka).

6. krok: Vytypovať zodpovedajúce charakteristiky pre následný rozvoj

Podstatu tvorí identifikácia charakteristík, ktoré predstavujú významnú súvislosť s definovanými potrebami zákazníkov, alebo je v danej oblasti chabé uplatnenie konkurencie. Vybrané charakteristiky sa stanú cieľom následných opatrení na zlepšenie uspokojenia zákazníkov.

Popis Domčeku kvality



4.Záver

Táto metóda sa na spoločnosti Refrako používa od roku 2002, od toho času sa aj ďalšími nápomocnými metódami snažíme napredovať v oblasti uspokojovania potrieb zákazníka, za účelom neustáleho zlepšovania sa a konkurencie schopnosti. Spoločnosť Refrako má vo všeobecnom záujme aby výrobky, ktoré vyrába a predáva boli vizitkou spoločnosti.

Kontakt:

Aneta Kost'ušová, Peter Rusinko
 REFRAKO
 akostuova@sk.uss.com
 prusinko@sk.uss.com

Taguchiho metóda a viackriteriálne rozhodovanie

Milan Terek

Abstract. *The article deals with one possibility of the multiattribute decision making in the Taguchi method. The method of the using of the Design of Experiments in the robust design is sometimes called Taguchi method. When we consider more design attributes, the configuration of factors and their levels preferred according to one attribute, does not must be preferred also according to other attributes. The determination of some common valuation criteria is necessary. One from the possible approach is the utility function method in which the individual utility functions are aggregated to the multiattribute utility function. We consider additive utility function. We describe two possibilities of the determination of the weights – pricing out and swing-weighting. The possibility of the application is illustrated on the example.*

Úvod

Program nepretržitého zlepšovania kvality spočíva podľa G. Taguchiho v redukcii variability výkonových charakteristík produktov (výkonové charakteristiky produktu sú ukazovatele kvality produktu, ktoré determinujú jeho výkon z hľadiska miery uspokojenia požiadaviek používateľov produktu) vzhľadom na ich cieľové hodnoty (*target values* – T)¹.

Pri hľadaní a analýze alternatívnych konfigurácií faktorov a ich úrovní, ktoré vyhovujú špecifikáciám návrhu produktu, možno využiť navrhovanie experimentov (DOE – *Design of Experiments*). Základným cieľom aplikácie DOE je nájsť faktory a ich úrovne, ktoré vyhovujú špecifikáciám, s minimálnymi stratami, ktoré sú rastúcou funkciou odchýlok sledovaných ukazovateľov kvality od ich cieľových hodnôt. Takú funkciu nazveme stratovou funkciou.

Keď sa uvažuje niekoľko kritérií návrhu, nemusí byť konfigurácia faktorov a ich úrovní, preferovaná podľa jedného kritéria, preferovaná aj podľa ostatných kritérií. Potom treba určiť nejaké celkové hodnotiace kritérium. Jedným z možných prístupov je metóda funkcie užitočnosti², v ktorej sú individuálne stratové funkcie agregované do celkovej stratovej funkcie. Budeme predpokladať, že uvažovaná stratová funkcia je funkcia užitočnosti³. To vyžaduje zvoliť typ funkcie užitočnosti a váhy.

Budeme uvažovať len aditívnu funkciu užitočnosti. Všeobecne ide o viacrozmernú (viackriteriálnu) funkciu užitočnosti⁴ (*multidimensional (multiattribute) utility function*).

¹ podrobnejšie pozri napríklad v Terek – Hrnčiarová (2004)

² podrobnejšie o metóde funkcie užitočnosti, napr. v Fishburn (1970), Keeney-Raiffa (1976), Winston (1994), Clemen – Reilly (2001)

³ Netradične prijímame predpoklad, že čím menšia je hodnota funkcie užitočnosti výstupu, tým väčšia je jeho užitočnosť. Výstup x_1 je preferovaný pred výstupom x_2 ($x_1 \succ x_2$) vtedy a len vtedy, keď $u(x_1) < u(x_2)$, kde u je funkcia užitočnosti.

⁴ Podrobnejšie o viackriteriálnych funkciách užitočnosti, pozri napríklad v Keeney-Raiffa (1976), Winston (1994), Clemen – Reilly (2001)

1 Navrhovanie experimentov a zlepšovanie procesu

Experiment možno definovať ako ľubovoľný zásah do systému s cieľom pozorovať alebo merať účinky tohto zásahu.

V experimente vystupuje jedna (alebo viac) premenná, ktorá sa nazýva *ozva* (*ozvová premenná*, *výstupná premenná*) a reprezentuje výstup z experimentu a niekoľko predikčných premenných.

Predikčná premenná, ktorá sa mení s cieľom posúdiť jej vplyv na ozvu sa nazýva *faktor*. Potenciálne nastavenie, hodnota alebo vymedzenie faktora sa nazýva *úroveň faktora*.

Experiment možno obyčajne rozdeliť na relatívne samostatné časti, ktoré sa nazývajú *pokusy*. V jednom pokuse sú úrovne faktorov konštantné. Pokus možno viac krát opakovať.

2 Viacfaktorové experimenty a robustný návrh

Keď nás zaujíma vplyv súčasne viacerých faktorov na ozvu, možno realizovať viacfaktorové experimenty.

Termínom *šum* označuje G. Taguchi každú príčinu variability výkonovej charakteristiky produktu v rukách používateľa bez ohľadu na to, či má pôvod vo výrobnom procese, v spôsobe používania produktu používateľom, alebo v vplyve okolia.

Robustným nazýva Taguchi každý produkt alebo proces, ktorý dobre funguje (variabilita jeho výkonových charakteristík je malá) v podmienkach prítomnosti šumu.

Vhodným nástrojom na získanie robustného návrhu produktu alebo procesu je navrhovanie experimentov.

Metóda využitia DOE pri robustných návrhoch⁵ sa niekedy nazýva Taguchiho metóda.

Postup viackriteriálneho rozhodovania v Taguchiho metóde sa pokúsime vysvetliť na jednoduchom príklade.

Príklad. Uvažujeme 4 faktory: F_1, F_2, F_3, F_4 a dve ozvy K_1, K_2 – výkonové charakteristiky typu „the smaller the better“⁶, ktoré považujeme za kritériá rozhodovania. Experiment sa realizoval podľa Taguchiho ortogonálneho návrhu $L_9(3^4)$. V tabuľke 1 je uvedený návrh $L_9(3^4)$ (namiesto číslíc 1, 2, 3 sme na označenie úrovní faktorov použili čísllice $(-1), 0$ a 1 ⁷) a výsledky experimentu – hodnoty kritérií – oziev K_1 a K_2 , v posledných dvoch stĺpcoch

3 Vickriteriálne rozhodovanie pomocou funkcie užitočnosti

Problém viackriteriálneho rozhodovania možno transformovať na problém rozhodovania s jediným kritériom. V príklade by sme riešili takúto úlohu

⁵ V tejto súvislosti môžu byť zaujímavé aj tolerančné intervaly. Podrobnejšie napríklad v Garaj – Janiga (2004) a Garaj – Janiga (2005).

⁶ Možno uvažovať aj kritériá typu „the larger the better“ a „nominal is best“.

⁷ pozri napr. v Grove – Davis (1992)

$$\begin{aligned}
& u\{K_1(F_1, F_2, F_3, F_4), K_2(F_1, F_2, F_3, F_4)\} \rightarrow \min \\
& F_1 \in (-1, 0, 1) \\
& F_2 \in (-1, 0, 1) \\
& F_3 \in (-1, 0, 1) \\
& F_4 \in (-1, 0, 1)
\end{aligned} \tag{1}$$

kde u je funkcia užitočnosti.

Tabuľka 1. Návrh a výsledky experimentu

Pokus číslo	F_1	F_2	F_3	F_4	K_1	K_2
1	-1	-1	-1	-1	350,81	22,14
2	-1	0	0	0	353,53	26,69
3	-1	1	1	1	346,05	22,19
4	0	-1	0	1	348,51	26,63
5	0	0	1	-1	348,70	25,77
6	0	1	-1	0	351,57	25,89
7	1	-1	1	0	354,33	17,59
8	1	0	-1	1	345,21	17,77
9	1	1	0	-1	350,00	18,59

Viacrozmernú funkciu užitočnosti⁸ môžeme definovať ako aditívnu⁹:

$$u_a = w_1 K_1 + w_2 K_2 \tag{2}$$

kde w_1, w_2 sú váhy kritérií.

Ide o najjednoduchšiu formu funkcie užitočnosti. Váhy možno interpretovať ako číselné ohodnotenie relatívnej dôležitosti kritéria pre rozhodovateľa¹⁰. Obyčajne sa volia tak, že sú to kladné čísla, ktorých súčet sa rovná 1.

Keď rozhodovateľ nie je presvedčený o vhodnosti lineárnej formy funkcie užitočnosti vo „svojej“ aplikácii (napríklad keď nemožno prijať predpoklad o aditívnej nezávislosti kritérií), odporúča sa vyskúšať aj iné jej formy¹¹.

⁸ Predpokladá vzájomnú nezávislosť kritérií podľa užitočnosti (*mutually utility independence*). Keď podmienená funkcia užitočnosti nezávisí od iného kritéria, ide o nezávislosť podľa užitočnosti. Podrobnejšie, napr. v Winston (1994), Clemen-Reilly (2001)

⁹ Predpokladá aditívnu nezávislosť (*additive independence*) kritérií, čo je prísnejšia podmienka ako nezávislosť podľa užitočnosti. Aditívna nezávislosť implikuje aditívnu viackritériálnu funkciu užitočnosti. Aditívna nezávislosť znamená, že preferencie medzi lotériami závisia len od ich marginálnych rozdelení pravdepodobnosti, nie od združeného rozdelenia pravdepodobnosti viacrozmerného výstupu. Podrobnejšie, napr. v Winston (1994), Clemen-Reilly (2001)

¹⁰ Možno ich určiť napríklad metódou rovnakého oceňovania (*pricing out*) alebo metódou výkyvného váženia (*swing-weighting*). Podrobnejšie tieto metódy opíšeme v 5. časti.

¹¹ Multiplikatívnu alebo typu minimax. Podrobnejšie v Milani – El-Lahham – Nemes (2004).

4 Aplikácia aditívnej funkcie užitočnosti

V súlade s Taguchiho koncepciou nebudeme uvažovať interakcie. Pre každý faktor separovane odhadneme pre každú úroveň veľkosť straty¹², pomocou hodnoty výberového priemeru.

Výsledky pre „náš“ príklad sú v tabuľke 2. Výraznejším písmom sú v tabuľke 2 zapísané minimálne hodnoty, pre kombinácie kritérium – úroveň faktora. V tabuľke 2 vidieť, že ani jeden faktor nemá optimálnu tú istú úroveň pre jedno aj druhé kritérium.

Tabuľka 2. Straty pre kombinácie kritérií a úrovní faktorov

	K_1				K_2			
faktory úrovně	F_1	F_2	F_3	F_4	F_1	F_2	F_3	F_4
- 1	350,13	351,22	349,20	349,84	23,67	22,12	21,93	22,17
0	349,59	349,15	350,68	353,14	26,10	23,41	23,97	23,39
1	349,85	349,21	349,69	346,59	17,98	22,22	21,85	22,20

Pre kritérium K_1 je optimálna kombinácia úrovní faktorov

$$(F_1, F_2, F_3, F_4)^0 = (0, 0, -1, 1)$$

a pre kritérium K_2 je optimálna kombinácia úrovní faktorov

$$(F_1, F_2, F_3, F_4)^0 = (1, -1, 1, -1)$$

Je nevyhnutné hľadať kompromisné riešenie.

Pri aplikácii aditívnej funkcie užitočnosti sa v prvom kroku normujú¹³ hodnoty oboch kritérií pre jednotlivé pokusy podľa vzťahu

$$NK_{il} = \frac{K_{il}}{\sum_{l=1}^9 K_{il}} \quad \text{pre } i = 1, 2 ; l = 1, 2, \dots, 9 \quad (3)$$

kde i je index kritéria a l je index pokusu.

Potom možno hodnoty aditívnej funkcie užitočnosti pre jednotlivé pokusy vypočítať podľa vzťahu

$$Nu_l = w_1 NK_{1l} + w_2 NK_{2l} \quad \text{pre } l = 1, 2, \dots, 9$$

V tabuľke 3 sú pre jednotlivé pokusy normované hodnoty kritérií a hodnoty aditívnej funkcie užitočnosti pre dve kombinácie hodnôt váh.

¹² Čím väčšia je hodnota kritéria, tým väčšia je hodnota straty, pretože cieľová hodnota každého kritéria je 0.

¹³ Aby boli hodnoty oboch kritérií merané v stupnici s rovnakým rozsahom.

Potom sa pre každý faktor vypočíta priemerná hodnota aditívnej funkcie užitočnosti pre každú úroveň faktora a nájdú sa optimálne úrovne faktorov. Výsledky výpočtov sú v tabuľke 4.

V tabuľke 4 sú výraznejším písmom uvedené minimálne hodnoty priemerov aditívnej funkcie užitočnosti v jednotlivých stĺpcoch, ktoré určujú optimálne úrovne faktorov.

Pre váhy $w_1 = 0,8$, $w_2 = 0,2$ je optimálna kombinácia úrovní faktorov

$$(F_1, F_2, F_3, F_4)^0 = (1, 1, -1, 1)$$

a pre váhy $w_1 = 0,6$, $w_2 = 0,4$ je optimálna kombinácia úrovní faktorov

$$(F_1, F_2, F_3, F_4)^0 = (1, 1, 1, 1)$$

Tabuľka 3. Normované hodnoty kritérií a hodnoty aditívnej funkcie užitočnosti

pokus číslo	NK_{1l}	NK_{2l}	Nu_l pre $w_1 = 0,8$, $w_2 = 0,2$	Nu_l pre $w_1 = 0,6$, $w_2 = 0,4$
1	0,1114	0,1089	0,1109	0,1104
2	0,1123	0,1313	0,1161	0,1199
3	0,1099	0,1092	0,1098	0,1096
4	0,1107	0,1310	0,1148	0,1188
5	0,1107	0,1268	0,1139	0,1171
6	0,1117	0,1274	0,1148	0,1180
7	0,1125	0,0865	0,1073	0,1021
8	0,1096	0,0874	0,1052	0,1007
9	0,1112	0,0915	0,1073	0,1033

Tabuľka 4. Hodnoty priemerov aditívnej funkcie užitočnosti pre kombinácie úrovní faktorov a váh

pre váhy	$w_1 = 0,8$, $w_2 = 0,2$				$w_1 = 0,6$, $w_2 = 0,4$			
faktory úrovne	F_1	F_2	F_3	F_4	F_1	F_2	F_3	F_4
- 1	0,1123	0,1110	0,1103	0,1107	0,1133	0,1104	0,1100	0,1103
0	0,1145	0,1117	0,1127	0,1127	0,1180	0,1126	0,1140	0,1133
1	0,1066	0,1106	0,11033	0,1099	0,1021	0,1103	0,1096	0,1097

5 Možnosti určenia váh kritérií

Všimnime si podrobnejšie možnosti stanovenia váh kritérií v aditívnej funkcii užitočnosti.

¹⁶ V našej aplikácii sa uvažujú lineárne individuálne funkcie užitočnosti.

Dostali sme sústavu m rovníc o m neznámych w_i ($i = 1, 2, \dots, m$). Pri formulácii sústavy možno uvažovať ľubovoľný z realizovaných pokusov¹⁷. Po jednoduchých úpravách totiž dostaneme sústavu

$$\begin{aligned} 0,1 w_1 - \Delta_2 w_2 &= 0 \\ 0,1 w_1 - \Delta_3 w_3 &= 0 \\ &\dots\dots\dots \\ 0,1 w_1 - \Delta_m w_m &= 0 \\ w_1 + w_2 + \dots + w_m &= 1 \end{aligned}$$

Riešením sústavy sú hľadané hodnoty váh kritérií.

Predpokladajme, že v „našom“ príklade by odpoveď bola: „Prírastok podielu hodnoty kritéria K_1 na jeho priemernej hodnote $\bar{K}_1$ o 0,1 by som sa bol ochotný akceptovať za pokles podielu kritéria K_2 na jeho priemernej hodnote $\bar{K}_2$ o 0,05“.

Budeme riešiť takúto sústavu rovníc

$$\begin{aligned} 0,1 w_1 - 0,05 w_2 &= 0 \\ w_1 + w_2 &= 1 \end{aligned}$$

Riešením sústavy je

$$\begin{aligned} w_1 &= 0,33 \\ w_2 &= 0,67 \end{aligned}$$

Výsledok riešenia sústavy sa nezmení, keď rovnicu prenásobíme nenulovou konštantou. Nakoniec môžeme rozhodovateľovi namiesto otázky uvedenej v bode 2, klásť jednoduché otázky: „Koľkokrát je zmenšenie kritéria K_i zo svojej najväčšej na svoju najmenšiu hodnotu pre vás dôležitejšie ako zmenšenie kritéria K_1 zo svojej najväčšej na svoju najmenšiu hodnotu?“. Ak by v našom príklade bola odpoveď:

„dvakrát dôležitejšie“ (pôvodná odpoveď to tiež hovorí, pretože $\frac{0,1}{0,05} = 2$), mohli by sme riešiť napríklad sústavu

$$\begin{aligned} 2 w_1 &= w_2 \\ w_1 + w_2 &= 1 \end{aligned}$$

a dospeli by sme k rovnakému výsledku.

¹⁷ V skutočnosti by sme namiesto pomerov $\frac{K_{il}}{\bar{K}_i}$ mali uvažovať pomery $\frac{K_{il}}{\sum_{l=1}^n K_{il}} = \frac{K_{il}}{n\bar{K}_i}$ (normované hodnoty).

To ale nezmení riešenie sústavy rovníc.

5.2 Určenie váh metódou výkyvného váženia (*swing-weighting*)

Uvažujme opäť m rozličných kritérií $K_1, K_2, \dots, K_m$. Určenie váh možno realizovať v týchto krokoch.

1. Vytvoríme referenčný výsledok RP pokusu, ktorý má najmenej preferované hodnoty všetkých kritérií.

2. Vytvoríme m rozličných hypotetických výsledkov $HP_1, HP_2, \dots, HP_m$ pokusu tak, že HP_1 sa líši od RP tak, že má najviac preferovanú hodnotu K_1 , všetky ostatné hodnoty kritérií má rovnaké ako RP , HP_2 sa líši od RP tak, že má najviac preferovanú hodnotu K_2 , všetky ostatné hodnoty kritérií má rovnaké ako RP , atď.

3. Rozhodovateľ určí poradie výsledkov podľa preferencie. Zrejme výsledok RP je posledný v poradí (m plus prvý).

4. Rozhodovateľ každému pokusu priradí ocenenie z intervalu $[0, 100]$. Najviac preferovaný výsledok má ocenenie 100, výsledok RP má ocenenie 0.

5. Rozhodovateľovi kladieme otázky, ktoré umožnia priradiť každému hypotetickému výsledku ocenenie z intervalu $(0, 100)$.

6. Vypočítame váhy kritérií. Váha kritéria K_i (pre $i = 1, 2, \dots, m$) sa vypočíta ako pomer ocenenia hypotetického výsledku v ktorom má kritérium K_i najviac preferovanú hodnotu a súčtu ocenení všetkých hypotetických výsledkov.

V „našom“ príklade sú výsledky celého postupu v tabuľke 5.

Predpokladáme, že rozhodovateľ preferuje výsledok HP_2 pred výsledkom HP_1 . Ďalej predpokladáme, že sme rozhodovateľovi položili takúto otázku: „Do akej miery je pre vás prechod z hodnoty 354,33 na 345,21 kritéria K_1 menej preferovaný ako prechod z 26,69 na 17,59 kritéria K_2 ?“ Vyjadrite preferenciu tohto menej preferovaného prechodu v percentách z najviac preferovaného prechodu (z 26,69 na 17,59 kritéria K_2), ktorý má preferenciu 100%. Predpokladajme, že odpoveď rozhodovateľa bola: „60%“.

Tabuľka 5. Určenie váh metódou výkyvného váženia

výsledok	hodnota K_1	hodnota K_2	poradie	ocenenie	váha
RP	354,33	26,69	3	0	0
HP_1	345,21	26,69	2	60	$60/160 = 0,375$
HP_2	354,33	17,59	1	100	$100/160 = 0,625$
Spolu	X	X	X	160	1

V poslednom stĺpci sú váhy kritérií. Kritérium K_1 má váhu 0,375, kritérium K_2 má váhu 0,625.

Pod'akovanie

Tento príspevok vznikol s príspevím grantovej agentúry VEGA v rámci projektu číslo 1/1247/04 Progresívne štatistické techniky a rozhodovanie v procese zlepšovania kvality a projektu číslo 1/3182/06 Zlepšovanie kvality produkcie strojárskych výrobkov pomocou štatistických metód.

Literatúra

- [1] CLEMEN, R. T.: *Making Hard Decisions: An Introduction to Decision Analysis*. Boston: PWS Kent 1991.
- [2] CLEMEN, R. T. – REILLY, T.: *Making hard decisions with decision tools*. Duxbury Thomson Learning 2001. ISBN 0-534-42199-7.
- [3] FISHBURN, P. C.: *Utility Theory for Decision Making*. New York: Wiley and Sons, 1970.
- [4] GARAJ, I. – JANIGA, I.: *Dvojstranné tolerančné medze normálnych rozdelení s neznámymi strednými hodnotami a s neznámym spoločným rozptylom*. Bratislava: STU 2004. ISBN 80-227-2019-4.
- [5] GARAJ, I. – JANIGA, I.: *Jednostranné tolerančné medze normálneho rozdelenia s neznámou strednou hodnotou a rozptylom. One sided tolerance limits of normal distribution with unknown mean and variability*. Bratislava: STU 2005. ISBN 80-227-2218-9.
- [6] GROVE, D. M. – DAVIS, T. P.: *Engineering, Quality and Experimental Design*. London: Longman Group UK Ltd 1992.
- [7] KEENEY, R. L. – RAIFFA, H.: *Decisions with Multiple Objectives*. New York: Wiley and Sons 1976.
- [8] LOGOTHETIS, N. – WYNN, H. P.: *Quality through Design*. Oxford: Oxford University Press, 1989.
- [9] MILANI, A. S. – EL-LAHHAM, C. – NEMES, J. A.: *Different Approaches in Multiple-Criteria Optimization using the Taguchi Method: A Case Study in a Cold Heading Process*. Journal of Advanced Manufacturing Systems, Vol. 3, No 1 (2004), 53 – 68.
- [10] TEREK, M.: *Úvod do analýzy rozhodovania a bayesovskej indukcie*. Bratislava: Ekonóm 2000. ISBN 80-225-1274-5.
- [11] TEREK, M. – HRNČIAROVÁ, L.: *Štatistické riadenie kvality*. Bratislava: IURA EDITION 2004. ISBN 80-89047-97-1.

- [12] TEREK, M.: *Decision Trees and Influence diagrams in Decision analysis*. Journal of the Applied Mathematics, Statistics and Informatics, Vol. 1, Number 1, pp. 121 – 135.
- [13] WHEELER, D.: *Tables of Screening Designs*. Knoxville, Tennessee: SPC Press 1989.
- [14] WINSTON, W. L.: *Operations Research. Applications and Algorithms*. Belmont, California: Duxbury Press. 1994. ISBN 0-534-20971-8.

doc. Ing. Milan Terek, PhD., Katedra štatistiky FHI EU v Bratislave, Dolnozemska cesta 1, 852 35 Bratislava, tel.: 02-67295713, e-mail: terek@dec.euba.sk

Kontrola mernotechnických vlastností vodomeroch vo veľkosériovej výrobe.

Iveta Ištoňová, Ľubomír Žoldák

1. Úvod

Spoločnosť Sensus Metering Systems a.s. Stará Turá je súčasťou skupiny Sensus Metering Systems, ktorá je jedným z vedúcich výrobcov vodomeroch, meračov tepla, skúšobných zariadení pre tieto výrobky, ako aj príslušenstvo pre odčítanie a diaľkový prenos nameraných výsledkov.

Sensus Metering Systems a.s. Stará Turá montuje a predáva v prevažnej miere domové a bytové vodomery na studenú a teplú vodu na európske trhy, ale aj do štátov celého sveta.

Výroba vodomeroch má na Slovensku a najmä v Starej Turej dlhodobú, viac ako 70 ročnú tradíciu.

Spoločnosť v súčasnej dobe zamestnáva okolo 300 pracovníkov a jej obrat činí 914 mil. SKK. Od roku 1997 máme certifikovaný systém manažérstva kvality podľa noriem radu ISO 9000.

2. Kontrola mernotechnických vlastností vodomeroch

Za posledný rok sme vyrobili viac ako 1 milión len bytových vodomeroch. Kontrola metrologických a kvalitatívnych vlastností vodomeroch a skúšobných staníc je pre nás veľmi dôležitá.

Podľa zákona 142/ 2000 Z.z. o metrologii je vodomery určeným meradlom, pretože sa používa pri meraniach súvisiacich s platbami. Ako určené meradlo podlieha povinnej metrologickej kontrole. To znamená, že každý vodomery je premeraný v súlade s predpismi a vyhovujúce meradlá sú opatrené overovacou značkou (plombou).

Výrobu vodomeroch možno rozčleniť do 3 krokov:

Montáž – regulácia - overenie.

Montáž je skompletovanie vodomeroch. Regulácia je nadstavenie mernotechnických údajov vodomeroch na predpísanú hodnotu. Táto hodnota nám zaručuje, že hodnoty vodomeroch pri overení budú v povolených hraniciach. Overenie je metrologickou kontrolou, či vodomery spĺňa stanovené požiadavky.

Vodomery sa overujú pri 3 prietokoch:

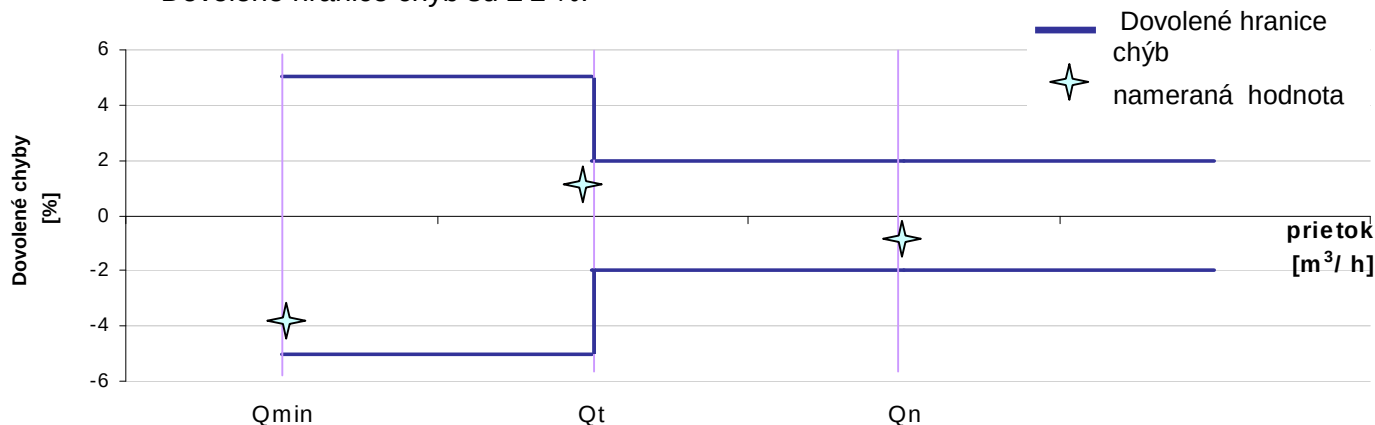
Q_{min} – minimálny prietok, pri ktorom ešte výrobca zaručuje mernotechnické parametre vodomeroch.

Dovolené hranice chýb sú $\pm 5 \%$.

Q_t – prechodový prietok, pri ktorom sa mení laminárne prúdenie na turbulentné. Je to prietok, pri ktorom sa menia dovoľované hranice chýb z $\pm 5 \%$ na $\pm 2 \%$.

Q_n – menovitý prietok, pri ktorom musí byť vodomery schopný pracovať pri bežnom používaní.

Dovolené hranice chýb sú $\pm 2 \%$.



Obr. č. 1

hranice chýb.

Kontrola mernotechnických vlastností vodomeroz je dôležitá pri:

- zavádzaní nových výrobkov;
- kontrole stability výroby;
- zmene v konštrukcii vodomera alebo stanice;
- zmene materiálu súčiastky vstupujúcej do vodomera;
- porovnávaní vlastností skúšobných staníc (napr. po oprave).

V ďalšej časti by som Vám chcela priblížiť spôsob kontroly výroby vodomeroz.

3. Kontrola výroby vodomeroz

Cieľom nasledujúceho vyhodnocovania bola kontrola overovania vodomeroz vo výrobe.

Pri vytváraní hodnoteného výberového súboru používame v našej spoločnosti 2 spôsoby:

- 1.) niekoľkokrát opakované merania skupiny 20 až 100 vodomeroz;
- 2.) produkcia 1 pracovnej zmeny alebo 1 pracovného dňa.

V našom prípade sme použili druhý spôsob. Porovnávali sme súbory z 1 pracovného dňa, t.j. cca 1000 ks z každej stanice. V súčasnosti overujeme bytové vodomery na 5 skúšobných staniciach.

1. krok

- meranie vodomeroz, vyradenie odľahlých údajov v prípade chyby vodomera.

2. krok

- spracovanie nameraných hodnôt charakteristikami popisnej štatistiky v programe Microsoft Excell.

Charakteristiky polohy

$$\text{Aritmetický priemer} \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{kde: } x_i - \text{namerané hodnoty;}$$

Charakteristiky variability

$$\text{Rozpätie} \quad R = x_{\max} - x_{\min} \quad \text{kde: } x_{\max} - \text{maximálna nameraná hodnota;}$$

$$x_{\min} - \text{minimálna nameraná hodnota;}$$

$$\text{Smerodajná odchýlka} \quad s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Predpokladom pre spracovanie nameraných súborov hodnôt je predpoklad, že súbory majú normálne rozdelenie, čo sa potvrdilo dlhoročnou praxou. Hodnoty sa spracovávajú samostatne pre každú skúšobnú stanicu a každý prietok.

Príkl.: Popisná štatistika stanice PT 1

Column1		Column2		Column3	
Mean	2,28423	Mean	-0,44969	Mean	-0,24732
Standard Error	0,04342	Standard Error	0,01851	Standard Error	0,00888
Median	2,39	Median	-0,52	Median	-0,23
Mode	2,8	Mode	-0,81	Mode	-0,31
Standard Deviation	1,61346	Standard Deviation	0,68856	Standard Deviation	0,33016
Sample Variance	2,60326	Sample Variance	0,47411	Sample Variance	0,10901
Kurtosis	0,77069	Kurtosis	0,14631	Kurtosis	2,42582
Skewness	-0,54363	Skewness	0,49284	Skewness	0,0821
Range	12,28	Range	4,26	Range	3,57
Minimum	-5,5	Minimum	-2,15	Minimum	-1,85
Maximum	6,78	Maximum	2,11	Maximum	1,72
Sum	3154,52	Sum	-622,37	Sum	-342,04
Count	1381	Count	1384	Count	1383

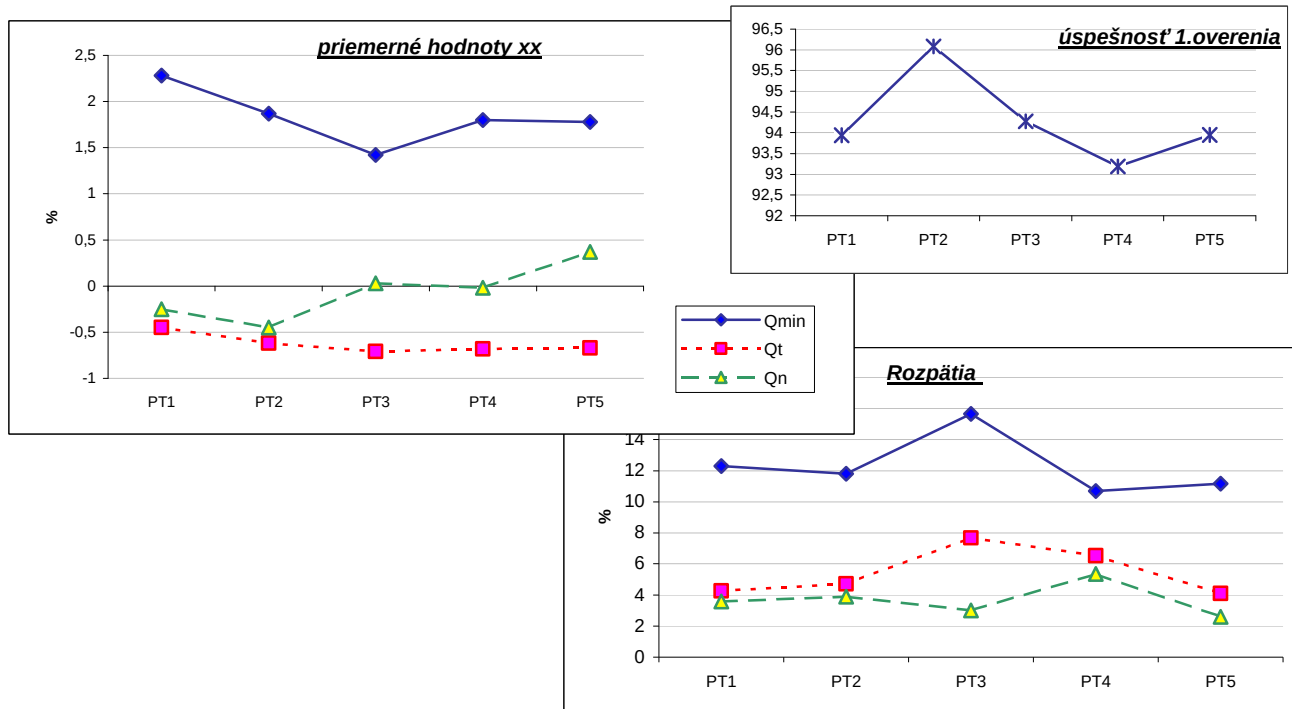
3. krok

- grafické porovnanie priemerných hodnôt a rozpätí nameraných hodnôt a úspešností overovania.

stanice prietoky	PT1			PT2			PT3		
	Qmin	Qt	Qn	Qmin	Qt	Qn	Qmin	Qt	Qn
xx	2,28	-0,45	-0,25	1,87	-0,62	-0,45	1,42	-0,71	0,03
s	1,6135	0,6886	0,3302	1,7042	0,6461	0,3158	1,8822	0,6737	0,3741
R	12,3	4,26	3,57	11,8	4,72	3,89	15,65	7,67	3
y	1381	1384	1383	1449	1452	1454	1390	1393	882
pp	93,94			96,08			94,27		

stanice prietoky	PT4			PT5		
	Qmin	Qt	Qn	Qmin	Qt	Qn
xx	1,8	-0,68	-0,02	1,78	-0,67	0,37
s	1,7741	0,605	0,385	1,8072	0,5253	0,3516
R	10,7	6,53	5,34	11,17	4,1	2,59
y	842	851	692	1162	1169	574
pp	93,19			93,95		

kde: xx - priemerná hodnota
s - smerodajná odchýlka
R - rozpätie nam. hodnôt
y - počet hodnôt
pp - úspešnosť overenia

**4. krok**

- vytvorenie histogramov z nameraných hodnôt.

Histogram je vlastne stĺpcový graf početností nameraných hodnôt, ktoré sú usporiadané do tried podľa veľkostí. Služi k prehľadnejšiemu grafickému znázorneniu získavaných údajov. Vytváraním histogramu už v priebehu zberu údajov sa získava rýchla informácia o type rozdelenia a o rozložení sledovaných údajov. Histogramy sú vytvárané v programe Microsoft Excell pre každú stanicu a každý prietok samostatne. Histogramy pre prietoky Qmin a Qt sú uvedené v prílohe č. 1.

Z porovnania histogramov môžeme určiť nasledovné:

- väčšina hodnôt pri Qmin a Qt je v hraniciach dovolených chýb, t.j., úspešnosť overovania vodomeroch je vysoká;
- tvar histogramov nám dáva predpoklad na normálne rozdelenie nameraných hodnôt;
- histogramy všetkých staníc sa nachádzajú v hraniciach dovolených chýb a sú porovnateľné, t.j., nie je žiadny problém so stanicami.

5. krok

- určenie koeficienta spôsobilosti procesu overovania C_p .

C_p je koeficient určujúci mieru, s akou rozdelenia nameraných hodnôt spĺňajú predpísané hodnoty. Možno teda povedať, že C_p je koeficient určujúci istotu, s akou sa proces zmestí do tolerančných medzí.

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6.s}$$

kde: USL – horná tolerančná medza – pre nás je to + 5 % pre prietok Q_{min} a + 2 % pre prietoky Q_t a Q_n ;

LSL – dolná tolerančná medza – pre nás je to – 5 % pre prietok Q_{min} a – 2 % pre prietoky Q_t a Q_n ;

Na výpočet C_p používame takisto program Microsoft Excell.

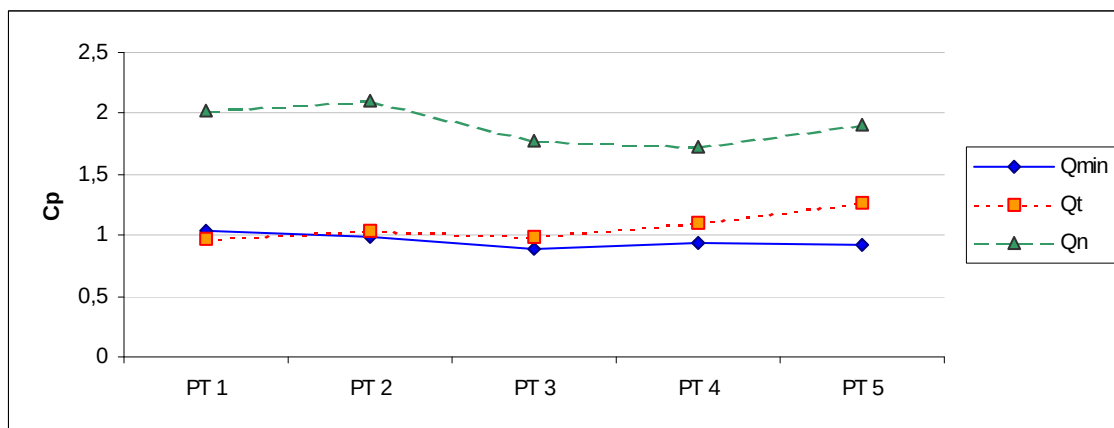
C_p pre stanicu PT 1:

	Q_{min}	Q_t	Q_n
x	2,28	-0,45	-0,25
s	1,6135	0,6886	0,3302
C_p	1,03295	0,96815	2,01898
$C_{pk_{min}}$	1,50398	0,75031	1,76661
$C_{pk_{max}}$	0,56193	1,18598	2,27135

6. krok

- vizualizácia C_p pre jednotlivé stanice a prietoky.

Priemerná hodnota C_p za rok 2005 bola pre prietok Q_{min} : 1,1; Q_t : 1,3 a Q_n : 1,8.



Obr. č. 2

7. krok

- vyhodnotenie.

Na základe predchádzajúcich znalostí o procese (rozloženia nameraných hodnôt, úspešnosti overenia, koeficienta spôsobilosti C_p) môžeme povedať, že výrobný proces – overovanie vodomero-
v je dostatočný.

4. Záver

Použitím základných princípov popisnej štatistiky a ich jednoduchou vizualizáciou získavame prehľad o rozložení nameraných hodnôt, vďaka ktorému vieme rýchlo určiť pravdepodobný zdroj nezhôd (vodoměr, skúšobná stanica, človek, ...).

Kontakt

Ing. Iveta Ištoňová, Ing. Ľubomír Žoldák
SENSUS
Stará Turá

Konštrukcia úmrtnostných tabuliek

Ján Mészáros

Abstract

This article deals with a description of the single decrement life tables' construction by indirect method, which is used for the creation of the official mortality tables published by the Statistical Office of the Slovak Republic. Moreover illustrates their usage on the practical example. On the Slovak data shows the life expectancy at birth development and its level compare with other EÚ member states figures.

Úvod

Pri skúmaní úmrtnosti narážame na problém ako merať a ako porovnávať úroveň úmrtnosti v rôznych populáciách. Bežné ukazovatele [Vaňo, Jurčová, Mészáros 2003], ako sú hrubé a všeobecné miery, nezohľadňujú rôznu vekovú štruktúru. Špecifické miery podľa veku by mohli v tomto smere pomôcť, avšak ich je veľa a tým strácajú prehľadnosť. Ponúkajú sa tu aj štandardizované miery, ktoré eliminujú vplyv veku, ale sa nedajú použiť na meranie úrovne úmrtnosti. Jedným z riešení je použiť ukazovatele strednej dĺžky života, ktoré sú hlavným výstupom úmrtnostných tabuliek. Cieľom tohto príspevku je popis konštrukcie týchto tabuliek a ich praktické použitie.

Miesto úmrtnostných tabuliek v skupine tabuliek života

Tabuľky života [Siegel 2002] sú veľmi užitočné a často používané pomôcky demografov. Slúžia na sledovanie života skupiny osôb¹, od narodenia po smrť, berúc ohľad na zmeny počas života. Tie zmeny môžu byť sociálneho alebo ekonomického charakteru, ako napríklad zmena vzdelania, zamestnania, pobytu, rodinného stavu a pod. Sú to modely na sledovanie demografických udalostí, kde reálny demografický proces je pretransformovaný na fiktívny tak, že sa zbaví vplyvu aktuálnej vekovej štruktúry. Najčastejšie sledovaná udalosť takýmito tabuľkami je úmrtnosť. Už menej sledované procesy sú sobášnosť, rozvodovosť a plodnosť. Z metodického hľadiska tabuľky života rozdelíme na:

- jednovýstupné a
- viacvýstupné

Jednovýstupné tabuľky sú také, kde spracovávame udalosť v „čistom“ stave. To znamená, že neberieme do úvahy iné rušivé udalosti. Napr. pri skúmaní úmrtnosti neberieme do úvahy sťahovanie. Na druhej strane ak berieme do úvahy aj iné udalosti tak hovoríme o viacvýstupných tabuľkách. Na prvý pohľad viacvýstupné tabuľky sú bližšie k realite, ale keďže nemôžeme posúdiť izolované vplyvy udalostí sú menej vhodné na analýzu [Rychtaříková 1984].

Z hľadiska charakteru použitých vstupných dát, na základe ktorých sa tieto tabuľky vypočítajú, ich delíme na tabuľky života vypočítané:

- priamou metódou a
- nepriamou metódou

¹ Môžu byť použité aj na sledovanie života zvierat ako aj na sledovanie životnosti predmetov a organizácií.

O priamej metóde hovoríme, keď počítame pomocou absolútnych početností udalostí triedených podľa generácií, podľa demografickej siete je to prvý hlavný súbor udalostí (I). Nepriama metóda používa miery, to znamená, počty udalostí triedené kalendárnymi rokmi k strednému stavu príslušnej populácie. Podľa demografickej siete je to z tretieho súboru udalostí (III). Hoci priame metódy dávajú presnejšie výsledky, v praxi sa vo väčšej miere používajú nepriame metódy, dôsledku prístupnejším dátam.

Z hľadiska časového pokrytia vstupných dát tabuľky života delíme ešte na prierezoové a generačné (kohortné). V prvom prípade ide o tabuľky, ktoré sa počítajú z údajov za jeden kalendárny rok (prípadne za niekoľko rokov). Základom generačných tabuliek sú údaje za jednu generáciu od narodenia až po úplného vymretia, t.j. približne sto rokov.

V ďalšom popíšeme metodiku výpočtu prierezoových jednovýstupných úmrtnostných tabuliek počítané nepriamou metódou, ktoré sa používajú na výpočet oficiálnych úmrtnostných tabuliek publikovaných Štatistickým úradom Slovenskej republiky.

Metodika výpočtu úmrtnostných tabuliek

Pri konštrukcii takejto tabuľky vychádzame z nasledovných úvah. Predpokladajme, že máme *teoretickú populáciu*, ktorá dostatočne dlho nemení svoju vekovú štruktúru a ani sa nezväčšuje, ani nezmenšuje. Znamená to, že počet narodených a zomretých je rovnaký, pričom neexistuje ani migrácia.

Označme počet narodených v takejto populácii symbolom $l(0)$ ². Niektorí z týchto narodených zomrú skôr ale ostatní sa dožijú 1. narodenín. Označme ich $l(1)$. Ich počet môžeme vyjadriť pomocou čísla $p(0)$, čiže:

$$l(1) = l(0) * p(0)$$

Je zrejmé, že $p(0)$ vyjadruje pravdepodobnosť, že jedinec prežije z veku 0 do veku 1. Všeobecne potom platí:

$$l(x+1) = l(x) * p(x)$$

kde $p(x)$ je *pravdepodobnosť prežitia* z presného veku x do veku $x+1$,
 $l(x)$ je *tabuľkový počet dožívajúcich sa presného veku* x z pôvodného počtu $l(0)$.

Ďalej môžeme zaviesť symbol $d(x)$ ako:

$$d(x) = l(x) - l(x+1)$$

ktorý charakterizuje *tabuľkový počet zomretých vo veku* x z pôvodného počtu $l(x)$. Platí tiež:

$$d(x) = l(x) * (1 - p(x)) = l(x) * q(x)$$

kde $q(x)$ je *pravdepodobnosť úmrtia* vo veku x .

Je zrejmé, že väčšina jedincov z $d(x)$ prežije určitú časť roku (nezomrie presne na začiatku ani na konci roku). Tieto časti roka môžeme spriemerovať a dostaneme priemernú časť roka, ktorú prežili jedinci $d(x)$. Označíme ju symbolom $a(x)$.

² Volí sa spravidla násobok 10, pre jednoduchšie počítanie. Štatistický úrad SR používa hodnotu 100000.

Môžeme zaviesť ďalšiu charakteristiku, ktorá určuje **počet rokov prežitých jedincami $l(x)$ medzi vekmi x a $x+1$** a to nasledovne:

$$\begin{aligned} L(x) &= l(x+1) + d(x) * a(x) = \\ &= l(x) * a(x) + l(x+1) * (1-a(x)) = \\ &= l(x) - d(x) * (1-a(x)) \end{aligned}$$

Označme ω za vek v ktorom už nikto nežije. Potom počet rokov, ktoré ešte prežijú osoby y ročné môžeme vypočítať nasledovne:

$$T(y) = \sum_{x=y}^{\omega-1} L(x)$$

Keďže vieme koľko žijúcich y ročných máme ($l(y)$), môžeme vypočítať aj priemerný počet rokov, ktoré ešte prežije jednotlivec vo veku y našej teoretickej populácii:

$$e_y = \frac{T(y)}{l(y)}$$

Charakteristiku e_y nazývame **stredná dĺžka života vo veku y** ³. Interpretácia bude nasledovná: e_y udáva počet rokov, ktoré by ešte prežila osoba vo veku y , ak by sa úmrtnosť nezmenila dostatočne dlho (napr. 100-130 rokov). V takom prípade si ale musíme uvedomiť, že sa vzťahuje len na súčasnú úmrtnosť a nič nehovorí o budúcej úmrtnosti.

Najčastejšou používanou hodnotou z úmrtnostnej tabuľky je **stredná dĺžka života pri narodení** (e_0), ktorá udáva počet rokov, ktoré by v priemere prežil novorodenec, ak by sa úmrtnosť nezmenila dostatočne dlho.

Teraz sa ponúka otázka, ako aplikovať takto navrhnuté úmrtnostné tabuľky na našu skúmanú skutočnú populáciu?

Je zrejmé, že k výpočtu e_x budeme musieť určiť $a(x)$ a $q(x)$. Dá sa zistiť, že hodnoty $a(x)$ sa väčšinou pohybujú tesne okolo 0,5 roka pre všetky veky x , a tak sa nedopustíme veľkej chyby, ak zvolíme $a(x) = 0,5$ pre všetky veky od 1 do $\omega-1$. Pre vek do jedného roka, t.j. $a(0)$ však takýto predpoklad nemôžeme prijať, lebo úmrtnosť tesne po narodení je omnoho vyššia ako na konci prvého roku života. Odhaduje sa, že $a(0) = 0,1$. Takže

$$\begin{aligned} L(0) &= l(0) - 0,9 * d(0) \\ L(x) &= \frac{l(x) + l(x+1)}{2} \end{aligned}$$

$q(x)$ sa odhadne na základe vzorca:

$$q(x) = 1 - e^{-\frac{D_x}{P_x}},$$

kde D_x je počet skutočne zomrelých vo veku x , a P_x je priemerný stav populácie vo veku x ⁴. Takto vypočítané pravdepodobnosti úmrtia pre všetky veky majú určité nedostatky. V prvom rade po sebe nasledujúce hodnoty môžu významne kolísať z dôvodu malého počtu zomrelých v mladších vekoch a v druhom rade uvedená funkcia nedostatočne kopíruje intenzitu

³ Niekedy sa charakteristika nazýva nádej na dožitie vo veku y .

⁴ Iné metódy odhadu sú uvedené v [Benjamin, Polard 1970]

úmrtnosti v starších vekoch. Z týchto dôvodov sa používajú matematické metódy na vyrovnanie hodnôt $q(x)$ a hodnoty pre staršie veky sa odhadujú zvlášť.

Vyrovnanie hodnôt sa počíta nasledovnou rekurzívnou formulou:

$$q(x) = [105 q(x) + 90(q(x-1) + q(x+1)) + 45(q(x-2) + q(x+2)) - 30(q(x-3) + q(x+3))]/315$$

Hodnoty $q(x)$ pre staršie veky sa odhadujú nasledovne:

1. Vypočítajú sa nasledovné koeficienty:

$$R1 = \sum_{x=60}^{67} \log p(x)$$

$$R2 = \sum_{x=68}^{75} \log p(x)$$

$$R3 = \sum_{x=76}^{83} \log p(x)$$

$$C8 = (R3 - R2)/(R2 - R1)$$

$$CA = (R1 - (R2 - R1)/(C8 - 1))/8$$

$$CC = \sqrt[8]{C8}$$

$$CB = (CC - 1) * (R2 - R1) / (CC^{60} * (C8 - 1)^2)$$

2. Pre veky $x = 76, \dots, 103$ sa vypočíta:

$$r(x) = e^{(CA + CB * CC^{(x-1)})}$$

3. Nájde sa vek x v intervale 76 až 85 kde je najmenšia hodnota $|p(x) - r(x)|$. Od tohto veku sa nahradia hodnoty $q(x)$ s hodnotami $1 - r(x)$.

Takto získané pravdepodobnosti úmrtia sa použijú na konštrukciu úmrtnostnej tabuľky, ktorá sa publikuje nasledujúcej forme:

Vek x	D_x	$\overline{P}_x$	$q(x)$	$l(x)$	$d(x)$	$L(x)$	$T(x)$	e_x
0								
1								
2								
...								
$\omega-1$								

Poznámka: V praxi sa tabuľka sa ukončí riadkom pre vek 100 a viac rokov, tým že sa hodnoty $L(x)$ a $T(x)$ nahradia hodnotou výrazu $l(100) - 0,5.l(100)*q(100)$.

Takto vytvorenú tabuľku nazývame **úplná úmrtnostná tabuľka**. Niekedy však nemáme k dispozícii údaje za každý jednotlivý vek, potom môžeme použiť vekové skupiny, najčastejšie 5 ročné, a takto vytvorenú úmrtnostnú tabuľku nazývame **skrátaná úmrtnostná tabuľka**. Metodika výpočtu je trochu odlišná od uvedenej a nájdete ju v [Mészáros 2000].

Možnosti využitia úmrtnostných tabuliek

Hlavným výstupom úmrtnostnej tabuľky je stredná dĺžka života v jednotlivých vekoch ($e(x)$). Interpretáciu sme uviedli v predchádzajúcej časti. Avšak z tejto tabuľky môžeme získať aj iné informácie, ktoré sú zhrnuté v nasledujúcej tabuľke.

$l(y)/l(0)$	pravdepodobnosť prežitia od narodenia po presný vek y
$l(y)/l(x)$	pravdepodobnosť prežitia z veku x do veku y
$1 - l(y)/l(x)$	pravdepodobnosť úmrtia medzi vekmi x a y
$(l(x)-l(y))/l(0)$	pravdepodobnosť, že novorodenec zomrie medzi vekmi x a y
$(T(x)-T(y))/l(0)$	počet rokov, ktoré novorodenec prežije medzi vekmi x a y
normálna dĺžka života	modus tabuľkových zomrelých $d(x)$, t.j. je to vek, v ktorom ľudia najčastejšie zomierajú (okrem veku 0)
pravdepodobná dĺžka života	medián tabuľkových dožívajúcich $l(x)$, t.j. je to vek, ktorého by sa za danej úmrtnosti dožila práve polovica narodených, resp. je to vek x pre ktorý platí $l(x) = \frac{1}{2} l(0)$
stratené roky života zomrelého	ak sa človek dožije presného veku x , pravdepodobne má ešte pred sebou e_x rokov. Ak zomrie vo veku x , tak e_x rokov stratil. Samozrejme nie každý zomrie v presnom veku, a tak stratené roky počítame ako priemer dvoch po sebe idúcich rokov:
	$v_x = \frac{e_x + e_{x+1}}{2}$
stratené roky života pre celú populáciu	$V = \sum_{x=0}^{\omega} D_x^{\text{muži}} * v_x^{\text{muži}} + \sum_{x=0}^{\omega} D_x^{\text{ženy}} * v_x^{\text{ženy}}$

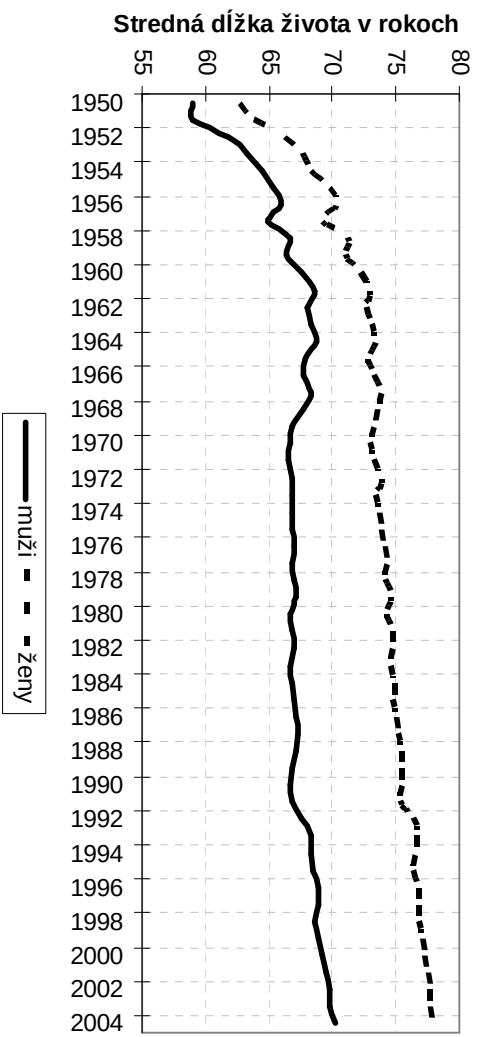
Vývoj strednej dĺžky života na Slovensku

Vývoj strednej dĺžky života pri narodení na Slovensku od 50. rokov po súčasnosť možno globálne charakterizovať tromi obdobiami. *Prvé obdobie* (50. roky a začiatok 60. rokov) sa vyznačuje všeobecným nárastom, podobne ako vo väčšine európskych štátov. Veľký vplyv na zlepšovanie mal zrejme prudký pokles dojčenskej úmrtnosti v tomto období. *Druhé obdobie* (koniec 60. rokov až začiatok 90. rokov) sa prejavuje stagnáciou strednej dĺžky života pri narodení. Je to predovšetkým dôsledok politického, hospodárskeho a sociálneho vývoja. Tento vývoj sa zastavil až začiatkom 90. rokov. Vtedy začína *tretie obdobie* vývoja (začiatok 90. rokov po súčasnosť), a to mierne postupné zlepšovanie. V roku 2004 prvýkrát prekročila stredná dĺžka života pri narodení mužov hodnotu 70 rokov (70,29) [Vaňo 2005]. Ženy sa priblížili hranici 78 rokov (77,83). Je to pokračovanie trendu zlepšovania úmrtnosti od roku 1998, spomalené vývojom v roku 2002 a 2003. Potvrďuje sa aj znižovanie rozdielu medzi hodnotami ukazovateľa pre mužov a ženy. Toto zmenšenie naznačuje rýchlejší pokles úmrtnosti mužov voči ženám. 2004 je tento rozdiel 7,54 roka.

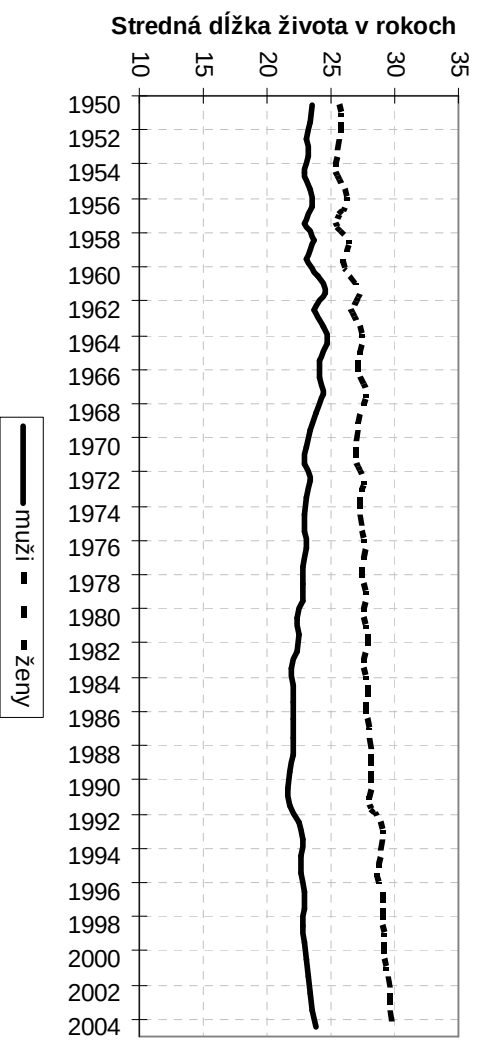
Vo vyšších vekových kategóriách je podobný vývoj. Počet rokov, ktoré v priemere ešte prežije 50 ročný muž je 23,81 roka za predpokladu, že úmrtnostné pomery z roku 2004 sa dostatočne dlho nezmenia. U 50 ročných žien je to 29,75 roka. Rozdiel medzi pohlaviami sa aj v tejto vekovej kategórii zmenšuje, v súčasnosti je to 5,94 roka.

V dôchodkovom veku 65 rokov je stredná dĺžka života u mužov 13,31 rokov a u žien 16,90 rokov. Znamená to, že muži by si o 3,59 rokov menej užívali dôchodok ak by sa dostatočne dlho nezmenili úmrtnostné pomery.

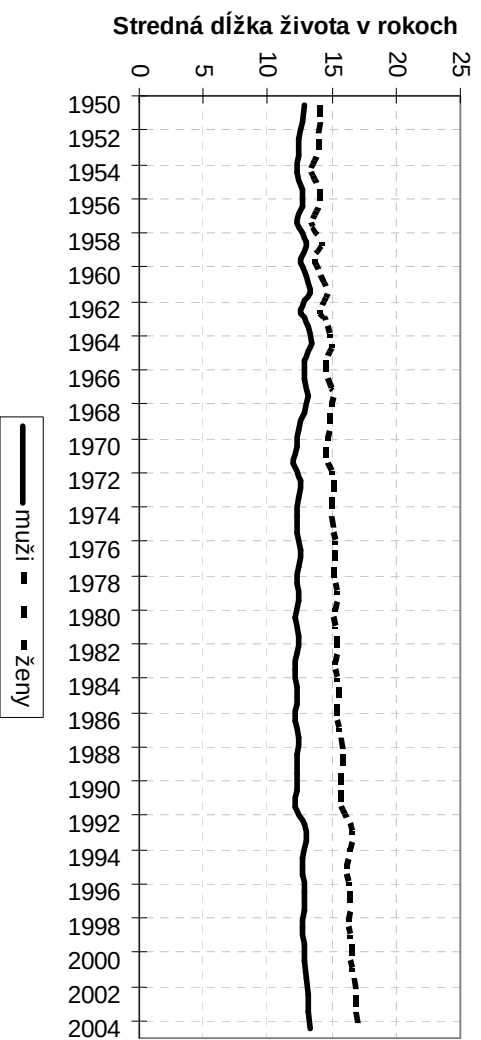
Stredná dĺžka života pri narodení SR



Stredná dĺžka života vo veku 50 rokov SR



Stredná dĺžka života vo veku 65 rokov SR

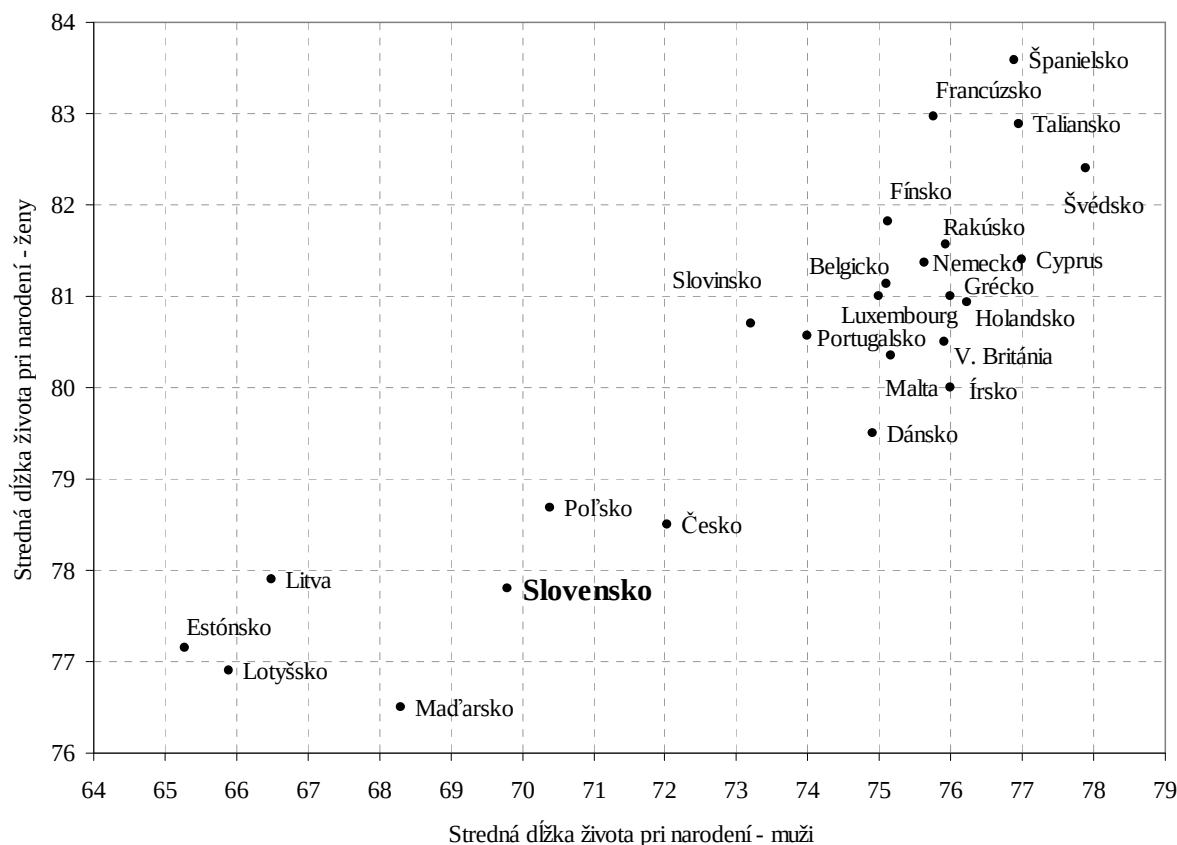


Vývoj strednej dĺžky života pri narodení v krajinách EÚ

Vývoj strednej dĺžky života pri narodení v krajinách EÚ bolo výrazne ovplyvnené vývojom úmrtnosti v druhej polovici 20. storočia hlavne v postkomunistických krajinách. Ako na Slovensku, sa v týchto krajinách prejavovala vyššia úmrtnosť, tým aj nižšia stredná dĺžka života pri narodení. Vzhľadom na značnú zotrvačnosť úmrtnosti a veľké rozdiely, ktoré vtedy vznikli, vyspelé krajiny naďalej vykazujú výrazne vyššiu strednú dĺžku života pri narodení. Z postkomunistických krajín sa jedine Slovinsko zaradilo medzi vyspelé krajiny.

Najvyššia stredná dĺžka života pri narodení v EÚ je na severe a na juhu. U mužov je to päť juhoeurópskych krajín spolu so Švédskom a Holandskom. U žien sú to Španielsko, Francúzsko, Taliansko a Švédsko. Priaznivú situáciu v úmrtnosti na severe a juhu Európy potvrdzuje aj Fínsko. Rozdiel medzi členskými krajinami EÚ s najvyššou a najnižšou strednou dĺžkou života pri narodení je značný. U mužov sa novorodenec vo Švédsku dožije v priemere o 12,6 roka viac ako novorodenec v Estónsku. U žien je rozdiel v strednej dĺžke života pri narodení medzi Španielskom a Maďarskom 7,1 roka. Je zjavné, že v postkomunistických krajinách je nepriaznivá situácia hlavne v úmrtnosti mužov.

Stredná dĺžka života pri narodení v krajinách EÚ v roku 2003



Záver

Napriek rôznym iným možnostiam, hlavným výstupom úmrtnostných tabuliek sú stredné dĺžky života. Majú široké využitie pri skúmaní úmrtnosti nielen v demografii ale aj iných vedných disciplínach. Používajú sa hlavne pri porovnávaní úmrtnosti rôznych populácií, kde iné ukazovatele dávajú skreslené výsledky.

Literatúra

- Benjamin, B., Pollard, J.: The analysis of mortality and other actuarial statistics, London, Butterworth-Heinemann, 1970
- Cipra, T.: Matematické metody demografie a poistění. Praha, SNTL 1990
- Cipra, T.: Pojistná matematika, teorie a praxe. Praha, Ekopress 1999
- Cipra, T.: Praktický průvodce finanční a poistnou matematikou, Praha, Edice HZ 2000
- Hinde, A.: Demographic methods, London, Arnold 1998
- Koschin, F.: Jak vysoká je intenzita úmrtnosti na konci lidského života, Demografie, 1992
- Jurčová, D.: Slovník demografických pojmů, Bratislava, INFOSTAT 2005
- Mészáros, J.: Výpočet úmrtnostných tabuliek, Bratislava, INFOSTAT 2000
- Mészáros, J.: Špeciálne úmrtnostné tabuľky 1990-2000, Bratislava, INFOSTAT 2001
- Mészáros, J.: Vybrané metódy výpočtu tabuliek života, Bratislava, INFOSTAT 2004
- Pavlik, Z., Rychtaříková, J., Šubrtová, A.: Základy demografie. Praha, Academia 1986
- Pressat, R.: Demographic analysis, methods, results applications. Chicago, Aldine- Atherton, 19972
- Preston, S., Heuveline, P., Guillot, M.: Demography, measuring and modeling population processes. Oxford, Blackwell publishers 2001
- Roubíček, V.: Úvod do demografie. Praha, CODEX Bohemia, 1997
- Rychtaříková, J.: Tabuľky sňatečnosti a metódy jejich konstrukce, Demografie 2, 1984
- Schoen, R.: A two-sex nuptiality-mortality life table. Demography 3, 1977
- Schoen, R.: Constructing increment-decrement life tables. Demography 2, 1975
- Schoen, R., Nelson, V.: Marriage, divorce, and mortality: A life table analysis, Demography 2, 1974
- Siegel, J.: Applied demography, applications to business, government, law, and public policy. London, Academic press 2002
- Skrátené úmrtnostné tabuľky za okresy a kraje Slovenskej republiky, ŠÚ SR, 2004
- Srb, V., Kučera, M., Ružička, L.: Demografie. Praha, Svoboda 1971
- Thatcher, A.R.-Kannisto, V.-Vaupel, J.W.: The Force of Mortality at Ages 80 to 120, Odense University Press, 1999
- Úmrtnostné tabuľky za Slovenskú republiku, ŠÚ SR, 2004
- Vaňo, B., Jurčová, D., Mészáros, J.: Základy demografie, Bratislava, Občanská združenie Sociálna práca.
- Vaňo, B. a kol.: Populačný vývoj v Slovenskej republike 2004, INFOSTAT 2006
- Willekens, F., Shah, I., Shah, J., Ramachandran, P.: Multi-state analysis of marital status life table: Theory and application. Population studies 1, 1982
- Wunsch, G., Mouchart, M., Duchene, J.: The life table, modeling survival and death. London, Kluwer academic publishers 2002

Adresa autora:

RNDr. Ján Mészáros, Výskumné demografické centrum, INFOSTAT Bratislava
Dúbravská cesta 3, 845 24 Bratislava 45

e-mail: meszaros@infostat.sk

Produkčné funkcie

Samuel Koróny

Abstract

The paper provides production function estimates' results of basic absolute economic production indicators of Slovak construction companies (ltd. and stock companies) from the year 2004 (output: value added, revenues, profit; inputs: sum of assets and labour costs) including graphical presentation in boxplots scatter plots.

Úvod

Produkčné funkcie ako ekonomický metodologický nástroj sú desiatky rokov štandardnou súčasťou vysokoškolských učebníc základnej ekonómie. Ich história je dlhá takmer 150 rokov. Autorom prvej známej produkčnej funkcie bol A. R. J. Turgot (minister financií, obchodu a verejných prác pri dvore kráľa Ľudovíta XVI) z roku 1767, ktorý analyzoval vplyv zmien vstupných faktorov na marginálne účinnosti (Humphrey 1997). Matematicky formulované produkčné funkcie z experimentálnych výskumov sa objavili v 19. storočí v oblasti poľnohospodárstva, keď Liebig uverejnil v roku 1855 vzťah medzi dávkou živín a úrodou (Ambroš 1971).

Prelom v teórii ekonomických produkčných funkcií nastal po zverejnení práce (Cobb 1928), kde sa použila nová produkčná funkcia na štatistické údaje a odvtedy je známa ako Cobb-Douglasova produkčná funkcia. Je dielom amerického ekonóma P. H. Douglasa a matematika Ch. W. Cobba a vznikla na základe ich spolupráce. Posledných 50 rokov prebieha intenzívny výskum v oblasti teórie a aplikácie produkčných funkcií. V aplikáciách sa produkčné funkcie používajú pri riešení najrôznejších problémov, nielen ekonomických. Dôležitou oblasťou aplikácie je poľnohospodárstvo, svedčí o tom u nás vydaná monografia (Ambroš 1971).

Cieľom príspevku je ukázať postup pri zisťovaní produkčných funkcií na reálnych údajoch stavebných podnikov na Slovensku za rok 2004.

Stručné základy teórie produkčných funkcií

Produkčné funkcie vyjadrujú kauzálne vzťahy medzi výstupom a alternatívnymi kombináciami vstupov v procese výroby. Sú konkrétnym ekonomickým prejavom systémového modelovania transformačných procesov vstupov na výstupy pomocou čiernej skrinky. Pri neoklasickom prístupe, keď cieľom podniku je maximalizovanie zisku, pri známych cenách výstupu a vstupov a danej technológii je výstup na maximálne veľkej úrovni.

Z formálneho hľadiska je produkčná funkcia konkrétna matematická funkcia, ktorá popisuje technologickú závislosť vstupov a výstupov výrobného procesu. Všeobecne sa vyjadruje v tvare:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n), \quad (1)$$

kde y je objem výroby,
 $x_1, x_2, \dots, x_n$ sú rôzne výrobné faktory.

Význam produkčných funkcií spočíva hlavne pri nasledovných úlohách (Hušek 1989):

1. Určenie efektívnosti daného faktora pri nezmenených ostatných faktoroch.
2. Kvantifikácia vzájomnej zameniteľnosti výrobných faktorov a ich dôsledkov.
3. Zistenie vplyvu technologického vývoja na dynamiku objemu výroby.
4. Určenie výsledného objemu výroby v závislosti na zmenách jednotlivých výrobných faktorov, vrátane vymedzenia podmienok optimalizácie výrobného procesu.
5. Stanovenie rozsahu niektorého výrobného faktora pri danej úrovni ostatných faktorov pre požadovaný alebo plánovaný objem výroby.

Pri konkrétnej špecifikácii je nutné predovšetkým vymedziť okruh zahrnutých výrobných faktorov a tiež určiť, v akých merných jednotkách sa vyjadria vstupy a výstup výrobného procesu. Pri výbere ukazovateľov výstupu a produkčných faktorov ako ukazovateľov vstupu sa vychádza z ekonomickej teórie. Pre výstup ako tokovú veličinu sa v posledných rokoch najčastejšie používa pridaná hodnota, ale aj iné ukazovatele napr. výnosy, výroba, podnikový výkon. Medzi vstupné produkčné faktory sa zaraďuje najčastejšie pracovná sila, stroje, kapitál, pôda, energia, suroviny a pod. V makroekonomických produkčných funkciách sa závislá premenná (výstup) vyjadruje najčastejšie ako funkcia dvoch nezávislých premenných (vstupov): faktora zhmotnenej práce napr. investičného majetku (označuje sa K) a živej práce napr. počtu zamestnancov (označuje sa L).

Problémy pri vstupe kapitálu ako stavovej veličiny súvisia s odhadom okamžitého stavu v peňažnom vyjadrení pri zohľadnení vplyvu väčšieho počtu faktorov: odpisy, inflácia, veková štruktúra majetku a vývoj nových technológií. Druhý vstup je tiež stavovou veličinou a preto sa niekedy miesto počtu zamestnancov uvažuje počet odpracovaných hodín alebo úhrn vyplatených miezd. Ukazovateľ počtu zamestnancov nie je súčasťou finančných výkazov, ale sú tam obsahovo blízke „Osobné náklady“. Ten aj používame ako ukazovateľ vstupu pracovnej sily do modelovania produkčného procesu.

Produkčné funkcie sa delia podobne ako nákladové funkcie do štyroch základných skupín: proporcionálne, progresívne, regresívne a všeobecné.

Proportionálny vzťah je lineárna funkcia závislosti medzi vstupom a výstupom –

$$y = a_0 + a_1x. \quad (2)$$

Jednotková zmena vo vstupe spôsobí rovnakú zmenu vo výstupe, ktorá nezávisí od úrovne vstupu.

Progresívny vzťah odráža stúpajúcu účinnosť faktora. Zväčšenie výstupu pri jednotkovom zvýšení vstupu bude stúpať. Používané matematické funkcie v tomto prípade sú najmä (Obtulovič 1990):

exponenciálna $y = b_0b_1^x, \quad (3)$

mocninová $y = b_0x^{b_1}, b_1 > 1, \quad (4)$

kvadratická $y = b_0 + b_1x + b_2x^2, b_2 > 0. \quad (5)$

Degresívny (podproportionálny) vzťah odráža klesajúcu účinnosť faktora. Zväčšenie výstupu pri jednotkovom zvýšení vstupu bude klesať. Najčastejšie používané matematické funkcie sú:

inverzná exponenciálna $y = b_0 / b_1^x + b_2, \quad (6)$

$$\text{odmocninová} \quad y = b_0 - b_1x + b_2\sqrt{x}, \quad (7)$$

$$\text{mocninová} \quad y = b_0x^{b_1}, \quad b_1 < 1, \quad (8)$$

$$\text{kvadratická} \quad y = b_0 + b_1x - b_2x^2, \quad b_2 > 0. \quad (9)$$

Všeobecné produkčné funkcie spájajú vlastnosti troch predchádzajúcich typov pre modelovanie zmeny tempa prírastku najčastejšie v kombinácii progresívnej a regresívnej funkcie:

$$y = b_0 + b_1x + b_2x^2 - b_3x^3, \quad b_2, b_3 > 0 \quad (10)$$

alebo

$$y = b_0x^{b_1}e^{b_2x}, \quad b_1 > 0, b_2 < 0 \text{ a pod.} \quad (11)$$

Prirodzeným zovšeobecnením produkčnej funkcie s jedným vstupom je pridanie ďalšieho vstupu – ďalšej premennnej. Najviac používanou dvojfaktorovou produkčnou funkciou je už spomínaná Cobbova-Douglasova funkcia

$$y = A.K^\alpha.L^\beta, \quad (12)$$

kde K je kapitál a L je množstvo vynaloženej práce.

Dáta

Produkčnej analýze boli podrobené vybrané ukazovatele anonymných slovenských stavebných podnikov (OKEČ 45) právnej formy a. s. a s. r. o. za rok 2004.

Z nich ako výstupný ukazovateľ prichádza do úvahy pridaná hodnota, výnosy a zisk (všetky v mil. Sk). Vstupný ukazovateľ pracovnej sily sú osobné náklady. Pre vstup kapitálu to môže byť celkový kapitál, vlastné imanie, výrobná spotreba (v mil. Sk). Údaje sú predbežne vyčistené o podniky so zápornými (u nás ešte stále možné) a nulovými hodnotami okrem zisku.

Použité štatistické metódy

Regresné modely

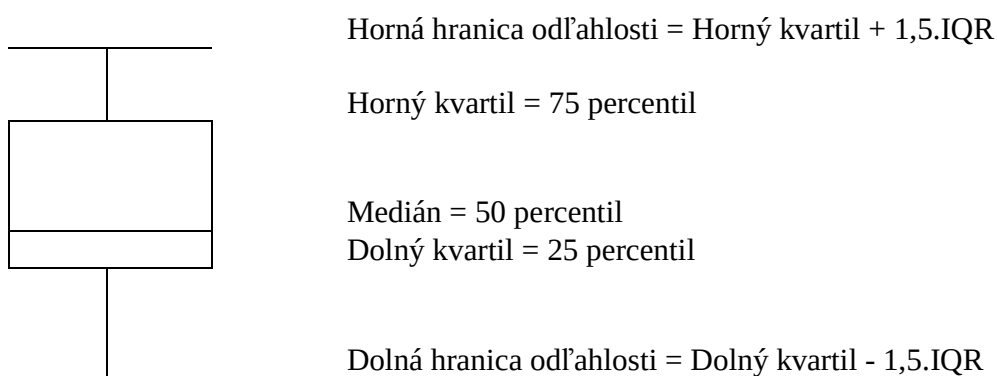
Pre zistenie produkčných funkcií sa používajú regresné modely. Dajú sa klasifikovať podľa rôznych hľadísk napr. počtu premenných, ich charakteru, typu regresnej funkcie a pod. Ak je závislá premenná lineárnou funkciou nezávislých premenných, potom ide o lineárnu regresiu. Regresné koeficienty β sa odhadujú z regresnej rovnice:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i, \quad (13)$$

kde x sú nezávislé premenné a y je závislá premenná. Prvý index pri x určuje poradie hodnoty (riadku v súbore) a druhý poradie premennej. Ak $p = 1$, potom ide o jednoduchú lineárnu regresiu. Parametre β sú regresné parametre základného súboru.

Grafické metódy

Pre zobrazenie základných štatistických parametrov súboru alebo ich odhadov je v súčasnosti používaný škatuľový diagram. Východiskom pre jeho konštrukciu je zoradenie údajov od najmenšieho po najväčší a vyznačenie vybraných percentilov a hraníc odľahlosti. Škatuľový diagram je exploračný graf jednorozmernej analýzy dát, ktorý umožňuje (Meloun 1998): zobrazenie neparametrického odhadu strednej hodnoty (mediánu) a rozptylu (medzikvartilové rozpätie), posúdenie symetrie (šikmosti) empirického rozdelenia, určenie hraníc odľahlých dát. Základná štruktúra škatuľového diagramu je (IQR je vzdialenosť medzi 75. a 25. percentilom):



Pravdepodobnosť, že údaj je mimo intervalu vymedzeného hranicami odľahlosti, je v prípade normálneho rozdelenia 0,04. Pre získanie nevychýlených regresných parametrov produkčných funkcií boli z pôvodného súboru pomocou škatuľového diagramu vylúčené extrémne hodnoty pre obidve právne formy osobitne. Pravdepodobnosť, že údaj je mimo intervalu vymedzeného hranicami odľahlosti, je v prípade normálneho rozdelenia 0,04. Pre získanie nevychýlených regresných odhadov produkčných funkcií sa dajú z pôvodného súboru pomocou škatuľového diagramu vylúčiť extrémne hodnoty pre obidve právne formy osobitne (pozor na jeho jednorozmernosť).

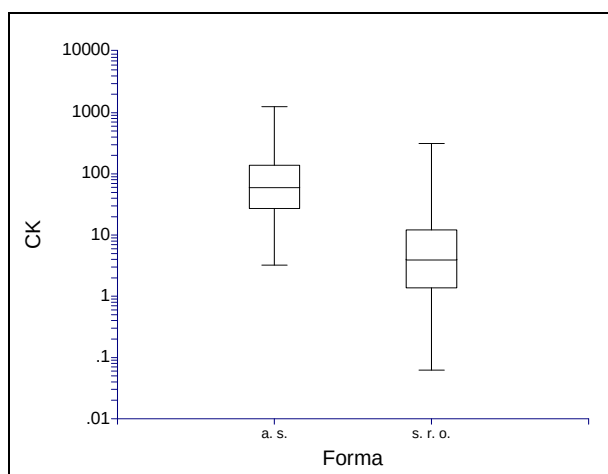
Pre grafické zobrazenie produkčných funkcií sa používa dvojrozmerný a trojrozmerný bodový diagram. V rámci štatistickej verifikácie sa uvádza graf závislosti odchýlok skutočnej a predpovedanej hodnoty (v pôvodnej alebo logaritmickú mierku) od predikovanej závislej premennej – výstupu.

Výsledky

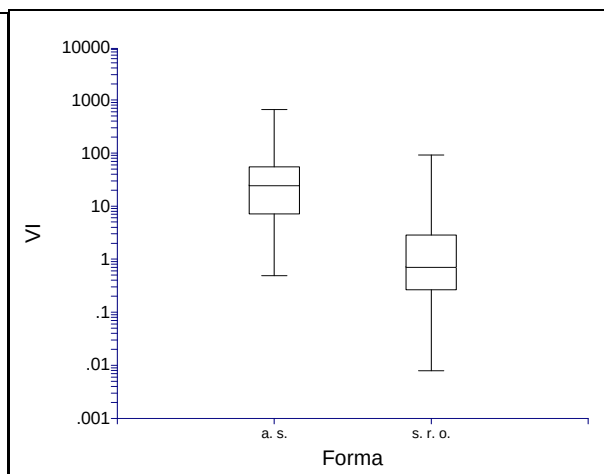
Porovnanie ukazovateľov

V našom prípade sme škatuľový diagram použili pre porovnanie štatistických parametrov ukazovateľov stavebných podnikov právnej formy a. s. a s. r. o. (viď grafy). Je z nich zrejмый podstatný rozdiel medzi právnymi formami. Pre nás z toho vyplýva prvá závažná skutočnosť, že

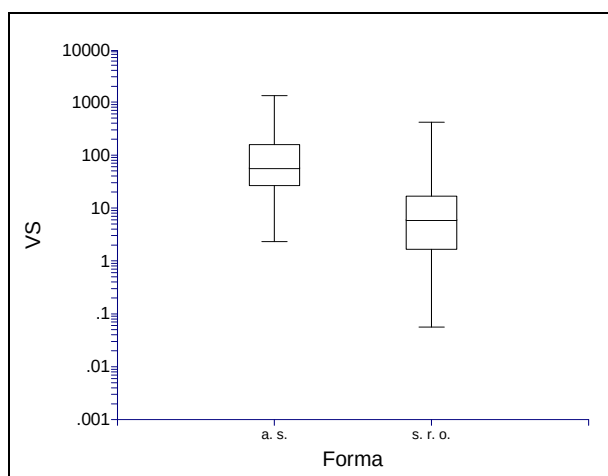
produkčné funkcie je potrebné robiť osobitne pre právne formy. Podobne sa môžu urobiť porovnania aj pre iné skupiny podnikov (napr. OKEČ, región, sektor).



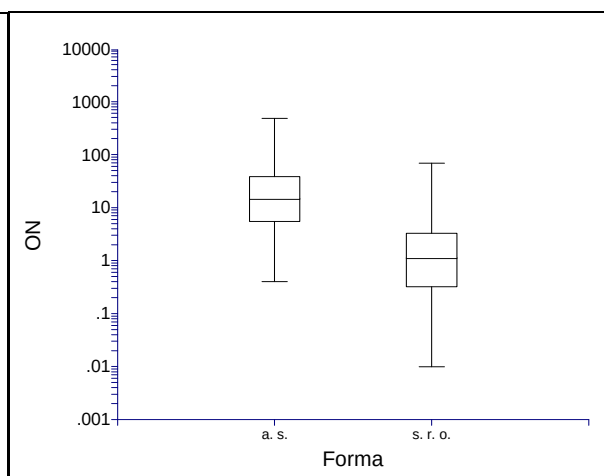
Graf 1 Celkový kapitál



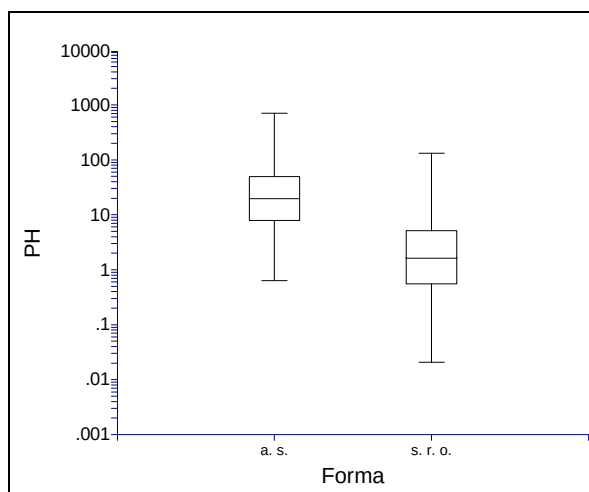
Graf 2 Vlastné imanie



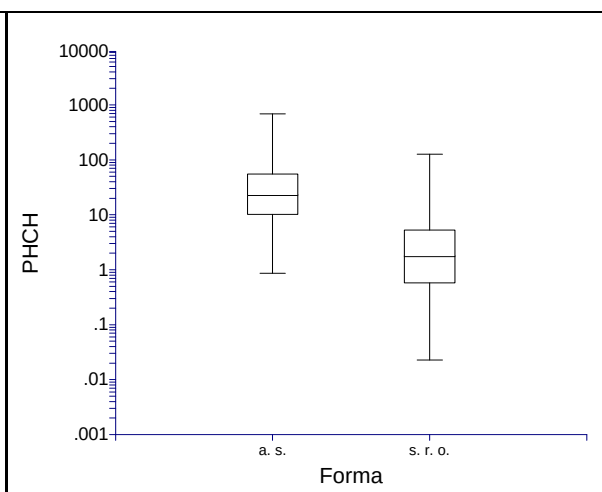
Graf 3 Výrobná spotreba



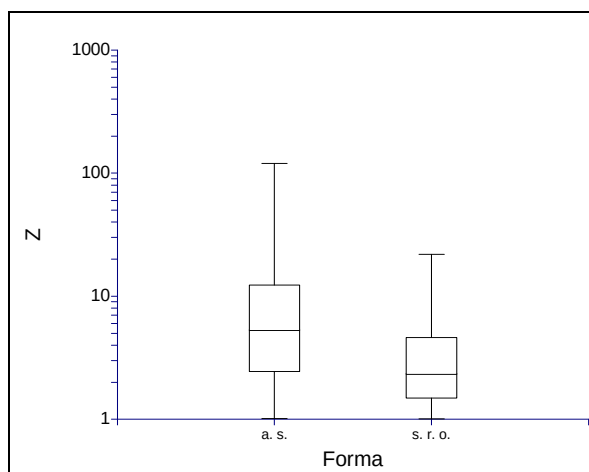
Graf 4 Osobné náklady



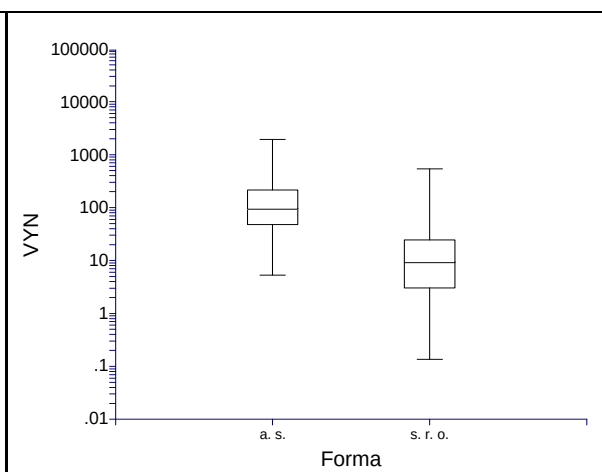
Graf 5 Pridaná hodnota



Graf 6 Pridaná hodnota (Chajdiak)



Graf 7 Zisk po zdanení



Graf 8 Výnosy

Odhady produkčných funkcií

Pre rozdiely v ukazovateľoch je nutné robiť analýzy produkčných funkcií osobitne pre skupinu stavebných podnikov právnej formy a. s. a s. r. o.

Parametre produkčných funkcií sú získané metódou najmenších štvorcov. Platí to tiež pre modely produkčných funkcií v parametroch nelineárnych, ktoré sú linearizované pomocou logaritmickú transformácie. Často sa používajú v ekonomických výskumoch, pretože regresné parametre sú priamo elasticity príslušných ukazovateľov s dostatočne veľkou presnosťou.

Výsledky parametrov produkčných funkcií sú uvedené od jednoduchších produkčných modelov k zložitejším. Napriek tomu, že produkčné funkcie sú zistené zo základného súboru, ich grafy obsahujú aj konfidénčné a predikčné intervaly pre lepšiu orientáciu.

Použiť pre modelovanie produkčného vzťahu len jeden vstup (pracovnú silu alebo kapitál) znamená vynechať pôsobenie minimálne jedného ďalšieho vstupného faktora. Môžu byť však také okolnosti, že je to jediné východisko z danej situácie. Napríklad, ak nie sú dostupné údaje

o iných vstupných faktoroch. Preto sú v príspevku uvedené aj jednofaktorové produkčné funkcie. Z hľadiska štatistiky je však nutné pamätať, že takto (v počte nezávislých premenných) podhodnotený model bude mať vychýlený parameter smerom k väčším hodnotám.

Vo všetkých modeloch produkčných funkcií je vždy zahrnutý absolútny člen kvôli geometrickej lokalizácii regresnej priamky alebo krivky a z dôvodu možného nebezpečenstva spojeného s jeho vypustením (vznik falošne významných výsledkov).

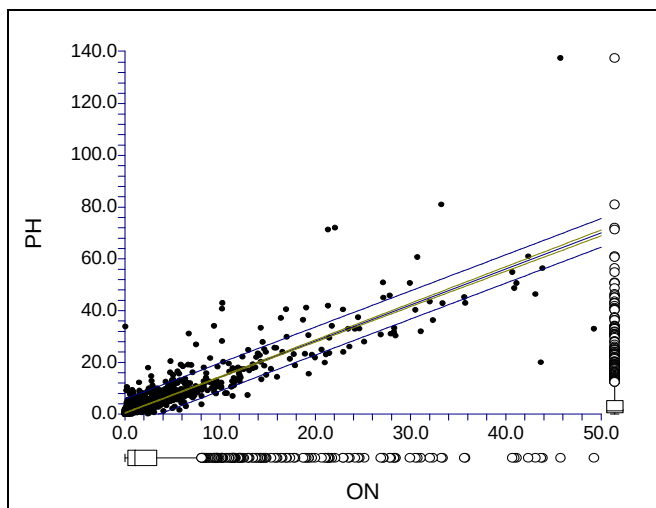
Jednofaktorové lineárne produkčné funkcie

Vzhľadom na dostupné údaje sa dajú zistiť dve jednofaktorové lineárne produkčné funkcie – jednu so vstupom práce – osobných nákladov a druhú so vstupom kapitálu - celkového úhrnu aktív. V bodových diagramoch sú okrem regresnej priamky, konfidenčných a predikčných intervaloch zobrazené aj krabicové grafy pre kontrolu odľahlosti bodov zaradených do regresie. V rámci minimálnej štatistickej verifikácie sú na ďalšom grafe zobrazené rezíduá modelu (kde Residuals sú náhodné chyby (logaritmu) pridanej hodnoty regresného modelu v mil. Sk, Predicted sú (logaritmy) predikovaných hodnôt pridanej hodnoty v mil. Sk).

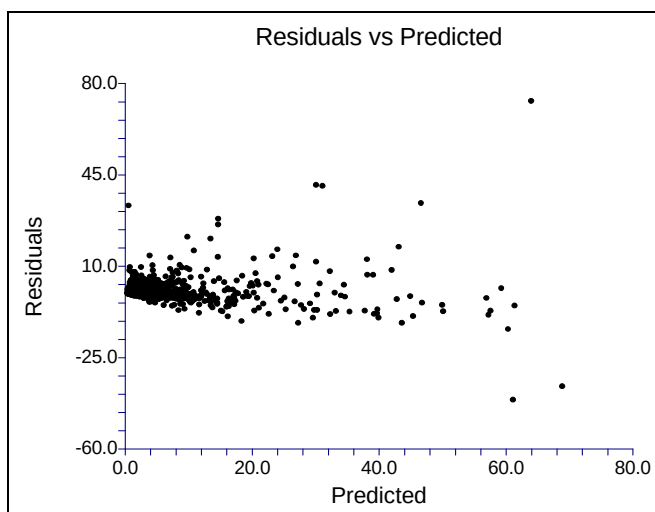
Najprv sú uvedené výsledky pre právnu formu s. r.o. Jednofaktorová lineárna produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a osobnými nákladmi (ON) v tvare:

$$PH = 0,452 + 1,389.ON; \quad R^2 = 0,792; \quad N = 1455.$$

Ak sa zvýšia osobné náklady o 1 milión korún, potom sa pridaná hodnota zvýši v priemere o 1,389 mil. Sk. Lineárna produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 79 percent je dostatočne vysoká. Je zrejmé, že náhodné chyby len zhruba spĺňajú podmienku homoskedasticity. Sú heteroskedastické – majú lievikovitý tvar. Lineárna produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 9 Lineárna produkčná funkcia so vstupom osobných nákladov (ON v mil. Sk) podnikov právnej formy s. r. o. (PH je pridaná hodnota v mil. Sk)

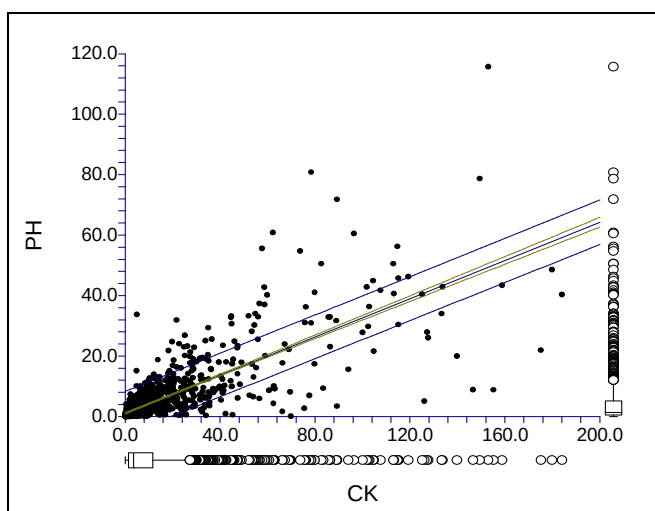


Graf 10 Náhodné chyby pre vstup osobných nákladov v lineárnej produkčnej funkcii stavebných podnikov formy s. r. o.

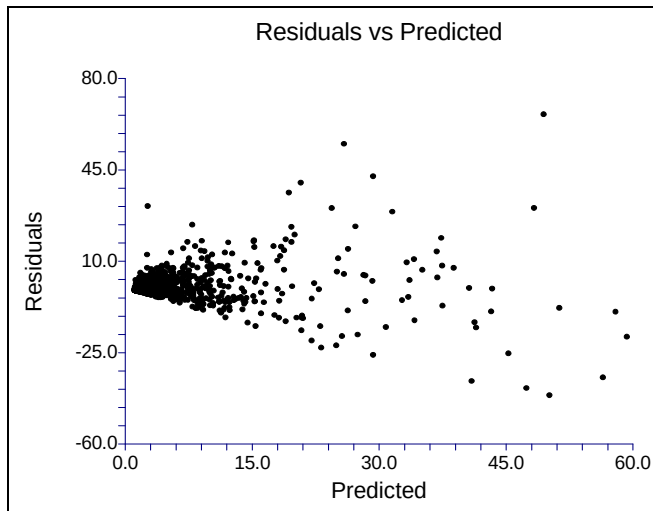
Ďalším vstupným produkčným faktorom je celkový úhrn aktív. Jednofaktorová lineárna produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a celkovým úhrnom aktív (CK) v tvare :

$$PH = 1,091 + 0,316.CK; \quad R^2 = 0,612; \quad N = 1450.$$

Ak sa zvýši celkový úhrn aktív o 1 mil. Sk, potom sa pridaná hodnota zvýši v priemere o 316 tis. Sk. Lineárna produkčná funkcia splňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 61 percent je dostatočne vysoká. Náhodné chyby sú silne heteroskedastické. Lineárna produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 11 Lineárna produkčná funkcia so vstupom celkového úhrnu aktív (CK) podnikov právnej formy s. r. o. (PH je pridaná hodnota v mil. Sk)

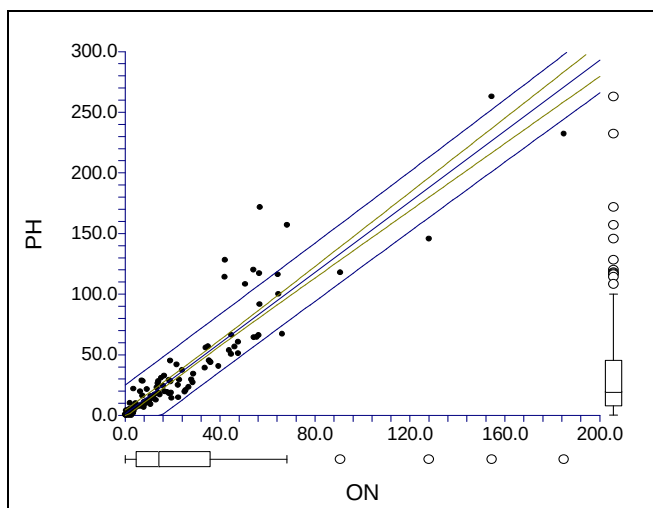


Graf 12 Náhodné chyby pre vstup celkového úhrnu aktív v lineárnej produkčnej funkcii stavebných podnikov formy s. r. o.

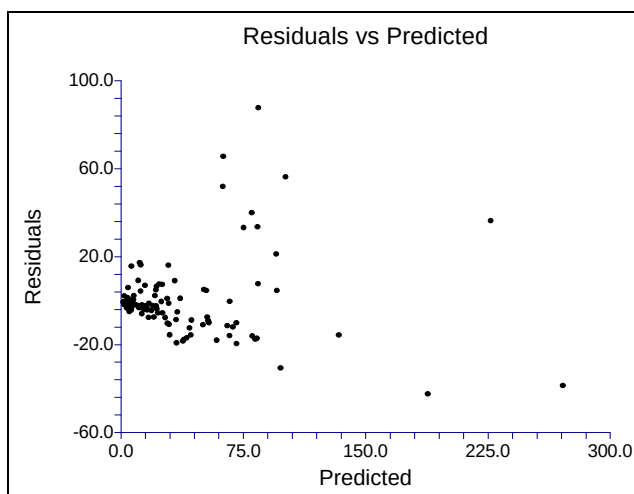
Druhou právnou formou sú stavebné podniky právnej formy akciová spoločnosť. Prvý produkčný faktor sú osobné náklady. Jednofaktorová lineárna produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a osobnými nákladmi (ON) v tvare :

$$PH = 1,434 + 1,460.ON; \quad R^2 = 0,854; \quad N = 107.$$

Ak sa zvýšia osobné náklady o 1 mil. Sk, potom sa pridaná hodnota zvýši v priemere o 1,460 mil. Sk. Lineárna produkčná funkcia splňa požiadavky economickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 66 percent je dostatočne vysoká. Z grafu je vidieť, že náhodné chyby sú heteroskedastické. Lineárna produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 13 Lineárna produkčná funkcia so vstupom osobných nákladov (ON v mil. Sk) stavebných podnikov právnej formy a. s. (PH je pridaná hodnota v mil. Sk)

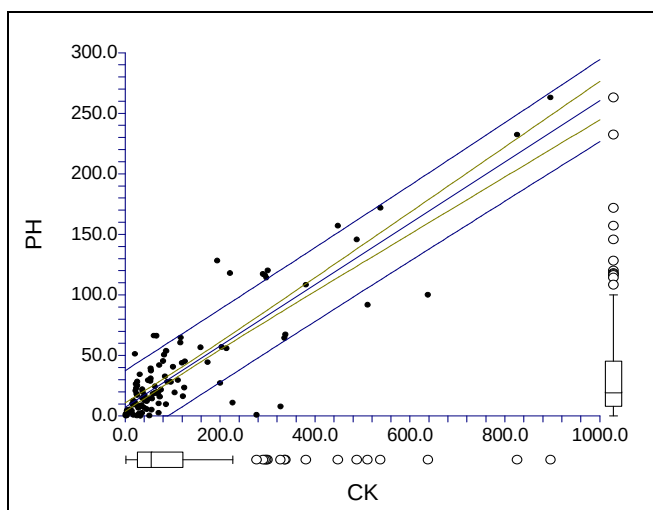


Graf 14 Náhodné chyby (residuals) pre vstup osobných nákladov v lineárnej produkčnej funkcii podnikov formy a. s.

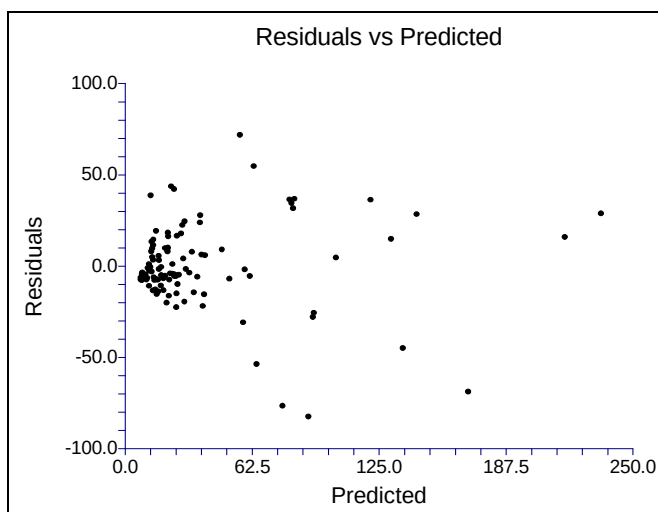
Ďalším vstupným produkčným faktorom je celkový úhrn aktív. Lineárna produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a celkovým úhrnom aktív (CK) v tvare:

$$PH = 7,347 + 0,253.CK; \quad R^2 = 0,764; \quad N = 107.$$

Ak sa zvýši celkový úhrn aktív o 1 mil. Sk, potom sa pridaná hodnota zvýši v priemere o 253 tis. Sk. Lineárna produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 76 percent je dostatočne vysoká. Graf zobrazuje situáciu v prípade lineárnej produkčnej funkcie so vstupom celkového úhrnu aktív. Náhodné chyby sú heteroskedastické. Lineárna produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 15 Lineárna produkčná funkcia so vstupom celkového úhrnu aktív (CK) stavebných podnikov právnej formy a. s. (PH je pridaná hodnota v mil. Sk)



Graf 16 Náhodné chyby (residuals) pre vstup celkového úhrnu aktív v lineárnej produkčnej funkcii stavebných podnikov právnej formy a. s.

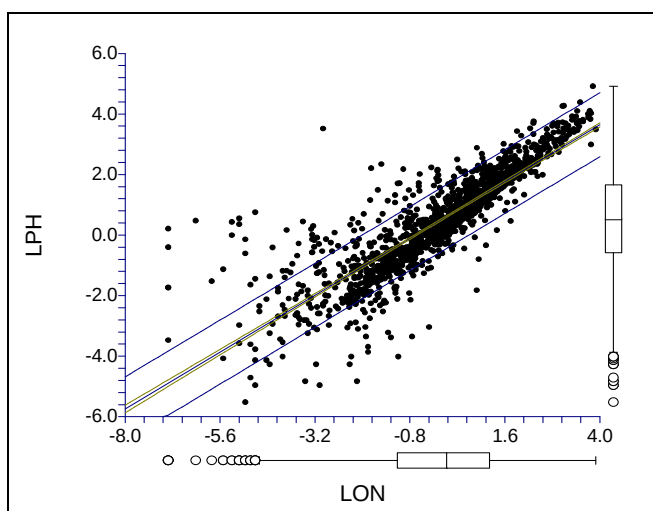
Jednofaktorové mocninové produkčné funkcie

Prvým vstupným faktorom sú osobné náklady. Jednofaktorová mocninová produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a osobnými nákladmi (ON) v tvare :

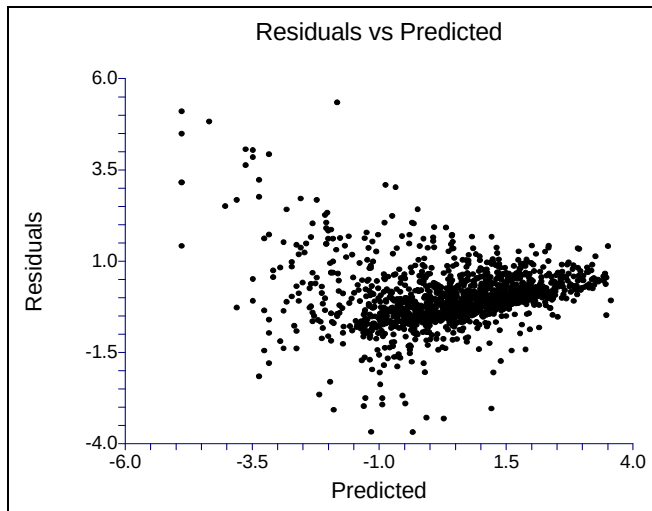
$$\ln PH = 0,522 + 0,783 \cdot \ln ON$$

$$R^2 = 0,745; \quad N = 1455.$$

Ak narastú osobné náklady o jedno percento, potom sa pridaná hodnota zvýši o 0,783 percenta. Produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Nie je splnená podmienka homoskedasticity. Koeficient determinácie 75 percent je uspokojivý. Mocninová produkčná funkcia podnikov s. r. o. nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 17 Mocninová produkčná funkcia so vstupom osobných nákladov (LON je $\ln ON$) podnikov právnej formy s. r. o. (LPH je $\ln PH$)



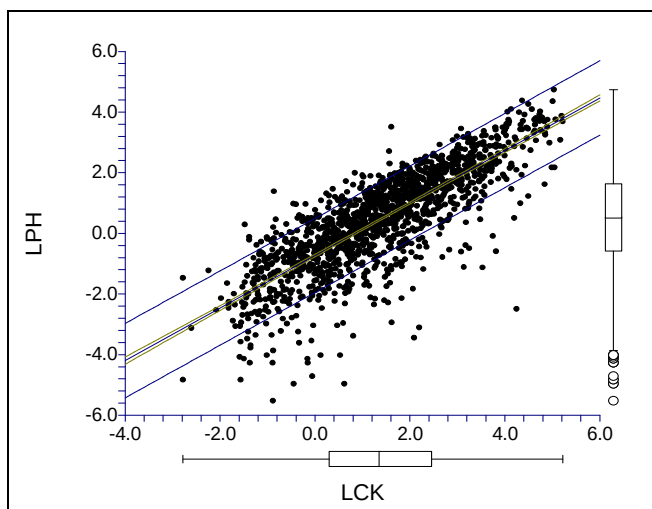
Graf 18 Náhodné chyby pre vstup osobných nákladov v mocninovej produkčnej funkcii podnikov formy s. r. o.

Druhým vstupným produkčným faktorom je celkový úhrn aktív. Jednofaktorová mocninová produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a celkovým úhrnom aktív (CK) v tvare :

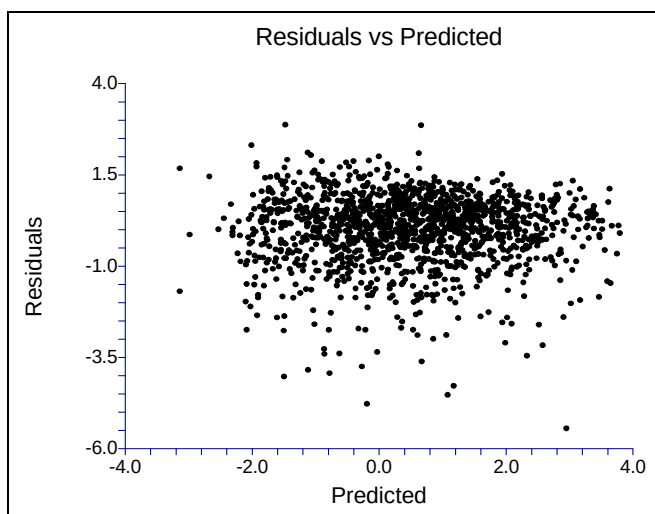
$$\ln PH = -0,726 + 0,867 \cdot \ln CK$$

$$R^2 = 0,656; \quad N = 1450.$$

Ak narastie celkový úhrn aktív o jedno percento, potom sa pridaná hodnota zvýši o 0,867 percenta. Mocninová produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Náhodné chyby sú rozptýlené v obdĺžnikovej oblasti a teda spĺňajú podmienku homoskedasticity. Koefficient determinácie 66 percent je uspokojivý. Mocninová produkčná funkcia spĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 19 Mocninová produkčná funkcia so vstupom celkového úhrnu aktív (LCK je $\ln CK$) podnikov formy s. r. o. (LPH je $\ln PH$)

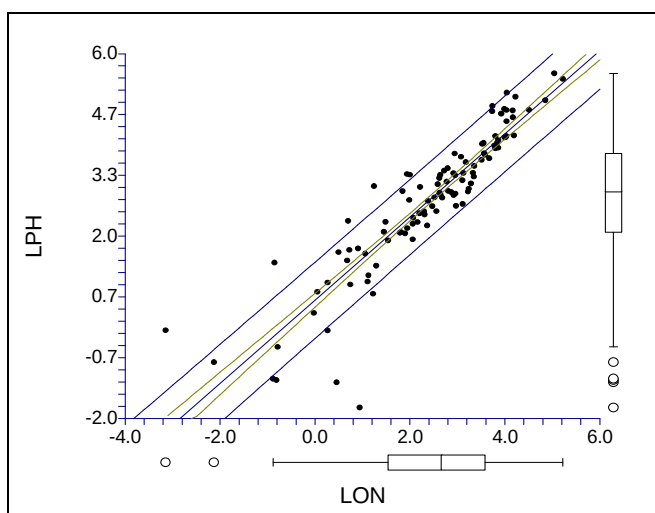


Graf 20 Náhodné chyby pre vstup celkového úhrnu aktív v mocninovej produkčnej funkcii podnikov formy s. r. o.

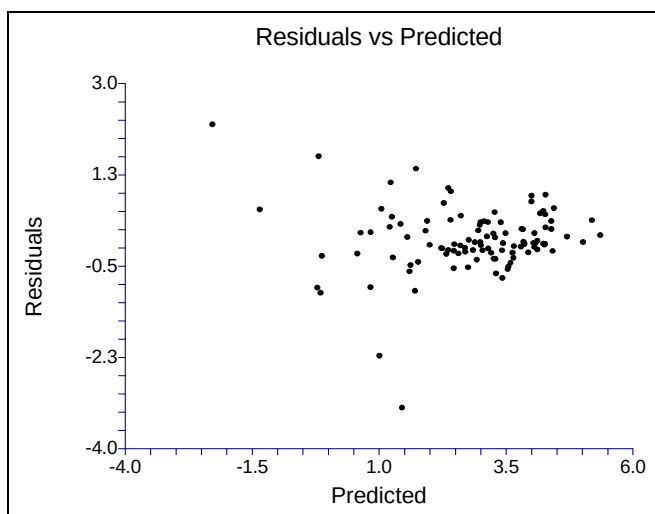
Výsledky pre a. s. Jednofaktorová mocninová produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a osobnými nákladmi (ON) v tvare :

$$\ln PH = 0,595 + 0,913 \cdot \ln ON \quad R^2 = 0,827; \quad N = 107.$$

Ak narastú osobné náklady o 1 percento, potom sa pridaná hodnota zvýši o 0,913 percenta. Produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 83 percent je vysoká. Mocninová produkčná funkcia pre vstup osobných nákladov podnikov formy a. s. zhruba spĺňa podmienku homoskedasticity. Mocninová produkčná funkcia spĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 21 Mocninová produkčná funkcia so vstupom osobných nákladov (LON je $\ln ON$) stavebných podnikov právnej formy a. s. (LPH je $\ln PH$)



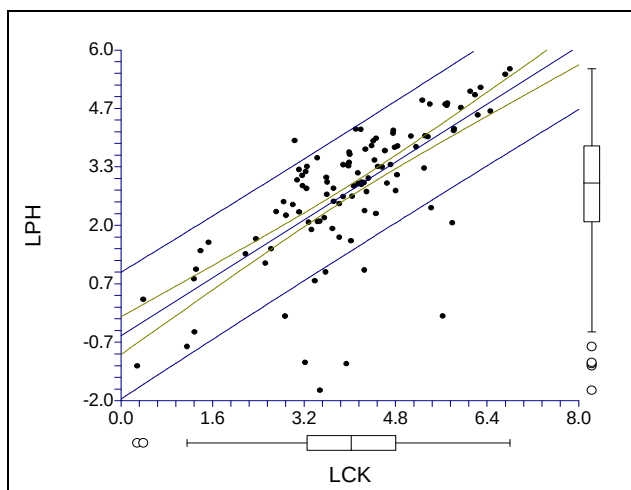
Graf 22 Náhodné chyby pre vstup osobných nákladov v mocninovej produkčnej funkcii stavebných podnikov právnej formy a. s.

Druhým vstupným produkčným faktorom je celkový úhrn aktív. Jednofaktorová mocninová produkčná funkcia opisuje závislosť medzi pridanou hodnotou (PH) a celkovým úhrnom aktív (CK) v tvare :

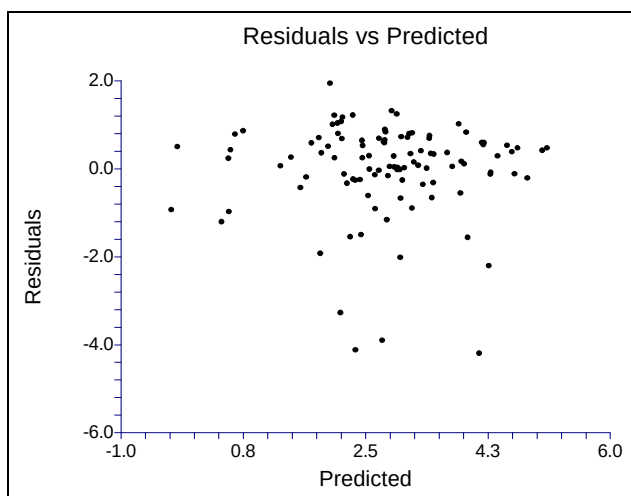
$$\ln PH = -0,515 + 0,826 \cdot \ln CK$$

$$R^2 = 0,513; \quad N = 107.$$

Ak narastie celkový úhrn aktív o 1 %, potom sa pridaná hodnota zvýši o 0,826 percenta. Produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie. Z grafu náhodných chýb pre vstup celkového úhrnu aktív podnikov formy a. s. je zrejmé, že nespĺňa podmienku homoskedasticity ako základné kritérium štatistickej verifikácie. Hodnota koeficientu determinácie 51 percent je uspokojivá. Mocninová produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 23 Mocninová produkčná funkcia so vstupom celkového úhrnu aktív (LCK je $\ln CK$) podnikov formy a. s. (LPH je $\ln PH$)



Graf 24 Logaritmus náhodných chýb (residuals) pre vstup celkového úhrnu aktív v mocninovej produkčnej funkcii stavebných podnikov právnej formy a. s.

Porovnanie parametrov jednofaktorových mocninových produkčných funkcií

Výsledky regresných parametrov jednofaktorových mocninových produkčných funkcií sú zhrnuté v tabuľke:

Tabuľka

Jednofaktorový mocninový regresný model - zhrnutie parametrov

Vstup	s. r. o.	a. s.
ON	0,783	0,913
CK	0,867	0,826

Vstup = vstupná premenná jednofaktorovej mocninovej produkčnej funkcie; ON = osobné náklady ; CK = celkový úhrn aktív (v mil. Sk);

Cobbova–Douglasova produkčná funkcia

Pri jej zostrojení autori vychádzali z nasledovných ekonomických predpokladov:

1. Objem výstupu je funkciou iba dvoch výrobných faktorov: práce a kapitálu. Medzi faktormi je neobmedzená vzájomná substitúcia. Od ostatných výrobných faktorov sa odhliada.
2. Marginálna účinnosť rastúceho výrobného faktoru klesá, ak sa množstvo druhého nemení. Marginálna účinnosť oboch faktorov je vždy pozitívna, t.j. zväčšujú objem výstupu.
3. Medzi objemom výstupu a veľkosťou výrobných nákladov je lineárna závislosť. Efektívnosť faktorov nezávisí od rozsahu výstupu.

Z matematického hľadiska ide o mocninovú funkciu dvoch premenných a jej tvar je

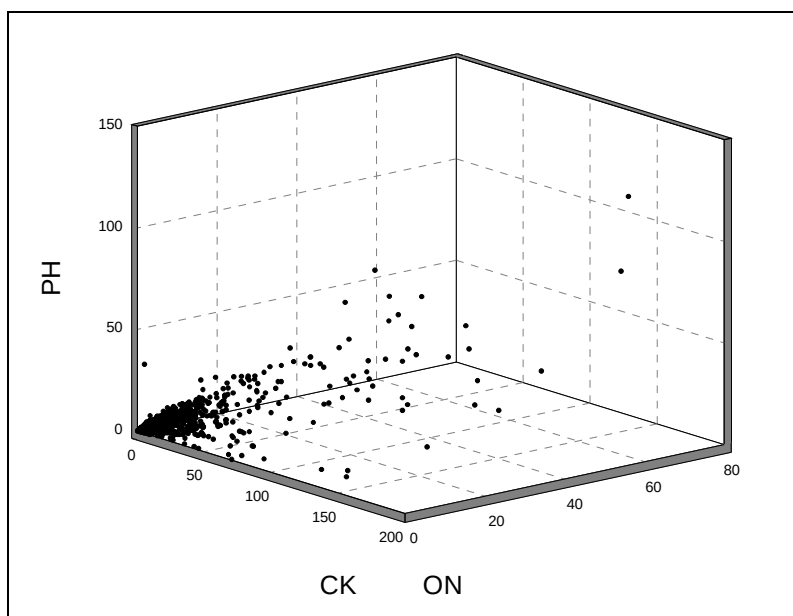
$$y = A.K^{\alpha}L^{\beta},$$

kde K je kapitál a L je množstvo vynaloženej práce.

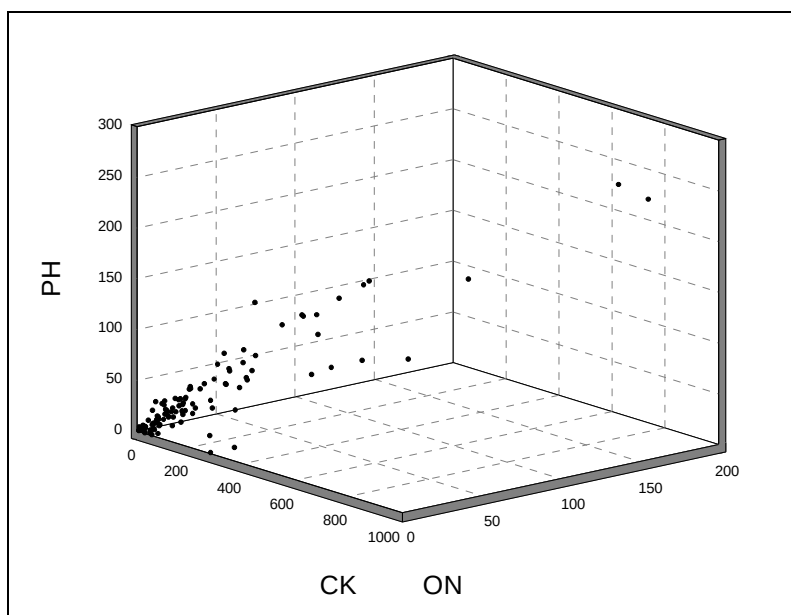
Tri neznáme koeficienty – A , α a β je potom možné určiť linearizovaním pomocou logaritmu alebo využiť priamo nelineárnu regresiu. Logaritmovanie má jednu podstatnú výhodu: vedie k modelu s parametrami, ktorých hodnota je priamo rovná elasticite príslušných ukazovateľov.

Na ďalej uvedených grafoch pre stavebné podniky formy s. r. o. a a. s. je v trojrozmernom priestore zobrazená dvojfaktorová empirická produkčná funkcia ako závislosť výstupu v podobe pridanej hodnoty (v mil. Sk) od vstupu pracovnej sily – osobných nákladov a celkového úhrnu aktív (v mil. Sk).

Použiť lineárnu dvojfaktorovú funkciu by bolo porušením apriórnych požiadaviek kladených na produkčné funkcie (napr. nevyhovuje neúplnej substitúcii faktorov). Z grafov je navyše zrejmé, že empirický produkčný povrch je silne zakrivený v blízkosti osí vstupných produkčných faktorov.



Graf 25 Empirická dvojfaktorová produkčná funkcia stavebných podnikov právnej formy a. s. (ON - osobné náklady, CK - celkový úhrn aktív, PH - pridaná hodnota)



Graf 26 Empirická dvojfaktorová produkčná funkcia stavebných podnikov právnej formy a. s. (ON - osobné náklady, CK - celkový úhrn aktív, PH - pridaná hodnota)

Na základe dostupných údajov sú ďalej uvedené výsledky parametrov Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie. Je uvedená v tvare linearizovaného regresného modelu. Opisuje závislosť medzi výstupom (pridanou hodnotou - PH) a dvomi vstupmi (osobné náklady - ON, celkový úhrn aktív - CK) v tvare :

$$\ln PH = -0,009 + 0,529 \ln ON + 0,430 \ln CK; \quad R^2 = 0,830; \quad N = 1450.$$

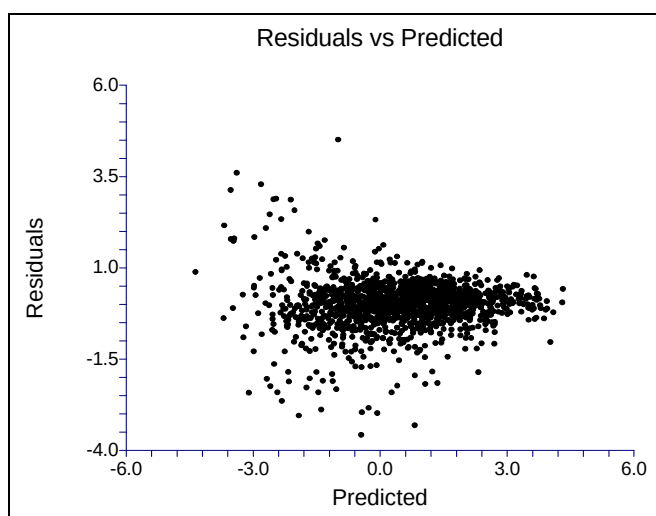
Regresný parameter účinnosti osobných nákladov je 0,529. Ak sa zvýšia osobné náklady o jedno percento (pri nezmenenom celkovom úhrne aktív), potom pridaná hodnota narastie o 0,529 percenta.

Regresný parameter účinnosti celkového úhrnu aktív je 0,430. Ak sa zvýši celkový úhrn aktív o jedno percento (pri nezmenených osobných nákladoch), potom pridaná hodnota narastie o 0,430 percenta.

Parametre účinnosti osobných nákladov a celkového úhrnu aktív sú menšie ako jedna.

Veľkosť a znamienko regresných parametrov je v súlade s ekonomickou teóriou. Cobbova–Douglasova produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie.

Cobbova–Douglasova produkčná funkcia pre stavebné podniky právnej formy spoločnosť s ručením obmedzeným spĺňa základnú štatistickú verifikáciu. Pre kontrolu je vhodné opäť použiť graf náhodných chýb. Ich rozdelenie je rozptýlené v elipse, ale obdĺžniku. Podmienka homoskedasticity je teda otázná. Hodnota koeficientu determinácie 83 percent je vysoká. Cobbova–Douglasova produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie



Graf 27 Náhodné chyby logaritmu pridanej hodnoty Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov právnej formy s. r. o.

Výsledky sú podobné pre Cobbovu-Douglasovu produkčnú funkciu stavebných podnikov právnej formy a. s. Cobbova-Douglasova produkčná funkcia je uvedená v tvare lineárneho regresného modelu. Opisuje závislosť medzi výstupom (pridanou hodnotou - PH) a vstupmi (osobné náklady - ON, celkový úhrn aktív - CK) v tvare :

$$\ln PH = -0,003 + 0,776 \cdot \ln ON + 0,238 \ln CK; \quad R^2 = 0,851; \quad N = 107.$$

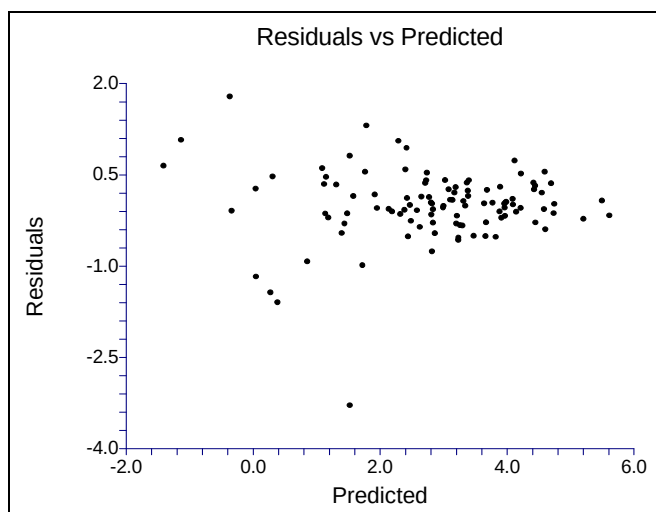
Regresný parameter účinnosti osobných nákladov je 0,776. Ak sa zvýšia osobné náklady o jedno percento (pri nezmenenom celkovom kapitále), potom pridaná hodnota narastie o 0,776 percenta.

Regresný parameter účinnosti celkového úhrnu aktív je 0,238. Ak sa zvýši celkový úhrn aktív o jedno percento (pri nezmenených osobných nákladoch), potom pridaná hodnota narastie o 0,238 percenta.

Obidva produkčné faktory majú účinnosti vstupov v Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcii menšie ako číslo jedna.

Veľkosť a znamienko regresných parametrov je v súlade s ekonomickou teóriou a preto Cobbova-Douglasova produkčná funkcia spĺňa požiadavky ekonomickej verifikácie.

Situácia v štatistickej verifikácii ohľadom homoskedasticity náhodných chýb Cobbovej–Douglasovej funkcie stavebných podnikov právnej formy a. s. je tiež nepriaznivá. Hodnota koeficientu determinácie 85 percent je dostatočne vysoká. Cobbova–Douglasova produkčná funkcia nespĺňa požiadavky štatistickej verifikácie.



Graf 28 Náhodné chyby (residuals) logaritmu pridanej hodnoty Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov právnej formy a. s.

Porovnanie účinnosti vstupov Cobbovej– Douglasovej PF

Tabuľka obsahuje výsledky parametrov Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie pre stavebné podniky právnej formy a. s. pomocou zlogaritmovaného regresného modelu.

Tabuľka

Parametre CD produkčnej funkcie stavebných podnikov obidvoch právnych foriem

Premenná	s. r. o.	a. s.
ln ON	0.529	0.776
ln CK	0.430	0.238

Z tabuľky vyplýva:

1. Účinnosti (elasticity) osobných nákladov Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie stavebných podnikov obidvoch právnych foriem sú väčšie ako účinnosti (elasticity) celkového úhrnu aktív.
2. Účinnosť (elasticita) osobných nákladov Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie je väčšia pri stavebných podnikoch formy a. s. v porovnaní s podnikmi s. r. o.
3. Účinnosť (elasticita) celkového úhrnu aktív Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie je väčšia pri stavebných podnikoch formy s. r. o. v porovnaní s podnikmi a. s.
4. Súčet účinností (elasticít) priemerného evidenčného počtu zamestnancov vo fyzických osobách a celkového úhrnu aktív Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie je pri stavebných podnikoch formy s. r. o. rovný 0,959, pri podnikoch formy a. s. rovný 1,014. Na základe toho sa dá vyvodiť konštantnosť výnosov z rozsahu (lineárna homogenita) Cobbovej–Douglasovej produkčnej funkcie.

Záver

Všetky odhadované produkčné funkcie spĺňajú ekonomickú verifikáciu, ale nespĺňajú štatistickú verifikáciu pre viac menej silnú heteroskedasticitu chýb. To samozrejme neznamená,

že výskum končí. Je to len začiatok. Možností je viac: rozdeliť súbor ďalej podľa OKEČ alebo krajov alebo skúsiť produktivnú funkciu. Vzhľadom na nedostupnosť počtu zamestnancov je to však otázne. Cieľom príspevku bolo poskytnúť určitý úvod do problematiky odhadov produkčných funkcií z reálnych slovenských údajov a tiež ako pokus o možné ďalšie úvahy a postupy naznačeným smerom.

Literatúra:

Ambroš, P. 1971. Produkčné funkcie v ekonomike poľnohospodárskych podnikov. Bratislava : Príroda, 1971

Cobb, C. W. - Douglas, P.H. 1928. A Theory of Production. In: American Economic Review, Vol. 18, p.139-65.

Humphrey, T.M. Algebraic Production Functions and Their Uses before Cobb-Douglas. In : Economic Quarterly, Vol. 83 / 1, 1997, 51 - 83, Federal Bank Reserve of Richmond

Hušek, R. – Maňas, M. 1989. Matematické modely v ekonomii. Praha : SNTL, 1989. ISBN 80-03-00098-X

Obtulovič, P. 1990. Ekonometria. Nitra : VŠP, 1990. ISBN 80-85175-70-3

Sojka, J. 1986. Matematické modelovanie ekonomických procesov. Bratislava : Alfa, 1986

Meloun, M. – Militký, J. 1998. Statistické zpracování experimentálních dat. Praha : Arsa magna, 1998. ISBN 80-7219-003-2

Kontakt na autora:

RNDr. Samuel Koróny

Ústav vedy a výskumu UMB

Cesta na amfiteáter 1

974 01 Banská Bystrica

Email: samuel.korony@umb.sk

VYUŽITIE METÓD DATA MININGU NA DETEKCIU PODVODOV V TELEKOMUNIKÁCIÁCH

Iveta Stankovičová

Abstract

Data mining offers a range of techniques that can go well beyond computer monitoring and identify suspicious cases based on patterns that are suggestive of fraud. Predictive modelling attempts to generalize from training data, requiring the presence of historical or preclassified data, which already have been analyzed, with the fraudulent cases identified. Since the fraudulent cases are rare, sampling in this case is a means to concentrate their occurrence to the point where a generalization of their properties may become successful.

Data mining involves an interactive, iterative procedure in order to generate new information from data. "SAS Institute defines data mining as the *process* of selecting, exploring, and modelling large amounts of data to uncover previously unknown patterns of data for *business advantage*".

Úvod

V súčasnosti sa prípady podvodov objavujú v médiách, o problematike podvodov sa vedú diskusie v rámci odbornej verejnosti, začínajú sa objavovať *workshopy* zamerané na efektívne riadenie rizík súvisiacich s podvodmi, zamestnanci firiem sa podrobujú čoraz prísnejším predpisom a podnikové informačné systémy zbierajú množstvo dát súvisiacich s podnikovými činnosťami najrôznejšieho druhu. Napriek tomu sa podvody dejú každý deň a naberajú stále prepracovanejšie podoby, ktoré sa premietajú do strát spoločností.

Podvody sú jedným z významných rizík, ktoré môže mať deštrukčné následky na podnikanie. Základným predpokladom pre úspešné riadenie tohto rizika je, že si manažéri uvedomia jeho existenciu a fakt, že je potrebné sa touto témou vážne zaoberať pri určovaní a ohodnocovaní podnikateľských rizík. Druhým predpokladom pre jeho úspešné zvládnutie je vytvorenie organizačného prostredia netolerujúceho podvody, ako aj vhodných kontrolných mechanizmov zameraných na prevenciu a detekciu podvodov.

V turbulentnom prostredí neustálych zmien musí mať manažér k dispozícii kvalitné, včasné a relevantné informácie ako základ pre rozhodovanie a ohodnocovanie rizík spáchania podvodov.

Práve data mining nachádza čoraz širšie uplatnenie ako integrovaná súčasť monitorovacích systémov mnohých organizácií, ktoré pracujú s veľkým objemom dát. Dáta je potrebné spracovať rýchlo a presne, pretože práve rýchlosť a detailnosť hrá dôležitú a rozhodujúcu úlohu pri boji s podvodmi.

Detekcia a prevencia podvodov za využitia data minigových metód prináša mnohým organizáciám pomerne novú príležitosť. V súčasnosti investovanie do tejto oblasti predstavuje strategickú výzvu, ktorá by mala v budúcnosti priniesť znížovanie nákladov, budovanie dobrého mena organizácie a širokej základne verných zákazníkov.

V nasledujúcej časti využijeme metódy data miningu pri identifikácii skrytých vzorov (patterns) v dátach, ktoré indikujú prítomnosť podvodného zneužitia telefónnych kariet.

Obchodný problém

Telekomunikačná spoločnosť, ktorá vydáva telefónne karty a sprostredkúva služby hlasového a dátového prenosu, zaznamenala niekoľko prípadov podvodov. Vysoká konkurencia v telekomunikačných spoločnostiach a vysoké náklady na krytie strát spôsobených podvodmi nútia spoločnosť podniknúť preventívne kroky s cieľom eliminácie podvodov.

Spoločnosť má záujem o identifikovanie podozrivých prípadov, aby mohla zaviesť opatrenia, ktoré by obmedzili ich výskyt v budúcnosti. Predikcia podvodov formou pridelenia skóre novým kontraktom spoločnosť upozorní na potenciálne zneužitie kontraktu.

Výber a príprava dát na modelovanie

Základom pre analýzu podvodov pomocou data miningu sú údaje o zákazníkoch z operatívnych systémov telekomunikačnej spoločnosti. Spoločnosť zozbierala za posledných 6 mesiacov dáta, v ktorých existuje premenná (FRAUD), ktorá reprezentuje podvody.

Premenné (spolu 94 vstupných premenných) poskytujú okrem základných informácií o zákazníkovi ako je vek, pohlavie, región, počet kariet, počet mesiacov od uzavretia kontraktu, počet mesiacov do ukončenia záväzku, aj informácie o počtoch hovorov, trvaní hovorov, hodnote zisku, atď. pre konkrétnu SIM kartu za jednotlivé mesiace. Premenné sú prevažne číselné a spojité na intervale nameraných hodnôt. Niekoľko premenných je binárnych, resp. ordinálnych.

Súbor obsahuje celkovo 20 000 pozorovaní, z ktorých 253 bolo identifikovaných ako podvody. V percentuálnom vyjadrení reprezentujú identifikované podvody len 1,25% z celkových dát.

Premenná podvod (FRAUD) vystupuje ako cieľová premenná (*target*) a je binárna, s obmenami 0 a 1:

- 0 – transakcia nebola identifikovaná ako podvod,
- 1 – transakcia bola identifikovaná ako podvod.

Percento identifikovaných podvodov v dátach (1,25%) je príliš nízke na to, aby sa model dokázal „naučiť“ rozpoznať podvody z historických údajov. Pre zvýšenie vlastnosti „podvodu“ v dátach sa v praxi využíva tzv. prevzorkovanie (oversampling). Je to neštatistická metóda, ktorá zvyšuje šance data minigových algoritmov pre správnu predpoveď výskytu cieľovej premennej.

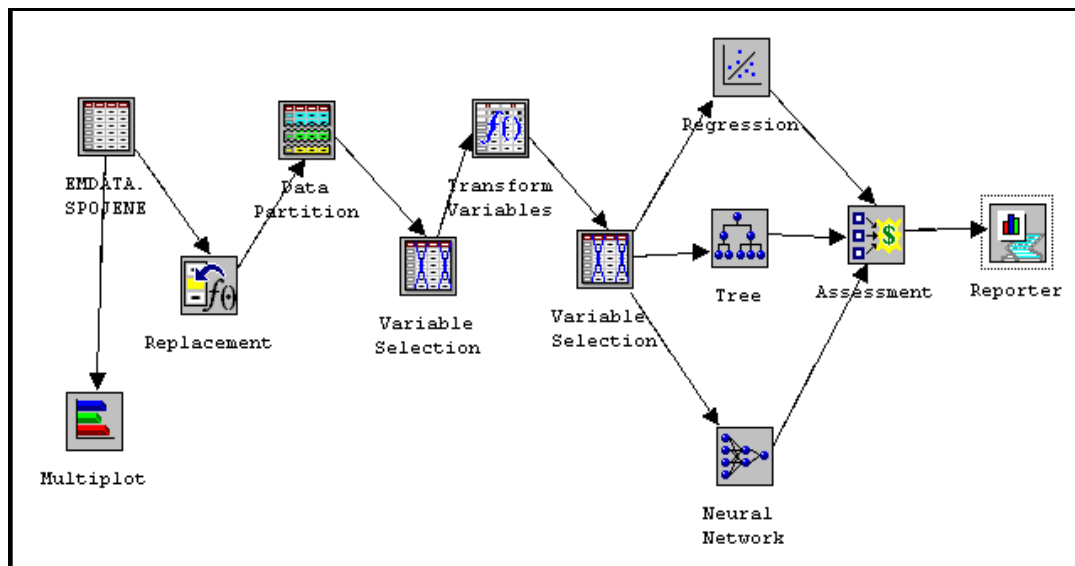
Tréningový dátový súbor vytvoríme tak, že použijeme všetky údaje o podvodoch (t.j. 253 pozorovaní - štatistických jednotiek) a spojíme ich s náhodným výberom o rozsahu 10% zo zvyšných dát, na ktorých nebol zaznamenaný podvod (t.j. 1 975 pozorovaní). Po zlúčení sme získali výberový súbor *EMDATA.SPOJENIE* o rozsahu 2 228 pozorovaní, v ktorom podiel podvodov bude predstavovať až 11,36% (tzn. zvýšenie podielu podvodov vo vzorke cca desaťnásobne oproti pôvodnému súboru).

Výber stratégie modelovania

Cieľom analýzy je predikcia podvodu na telefónnej karte. Vhodnými nástrojmi na modelovanie sa ukazujú byť logistická regresia, rozhodovacie stromy a neurónové siete.

Tréning a hodnotenie modelov

Prostredie systému SAS Enterprise Miner™ umožňuje vytvoriť model na predikciu podvodov v telekomunikáciách ako projekt. Projekt má podobu procesného diagramu (*process flow*), z ktorého je vidieť postupnosť krokov (obrázok 1).



Obrázok 1: Procesný diagram

Uzly (*nodes*) v procesnom diagrame reprezentujú postupnosť krokov v modelovacom procese od výberu zdroja dát až po porovnanie a zhodnotenie modelov.

Niektoré riadky v dátach obsahujú chýbajúce hodnoty (*missing values*) pri niektorých premenných. Na nahradenie chýbajúcich dát slúži uzol *Replacement*. Pre spojité (*interval variables*) premenné sme využili možnosť nahradenia chýbajúcich hodnôt metódou založenou na rozhodovacích stromoch (*Tree imputation*). Pre diskrétne premenné (*class variables*) sme zvolili metódu nahradenia chýbajúcej hodnoty hodnotou s najčastejším výskytom. (Např. pri premennej *SEX* je chýbajúca hodnota nahradená hodnotou *male* = muž, pretože spoločnosť má viac zákazníkov mužov ako žien.)

Po nahradení chýbajúcich hodnôt sme dáta rozdelili na tréningovú a hodnotiacu množinu v pomere 80% a 20% (uzol *Data Partition*). Využili sme metódu stratifikovaného výberu podľa premennej *FRAUD*, ktorá zabezpečuje rovnaký percentuálny výskyt podvodov v tréningovej ako aj hodnotiacej množine dát.

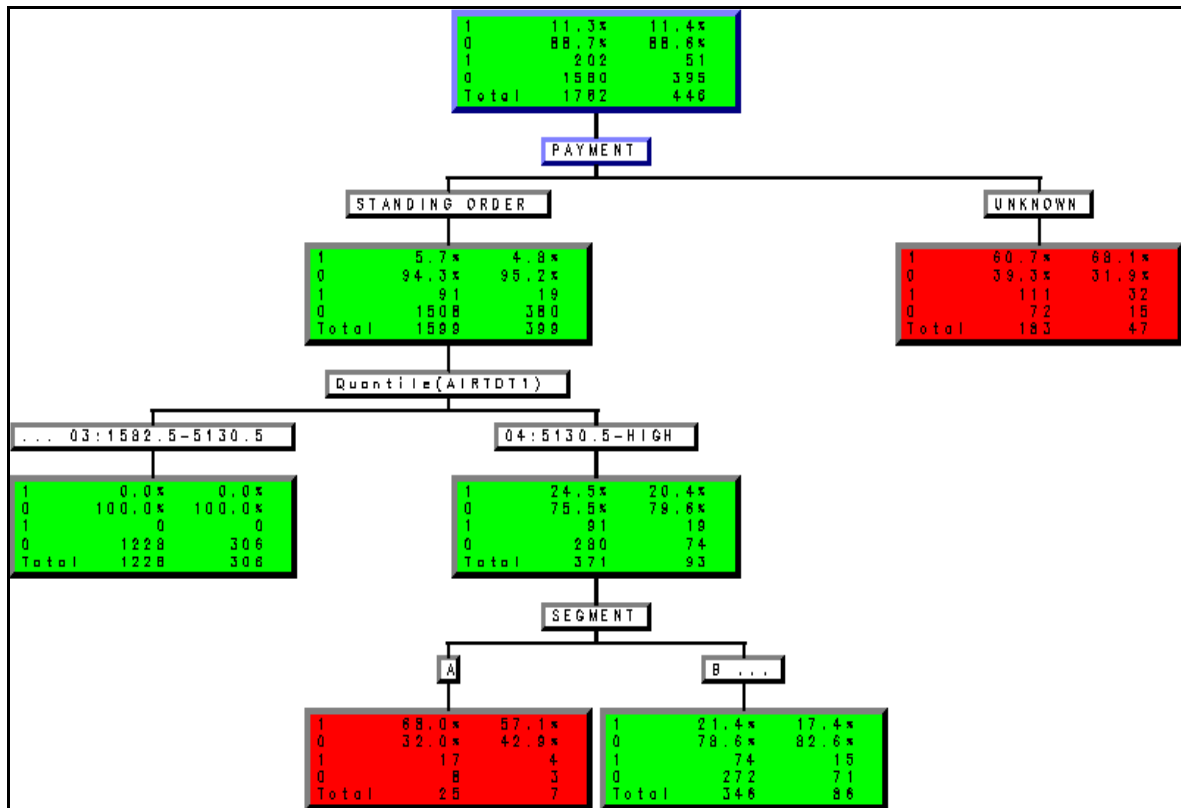
V nasledujúcom kroku (uzol *Variable Selection*) sme zo všetkých vstupných premenných vybrali pre modelovanie podvodov iba štatisticky významné premenné vo vzťahu k cieľovej premennej *FRAUD*. K tomuto účelu sme využili jednu z ponúkaných štatistík v tomto uzle, konkrétne χ^2 štatistiku, pretože cieľová premenná *FRAUD* je binárna.

Pre vstupy do data minigových modelov sme intervalové premenné pretransformovali do kategoriálneho tvaru (uzol *Transform Variables*), ktorý lepšie zodpovedá binárnemu rozmeru cieľovej premennej a modelom logistickej regresie, rozhodovacích stromov a neurónových sietí. Zvolili sme transformáciu pomocou kvantilov, ktoré zadedia spojité intervalové dáta do štyroch kategórií podľa rozdelenia početnosti premennej.

Model rozhodovacieho stromu

Rozhodovací strom našiel ako významné vstupné premenné pre predikciu podvodov nasledovné premenné: PAYMENT (spôsob platby), AIRTOT1 (celkový počet minút v mobilnej sieti - prichádzajúcich aj odchádzajúcich hovorov - za posledný mesiac) a SEGMENT (zákaznícky segment).

Vytvorený rozhodovací strom je znázornený na nasledujúcom obrázku (obrázok 2), pričom v listoch vyfarbených červenou (resp. tmavšou) farbou je pravdepodobnosť nastatia podvodu (FRAUD = 1) vyššia ako 50%.



Obrázok 2: Rozhodovací strom

Jedno z výsledných rozhodovacích pravidiel (English Rules) stromu z výstupu programu SAS Enterprise MinerTM špecifikuje nasledujúce zistenie (obrázok 3): Pokiaľ spoločnosť nevie identifikovať spôsob platby za služby, potom sa s pravdepodobnosťou 60,7% jedná o podvod zo strany zákazníka.

IF PAYMENT EQUALS UNKNOWN			
THEN			
NODE	:		3
N	:		183
1	:		60.7%
0	:		39.3%

Obrázok 3: Rozhodovacie pravidlo (English Rule) pre list č. 3

Na ohodnotenie výsledkov rozhodovacieho stromu využijeme zmätočnú maticu (obrázok 4), ktorá porovnáva zhodu predikovaných prípadov podvodu so skutočnými výskytmi podvodov.

Table of target by output				
target	output			
Frequency				
Percent				
Row Pct				
Col Pct	0	1	Total	
-----+-----+-----+-----+-----				
0	377	18	395	
	84.53	4.04	88.57	
	95.44	4.56		
	96.17	33.33		
-----+-----+-----+-----+-----				
1	15	36	51	
	3.36	8.07	11.43	
	29.41	70.59		
	3.83	66.67		
-----+-----+-----+-----+-----				
Total	392	54	446	
	87.89	12.11	100.00	

Obrázok 4: Presnosť predpovede podvodov modelom rozhodovacieho stromu na hodnotiacej množine dát

Hodnotu 0 model predpovedá s presnosťou 95,4% a hodnotu 1 (výskyt podvodu) s presnosťou 70,6% na tréningovej množine dát. Na kontrolnej (hodnotiacej) množine dát model správne predpovedal 66,7% prípadov podvodov. Rozhodovací strom správne zadelil až 96,2% kontraktov, pri ktorých sa podvod nevyskytol (políčko [0,0] na obrázku 4).

Celková presnosť predpovede obidvoch hodnôt (0 a 1) modelovanej premennej FRAUD v hodnotiacej množine dát bola 92,6% ($377+36=413$; $413/446=0,9260$). Ukazovateľ podielu nesprávnej predpovede (Missclassification Rate) v hodnotiacej množine dát bol 7,4%.

V súlade s obchodným cieľom nás zaujíma hlavne percento správne predikovaných udalostí nastatia podvodu (FRAUD = 1).

Záver

Na základe obchodného cieľa a celkového zhodnotenia výsledkov jednotlivých modelov, považujeme za najlepšie model rozhodovacieho stromu.

Model by sme mohli implementovať v praxi prisúdením výstražného skóre pre kontrakty, ktoré model identifikuje za podvodné. Systém by tak pri prekročení zadanej hranice predikovanej pravdepodobnosti (napr. 60%) pre konkrétny záznam upozornil spoločnosť na možnosť existencie podvodu. Na základe toho by mohli zástupcovia spoločnosti kontaktovať zákazníka, resp. pozastaviť poskytovanie služieb, pokiaľ sa nepreukáže korektnosť transakcie.

Data mining je efektívnym nástrojom na detekciu podvodov. Na to, aby takéto modely na detekciu podvodov v praxi fungovali, je potrebné dôsledne sa venovať zberu, príprave a spracovaniu údajov v podnikovom informačnom systéme.

Použitá literatúra

- [1] KALKARNI, J. – WALKER, E.: Fraud Detection in the Financial Services Industry. Cary: SAS Institute Inc. 1999
- [2] KLEINBUAM, D. G.: Logistic Regression. A Self-Learning Text. 1994 Springer–Verlag New York, Inc., ISBN 0-387-94142-8
- [3] SAS INSTITUTE INC.: *Applying Data Mining Techniques Using Enterprise Miner Course Notes*. Book code 58801. SAS Institute Inc., Cary, USA. 2002.
- [4] SAS INSTITUTE INC.: *CRM and data mining (Case studies)*. Business Knowledge Overview Course. SAS Institute Inc., Cary, USA. 2002.
- [5] NAUTA, K.R. – MATKOVSKY, I.P.: Using Data Mining Techniques for Fraud Detection. Cary: SAS Institute Inc. 1999
- [6] SAS OnLine Documentation: <http://support.sas.com/91doc/docMainpage.jsp>
- [7] STANKOVIČOVÁ, I.: Štatistické metódy a hĺbková analýza dát (Data Mining). In: Prastan 2002. Bratislava: SŠDS 2002. s. 71-85. ISBN 80-88946-22-0
- [8] STANKOVIČOVÁ, I.: Logická regresia a hĺbková analýza dát (Data Mining). Zborník príspevkov z 11. slovenskej štatistickej konferencie: Štatistické metódy v praxi. Bratislava, SŠDS 2002. ISBN 80-88946-19-0

Kontaktná adresa: Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
 Katedra informačných systémov
 Fakulta managementu UK
 Odbojárov 10, 820 05 Bratislava
 e-mail: iveta.stankovicova@fm.uniba.sk

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerných štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

Makroekonomický vývoj SR do apríla 2006

Jozef Chajdiak

Abstract

The article contains graphical presentation of macroeconomical development SR

Celkovo možno náš makroekonomický vývoj charakterizovať ako ešte stále zlý stav s prevažne dobrou tendenciou vývoja.

Vo vývoji HDP s stálych cenách 1995 na obr. 1 môžeme konštatovať dve etapy: do roku 1998 a po roku 1999. Úroveň konca druhej etapy (6 percentný rast v roku 2005) sa približuje začiatku prvej etapy. Na obr. 2 je znázornený analogický rast HDP v bežných cenách. Keďže jeho objem je formovaný okrem zmeny naturálnych objemov produkcie aj zmenou cien, sú hodnoty indexov trochu vyššie a variabilnejšie.

Podiel čistého úveru všeobecnej vláde na objeme HDP (obr. 3) mierne rastie a v súčasnosti sa pohybuje na úrovni cez 27 %.

Hospodárenie so štátnym rozpočtom je zobrazené na obr. 4 až obr. 6. V poslednom roku sa zlepšila veľkosť schodku štátneho rozpočtu. Napriek tomu však treba konštatovať, že za obdobie 1999 až 2005 úhrnný schodok je 299 mld. Sk (čo kladie aj otázky, či zámerom privatizácie je skutočne posilnenie našich pozícií o fondy strategických investorov alebo len jednoducho z privatizačných príjmov platíme to, čo sme prejedli?).

Na obr. 7 je vývoj indexu spotrebiteľských cien (CPI) voči januáru 1989. Vidíme, že jedna koruna z roku 1989 v súčasnosti už „stojí“ vyše 6 slovenských korún.

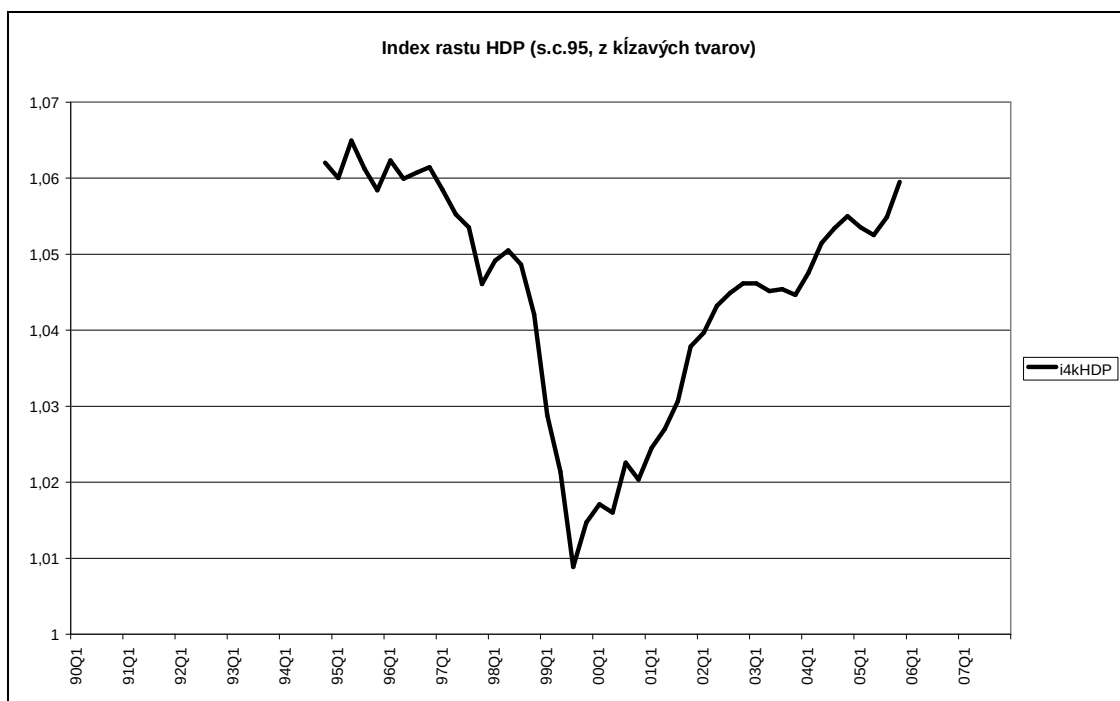
Kurz slovenskej koruny voči euru (obr. 8) sa v súčasnosti mierne spevňuje a naopak kurz slovenskej koruny voči českej korune (obr. 9) sa v súčasnosti mierne zmäkčuje.

Mzdový vývoj je na obr. 10 a obr. 11. Vidíme, že oproti roku 1989 (s platmi pod 3000 korún sa v súčasnosti už dostávame na úroveň mierne pod dvadsaťtisíc korún. Naopak v reálnej mzde až v 4. štvrtroku 2005 sa podarilo prekročiť mzdovú úroveň roku 1989.

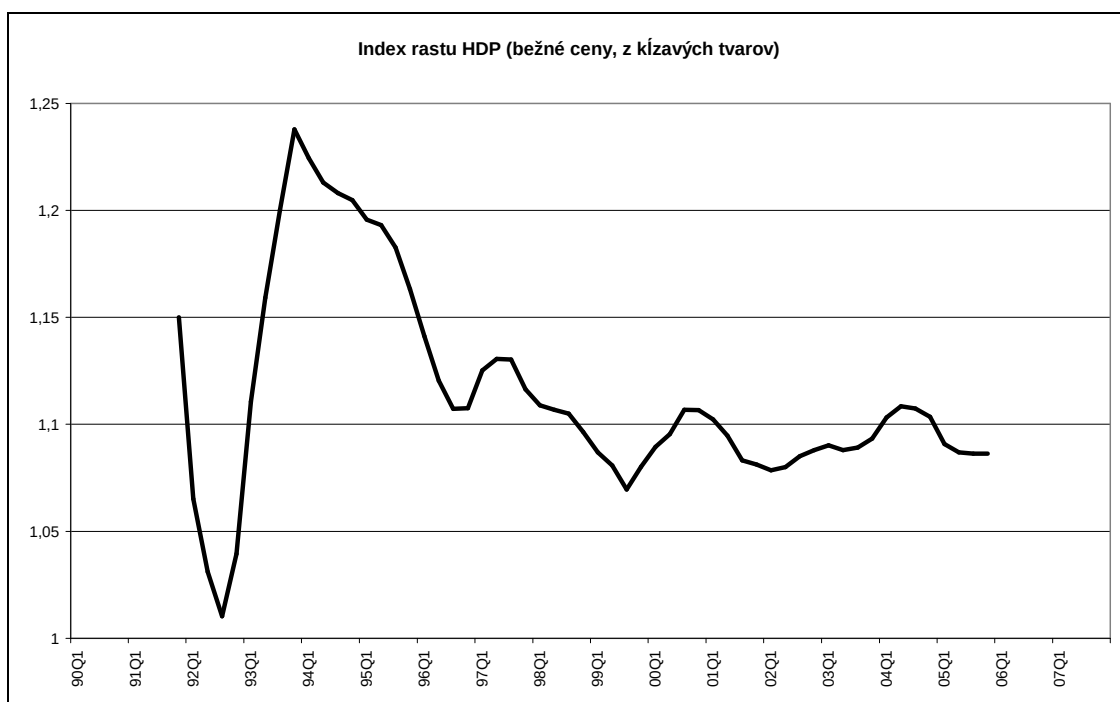
Na obr. 12 je znázornený vývoj celkového počtu nezamestnaných. Oproti vrcholom v rokoch 2000 až 2002 ich počet postupne klesá a dostáva sa k úrovni 300 tisíc nezamestnaných.

Vývoj zahraničného obchodu je na obr. 13 a obr. 14. V súčasnom období opäť vidíme, zhoršovanie salda zahraničného obchodu (-85 mld. Sk).

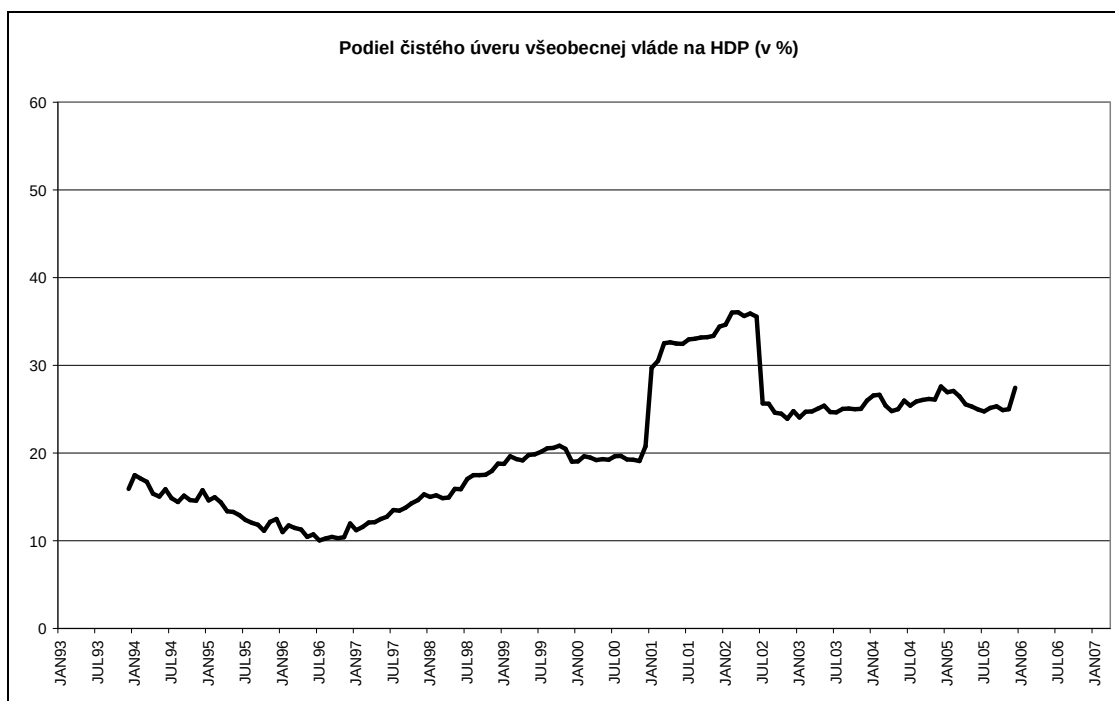
Vývoj kľzavých ročných objemov príjmov štátneho rozpočtu z dane z pridanej hodnoty je na obr. 15. Kým v nominálnych cenách môžeme konštatovať dynamický rast ich objemu, po zohľadnení inflácie a prepočte na ceny decembra 2005 je ich rast dynamický prakticky len v roku 2005. Tento rast je zreteľný aj v prepočte na objem HDP (obr. 16).



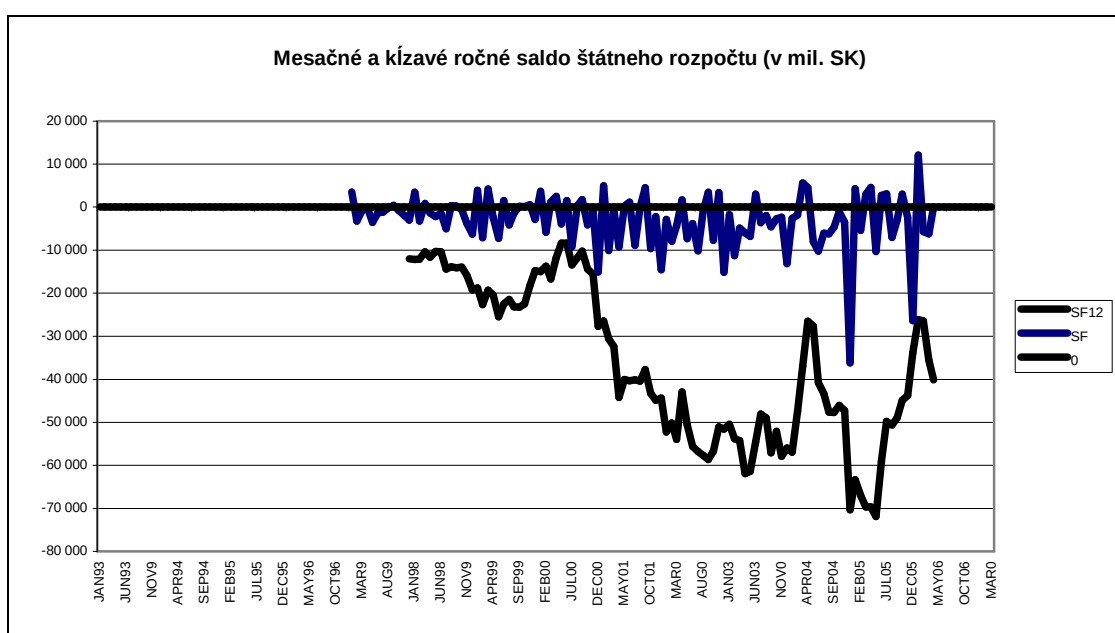
Obr. 1 Medziročný index rastu kľavého ročného objemu HDP v s.c. 1995



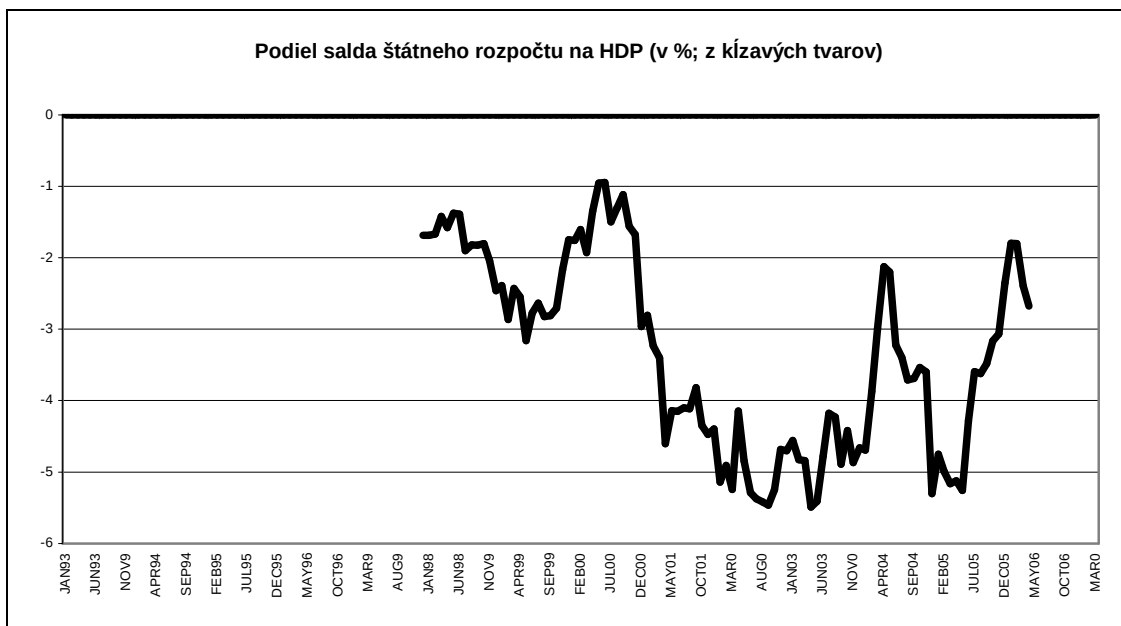
Obr. 2 Medziročný index rastu kľavého ročného objemu HDP v bežných cenách



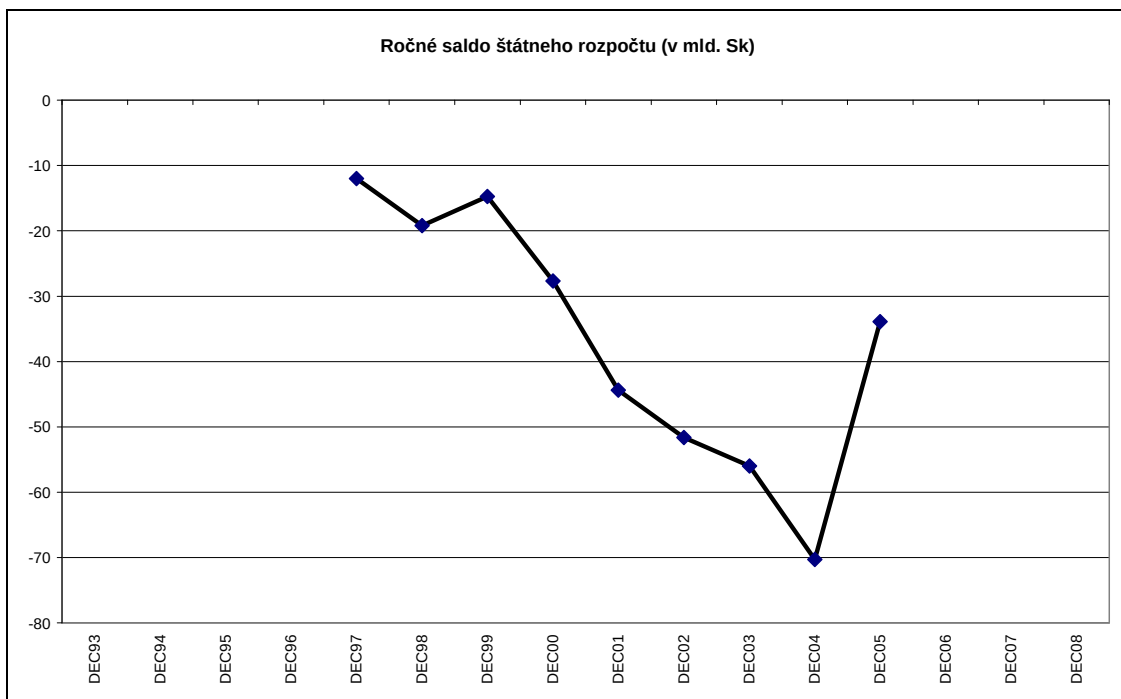
Obr. 3 Podiel čistého úveru všeobecnej vláde na HDP (v %)



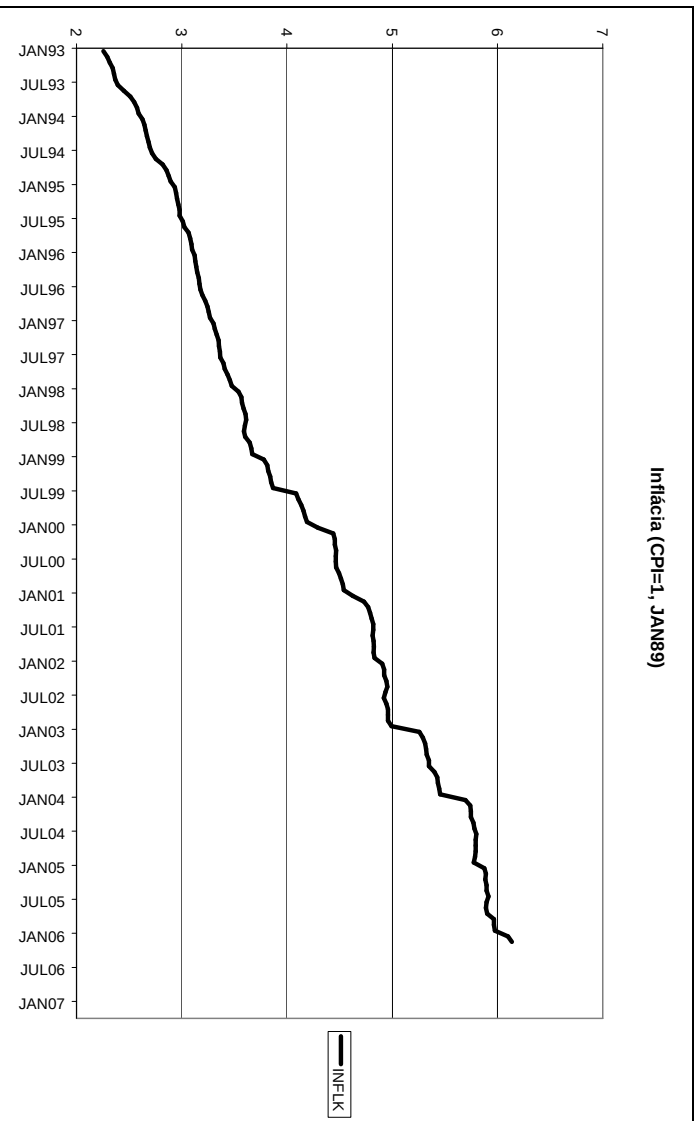
Obr. 4 Mesačné a kĺzavé ročné saldo štátneho rozpočtu (v mil. Sk)



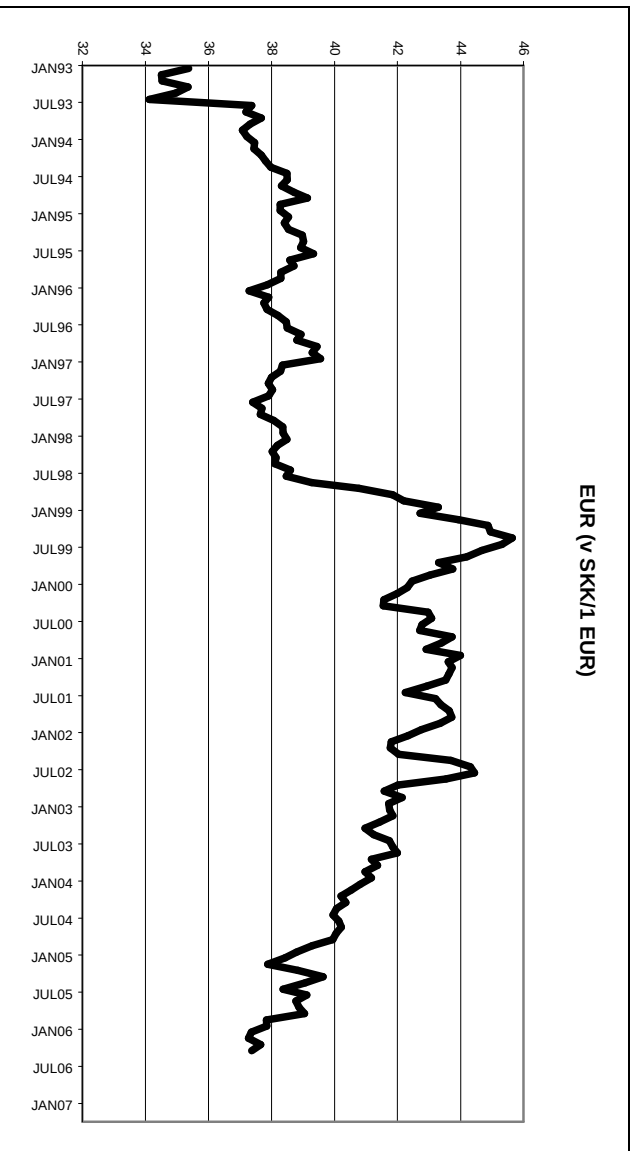
Obr. 5 Podiel kĺzavého ročného salda štátneho rozpočtu na HDP (v %)



Obr. 6 Ročný objem salda štátneho rozpočtu (v mld. Sk)



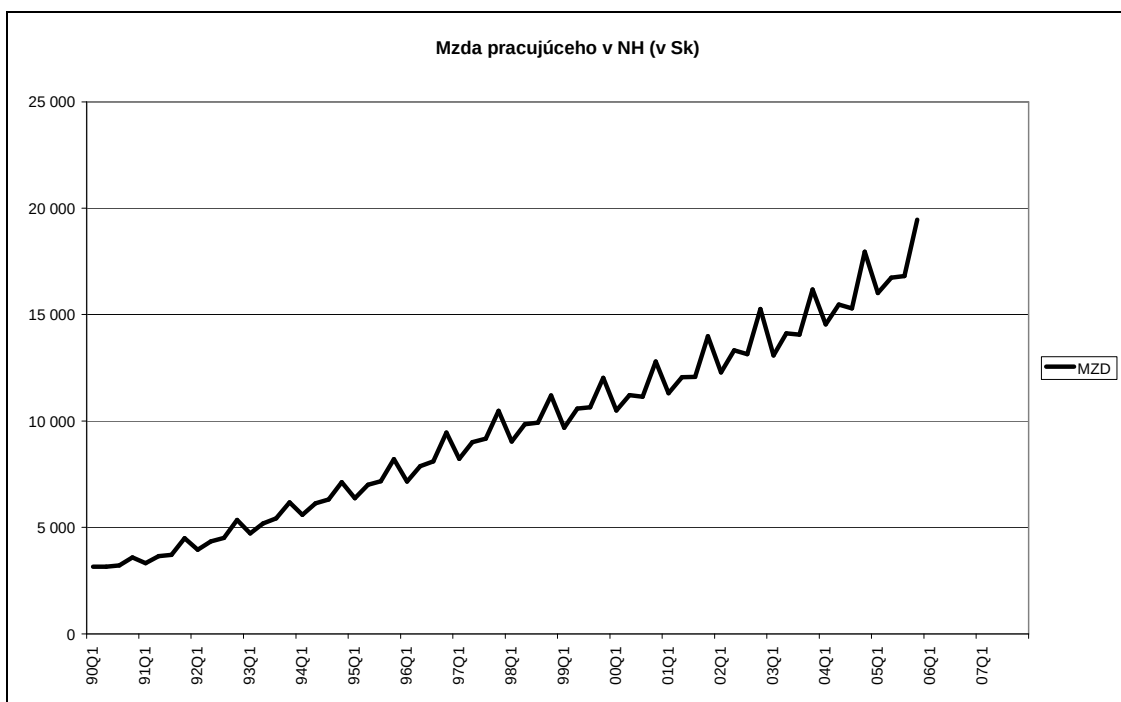
Obr. 7 Kumulatívny inflácia (CPI k januáru 1989)



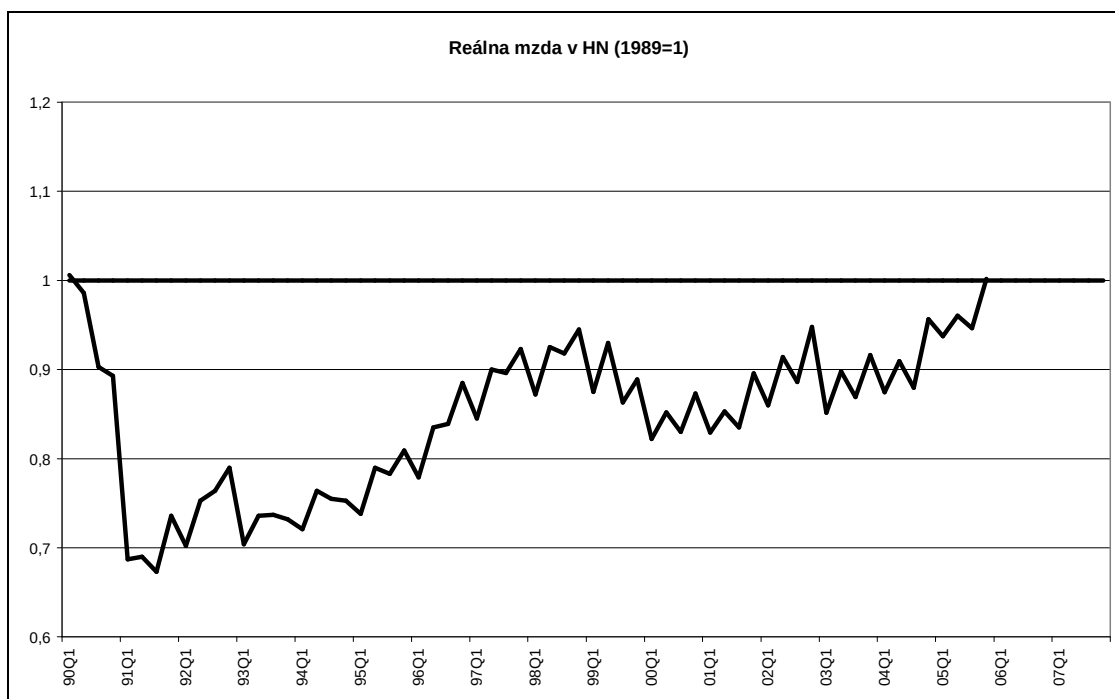
Obr. 8 Kurz eura



Obr. 9 Kurz českej koruny



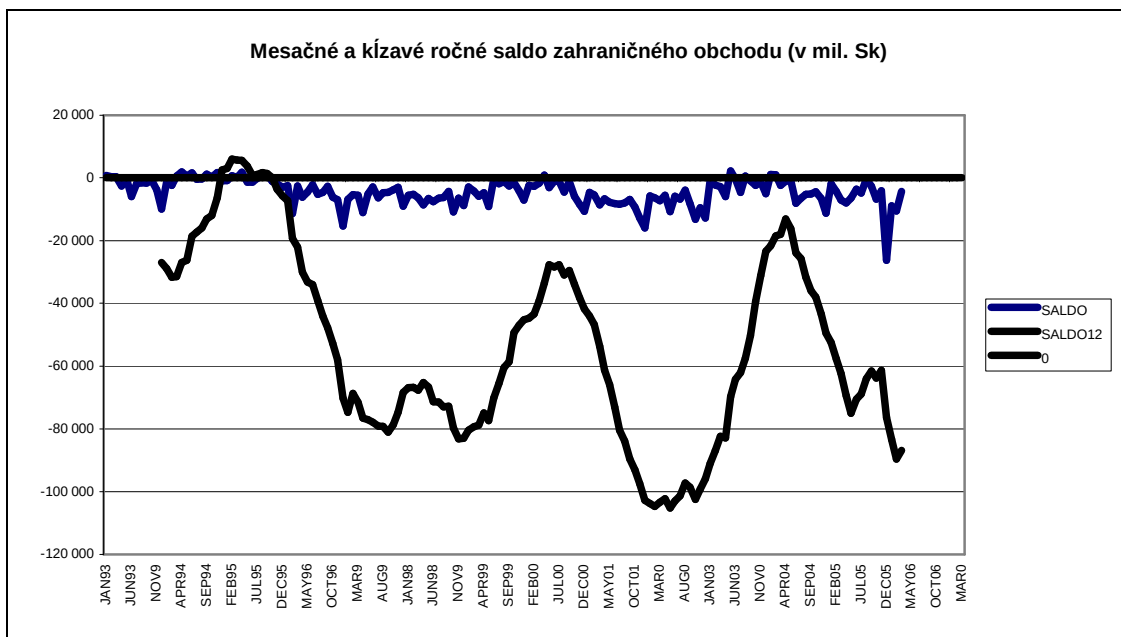
Obr. 10 Priemerná mesačná mzda pracujúceho v národnom hospodárstve



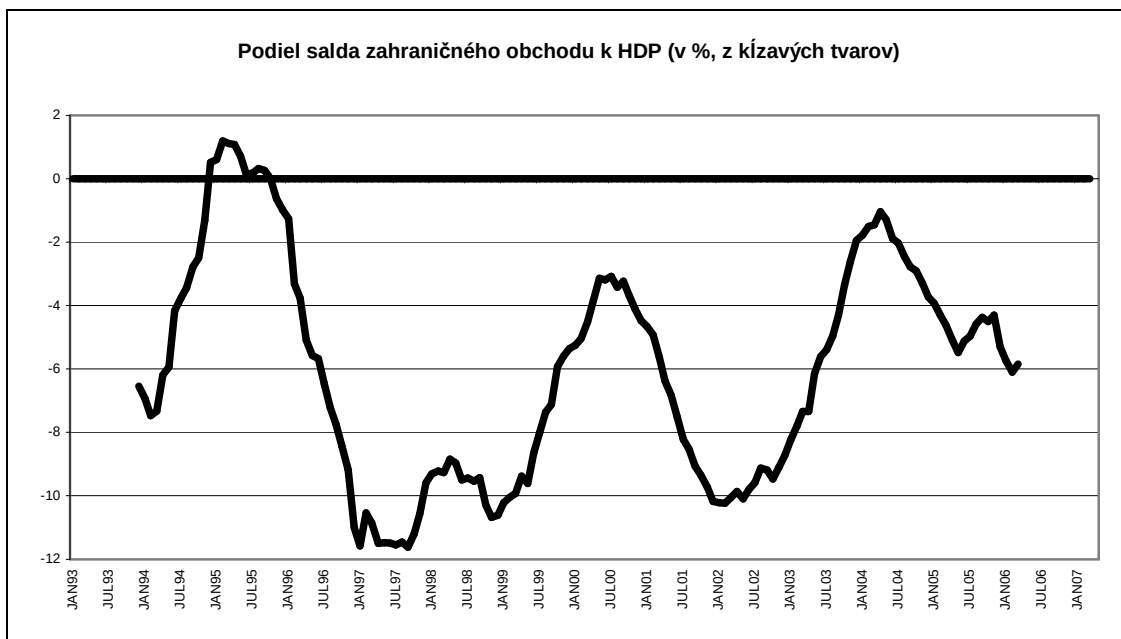
Obr. 11 Bázický index reálnej mzdy pracujúceho v národnom hospodárstve (štvrťroky 1989 sa rovnajú 1)



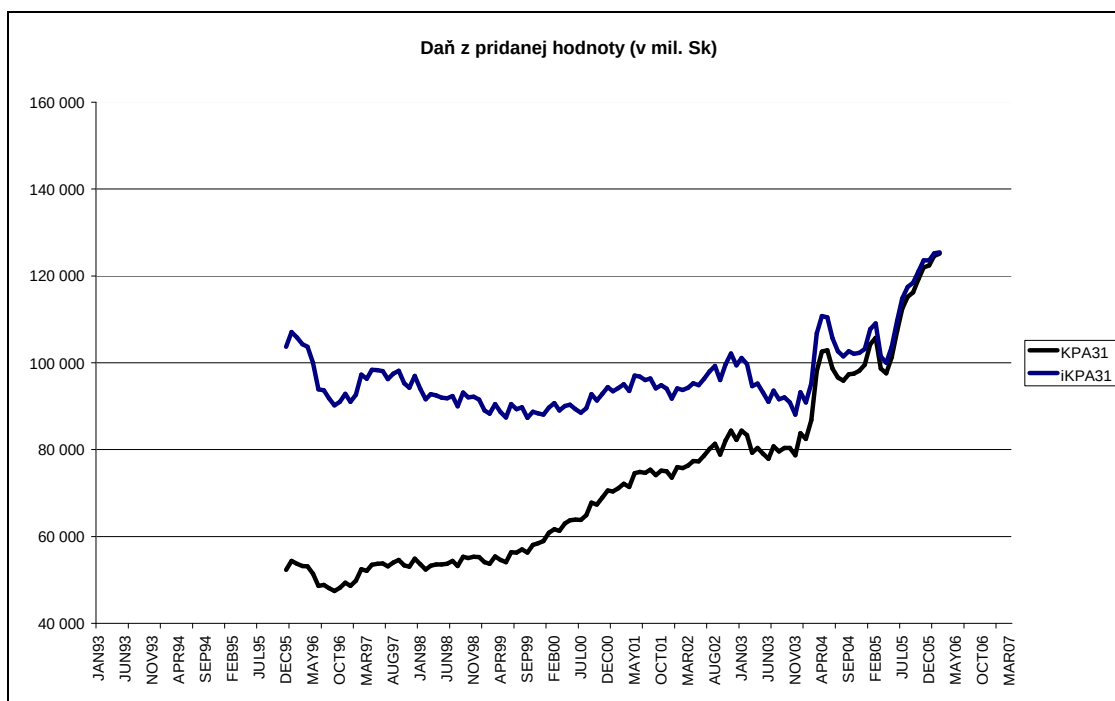
Obr. 12 Celkový počet nezamestnaných



Obr. 13 Mesačné a kľzavé ročné saldo zahraničného obchodu (v mil. Sk)



Obr. 14 Podiel kľzavého ročného salda zahraničného obchodu na HDP (v %)



Obr. 15 Kľzavý ročný objem dane z pridanej hodnoty (v mil. Sk bežných cien a mil. Sk cien decembra 2005)



Obr. 16 Podiel kľzavého ročného objemu dane z pridanej hodnoty na HDP (v %)

Zdroj údajov:

EIS Slovensko, Statis, Bratislava

www.statistics.sk

www.nbs.sk

www.finance.gov.sk

www.upsvar.sk

Kontakt na autora:

chajdiak@euba.sk

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerných štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

Porovnanie priestorovej klasifikácie priemyselných podnikov podľa efektívnosti v rokoch 2003 a 2004

Mária Vojtková

Abstract: The article deals with comparison of the space classification of industrial enterprises. On solution of this problem are used same methods of multivariate analysis. First of all is used cluster analysis and same methods of evaluation clusters.

Úvod

Priestorové hodnotenie a klasifikáciu objektov charakterizovaných vektorom znakov (ukazovateľov) je možné uskutočniť pomocou vybraných metód viacrozmernej štatistickej analýzy. K pokročilejším matematicko-štatistickým metódam, ktoré sa zaoberajú klasifikáciou objektov, patrí zhuková analýza. Na meranie podobnosti objektov v jednotlivých zhukoch, bola použitá Euklidovská vzdialenosť, ktorá predpokladá nekorelovanosť vstupných ukazovateľov. Zabezpečenie tohto predpokladu je možné dosiahnuť aplikáciou metód zníženia dimenzie napr. faktorovou analýzou alebo metódou hlavných komponentov. Nasleduje hodnotenie jednotlivých zhukov objektov pomocou niektorej z metód viackriteriálneho hodnotenia a ich porovnanie.

Priestorová klasifikácia priemyselných podnikov podľa efektívnosti

Predmetom analýzy boli anonymizované priemyselné podniky charakterizované ukazovateľmi výstupu z hospodárskeho procesu, poskytnuté pre vedecké účely zo Štatistického úradu SR za roky 2003 a 2004. Samotné uchovanie a exportovanie týchto údajov pre štatistické analýzy je bližšie spracované v inej časti ¹. Vzhľadom k tomu, že ide o anonymné podniky, samotná analýza je zameraná na okresy, z ktorých jednotlivé podniky pochádzajú, čiže na priestorovú klasifikáciu. Každá skupina podnikov je charakterizovaná niekoľkými syntetickými ukazovateľmi efektívnosti, pretože primeraná úroveň efektívnosti je podmienkou úspešného rozvoja. Ide o tieto vybrané relatívne ukazovatele:

Z/PH	-	rentabilita pridanej hodnoty,
N/V	-	celková nákladovosť,
ON/V	-	nákladovosť osobných nákladov,
PH/ZAM	-	produktivita práce z pridanej hodnoty,
V/ZAM	-	produktivita práce z výnosov,
(NU+Z)/NU	-	koeficient úrokového krytia,
(Z+ODP)/V	-	podiel cash flow na výnosoch.

Kde Z je výsledok hospodárenia pred zdanením, V sú výnosy, N sú náklady, PH je pridaná hodnota, ON sú osobné náklady, ODP sú odpisy, NU sú nákladové úroky a ZAM je priemerný počet zamestnancov v prepočítaných osobách.

Výber ukazovateľov bol podmienený obsahom vstupného súboru. Niektoré ukazovatele patria do rovnakej skupiny z hľadiska znakov hospodárenia, na ktoré sa zameriavajú a teda aj z hľadiska ich konštrukcie. Aby sa odstránila ich duplicita na jednej strane a súčasne bola

¹ Blahušiak, M. – Uchovávanie údajov v databázach a ich exportovanie pre štatistické analýzy na príklade údajov v MS Access. 2006

akceptovaná váha každého ukazovateľa na druhej strane, bola na vstupné dáta aplikovaná faktorová analýza.

Rotated Factor Pattern			
	Factor1	Factor2	Factor3
Z+ODP/V03	0.96209	0.16702	-0.17485
NU+Z/NU03	0.95482	-0.01629	-0.15561
Z/PH03	0.94185	0.22649	-0.15867
N/V03	-0.96149	-0.16110	0.17581
PH/ZAM03	0.14218	0.95947	-0.17015
V/ZAM03	0.06849	0.88851	-0.12243
PH/ON03	0.13214	0.82969	-0.37632
ON/V03	-0.17112	-0.25530	0.94495

Rok 2003

Rotated Factor Pattern			
	Factor1	Factor2	Factor3
Z+ODP/V04	0.88532	0.30279	-0.19059
Z/PH04	0.88372	0.35572	-0.19625
NU+Z/NU04	0.79473	0.07825	-0.41150
N/V04	-0.92632	-0.26468	0.17586
PH/ZAM04	0.31878	0.91197	-0.17851
V/ZAM04	0.12335	0.85768	-0.20444
PH/ON04	0.24995	0.82806	-0.31526
ON/V04	-0.17618	-0.26160	0.93708

Rok 2004

Obr.1 Matica faktorový saturácii pre jednotlivé ukazovatele efektívnosti

Výsledkom tejto analýzy sú vzájomne nezávislé skryté faktory, ktoré charakterizujú vnútornú štruktúru vstupných podnikových údajov. Podobné výsledky boli získané za oba analyzované roky. V oboch prípadoch tri skryté hlavné faktory vysvetľujú viac ako 90 % variability pôvodných premenných a všetky ukazovatele sú na základe Kaiserovej miery adekvátnosti vhodné pre analýzu. Samotné výsledky uvedenej metódy je možné interpretovať nasledovne:

1. faktor – priamo súvisí s najväčšou skupinou ukazovateľov a to ukazovateľom podielu cash-flow na výnosoch, doplnkovým ukazovateľom riadenia dlhu a ukazovateľom rentability a nepriamo s celkovým ukazovateľom nákladovosti.
2. faktor – zahŕňa ukazovatele produktivity práce, ktoré charakterizujú efektívnosť ľudskej práce vo firme.
3. faktor – ukazovateľ nákladovosť osobných nákladov má svoj osobitný význam pre zamestnancov jednotlivých podnikov.

Po aplikácii faktorovej analýzy sme získali hodnoty faktorových skóre za jednotlivé skupiny podnikov, ktoré boli ďalej použité na samotnú priestorovú klasifikáciu priemyselných podnikov charakterizovaných spomínanými ukazovateľmi. Výsledky podľa jednotlivých rokov sú uvedené na obr. 2 a obr. 3.

Hľadanie spoločných vlastností pre jednotlivé skupiny podnikov sme uskutočnili pomocou jednej z metód zhukovej analýzy. V článku bola konkrétne použitá hierarchická zhukovacia Wardova metóda. Ide o metódu, ktorá je hodnotená rôznymi autormi ako metóda, ktorá vytvára menej početné, konzistentné a dobre izolované zhuky.

Výsledné hodnotenie jednotlivých skupín okresov charakterizovaných podnikovými údajmi sme uskutočnili na základe veľkosti ich zhukových centroidov (tabuľka 1 a tabuľka 2). Pri tvorbe syntetického ukazovateľa efektívnosti je ďalej vhodné použiť niektorú z metód viackriteriálneho hodnotenia, pričom jej aplikácii sa v tomto príspevku vzhľadom k rozsahu nebudeme bližšie venovať.

CLUSTER=1

Obs	OKRES	OKRES96
1	Pezinok	107
2	Senec	108
3	Senica	205
4	Bánovce nad Bebravou	301
5	Ilava	302
6	Myjava	303
7	Nové Mesto nad Váhom	304
8	Partizánske	305
9	Prievidza	307
10	Trenčín	309
11	Komárno	401
12	Levice	402
13	Nitra	403
14	Nové Zámky	404
15	Topoľčany	406
16	Bytča	501
17	Kysucké Nové Mesto	504
18	Liptovský Mikuláš	505
19	Námestovo	507
20	Tvrdošín	510
21	Banská Bystrica	601
22	Brezno	603
23	Lučenec	606
24	Zvolen	611
25	Bardejov	701
26	Kežmarok	703
27	Poprad	706
28	Prešov	707
29	Sabinov	708
30	Stará Ľubovňa	710
31	Stropkov	711
32	Vranov nad Topľou	713
33	Gelnica	801
34	Michalovce	807
35	Spišská Nová Ves	810
36	Trebišov	811

CLUSTER=2

Obs	OKRES	OKRES96
37	Čadca	502
38	Banská Štiavnica	602
39	Poltár	607
40	Veľký Krtíš	610
41	Levoča	704
42	Medzilaborce	705
43	Snina	709
44	Svidník	712
45	Košice IV	805

CLUSTER=3

Obs	OKRES	OKRES96
46	Bratislava I	101
47	Bratislava III	103
48	Malacky	106
49	Galanta	202
50	Trnava	207
51	Púchov	308
52	Šaľa	405
53	Ružomberok	508
54	Žilina	511
55	Krupina	605
56	Žiar nad Hronom	613
57	Humenné	702
58	Košice II	803

CLUSTER=4

Obs	OKRES	OKRES96
59	Bratislava V	105
60	Dunajská Streda	201
61	Hlohovec	203
62	Piešťany	204
63	Skalica	206
64	Považská Bystrica	306
65	Zlaté Moravce	407
66	Dolný Kubín	503
67	Martin	506
68	Turčianske Teplice	509
69	Detva	604
70	Revúca	608
71	Žarnovica	612
72	Košice I	802
73	Košice-okolie	806

CLUSTER=5

Obs	OKRES	OKRES96
74	Rimavská Sobota	609
75	Rožňava	808

CLUSTER=6

Obs	OKRES	OKRES96
76	Bratislava II	102
77	Bratislava IV	104

Obr.2 Priestorová klasifikácia priemyselných podnikov podľa zhlukov v roku 2004

CLUSTER=1

Obs	OKRES	OKRES96
1	Bratislava V	105
2	Pezinok	107
3	Senec	108
4	Dunajská Streda	201
5	Galanta	202
6	Senica	205
7	Bánovce nad Bebravou	301
8	Ilava	302
9	Myjava	303
10	Nové Mesto nad Váhom	304
11	Partizánske	305
12	Považská Bystrica	306
13	Prievidza	307
14	Trenčín	309
15	Komárno	401
16	Levice	402
17	Nitra	403
18	Nové Zámky	404
19	Šaľa	405
20	Topoľčany	406
21	Bytča	501
22	Dolný Kubín	503
23	Kysucké Nové Město	504
24	Liptovský Mikuláš	505
25	Martin	506
26	Námestovo	507
27	Turčianske Teplice	509
28	Tvrdošín	510
29	Banská Bystrica	601
30	Banská Štiavnica	602
31	Brezno	603
32	Lučenec	606
33	Zvolen	611
34	Žarnovica	612
35	Kežmarok	703
36	Levoča	704
37	Poprad	706
38	Prešov	707
39	Sabinov	708
40	Stará Ľubovňa	710
41	Vranov nad Topľou	713
42	Gelnica	801
43	Košice-okolie	806
44	Michalovce	807
45	Spišská Nová Ves	810
46	Trebišov	811

CLUSTER=2

Obs	OKRES	OKRES96
47	Piešťany	204
48	Čadca	502
49	Poltár	607
50	Revúca	608
51	Veľký Krtíš	610
52	Bardejov	701
53	Medzilaborce	705
54	Snina	709
55	Stropkov	711
56	Svidník	712
57	Košice IV	805

CLUSTER=3

Obs	OKRES	OKRES96
58	Bratislava I	101
59	Bratislava III	103
60	Malacky	106
61	Hlohovec	203
62	Skalica	206
63	Trnava	207
64	Púchov	308
65	Zlaté Moravce	407
66	Ružomberok	508
67	Žilina	511
68	Krupina	605
69	Žiar nad Hronom	613
70	Humenné	702
71	Košice I	802
72	Košice II	803

CLUSTER=4

Obs	OKRES	OKRES96
73	Bratislava II	102
74	Bratislava IV	104

CLUSTER=5

Obs	OKRES	OKRES96
75	Rimavská Sobota	609
76	Rožňava	808

CLUSTER=6

Obs	OKRES	OKRES96
77	Detva	604

Obr. 3 Priestorová klasifikácia priemyselných podnikov podľa zhlukov v roku 2003

Hodnotenie jednotlivých zhlukov podľa veľkosti ich zhlukových centroidov za vybrané ukazovatele efektívnosti v roku 2004 možno zhrnúť:

1. zhluk – najpočetnejší zhluk okresov je charakteristický priemyselnými podnikmi s nižšou ekonomickou efektívnosťou, pričom ukazovatele nákladovosť osobných nákladov a podiel cash-flow na výnosoch sú hodnotené ako stredné.
2. zhluk – zahŕňa okresy, ktoré sú hodnotené z hľadiska takmer všetkých ukazovateľov efektívnosti ako najhoršie.
3. zhluk – okresy patriace do tohoto zhliku sú hodnotené podľa veľkosti jednotlivých ukazovateľov efektívnosti ako druhé najlepšie.
4. zhluk – možno hodnotiť podobne ako prvý zhluk s výnimkou ukazovateľa finančnej produktivity práce z pridanej hodnoty, ktorá dosahuje strednú hodnotu a ukazovateľa riadenia dlhu, ktorý v tomto zhluk dosahuje najhoršiu hodnotu.
5. zhluk – zahŕňa okresy s priemyselnými podnikmi s vyššou ekonomickou efektívnosťou okrem ukazovateľov súvisiacich s osobnými nákladmi, ktoré sú hodnotené ako najhoršie.
6. zhluk – ide o dva okresy Bratislavy, ktoré sú vo všetkých ukazovateľoch ekonomickej efektívnosti na prvej priečke.

Tab. 1 Zhlukové centroidy ukazovateľov efektívnosti priemyselných podnikov podľa okresov za rok 2004

Zhluky	Početnosť zhlukov	Ukazovatele efektívnosti							
		PH/ZAM	V/ZAM	Z/PH	N/V	ON/V	(NU+Z)/NU	(Z+ODP)/V	PH/ON
1	36	323	1489	0,014	0,995	0,169	1,954	0,045	1,358
2	9	217	755	-0,178	1,051	0,315	-12,046	0,015	1,041
3	13	656	3594	0,160	0,959	0,089	5,716	0,090	2,309
4	15	491	1915	-0,073	1,018	0,173	-26,599	0,028	1,731
5	2	491	2678	0,163	0,966	0,647	3,756	0,075	0,294
6	2	1998	12838	0,351	0,936	0,029	6,421	0,112	6,049

Podobne hodnotenie jednotlivých zhlukov podľa veľkosti ich zhlukových centroidov za vybrané ukazovatele efektívnosti v roku 2003 možno zhrnúť:

1. zhluk – opäť najpočetnejší zhluk okresov zahŕňa priemyselné podniky s nižšou ekonomickou efektívnosťou, pričom ukazovatele súvisiace s osobnými nákladmi dosahujú stredné hodnoty.
2. zhluk – zahŕňa okresy, ktoré sú hodnotené z hľadiska takmer všetkých ukazovateľov efektívnosti ako najhoršie, okrem ukazovateľov súvisiacich s osobnými nákladmi.
3. zhluk – okresy patriace do tohoto zhliku sú hodnotené podľa veľkosti jednotlivých ukazovateľov efektívnosti ako druhé najlepšie.
4. zhluk – možno porovnať s 6. zhlukom v roku 2004. Oba okresy patriace do tohoto zhliku sú hodnotené ako najefektívnejšie s výnimkou ukazovateľa riadenia dlhu, ktorý v porovnaní s ostatnými zhlukovými centroidmi nadobúda strednú hodnotu.
5. zhluk – je porovnateľný s tým istým zhlukom v roku 2004, čo sa týka obsahu i kvality.
6. zhluk – ide o okres Detva, ktorý v tomto roku vytvára samostatný zhluk. Je charakteristický strednými až nižšími priemernými hodnotami ukazovateľov ekonomickej efektívnosti s výnimkou ukazovateľa riadenia dlhu a bonity, ktorý v tomto okrese dosahuje najvyššiu strednú hodnotu.

Tab. 2 Zhlukové centroidy ukazovateľov efektívnosti priemyselných podnikov podľa okresov za rok 2003

Zhluky	Početnosť zhlukov	Ukazovatele efektívnosti							
		PH/ZAM	V/ZAM	Z/PH	N/V	ON/V	(NU+Z)/NU	(Z+ODP)/V	PH/ON
1	46	402	1887	0,080	0,984	0,168	5,195	0,061	1,468
2	11	272	1000	-0,078	1,021	0,288	-3,699	0,026	1,056
3	15	857	3841	0,291	0,931	0,090	11,592	0,117	2,838
4	2	2264	13447	0,409	0,913	0,029	7,749	0,130	6,441
5	2	527	2927	0,190	0,963	0,627	4,966	0,079	0,304
6	1	287	1039	0,219	0,940	0,344	26,767	0,054	0,802

Ak porovnáme zhluky, ktoré sú hodnotené v oboch rokoch ako ekonomicky najefektívnejšie, vidíme, že sa priestorovo nezmenili. Vývoj jednotlivých stredných hodnôt ukazovateľov efektívnosti je však mierne negatívny v roku 2004 v porovnaní s rokom 2003.

Záver

Viacrozmerný princíp používaný na riešenie ekonomických úloh umožňuje reálny rozbor hospodárskych činností a ich zefektívnenie. Poskytuje možnosť porovnať, hodnotiť a klasifikovať objekty v akejkoľvek oblasti sociálno-ekonomickej praxe.

Literatúra

- [1] ALDENDERFER, M. S. - BLASHFIELD, R. K.: *Cluster analysis*. Beverly Hills: SAGE, 1985.
- [2] BLAHUŠIAK, M.: *Uchovávanie údajov v databázach a ich exportovanie pre štatistické analýzy na príklade údajov v MS Access*. Forum Statisticum Slovaca 2/2006. Bratislava: SŠDS, 2006.
- [3] CHAJDIAK, J.: *Ekonomická analýza stavu a vývoja firmy*. Bratislava: Statis, 2004.
- [4] KHATTREE, R. – NAIK, N. D.: *Applied Multivariate Statistics with SAS® Software*. First edition, Cary, NC: SAS Institute Inc., 1995.
- [5] SHARMA, S.: *Applied multivariate techniques*. New York: John Wiley & Sons, 1996.
- [6] ZALAI, K. a kol.: *Finančno-ekonomická analýza podniku*. Bratislava: Sprint, 1998.

Kontakt:

Ing. Mária Vojtková, PhD.
Katedra štatistiky, FHI, EU Bratislava
E-mail: vojtkova@euba.sk

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerných štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

Uchovávanie údajov v databázach a ich exportovanie pre štatistické analýzy na príklade údajov v MS Access

Martin Blahušiak

Summary

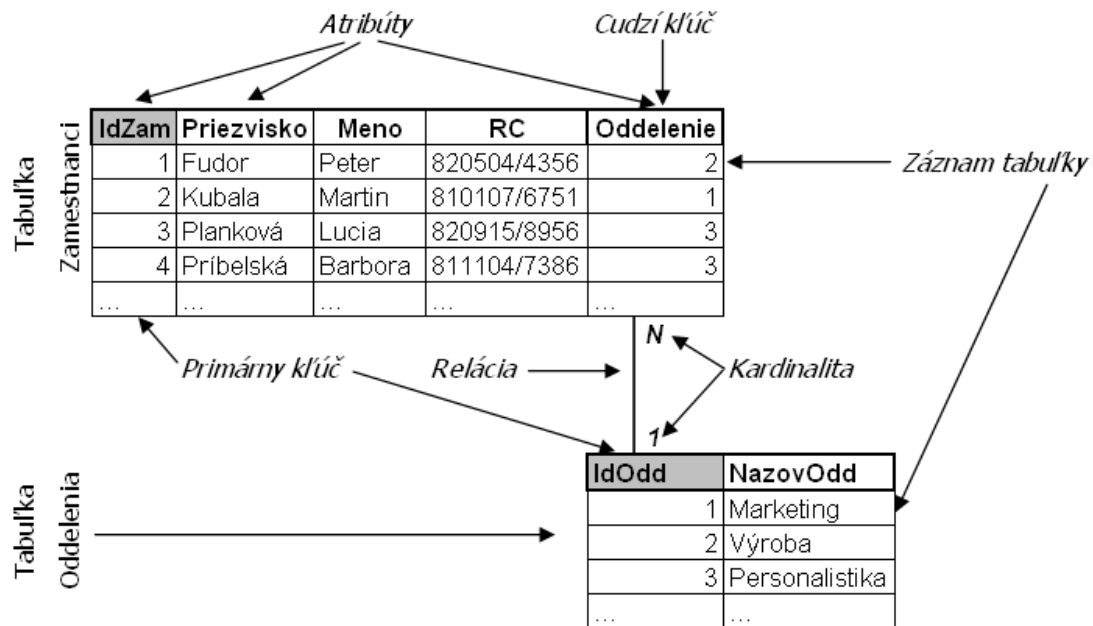
Saving data was very important in the past and is even more important in our modern society. The best way to save huge amount of data is a database. Therefore database systems, which support the creation and administration of databases, exist. One of the database systems is Microsoft Access. The paper tells about the basics of databases, MS Access and its functionality and options to create output for statistic analysis.

1. Databázy a databázové systémy

S uchovávaním údajov sa stretávajú všetci skoro na každom kroku, aj keď si to veľakrát ani neuvedomujú. Nezáleží na tom, či ide o papierové alebo elektronické uchovanie údajov, vždy ide o uloženie údajov na určité miesto. Stačí si len vytvoriť papierový zoznam kníh v domácej knižnici, alebo uložiť nové číslo alebo vizitku do adresára mobilného telefónu, alebo zaevidovať nového zákazníka v počítačovej evidencii a pod. V súčasnosti sa však akákoľvek evidencia vykonáva prevažne elektronicky pomocou počítačov a počítačových systémov a programov. Na uchovanie veľkého množstva údajov možno využiť databázy, na ktorých vytvorenie a spracovanie sa používajú programové systémy nazývané databázové systémy.

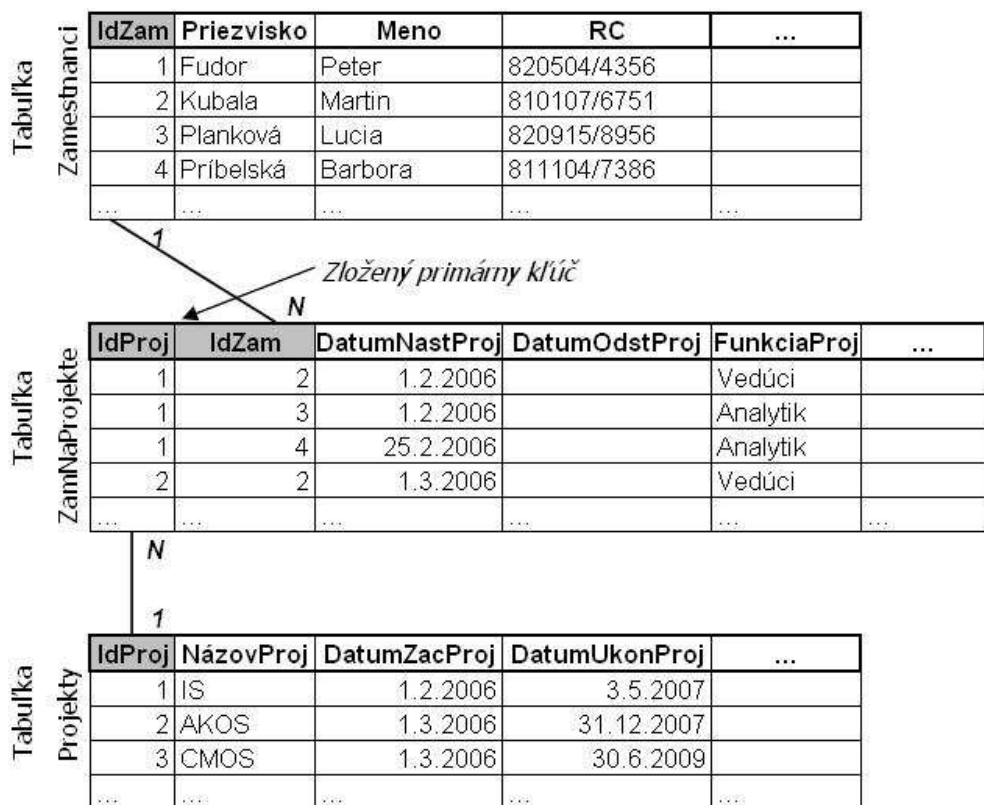
Databáza všeobecne predstavuje množinu tabuliek, ktoré sú navzájom prepojené reláciami s kardinalitou 1:N. Tabuľka je množina entít, ktoré majú rovnaké atribúty. Entita je objekt reálneho sveta, ktorý je schopný nezávislej existencie a je jednoznačne odlišný od ostatných objektov. O entitách sa hovorí na konceptuálnej úrovni a o tabuľkách na logickej úrovni. Napríklad entitou je Zamestnanec a tabuľkou budú Zamestnanci, pretože všetci zamestnanci majú rovnaké atribúty, ako napr. meno, priezvisko, rodné číslo atď. Tabuľky obsahujú názov a množinu atribútov. Atribúty popisujú príslušnú tabuľku. Každá tabuľka obsahuje špecifický atribút (atribúty), ktorý jednoznačne identifikuje každý záznam (riadok) tabuľky. Tento atribút sa nazýva primárny kľúč a je základom na vznik relácie medzi dvoma tabuľkami. Po vzniku relácie 1:N sa prenesie aj do druhej tabuľky a tam sa nazýva cudzí kľúč. Kardinalita relácie predstavuje násobnosť väzby medzi dvoma tabuľkami. Príklad databázy a znázornenie jej prvkov je na Obr. 1.

Databáza na Obr. 1 je zložená z dvoch tabuliek, ktorými sú Zamestnanci a Oddelenia a sú prepojené reláciou s kardinalitou 1:N. To znamená, že jedno oddelenie môže mať viac (N) zamestnancov, ale jeden zamestnanec môže patriť len do jedného oddelenia. Okrem definície tabuľky, ktorá zahŕňa názov tabuľky, atribúty predstavujúce stĺpce, primárny kľúč, cudzí kľúč, obsahuje databáza aj konkrétne záznamy predstavujúce riadky tabuliek.



Obr. 1 Tabuľky v relácii 1:N a ich popis

Medzi entitami, ktoré sa stávajú tabuľkami môžu však nastať aj ďalšie dva prípady kardinality relácie: 1:1 a M:N. V prípade kardinality 1:1 sa atribúty druhej entity stávajú atribútmi prvej entity, takže na logickej úrovni vzniká jedna tabuľka. V druhom prípade je to zložitejšie, pretože ak je na konceptuálnej úrovni medzi entitami kardinalita M:N, potom na logickej úrovni vzniká medzi pôvodnými tabuľkami vytvorenými z entít nová tabuľka nazývaná relačná. Táto relačná tabuľka prevezme primárne kľúče z oboch pôvodných tabuliek a v nej sa tieto kľúče stávajú zloženým primárnym kľúčom. K zloženému primárnemu kľúčovi treba dodefinovať aspoň jeden ďalší atribút (tzv. neklúčový), ktorý vyšpecifikuje zložený kľúč a novo vzniknutú tabuľku. Pôvodná relácia s kardinalitou M:N je rozdelená na dve relácie s kardinalitou 1:N, pričom jednotky sú vždy na strane tabuliek vzniknutých z pôvodných entít a N-ká sa stretávajú v novovzniknutej relačnej tabuľke. Príklad rozkladu relácie M:N je znázornený na Obr. 2. Príklad obsahuje tri tabuľky: Zamestnanci, Projekty a ZamNaProjekte. Tabuľky Zamestnanci a Projekty vznikli z entít s názvom Zamestnanec a Projekt. Medzi entitami je relácia M:N, lebo jeden zamestnanec môže pracovať na viacerých (N) projektoch a jeden projekt môže zahŕňať viacerých (M) zamestnancov. Preto v logickej úrovni vznikne nová tabuľka s názvom ZamNaProjekte, ktorá obsahuje zložený primárny kľúč IdProj a IdZam a neklúčové atribúty ako DatumNastProj (dátum nástupu zamestnanca na projekt), DatumOdstProj (dátum odstúpenia zamestnanca od projektu), FunkciaProj (funkcia zamestnanca na projekte) atď. Tieto atribúty špecifikujú rozdielne údaje pre zamestnancov na projektoch. Relácia medzi pôvodnými entitami Zamestnanec a Projekt s kardinalitou M:N je rozdelená na dve relácie s kardinalitou 1:N. Pričom jednotky sú na strane tabuliek Zamestnanci a Projekty a N-ká pri relačnej tabuľke ZamNaProjekte.



Obr. 2 Databáza po rozpade relácie M:N

Na tvorbu, definovanie a spravovanie databáz, uchovávanie a spracovanie dát v databázach existuje viacero databázových systémov. Medzi najznámejšie patria Microsoft SQL Sever, MySQL, Oracle Server a aj Microsoft Access. Jednotlivé databázové systémy sa odlišujú prostredím, poskytovanou funkcionalitou, náročnosťou práce a podobne, ale všetky vychádzajú a pracujú s jazykom SQL (Structured Query Language). Inak to nie je ani v prípade databázového systému MS Access.

2. Microsoft Access (MS Access)

MS Access je aplikácia spoločnosti Microsoft, ktorá existuje vo viacerých verziách ako napríklad 2000, XP, 2003 a je ponúkaná samostatne alebo ako súčasť balíka MS Office Professional. Článok venuje pozornosť MS Access 2003, ktorý predstavuje výkonný databázový program s obrovským množstvom nástrojov a funkcií. Aj keď je veľmi jednoduché pochopiť koncept rozhrania programu, systém pomocníka a vstavaných sprievodcov, ktorí do istej miery uľahčujú realizáciu základných úloh, je tu stále pomerne rozsiahla oblasť na preskúmanie. V aplikácii možno ukladať dáta vnútorne alebo sa pripojiť k dátam z vonkajších zdrojov. Je možné vytvoriť jednoduchú databázu, alebo s určitou znalosťou programovania vytvoriť aplikáciu pre používateľov v malých firmách (napríklad s prepojením na Microsoft Word alebo Excel), alebo vytvoriť prepracovanú databázu klient - server pre viacero užívateľov, ktorá bude fungovať na sieti intranet či Internet (s prepojením na dáta uložené v databáze Microsoft SQL Server). Aplikácia

Access poskytuje skvelé nástroje na vytváranie tabuliek slúžiace na definovanie tabuliek, atribútov, primárnych kľúčov, na vytváranie dotazov určených prevažne na manipuláciu s dátami uloženými v tabuľkách, na vytváranie formulárov určených na zadávanie a upravovanie dát a nástroje na vytváranie zostáv, ktoré možno použiť na zhromažďovanie a prezentovanie dát. Navyše umožňuje vytvárať dátové stránky na zobrazovanie informácií a dát na sieti WWW alebo firemnej sieti intranet a množstvo iných funkcií. Databáza v MS Access je súbor databázových objektov (tabuľky, dotazy, formuláre, zostavy, dátové stránky, makrá a moduly) týkajúce sa určitej témy uložené v jedinom súbore s príponou .MDB.

Pre potreby exportovania na štatistickú analýzu sú v MS Access podstatné dva typy objektov: tabuľky a dotazy. Tabuľky určujú, ako sú údaje uložené a dotazy umožňujú manipuláciu s dátami. V MS Access existujú viaceré možnosti vytvorenia týchto objektov. Tabuľky sa prevažne vytvárajú návrhovým zobrazením a dotazy pomocou sprievodcov a návrhového zobrazenia alebo ich kombináciou.

V návrhovom zobrazení tabuľky sa nadefinujú atribúty, ich dátové typy, určí sa primárny kľúč a dodatočné obecné alebo vyhľadávacie vlastnosti. Tabuľka sa uloží a ak neobsahuje cudzí kľúč, naplní sa dátami. Ak obsahuje cudzí kľúč, je vhodné počkať, kým sa nevytvoria všetky tabuľky, relácie medzi nimi a zaistí referenčná integrita. Potom možno tabuľky naplniť údajmi. Referenčná integrita zaisťuje platnosť relácie medzi záznamami v súvisiacich tabuľkách pomocou sady pravidiel a zamedzuje náhodnému odstráneniu alebo zmene súvisiacich údajov. To znamená v prípade databázy z Obr. 1, že do poľa Oddelenie tabuľky Zamestnanci nemožno vložiť hodnotu, ktorá neexistuje v poli IdOdd tabuľky Oddelenia. Takisto nemožno odstrániť z tabuľky Oddelenia záznam a nemožno zmeniť hodnotu primárneho kľúča IdOdd, ktorý má súvisiaci záznam v tabuľke Zamestnanci.

Pri vytváraní dotazov závisí postup tvorby na type dotazu, ktorý má byť vytvorený. Z hľadiska potreby výstupu pre štatistickú analýzu sú zaujímavé výberové, parametrické a krížové dotazy. Výberové dotazy umožňujú výber dát z tabuľky, tabuliek alebo dotazov, pričom možno zadať obmedzujúce kritériá, vytvoriť nový stĺpec dotazu s výpočtom, alebo využiť možnosť zoskupenia údajov. Parametrické dotazy sa vytvárajú v kombinácii s výberovými a pred vlastným výstupom vyžadujú zadanie hodnoty, ktorá je podmienkou výstupu dotazu. Krížové dotazy umožňujú zhrnúť dáta do kategórií v riadkoch a stĺpcoch a počítať pre ich priesečníky agregčné hodnoty. Pri tvorbe krížového dotazu je vhodné využiť Sprievodcu krížovým dotazom, lebo vytvárať ho v návrhovom zobrazení je zbytočne zložité. Jednoduchý výberový dotaz a súhrnný výberový dotaz možno vytvoriť Sprievodcom jednoduchým dotazom, ale nemožno s ním priamo vytvoriť výberový dotaz s kritériami, s výpočtovým poľom alebo parametrický dotaz. Preto preferovanejším spôsobom tvorby je použitie návrhového zobrazenia. V návrhovom zobrazení sa najprv vyberú tabuľky alebo dotazy, ktoré majú byť zdrojom dotazu, z nich sa vyberú atribúty výstupu dotazu (obmedzujú počet stĺpcov výstupu) a určia sa kritéria (obmedzenia výstupu záznamov, t.j. riadkov výstupu), alebo doplní výpočtové pole (predstavuje nový stĺpec výstupu dotazu), alebo urobí kombinácia týchto operácií.

Samozrejme z hľadiska využívania údajov z iných aplikácií a poskytovania údajov pre iné aplikácie je dôležitá funkcionálna Importu a Exportu. MS Access umožňuje prácu s dátami z rôznych zdrojov: Visual FoxPro, Excel, dBase, Paradox, Lotus 1-2-3, textové súbory, dáta a schémy XML, kompatibilné ODBC databázy a aj informácie z aplikácie Outlook. To znamená, že umožňuje importovať a exportovať jednotlivé objekty z a do

formátov súborov týchto aplikácií.

Import sa väčšinou používa na import objektov z iných MS Access súborov alebo na tvorbu tabuliek z iných typov súborov. Import možno spustiť cez položku hlavného menu Súbor > Načítať externé dáta > Import alebo ak sa v okne Databázy zvolí objekt Tabuľky a využije položka Nový panela nástrojov okna Databázy a zvolí možnosť Importovaná tabuľka. V oboch prípadoch sa otvorí rovnaké okno Import, v ktorom sa vyberie typ súboru a vyhľadá názov súboru obsahujúceho objekty, ktoré sa budú importovať a zvolí tlačidlo Import. Ak ide o import zo súboru MS Access otvorí sa okno Import objektov obsahujúce jednotlivé objekty databázy v záložkách. Zo záložiek sa vyberú požadované objekty a stlačí tlačidlo OK. V Sprievodcovi importom, ktorý sa otvorí v prípade, ak je typ súboru iný ako MS Access, sa postupuje podľa jednotlivých okien sprievodcu, ktoré vedú používateľa k požadovanému výsledku. Importované objekty sa po úspešnom importe zobrazia v databáze.

Export sa používa na exportovanie ľubovoľného objektu MS Access do požadovaného typu súboru. Export je možné spustiť po označení ľubovoľného objektu a zvolení položky hlavného menu Súbor > Export alebo položky Export lokálneho menu po kliknutí pravým tlačidlom na objekt. Po spustení sa otvorí okno Export objektu, v ktorom sa vyberie typ súboru, určí názov exportovaného súboru, zakliknú políčka Uložiť s formátom a Aut. spustenie a stlačí tlačidlo Export. Objekt sa exportuje do určeného formátu a otvorí v príslušnom prostredí.

Okrem importu a exportu umožňuje MS Access vytvoriť aj prepojenie na externý zdroj dát. Dáta zostávajú v zdrojovom súbore (tabuľke) a do cieľovej databázy je umiestnený len odkaz na pôvodný súbor. Ak sa dáta zmenia v prepojenej tabuľke, zmenia sa aj v zdrojovej, a naopak. Prepojenie sa spúšťa podobne ako import, len sa zvolí možnosť Prepojiť tabuľky alebo Sprievodca prepojením tabuľky.

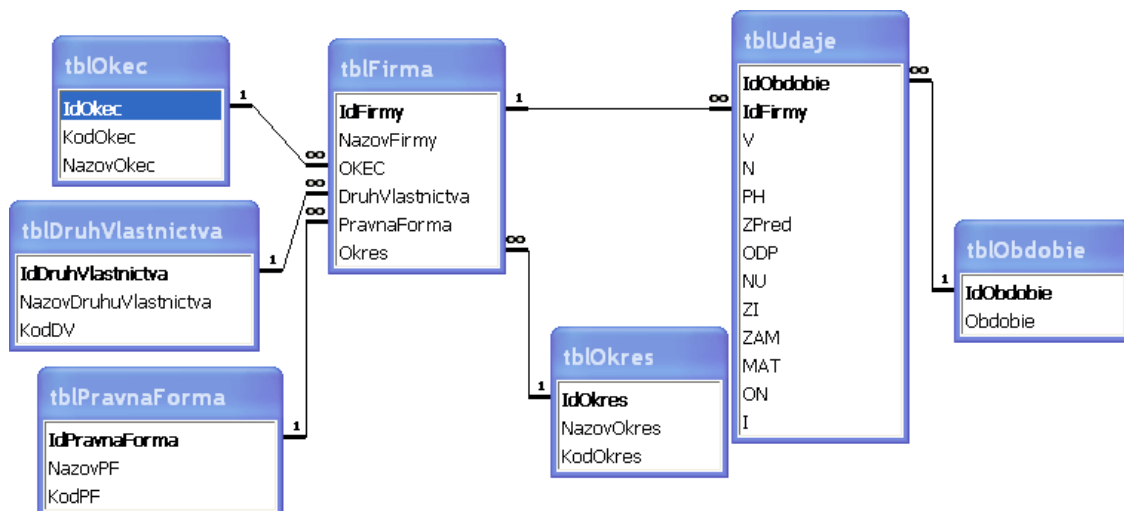
3. Príklad údajov zo súboru MS Excel v MS Access

Zdrojový súbor v Microsoft Excel obsahuje pre jednotlivé firmy údaje OKEČ (HLOKEC), Druh vlastníctva (DRVLST), Právna forma (FORMA), Okres (OKRES96), Výnosy spolu (V), Náklady (N), Nákladové úroky (NU), Spotreba materiálu a energií (MAT), Priemerný evidenčný počet zamestnancov (ZAM), Zisk pred zdanením (ZPred), Zisk (ZI), Osobné náklady (ON), Odpisy (ODP), Investície (I) a Pridaná hodnota (PH) za roky 2003 a 2004.

Po importe pôvodného zdrojového súboru z MS Excel do MS Access sa vytvorila tabuľka údajov v MS Access. Po analýze tejto tabuľky vznikla štruktúra databázy zložená z tabuliek Firma, Údaje, Obdobie, Druh vlastníctva, Právna forma, Okres a OKEČ. Vzniknutá štruktúra zobrazená na **Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.** je jeden z možných spôsobov na evidenciu takýchto údajov zo súboru MS Excel. Tabuľka Údaje predstavuje relačnú tabuľku medzi tabuľkami Firma a Obdobie. Tabuľka Obdobie a tabuľky Druh vlastníctva, Právna forma, Okres a OKEČ predstavujú špecifický typ tabuľky, ktorý neobsahuje cudzí kľúč, nazývaný číselník. Po vytvorení schémy databázy treba jednotlivé tabuľky naplniť. Najprv sa naplnia číselníky, potom tabuľka Firma a nakoniec relačná tabuľka Údaje. S naplnenými tabuľkami možno pomocou dotazov realizovať ľubovoľné výstupy.

Jedným z výstupov môže byť výstup údajov zoskupený pre jednotlivé okresy.

Požadovaný výstup možno dosiahnuť dvoma spôsobmi: dotazovaním vzniknutej pôvodnej tabuľky v MS Access alebo dotazovaním štruktúry vzniknutej databázy. V oboch prípadoch sa vytvorí výberový dotaz so zoskupením. Pre atribút Okres, podľa ktorého sa zoskupuje, sa ponechá po pridaní Súhrnov možnosť zoskupiť a pre ďalšie atribúty sa vyberie funkcia Sum, ktorá umožní zosumarizovať údaje pre jednotlivé atribúty. Rozdiel je, že v prvom prípade je zdrojom dotazu len pôvodná tabuľka a v druhom prípade musia byť zdrojom dotazu tabuľky Obdobie, Údaje, Firma a Okres. Časť návrhu dotazu v návrhovom zobrazení dotazu prvého prípadu je zobrazená na **Chyba! Nenalezen zdroj odkazů..**



Obr. 3 Schéma databázy



Obr. 4 Návrh dotazu so zoskupením

Výstupom dotazu je tabuľka, ktorá obsahuje zoznam jednotlivých kódov okresov v prvom stĺpci (OKRES96) a sumarizované hodnoty pre atribúty v ďalších stĺpcoch ako napríklad výnosy (V2004 resp. SumOfV2004, V2003 resp. SumOfV2003), pridaná hodnota (PH2003 resp. SumOfPHV2003, PH2004 resp. SumOfPH2004) atď. Takto vytvorený dotaz sa jednoducho kliknutím pravého tlačidla myši a zvolením položky Export vyexportuje do súboru MS Excel, ktorý je vhodný pre viaceré programy umožňujúce tvorbu štatistických analýz. Časť výstupu dotazu v MS Access je zobrazená na Obr. 5.

OKRES96	SumOfV2004	SumOfV2003	SumOfPH2004	SumOfPH2003	SumOfZPRED2004
101	42327503	36731484	7834167	6406621	3851386
102	303782381	285078217	87051627	75534552	44202707
103	31285468	33150935	6205558	5557071	1397626
104	197845735	203178839	18360300	19536251	5688752
105	4365375	4340249	1133873	1115532	291169
106	32517735	26634124	5222122	3873333	875740
107	4028084	3259948	960571	739884	151229

Obr. 5 Výstup dotazu

V prípade, keď sa využije len pôvodná importovaná tabuľka, je MS Access použitý len ako prostriedok na vytvorenie zoskupovacieho výberového dotazu na požadovaný výstup. Ak by pôvodná tabuľka neexistovala a dáta by boli uložené v databáze systému MS Access so schémou z Obr. 3, tak by dotaz na získanie výstupu bol zložitejší. Najprv by sa vytvorili samostatné dotazy pre všetky atribúty (Okres, Výnosy, Náklady, ...) pre jednotlivé obdobia resp. roky (2003, 2004). Potom by sa tieto dotazy spojili ako zdroj nového dotazu, ktorý by predstavoval požadovaný výstup. Dotaz by obsahoval rovnaké atribúty ako dotaz z prvého prípadu, keď bola zdrojom dotazu pôvodná tabuľka. Výstup načrtnutého dotazu v súbore MS Excel bude vstupom pre riešenie príkladu zhlukovej analýzy príspevku Ing. Márie Vojtkovej, PhD.

Literatúra:

1. Blahušiak, M.: Uchovávanie údajov a tvorba databázy v MS Access. Bratislava: Statis, 2006.
2. Domovská stránka MS Office Access 2003
<http://office.microsoft.com/cs-cz/assistance/CH790018001029.aspx>
3. Stránka Štatistického úradu Slovenskej republiky
<http://www.statistics.sk/webdata/slov/edicny/klas.htm>
4. Vojtková M.: Porovnanie priestorovej klasifikácie priemyselných podnikov podľa efektívnosti v rokoch 2003 a 2004

Kontakt:

Ing. Martin Blahušiak
Katedra aplikovanej informatiky, Fakulta hospodárskej informatiky, Ekonomická univerzita v Bratislave
Adresa: Jeleňova 5, 036 01 Martin
Tel: 02/672 95 861
E-mail: martin.blahusiak@fhi.sk

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerých štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

Prognóza vývoja ekonomiky Slovenska na báze malého vektorového modelu s korekčným členom (VECM)

Martin Lukáčik – Adriana Lukáčiková – Karol Szomolányi

Abstract

The econometrics employs a great deal of different procedures for the estimation of models. The construction of big models is a privilege of specialized teams of analytics. So presented technique of the vector error correction model is helpful to individuals for creation a simple prediction, not only by technical time-series analysis, but with respect of economic meaning.

Ekonomika Slovenska prešla na svojej krátkej samostatnej ceste už rôznymi etapami vývoja a transformácie, ktoré ešte zďaleka nemožno považovať za ukončené. Nedávno realizované zmeny daňového a dôchodkového systému, rovnako ako predpokladaný skorý vstup do európskeho menového priestoru významne ovplyvňujú a zasahujú do jej štruktúry. Preto je potrebné neustále uskutočňovať analýzu takto nestabilne a rôznorodo sa vyvíjajúceho systému a reflektovať, či prípadne navrhovať úpravy realizovaných zmien.

Prebiehajúce zmeny v ekonomickom systéme spôsobujú, že sú často nevyhnutné korekcie rozsiahlych ekonometrických modelov opisujúcich detailnú štruktúru ekonomiky. Tieto sú väčšinou predmetom skúmania špecializovaných pracovísk a výskumných tímov, ako sú tímy Ministerstva financií Slovenskej republiky, Národnej banky Slovenska, Slovenskej akadémie vied a Infostatu. Preto sa náš záujem sústreďuje na opačný typ modelov, ktorými sú rozsahovo malé modely a ich možnosti, pričom na ich základe sa pokúsime vytvoriť prognózu základných ukazovateľov ekonomiky Slovenska.

Základom realizovaného ekonometrického modelovania je množina časových radov štvrťročných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky za obdobie od prvého štvrťroku roku 1995 po tretí štvrťrok roku 2005. Údaje boli prevzaté z publikácií Štatistického úradu Slovenskej republiky, Národnej banky Slovenska a Ministerstva financií Slovenskej republiky. Pre realizáciu výpočtov bol použitý programový systém EViews 5.1.

Skúmanou možnosťou pri modelovaní bol *prístup kointegračnej vektorovej autoregresie*. Táto stratégia využíva pri svojom postupe analýzu kointegrácie, teda vyhľadávanie dlhodobých vzťahov medzi premennými v modeli, ktoré sú integrované rovnakého rádu. Takýmto postupom sú vytvárané aj modely s korekčným členom EMNBS, QEM-ECM alebo SLOVAKMOD.

V našom prípade, ale nebudeme analyzovať jednotlivé rovnice, ale model ako celok, preto využijeme vektorovú autoregresiu. Pomocou kointegračných vzťahov sa zavedú ohraničenia nevyhnutné pre identifikáciu modelu. Takže aj keď inicializačný výber premenných a testovanie jednotkového koreňa je neteoretické v porovnaní so štruktúrnym ekonometrickým modelovaním, tak práve ohraničenia na základe ekonomickej teórie sú podobné klasickému modelovaniu (daná premenná sa neobjaví v danej rovnici).

Pre analýzu využijeme šesť základných makroekonomických premenných: konečná spotreba, tvorbu hrubého kapitálu, reálnu ponuku peňazí, hrubý domáci produkt, mieru inflácie a priemernú nominálnu úrokovú mieru z celkových úverov. Všetky premenné okrem úrokovej miery sú vyjadrené v logaritmoch. Keďže sú všetky premenné považované za endogénne a zároveň sa o nich predpokladá, že sú integrované rádu jedna, je miera inflácie vyjadrená ako rozdiel logaritmov indexu spotrebiteľských cien posunutých o štyri obdobia, teda jeden rok (v prípade rozdielu susedných indexov by bola táto premenná stacionárna). Pre potvrdenie uvádzame združený test jednotkového koreňa pre prvé diferencie premenných modelu v Tabuľke 1.

Tabuľka 1: Združený test jednotkového koreňa pre prvé diferencie premenných modelu

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)							
Series: LSPOT, LI, LM2-LCPI, LHDP, RUC, LCPI-LCPI(-4)							
Total number of observations: 263							
Cross-sections included: 6							
Method			Statistic			Prob.**	
Im, Pesaran and Shin W-stat			-19.2541			0.0000	
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate ADF test results							
Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
D(LSPOT)	-8.9079	0.0000	-2.174	0.648	0	9	43
D(LI)	-16.275	0.0000	-2.174	0.648	0	9	43
D(LM2-LCPI)	-7.2501	0.0000	-2.174	0.646	0	9	44
D(LHDP)	-7.7597	0.0000	-2.174	0.648	0	9	43
D(RUC)	-4.0706	0.0131	-2.175	0.644	0	9	45
D(LCPI-LCPI(-4))	-6.7047	0.0000	-2.175	0.644	0	9	45
Average	-8.4947		-2.174	0.647			

Model obsahuje šesť rovníc s reálnymi aj nominálnymi premennými a budeme v ňom očakávať tri kointegrujúce vektory, a to pre spotrebnú funkciu, pre investičnú funkciu a pre funkciu peňažného dopytu. Preto je pre presnú identifikáciu potrebných deväť ohraničení, tri pre každý kointegrujúci vektor.

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LSPOT, LI, LM2-LCPI, LHDP, RUC, LCPI-LCPI(-4)						
Exogenous variables: C						
Sample (adjusted): 1995Q1 2005Q3						
Included observations: 43						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	287.1873	NA	6.17E-14	-13.3899	-13.1416	-13.2989
1	513.4356	377.0805	7.31E-18	-22.4493	-20.7116	-21.8124
2	579.2128	90.83528	1.97E-18	-23.8673	-20.6402	-22.6844
3	651.4216	79.0858	4.73E-19	-25.5915	-20.875	-23.8627
4	785.1127	108.2261*	8.75e-21*	-30.2435	-24.03750*	-27.9687
5	842.4707	30.04468	1.30E-20	-31.26051*	-23.5651	-28.43985*
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Pretože výberové dáta sú relatívne krátke (43 pozorovaní), ale napozorované so štvrt'ročnou periodicitou, ako hornú hranicu využijeme 5 oneskorení (mali by sa v rámci nich prejaviť všetky dôležité reakcie). Pre výber sa najčastejšie využíva Schwarzovo alebo Hannanovo-Quinnovo informačné kritérium. Kritéria ponúkajú na výber ako optimálnu dĺžku 4 alebo 5 oneskorení. My sme zvolili dĺžku štyri oneskorenie, lebo preferujeme Schwarzovo informačné kritérium.

Pre skúmané rady je predpoklad o neexistencii trendu nelogický. Preto budeme skúmať prípad 5. V ňom je absolútny člen neohraničený a trend je v premenných, ale aj v kointegračných vektoroch celého systému.

Rozhodnutie o hodnosti kointegrácie sa realizuje Johansenovou procedúrou pomocou lambda trace aj lambda max štatistík. EvIEWS poskytuje kointegračný test ako súhrn uvedených výsledkov. Na základe vysokého rozdielu v prípade posunu k ďalšej charakteristickej hodnote, kde rozhodovacím pravidlom testu je práve prechod k najbližšej nevýznamnej hodnote, môžeme konštatovať potvrdenie záveru o troch kointegrujúcich rovniciach pri oboch testoch.

Tabuľka 3: Určenie počtu kointegrujúcich vektorov

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.928475	255.9683	107.3466	0.0000
At most 1 *	0.858762	145.1847	79.34145	0.0000
At most 2 *	0.554362	62.97785	55.24578	0.0090
At most 3	0.304806	29.03142	35.01090	0.1890
At most 4	0.263964	13.76173	18.39771	0.1974
At most 5	0.020961	0.889741	3.841466	0.3455
Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.928475	110.7836	43.41977	0.0000
At most 1 *	0.858762	82.20685	37.16359	0.0000
At most 2 *	0.554362	33.94643	30.81507	0.0200
At most 3	0.304806	15.26970	24.25202	0.4743
At most 4	0.263964	12.87199	17.14769	0.1885
At most 5	0.020961	0.889741	3.841466	0.3455
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				

Analýza stability systému na základe charakteristických koreňov potvrdzuje predpoklad, že špecifikácia využíva šesť (počet premenných) mínus tri (počet kointegrujúcich vektorov), teda tri jednotkové korene.

Potom výsledný tvar dlhodobých vzťahov, kde pod hodnotami parametrov sú v zátvorkách uvedené štandardné odchýlky, je uvedený v Tabuľke 4. Hodnoty koeficientov dlhodobého vzťahu majú v rovniciach vždy opačné znamienko pri parametroch, ktoré nie sú normalizované, ako je uvedené v tabuľke. Lebo tabuľka ukazuje kointegračné vektory a nie rovnice. Ak by sme hodnotili t štatistiky, tak okrem jediného parametra, ktorý je tesne nevýznamný, a to je dlhodobý vplyv inflácie na investície, sú všetky parametre štatisticky významné na 5% hladine významnosti.

Tabuľka 4: Kointegračné vektory – výstup EViews

3 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.					
Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
LSPOT(-1)	LI(-1)	LM2(-1)-LCPI(-1)	LHDP(-1)	RUC(-1)	LCPI(-1)-LCPI(-5)
1.000000	0.000000	0.000000	-1.367165	0.381707	0.36969
(0.000000)	(0.000000)	(0.000000)	-0.07148	-0.1275	-0.03981
0.000000	1.000000	0.000000	-2.29867	-5.2521	0.629202
(0.000000)	(0.000000)	(0.000000)	-0.68477	-1.22142	-0.38136
0.000000	0.000000	1.000000	-1.797419	11.88948	4.785849
(0.000000)	(0.000000)	(0.000000)	-0.76206	-1.35929	-0.4244

Výsledný model bol po úprave tvaru krátkodobých dynamických parametrov (hľadaním najvhodnejšieho tvaru modelu s korekčným členom) použitý pre prognózu. Tá bola realizovaná pre dvanásť štvrtrokov tvoriacich roky 2006 až 2008. Pre porovnanie sú agregované a uvedené v Tabuľke 5 spolu s prognózami Výboru pre makroekonomické prognózy a Inštitútu pre finančnú politiku Ministerstva financií Slovenskej republiky z februára roku 2006. Kvôli použitým časovým radom vo VECM je možné porovnanie iba ročnej hodnoty HDP v bežných cenách a priemerného rastu CPI.

Tabuľka 6: Prognóza vybraných ukazovateľov pre roky 2006 až 2008 - porovnanie

		Prognóza								
		2006			2007			2008		
		Výbor	IFP	VECM	Výbor	IFP	VECM	Výbor	IFP	VECM
HDP										
b. c.	mld. Sk	1555,600	1528,455	1573,495	1686,816	1645,372	1695,607	1815,951	1766,732	1823,331
CPI										
rast	%	2,7	2,5	3,45	2,4	2,0	5,36	2,4	2,0	3,86

Ak zhodnotíme výsledky vektorového modelu s korekčným členom s výsledkami Výboru pre makroekonomické prognózy a Inštitútu pre finančnú politiku, tak môžeme konštatovať, že VECM poskytuje nadhodnotenejšie prognózy, lebo očakáva vyššie hodnoty HDP, ale zároveň aj vyššiu infláciu. Pre všetky roky je nárast inflácie oveľa významnejší, ako očakávajú tvorcovia veľkých modelov. Ale prognózované hodnoty HDP sú pre roky 2007 a 2008 dosť blízke odhadu Výboru pre makroekonomické prognózy, ktorý bol v tomto ohľade oveľa optimistickejší ako analytici Ministerstva financií Slovenskej republiky.

Keby sme v našom modelovaní nezohľadnili nestacionaritu a nevytvárali kointegračné vzťahy, ale použili iba priamo vektorovo autoregresný model s analogickou štruktúrou, tak výsledky sú pre CPI v podstate nepoužiteľné (výsledkom je aj pokles CPI) a pre HDP by poskytli hodnoty 1551,120 mld. Sk, 1652,901 mld. Sk a 1772,101 mld. Sk.

Literatúra

1. Charemza, W. W. – Deadman, D. F. (1997): *New Direction in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Edward Elgar, Cheltenham.
2. Johansen, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, str. 231-254.
3. Johansen, S. (1995): Identifying Restrictions of Linear Equations With Applications to Simultaneous Equations and Cointegration. *Journal of Econometrics* 69, str. 111-132.
4. King, R. G. – Plosser, C. I. – Stock, J. H. – Watson, M. W. (1991): Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review* 81, str. 819-840.
5. Lukáčik, M. (2005): *Metodológia a stratégie ekonometrickej analýzy*. Dizertačná práca.
6. Quantitative Micro Software (2005): *EViews 5.1 User's Guide*. Program Reference.

Kontakt

Ing. Martin Lukáčik, PhD., Ing. Adriana Lukáčiková, PhD., Ing. Karol Szomolányi,

Katedra operačného výskumu a ekonometrie,

Fakulta hospodárskej informatiky,

Ekonomická univerzita v Bratislave

Dolnozemska 1/b, 852 35 Bratislava

tel.: 02/67295823

e-mail: lukacik@euba.sk, istvanik@euba.sk, szomolan@euba.sk

VYBRANÉ VÝSLEDKY MAKROEKONOMICKEJ PROGNÓZY SLOVENSKEJ EKONOMIKY V ROKU 2006 (S VÝHLADOM DO ROKU 2009)

Jan Haluška - Michal Olexa

Abstract:

Selected results of macroeconomic forecast of the Slovak economy in 2006 (and its trends up to 2009) are presented in the paper. The the main factor of real GDP growth will remain the increasing domestic effective demand in 2006. However, if compared to the last year changes will appear in the dynamics of its individual items. Real GDP should increase by 5.9% and its growth should overcome 6% next year.

1. Vývoj ekonomiky SR v roku 2005

Spomedzi krajín EÚ dosiahlo vlani Slovensko (spolu s Českou republikou) najrýchlejší ekonomický rast. Tvorba reálneho HDP stúpila v minulom roku o 6.0%, čo znamená prírastok o 0.5 percentuálneho bodu vyšší ako v roku 2004. Rozhodujúci vplyv na zvýšenie makroekonomickej výkonnosti slovenskej ekonomiky sa všeobecne pripisuje ekonomickým reformám, ktoré boli realizované po roku 2002 (tab. 1).

Dynamika medziročného rastu HDP sa v priebehu minulého roka zrýchľovala. Kým v 1. polroku 2005 bola tvorba reálneho HDP vyššia o 5.1%, v 2. polroku o 6.9%, ale v samotnom 4. štvrtroku až o 7.6%. K rastu HDP prispelo zvýšenie domáceho aj vonkajšieho dopytu - prvý z nich bol oproti roku 2004 vyšší o 7.3%, druhý až o 10.9%. V porovnaní s rastom celkového dovozu bol však rast celkového vývozu nižší, čo v konečnom dôsledku viedlo k tomu, že čistý vývoz veľkosť prírastku HDP znížil (podobne ako v roku 2004).

Na raste domáceho dopytu sa podieľali všetky tri jeho hlavné zložky, ale významný bol aj vplyv zásob, ktoré v minulom roku zaznamenali prírastok netradične aj v poslednom štvrtroku. V súlade s očakávaním bol rast domáceho dopytu v rozhodujúcej miere založený na zvyšujúcom sa investičnom dopyte. Tvorba hrubého fixného kapitálu sa zvýšila o 12.4% (vo 4. štvrtroku o 15.1%), ale tvorba hrubého kapitálu, ktorá zohľadňuje aj vplyv zmeny sta-

vu zásob, bola vlani medziročne vyššia o 14.1% (vo 4. štvrtroku minulého roka dokonca až o 33.5%).

Zásluhou nezvyčajne vysokého rastu reálnej mzdy na makroúrovni (o 6.3%) sa výrazne zvýšil aj spotrebiteľský dopyt - konečná spotreba domácností stúpila o 5.8% (vo 4. štvrtroku o 5.9%). Tretia zložka domáceho dopytu - konečná spotreba verejnej správy - dosiahla síce vo 4. štvrtroku minulého roka tiež relatívne vysoký medziročný prírastok (o 3.8%), ale celoročne bola oproti roku 2004 vyššia len o 2.0%. Každá zo zložiek domáceho (efektívneho) dopytu dosiahla vlani vyšší rast ako v roku 2004.

Vyššie spomínaný tlmiaci vplyv čistého vývozu na rast HDP ide na vrub prehĺbenia nerovnováhy medzi vývozom a dovozom tovarov v bežných cenách. Deficit obchodnej bilancie dosiahol v minulom roku cca 76 mld Sk resp. 5.2% HDP, čo je omnoho viac ako sa všeobecne očakávalo. V porovnaní s rokom 2004 bol minuloročný deficit obchodnej bilancie vyšší o viac ako 25 mld Sk.

Rast cien na spotrebiteľskom trhu bol v minulom roku historicky najnižší v podmienkach samostatnej SR. Ich úhrnná hladina stúpila medziročne len o 2.7% (v priemere). V porovnaní s rokom 2004, v ktorom sa spotrebiteľské ceny zvýšili v priemere o 7.5%, rástli teda vlani zhruba len tretinovým tempom (tab. 2). Výrazný pokles medziročnej inflácie sa všeobecne očakával a vyplýval z miernejšieho rozsahu deregulácií cien energií na začiatku minulého roka resp. z posilňovania kurzu koruny. Do značnej miery však súvisel aj s relatívne silným poklesom cien potravín, v ktorom sa odzrkadlil vplyv konkurencie medzi obchodnými reťazcami.

Mzdový vývoj na makroúrovni bol vlani tiež veľmi priaznivý, keďže priemerná mesačná nominálna mzda vzrástla o 9.2%. V porovnaní s rokom 2004 sa jej rast síce spomalil (o jeden percentuálny bod), ale vzhľadom na rekordne nízku priemernú infláciu (2.7%) sa reálna mzda v celej ekonomike zdvihla o 6.3%, čo je jej najvyšší rast od roku 1997.

Vývoj na trhu práce nadviazal v minulom roku na pozitívne tendencie z roku 2004 a ešte viac ich zvýraznil. Celková zamestnanosť sa totiž zvýšila o 2.2. Vysoký rast dopytu na trhu práce sa vlani prejavil aj výrazným úbytkom počtu nezamestnaných. Ich priemerný počet dosiahol 407.6 tisíc osôb, čo predstavuje oproti roku 2004 pokles o 53.2 tisíc osôb resp. o 11.1%. Miera nezamestnanosti z VZPS sa tým znížila na 16.2% (z 18.1% v roku 2004), pričom v poslednom štvrtroku minulého roka klesla až na 15.3%.

2. Očakávaný vývoj vnútorného prostredia

Politická scéna sa na začiatku tohto roku skomplikovala. Z vládnej pravicovej koalície vystúpil jeden subjekt (KDH), čoho dôsledkom sú predčasné parlamentné voľby v júni 2006. Riadne voľby sa mali konať na jeseň, takže sa nejedná o radikálny zásah do normálneho politického cyklu. V dnešnej situácii nie je vôbec jasné, či vo voľbách získajú prevahu pravicovo orientované strany (terajšia koalícia vedená SDKÚ), alebo ľavica na čele so stranou SMER-SD. Všetci sa však hlásia k zavedeniu eura na Slovensku od 1.1.2009, čo je jednoznačne pozitívny a stabilný prvok v slovenskej ekonomike. Súčasná vláda robí všetko pre to, aby SR načas splnila maastrichtské kritériá. Zároveň možno reálne očakávať, že akákoľvek vládna koalícia po júnových voľbách bude dôsledne presadzovať túto líniu.

So vstupom do eurozóny je však spojená obava zo zvýšenia inflácie v strednodobom až dlhodobom horizonte. Ekonomická úroveň a cenová hladina SR je dnes iba o niečo vyššia ako 50% priemeru EÚ. Ak predpokladáme trvalý a rýchly rast ekonomiky (nad 5% ročne), Slovensko bude dobiehať EÚ aj v životnej úrovni, pričom sa nevyhne aj rastu cenovej hladiny. Je zrejmé, že po zavedení eura a trvalom zafixovaní kurzu bude jedinou cestou priblíženia našej cenovej hladiny k priemernej cenovej hladine EÚ vyššia inflácia na Slovensku (NBS odhaduje infláciu vyššiu až o 1.5 percentuálneho bodu voči priemeru EÚ).

Očakávaná vyššia inflácia po vstupe do eurozóny bude znižovať reálnu hodnotu úspor. Reálna úroková miera z vkladov je v súčasnosti záporná a asi taká aj zostane. Naopak pre podniky bude pokles úrokov prínosom. Z uvedeného jasne vyplýva dilemma: maastrichtské kritérium vyžaduje znížiť a udržať infláciu na nízkej úrovni cca 2%, ale nízka cenová hladina v porovnaní s priemerom EÚ si žiada vyššiu infláciu v záujme vyrovnávania cenových hladín.

Čo sa týka fiškálnej politiky, jej cieľom je pokračovať v konsolidácii verejných financií (najmä znižovať deficit štátneho rozpočtu). K významnej konsolidácii by mal prispieť najmä rýchly ekonomický rast. Pritom fiškálna politika preberá na seba čoraz väčšiu zodpovednosť za stabilizáciu celej ekonomiky.

Slovensko by malo splniť všetky maastrichtské kritériá v roku 2007 (možno 2008), čo závisí aj od možného vplyvu mimoriadnych externých šokov. V súčasnosti, keď SR už vstúpilo do mechanizmu ERM II, plní kritérium výšky úrokových mier a prvý raz aj fiškálne kritérium. Predikcie väčšiny analytických inštitúcií naznačujú splnenie všetkých kritérií do roku 2007.

Výsledky obchodnej bilancie za posledných 5 mesiacov sú skôr pesimistické, ale ekonomickí analytici veria, že v 2. polroku 2006 sa situácia otočí. S výrobou začína v poradí dru-

hý automobilový producent a na jeseň štartuje tretí s plánovanými kapacitami po 300 tisíc aut určených prevažne na export, čo indikuje postupné zlepšovanie obchodnej bilancie Slovenska.

3. Hlavné výsledky prognózy

Slovenská ekonomika si s veľkou pravdepodobnosťou udrží vysoký rast aj vo volebnom roku 2006, pričom očakávame, že hlavným faktorom rastu HDP zostane zvyšujúci sa domáci efektívny dopyt. Tento agregát vlani stúpol o 6.7% a zhruba rovnaký relatívny prírastok by mal zaznamenať aj tento roku. K zmenám však dôjde v dynamike rastu jeho jednotlivých zložiek. Kým v prípade spotrebiteľského a investičného dopytu je potrebné počítať so spomalením rastu (oproti minulému roku), dynamika rastu konečnej spotreby verejnej správy sa pravdepodobne - ako tradične vo volebnom roku - naopak zrýchli (tab. 1).

Spomalenie rastu spotrebiteľského dopytu možno očakávať hlavne v súvislosti s nižším tohtoročným rastom reálnej mzdy na makroúrovni, ale aj vplyvom predpokladaného nižšieho rastu celkovej zamestnanosti. V prípade investičného dopytu by však spomalenie rastu malo byť len prejavom vysokého minuloročného základu pre medziročné porovnávanie. Vzhľadom na to, že vplyv čistého vývozu na rast výkonnosti slovenskej ekonomiky bude v tomto roku podľa našich predpokladov viac-menej neutrálny, mala by sa tvorba reálneho HDP medziročne zvýšiť o 5.9%. V budúcom roku by mal rast reálneho HDP prekročiť hranicu 6%, pretože okrem domáceho dopytu by ho mal výraznejšie podporiť aj čistý export. Očakáva sa totiž, že začnú produkovať nové exportné kapacity - výroba osobných áut (Volkswagen, Peugeot-Citroën a čiastočne aj Kia).

Vplyvom produkcie, ktorú tento roku vyrobí nová vývozne orientovaná kapacita, ako aj zásluhou avizovaného oživenia vonkajšieho dopytu (najmä z eurozóny), sa rast vývozu v bežných cenách zrejme zrýchli. Rast dovozu by mal byť založený najmä na zvyšujúcom sa investičnom a spotrebiteľskom dopyte, ale nároky na dovoz budú vyplývať aj z rastúceho vývozu. V konečnom dôsledku predpokladáme, že vzájomný vývoj vývozu a dovozu bude tohto roku vyrovnanejší ako vlani, čo by malo byť viditeľnejšie najmä v 2. priebehu polroka 2006. V súvislosti s tým by sa mala nerovnováha medzi vývozom a dovozom oproti minulému roku zmenšiť, pretože deficit obchodnej bilancie by mal dosiahnuť okolo 3.8% HDP v bežných cenách. V budúcom roku by sa mala úroveň vonkajšej nerovnováhy znížiť výraznejšie, k čomu by mal prispieť rýchlejší rastúci vývoz tovarov ako ich dovoz. Trend znižovania vonkajšej nerovnováhy by mal pokračovať aj v ďalších rokoch.

Očakávaný rast výkonnosti slovenskej ekonomiky bude tohto roku sprevádzaný vyššou infláciou. Dôvodom sú najmä realizované administratívne úpravy regulovaných cien, ktoré v kombinácii s vplyvom trhových síl a sezónnosti zdvihli medziročnú mieru inflácie z 3.7% v decembri 2005 na 4.1% v januári a na 4.4% vo februári 2006. Rast inflácie by sa však mal v najbližších mesiacoch zastaviť a následne by sa mal jej vývoj otočiť smerom k poklesu, pričom v posledných mesiacoch tohto roka by mala jej medziročná miera klesnúť pod 4%. Priemerná miera inflácie by mala tohto roku dosiahnuť 4.1%. Rizikom uvedených odhadov sú najmä ceny ropy a plynu, ako aj prípadný rýchlejší (ako očakávaný) rast miezd. V ďalších rokoch by inflácia mala mať klesajúci trend (tab. 2).

Popri reálnej mzde by mal na zvyšovanie kúpnej sily obyvateľstva tohto roku vplývať aj pokračujúci rast celkovej zamestnanosti. Predpokladaný vysoký rast slovenskej ekonomiky vytvára k tomu potrebné predpoklady. V porovnaní s minulým rokom sa však rast zamestnanosti spomalí zhruba o polovicu, a preto aj očakávaný úbytok počtu nezamestnaných bude tohto roku menší ako vlani. Miera nezamestnanosti v metodike výberových zisťovaní by mala klesnúť zo 16.2% v roku 2005 na 15.0% v roku 2006 (v priemere). Trend zmierňovania nerovnováhy na trhu práce by mal pokračovať aj po roku 2006.

Adresa autorov:

Ing. Ján Haluška, PhD.

Ing. Michal Olexa, PhD.

INFOSTAT

Inštitút informatiky a štatistiky

Dúbravská cesta 3, 842 21 Bratislava 4

haluska@infostat.sk

olexa@infostat.sk

	2003	%chg	2004	%chg	2005	%chg	2006	%chg	2007	%chg	2008	%chg	2009	%chg
A G R E G O V A N Ý D O P Y T (mld SK, bežné ceny)														
Konečná spotreba domácností (CP)	667,4	6,9	738,7	10,7	806,3	9,2	878,7	9,0	950,3	8,1	1024,6	7,8	1104,8	7,8
Konečná spotreba nezisk.inštit. služ.domácnostiam (NISDP)	10,6	17,6	11,9	12,4	12,8	7,6	13,8	7,5	14,4	4,4	15,0	4,0	15,7	4,3
Konečná spotreba verejnej správy (GP)	239,6	8,5	257,7	7,6	273,4	6,1	292,9	7,1	306,5	4,7	322,0	5,1	337,6	4,9
Tvorba hrubého fixného kapitálu (IP)	308,4	1,6	327,2	6,1	376,7	15,1	428,8	13,8	472,0	10,1	512,8	8,6	553,5	7,9
Zmena stavu zásob+ štatistický rozdiel (DJP)	-7,0	*	25,5	*	33,4	*	18,8	*	0,7	*	-1,1	*	-11,8	*
Vývoz výrobkov a služieb (EGSP)	933,2	18,4	1018,0	9,1	1132,5	11,3	1243,1	9,8	1411,2	13,5	1566,4	11,0	1725,0	10,1
Dovoz výrobkov a služieb (MGSP)	951,1	9,8	1053,6	10,8	1195,4	13,5	1304,1	9,1	1442,2	10,6	1587,7	10,1	1735,6	9,3
Hrubý domáci produkt (YP)	1201,2	9,3	1325,5	10,3	1439,8	8,6	1572,0	9,2	1712,8	9,0	1852,0	8,1	1989,2	7,4
A G R E G O V A N Ý D O P Y T (mld SK, 1995=100)														
Konečná spotreba domácností (C)	402,4	-0,8	416,4	3,5	440,7	5,8	464,9	5,5	490,5	5,5	516,5	5,3	543,8	5,3
Konečná spotreba nezisk.inštit. služ.domácnostiam (NISD)	7,1	10,9	7,5	5,8	7,8	3,2	8,0	3,4	8,2	1,5	8,3	1,5	8,5	2,0
Konečná spotreba verejnej správy (G)	157,1	2,7	158,8	1,1	162,0	2,0	167,7	3,5	171,1	2,0	175,3	2,5	179,7	2,5
Tvorba hrubého fixného kapitálu (I)	197,8	-1,5	202,8	2,5	227,9	12,4	251,8	10,5	270,7	7,5	287,2	6,1	302,7	5,4
Zmena stavu zásob+ štatistický rozdiel (DJ)	-1,8	*	26,7	*	25,0	*	15,7	*	-3,9	*	-7,9	*	-14,5	*
Vývoz výrobkov a služieb (EGS)	723,4	22,5	806,3	11,5	893,9	10,9	971,4	8,7	1091,8	12,4	1199,9	9,9	1301,9	8,5
Dovoz výrobkov a služieb (MGS)	702,7	13,6	792,0	12,7	881,0	11,2	951,5	8,0	1041,9	9,5	1135,7	9,0	1223,1	7,7
Hrubý domáci produkt (Y)	783,4	4,5	826,5	5,5	876,3	6,0	928,0	5,9	986,4	6,3	1043,7	5,8	1099,0	5,3

	2003	%chg	2004	%chg	2005	%chg	2006	%chg	2007	%chg	2008	%chg	2009	%chg
VYBRANÉ MAKROEKONOMICKÉ UKAZOVATELE														
Deflátor HDP (1995=1) (PY)	1,533	4,7	1,604	4,6	1,643	2,5	1,694	3,1	1,736	2,5	1,775	2,2	1,810	2,0
Index spotrebiteľských cien priemer, (dec.1995=1),(CPI)	1,733	8,5	1,864	7,5	1,915	2,7	1,994	4,1	2,043	2,5	2,084	2,0	2,124	1,9
Priemerná nominálna mesačná mzda, SKK (W)	14 365	6,3	15 825	10,2	17 274	9,2	18 587	7,6	19 683	5,9	20 805	5,7	22 075	6,1
Priemerná reálna mesačná mzda, SKK (W/CPI)	8 289	-2,0	8 492	2,4	9 022	6,2	9 321	3,3	9 634	3,4	9 983	3,6	10 393	4,1
Priemerný počet zamestnaných osôb v NH spolu, mil. osôb (L)	2,025	0,8	2,030	0,3	2,075	2,2	2,094	0,9	2,110	0,8	2,125	0,7	2,138	0,6
Počet pracujúcich, mil. osôb, priemer (L_ILO)	2,165	1,8	2,170	0,3	2,216	2,1	2,232	0,7	2,247	0,7	2,261	0,6	2,272	0,5
Počet nezamestnaných mil. osôb, priemer (LU_ILO)	0,459	-5,7	0,481	4,7	0,427	-11,1	0,395	-7,5	0,377	-4,5	0,371	-1,7	0,360	-3,0
Miera nezamestnanosti v %, (RU_ILO)	17,4	-2,4	18,1	3,7	16,2	-10,7	15,0	-7,0	14,4	-4,5	14,1	-2,0	13,7	-3,0
Reálna produktivita práce (Y/L)	386,86	3,6	407,07	5,2	422,31	3,7	443,23	5,0	467,42	5,5	491,09	5,1	514,0	4,7
Nominálna produktivita práce (YP/L)	593,18	8,5	652,84	10,1	693,88	6,3	750,84	8,2	811,6	8,1	871,46	7,4	930,42	6,8

Štatistické metódy použité pri spracovaní údajov z ÚZ podnikateľských subjektov pre potreby spracovania odvetvových analýz.

Jana Marková, Viera Bakošová

Abstract

The INFIN company, Ltd. is a business entity, whose mission is to provide relevant information to its clients, analyses and services contributing to the reduction of business risk. One of the core businesses is processing of branch analyses. The main benchmark for the classification the entities database is their business area expressed by the number of Branch classification of economic activities (IFIC). The company offers also the results for aggregate groups - production, wholesale trade, retail trade and services.

Úvod

Východiskovými údajmi pre spracovanie odvetvových analýz sú účtovné závierky subjektov účtujúcich v sústave podvojného účtovníctva pre podnikateľov získané v elektronickej podobe a uložené do databázy v prostredí Microsoft Office Access.

Ide o neidentifikovateľnú databázu – bez identifikačného čísla organizácie (IČO) s uvedením jeho:

- kódu odvetvovej klasifikácie ekonomickej činnosti (OKEČ),
- kódu právnej formy organizácie,
- kódu kraja.

Kontrola údajov

Pred procesom spracovania sú vstupné údaje podrobené kontrole vnútrovýkazových a medzivýkazových väzieb, pričom veľký dôraz je kladený na možnosť ich ekonomickej interpretácie. V prípade, že by nesprávne vykázané hodnoty skreslili výsledky spracovania za príslušný súbor, účtovná závierka je z neho vylúčená bez náhrady.

Prehľad o počte účtovných závierok získaných a vstupujúcich do spracovania:

rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004
počet získaných ÚZ	46 801	52 326	56 269	53 098	52 129	60 181
počet ÚZ v spracovaní	39 162	43 415	47 004	44 471	44 855	51 307
% chybovosti	16,32	17,03	16,47	16,25	13,95	14,75

Každoročne je chybou s najvyššou početnosťou záporná hodnota na riadku 058 Súvahy - Účty v bankách. Z celkového počtu 8 874 účtovných závierok za rok 2004, ktoré boli vyradené zo spracovania, ju takto vykazovalo 1 494 subjektov, t. j. 16,84%.

Použité štatistické metódy

1. Triedenie údajov v databáze do jednotlivých súborov:

- podľa OKEČ - za dvojmiestne a trojmiestne OKEČ;
- podľa agregovaných skupín - výroba, veľkoobchod, maloobchod, služby;
- podľa krajov - na 8 súborov;
- podľa právnej formy - na 7 súborov

V rámci odvetvového členenia sú ďalej účtovné závierky subjektov členené z hľadiska ich veľkosti do dvoch veľkostných kategórií:

a) podľa hodnoty majetku na tri súbory:

- do 50 miliónov Sk,
- 50 - 150 miliónov Sk,
- nad 150 miliónov Sk,

b) podľa výšky obratu na tri súbory:

- do 25 miliónov Sk,
- 25 - 100 miliónov Sk,
- nad 100 miliónov Sk.

Primárnym výsledkom triedenia údajov v databáze sú tabuľky s početnosťami výskytu účtovných závierok v jednotlivých súboroch. Uvádzanie výsledkov v podobe štatistickej charakteristiky medián sme podmienili výskytom početnosti minimálne troch subjektov (a ich účtovných závierok) a uvádzanie dolného a horného kvartilu minimálne siedmich subjektov v štatistickom súbore.

2. Analýza časového radu hodnôt:

Pri štandardnom spracovaní odvetvových analýz je zabezpečená analýza časového radu výsledných štatistických jednotiek za jednotlivé ukazovatele pre štyri za sebou nasledujúce roky:

- použitím rovnakých ukazovateľov,
- použitím rovnakého algoritmu ich výpočtu.

3. Metódy aplikovateľné pri objektivizácii výsledkov finančnej analýzy podniku v priestore:

1. jednoduchý aritmetický priemer - vyčíslený z výsledných hodnôt ukazovateľov porovnateľných objektov v rámci štatistického súboru;

Napriek tomu, že priemer je vo všeobecnosti považovaný za reprezentatívnu úroveň hodnôt v súbore, jeho nevýhodou je vysoká citlivosť na extrémne hodnoty.

2. kvantily - predstavujú odhad parametrov polohy, ktoré rozdeľujú súbor hodnôt na niekoľko rovnako početných podsúborov;

V prípade týchto štatistických charakteristík nie je dôležité, o koľko jedna hodnota prevyšuje druhú, ale že ju prevyšuje. To predurčuje ich citlivosť na poradie hodnôt a zároveň odolnosť voči veľkosti (najmä extrémnych) hodnôt.

Hlavným reprezentantom je *medián*, ktorý predstavuje prostredný člen radu hodnôt usporiadaných podľa veľkosti.

Pre podrobnejšiu charakteristiku polohy sa používajú jemnejšie členené kvantily:

- kvartily,
- kvintily,
- decily.

3. mentálny obraz - charakterizuje odvetvie jednou hodnotou (za každý ukazovateľ);

Východiskom je zostavenie agregovaných účtovných výkazov z výkazov všetkých podnikov v príslušnom odvetví. Z takéhoto normovaného tvaru výkazu sa potom vyčísľujú hodnoty jednotlivých ukazovateľov.

Súčasťou prác v etape spracovania údajov je aj manipulácia s údajmi:

Pre výpočet kvantilov je potrebné zoradiť subjekty podľa hodnôt ukazovateľa. Pre vernejšie zobrazenie stavu odvetvia však nie vždy postačuje hrubé zoradenie matematicky vypočítaných hodnôt ukazovateľov. Pri niektorých extrémnych hodnotách ukazovateľov je žiaduce prihliadnuť aj na ich ekonomický význam. Obzvlášť vážna je situácia pri pomerových ukazovateľoch, do ktorých vstupujú do čitateľa a menovateľa výrazy, ktorých hodnoty sú v bežných podmienkach kladné, resp. nezáporné, avšak v praxi spracovania údajov sa vyskytujú subjekty, v ktorých je hodnota čitateľa, či menovateľa (prípadne obe hodnoty) záporná.

2 konkrétne situácie:

Ak sú obe hodnoty záporné, výsledná hodnota ukazovateľa je rovnaká ako pri subjekte s rovnako veľkými, avšak kladnými hodnotami. Ekonomická interpretácia výslednej hodnoty ukazovateľa je však v takýchto subjektoch odlišná.

Podobná je situácia aj v subjektoch, kde do výpočtu ukazovateľa v jednom prípade vstupuje záporný čitateľ a v druhom záporný menovateľ - hodnota ukazovateľa je rovnaká, avšak situácia v subjektoch diametrálne odlišná.

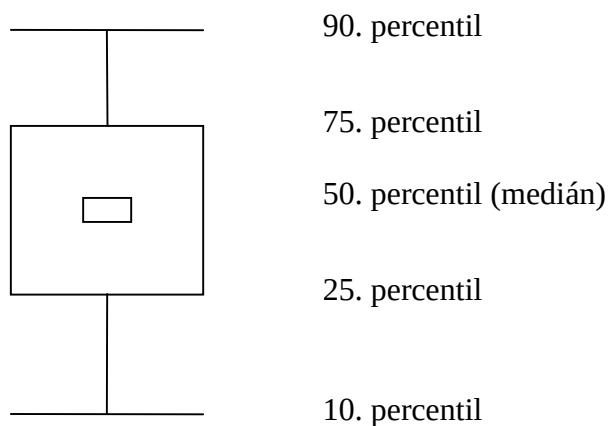
Prijaté riešenie:

Pri zoradovaní subjektov podľa hodnoty takéhoto pomerového ukazovateľa sme upravili vstupné hodnoty výrazov v čitateli, resp. menovateli tak, aby si hodnoty vypočítaných pomerových ukazovateľov zachovali svoju vypovedaciu schopnosť v zmysle ich ekonomickej interpretácie:

- záporné hodnoty v čitateli (resp. menovateli) pri výrazoch, ktoré v štandardnom prostredí nadobúdajú len nezáporné hodnoty boli nahradené hodnotou 0.
- nulové hodnoty v menovateli boli ďalej nahradené malou kladnou nenulovou hodnotou, v dôsledku čoho bola vypočítaná extrémne veľká hodnota pomerového ukazovateľa (kladná alebo záporná podľa hodnoty čitateľa) a táto správne zaradená pred, resp. za štandardné hodnoty ukazovateľa.

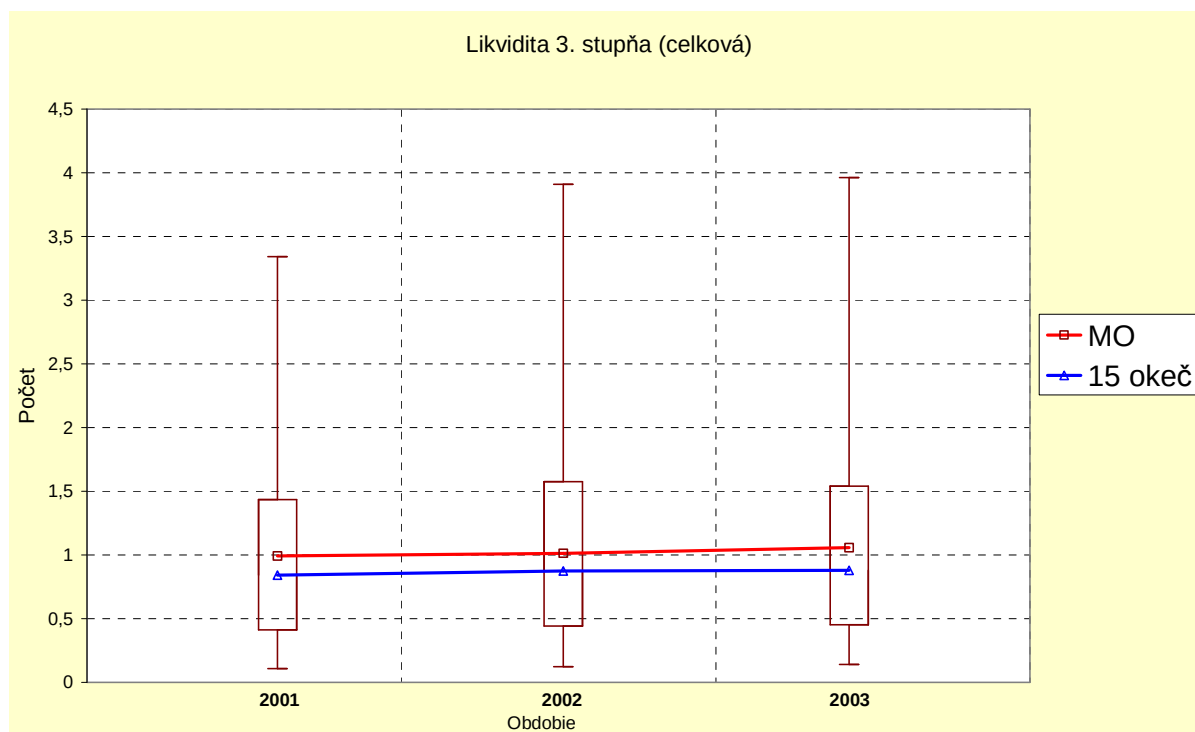
Grafická analýza

Veľkosti hodnôt ukazovateľov za odvetvie a ich rozvrstvenie v rámci súboru v hodnotenom období, ako aj v časovom rade, tvoria základ pre grafické zobrazenie vývoja pomerových ukazovateľov formou **boxplotov**:



Boxploty ukazovateľov dávajú komplexný obraz o polohe ukazovateľov konkrétneho analyzovaného podnikateľského subjektu v slovenskom kontexte daného odvetvia. Spojnica hodnôt mediánu v jednotlivých rokoch hodnoteného obdobia je grafickým znázornením trendu strednej hodnoty polohy.

Konkrétny príklad



L i t e r a t ú r a

1. Chajdiak, J.: Štatistika jednoducho, STATIS, Bratislava 2003
2. Zalai, K. a kol.: Finančno-ekonomická analýza podniku, Sprint vfra, Bratislava 2006
3. Neumaierová, I. a kol.: Řízení hodnoty podniku, VŠE , Praha 1998
4. INFIN, spol. s r.o.: Stredné hodnoty finančných ukazovateľov ekonomických činností v Slovenskej republike za rok 2004, Bratislava 2006

Kontaktná adresa:

Ing. Jana Marková - INFIN, spol. s r.o.
Malý trh 2/A, 811 08 Bratislava 1
e-mail: markova@infin.sk

Ing. Viera Bakošová - INFIN, spol. s r.o.
Malý trh 2/A, 811 08 Bratislava 1
e-mail: bakosova@infin.sk

ANALÝZA BONITY FIRMY¹

Jozef Chajdiak

Abstract

The article contains analysis of most important aspects credit of firm.

Pri hodnotení ekonomickej situácie stavu a vývoja firmy sa sústreďujeme na niekoľko aspektov. V prvom rade je to opísanie stavu a vývoja samotnej firmy takej aká je. Potrebujeme poznať objemy viazaných zdrojov vo firme a mieru ich spotreby (zdroje, náklady - vstupy ekonomiky firmy) a na druhej výsledky ekonomickej činnosti firmy (produkcia - výstupy firmy). Analyzujú sa ich hodnoty, ich štruktúra v statickom aj dynamickom pohľade.

Ďalšiu skupinu analýz tvorí analýza ekonomickej **efektívnosti** činnosti firmy, v ktorej sa analyzujú vzťahy medzi vstupmi do ekonomického procesu (viazané zdroje, náklady z ich spotreby) a výstupmi z ekonomického procesu (produkcia). Efektívnosť je vyjadrená tak množinou rozdielových ukazovateľov (výstup – vstup) a tiež množinou relatívnych ukazovateľov efektívnosti (výstup/vstup, resp. (výstup – vstup)/vstup)..

Inú časť analýzy ekonomickej činnosti firmy predstavujú analýzy **bonity** firmy. (Zvyšok ekonomických analýz môžeme jednoduše pracovne zaradiť do skupiny iných analýz.)

Podstatou ukazovateľov charakterizujúcich **bonitu** firmy predstavujú vzťahy medzi jednotlivými ukazovateľmi vstupov, ich štruktúra resp. iné pomerové hodnoty. Bonitu firmy vyjadrujú tri skupiny ukazovateľov:

- ukazovatele likvidity,
- ukazovatele zadĺženosti a
- ukazovatele vybavenosti.

V každej z týchto skupín ukazovateľov máme množinu špecifických ukazovateľov.

Ukazovatele **likvidity** charakterizujú schopnosť firmy dodržať svoje záväzky. Firma na strane aktív (majetku) má pohľadávky a iný obežný majetok. Firma má na strane pasív (kapitálu) záväzky, z ktorých časť sa špecifikuje ako krátkodobé záväzky a bankové úvery. Firma je dobre likvidná, ak príslušná časť aktív (majetku) prevyšuje príslušnú časť pasív. Existuje niekoľko ukazovateľov likvidity. Najyورumiteľnejšiu vypovedáciu schopnosť má ukazovateľ L2. Y hľadiska likvidity je roýumné požadovať, aby jeho hodnota neklesla pod 1 (príslušná časť obežného majetku prevyšuje krátkodobé záväzky). Na druhej strane jeho príliš vzsoke hodnoty (epiricky určené hranicou 1.5) svedčia o nedostatočne vhodnom využití ydrojov, ktoré má firma k dispozícii (peniaze ležia na účte a zdá sa, že by bolo rozumnejšie ich investovať inak).

Relatívne ukazovatele **likvidity** vyjadrujú vzťah medzi obežným majetkom a krátkodobými záväzkami (pasívami) a potenciálnu schopnosť spoločnosti splniť včas svoje záväzky. Vo všeobecnosti ukazovateľ likvidity vyjadruje pomer

$$\frac{\text{obežný majetok}}{\text{krátkodobé záväzky}}$$

Konkrétne sa používajú sa tri ukazovatele likvidity. Určité problémy pri ich presnej špecifikácii robí zahrnutie ukazovateľov pohľadávky za upísané vlastné imanie (r. 002), ktoré môžu byť tak

¹ Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerných štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

časťou neobežného ako aj obežného majetku, ale to z r. 002 nie je jasné. Čitateľ ukazovateľov likvidity sa tiež môže zvýšiť o časové rozlíšenie (majetku) (r. 062), ktoré môže byť tiež formulované ako krátkodobá pohľadávka alebo dlhodobá pohľadávka. Opäť z riadku r. 062 nie je jasné toto rozčlenenie. Menovateľ ukazovateľov likvidity môže byť rozšírený o časové rozlíšenie vlastného majetku a záväzkov (r. 116). Opäť hodnota tohto ukazovateľa môže predstavovať tak krátkodobé ako aj dlhodobé záväzky. Preto tieto ukazovatele v nasledujúcich vzorcoch neudávame. Ak čitateľ knihy pozná presné firemné čísla, môže o príslušné krátkodobé časti v čitateli aj menovateli ukazovateľov likvidity o tieto hodnoty upraviť a spresniť hodnoty ukazovateľov likvidity.

Rýchla likvidita (tiež pohotová likvidita, rýchly test; L2; quick ratio) predstavuje pomer:

$$\frac{\text{krátkodobé pohľadávky (r. 048) + finančné účty (r. 056 - r. 059)}}{\text{krátkodobé záväzky (r. 102 + r. 114 + r. 115)}}$$

Odporúčaná hodnota je z intervalu $<1, 1.5>$. Rýchla likvidita charakterizuje, či firma je schopná vyrovnať svoje krátkodobé záväzky. Ak sú krátkodobé pohľadávky (r. 048) firmy a hodnoty finančných účtov bez účtov v bankách s dobou viazanosti dlhšou ako jeden rok (r. 056 – r. 059) [a podmienene r. 002 a r. 062] väčšie ako krátkodobé záväzky vrátane bežných bankových úverov a krátkodobej finančnej výpomoci a podmienene časového rozlíšenia (r. 102 + r. 114 + r. 115 [+ r. 116]), potom je firma vo všeobecnosti likvidná, potenciálne dokáže uhradiť svoje krátkodobé záväzky (ukazovateľ rýchlej likvidity je väčší ako 1). V prípade, že ukazovateľ rýchlej likvidity je výrazne viac ako 1.5, potom má firma na finančných účtoch asi neefektívne výrazne viac zdrojov na úhradu ako je potrebné. Je potrebné uvážiť ich presun do neobežného majetku resp. do výnosnejšieho uloženia. V prípade, že ukazovateľ je menší ako 1, firma má problémy so svojou likviditou a tým sa zhoršuje jej bonita.

Bežný ukazovateľ likvidity (tiež bežná likvidita; L3; current ratio) charakterizuje krátkodobú solventnosť firmy. Môžeme ho vyjadriť takto:

$$\frac{\text{zásoby (r. 033) + krátkodobé pohľadávky (r. 048) + finančné účty (r. 056 - r. 059)}}{\text{krátkodobé záväzky (r. 102 + r. 114 + r. 115)}}$$

Odporúčaná hodnota je z intervalu $<1.5, 2.5>$. Charakterizuje, koľkokrát pokrýva obežný majetok (bez dlhodobých pohľadávok), t. j. súčet zásob (r. 033) a krátkodobých pohľadávok (r. 048) a hodnoty finančných účtov bez účtov v bankách s dobou viazanosti dlhšou ako jeden rok (r. 056 – r. 059) [a podmienene r. 002 a r. 062] krátkodobé záväzky firmy vrátane bežných bankových úverov a krátkodobej finančnej výpomoci a podmienene časového rozlíšenia (r. 102 + r. 114 + r. 115 [+ r. 116]). Ukazovateľ je citlivý na veľkosť jednotlivých položiek aktív a na dobu obratu jednotlivých druhov aktív. Problémy môže vytvárať štruktúra zásob a ich správne realistické ocenenie. Problematické sú tiež pohľadávky po dobe splatnosti a nedobytné pohľadávky. Ak porovnáme hodnotu bežnej likvidity s hodnotou rýchlej likvidity, príliš nízka hodnota rýchlej likvidity svedčí o nadmernej váhe zásob v súvahe firmy.

Okamžitá likvidita (L1; cash ratio) predstavuje pomer

$$\frac{\text{finančné účty (r. 056 - r. 059)}}{\text{krátkodobé závazky (r. 102 + r. 114 + r. 115)}}$$

Odporúčaná hodnota je z intervalu <0.2, 0.5>.

Ďalším zo skupiny ukazovateľov likvidity je **koeficient prvej platobnej neschopnosti**. Predstavuje pomer záväzkov k pohľadávkam.

$$\frac{\text{záväzky}}{\text{pohľadávky}} = \frac{\text{KZ (r. 102 + r. 114 + r. 115) + DZ (r. 091 + r. 113)}}{\text{KP (r. 048) + DP (r. 041) + FU (r. 056)}}$$

Hodnota koeficientu väčšia ako 1 signalizuje prvotnú platobnú neschopnosť.

Do relatívnych ukazovateľov likvidity môžeme tiež zaradiť ukazovateľ **solventnosti firmy**, ktorý vyjadruje dlhodobú likviditu firmy. Vypočíta sa ako:

$$\frac{\text{bilančný cash flow (r. 18 + r. 20 + r. 64)}}{\text{dlhodobé záväzky (r. 091) + bankové úvery dlhodobé (r. 113)}}$$

Odporúča sa hodnota vyššia ako 0.2, čo predstavuje, že dlhodobé záväzky firmy sa súčtom čistého zisku a odpisov uhradia do 5 rokov.

Druhú skupinu ukazovateľov bonity firmy predstavujú ukazovatele **riadenia dlhu** merajúce rozsah, v ktorom sa firma financuje cudzími zdrojmi a ako je schopná pokryť svoje dlžnicke záväzky.

Ukazovateľ zadlženosti (tiež podiel záväzkov v súčte vlastného imania a záväzkov resp. podiel cudzích zdrojov v pasívach; debt ratio) sa vypočíta ako pomer:

$$\frac{\text{záväzky (cudzíe zdroje) (r. 086)}}{\text{vlastné imanie a záväzky spolu (r. 065)}} \cdot [100 \%]$$

Odporúča sa, aby podiel nepresiahol 50 % (existujú aj prísnejšie odporúčenia až do výšky 30 % a naopak aj voľnejšie až do výšky 60 %). Vysoká hodnota ukazovateľa zadlženosti zvyšuje tlak na zvýšenie podielu vlastného imania v celkovom kapitále (vlastnom imaní a záväzkoch spolu resp. pasívach spolu), pretože cudzie zdroje zvyšujú náklady o príslušné úroky platené za požičanie cudzích zdrojov. Vysoká hodnota ukazovateľa zadlženosti zvyšuje tiež veriteľské riziko – je rozdiel požičať tomu, u ktorého podiel cudzieho kapitálu v celkovom kapitále je 10 % a keď je to 80 %. Doplnkom do 1 (resp. 100 %) je ukazovateľ samofinancovania.

Miera zadlženosti (tiež cudzie zdroje k vlastnému imaniu; debt to equity) sa vypočíta ako pomer:

$$\frac{\text{záväzky (cudzie zdroje)}}{\text{vlastné imanie}} \cdot [100 \%]$$

V podstate je to len iná verzia ukazovateľa zadlženosti (funkčne zviazaná). Odporúča sa, aby tento podiel nepresiahol 70 %, čo zhruba predstavuje mieru zadlženosti vo výške 40 %.

Úverová zat'aženosť (tiež podiel bankových úverov v pasívach) sa vypočíta ako pomer:

$$\frac{\text{bankové úvery a výpomoci (r.112)}}{\text{vlastné imanie a záväzky (r.065)}} \cdot [100 \%]$$

Vzhľadom na to, že bankové úvery a výpomoci sú časťou cudzích zdrojov, odporúčaná hodnota by mala byť nižšia ako 50 %.

Dlhodobá zadlženosť majetku predstavuje doplnkový ukazovateľ. Vypočíta sa ako pomer

$$\frac{\text{rezervy (r. 087) + dlhodobé záväzky (r.091) + bankové úvery dlhodobé (r.113)}}{\text{majetok spolu (r.001)}}$$

Vyjadruje podiel dlhodobých záväzkov spolu na majetku spolu (resp. na vlastnom imaní a záväzkoch spolu – r . 065). Opäť vzhľadom na to, že bankové úvery a výpomoci sú časťou cudzích zdrojov, odporúčaná hodnota by mala byť nižšia ako 50 %.

Koeficient úrokového krytia je doplnkový ukazovateľ riadenia dlhu a bonity firmy. Vypočíta sa podľa vzťahu

$$\frac{\text{nákladové úroky (r. 41) + zisk pred zdanením (r.29 + r. 52 + r. 62 - r. 59)}}{\text{nákladové úroky (r. 41)}}$$

Ak je jeho hodnota väčšia ako 1, firma dosahuje zisk. Hodnota menej ako 1 vyjadruje stratu ako výsledok hospodárenia. Ak je hodnota koeficienta rovná nule, firemný strata sa rovná veľkosti nákladových úrokov. Hodnota menej ako nula svedčí o tom, že firma nielen nedosahuje zisk, že firma má stratu a táto strata je tak veľká, že hospodárenie firmy nedokáže pokryť ani nákladové úroky na cudzie zdroje.

Ukazovateľ tokového zadĺženia sa vypočíta

$$\frac{\text{záväzky (r. 086)}}{\text{základný peňažný tok (r. 18 + r. 20 + r. 64)}} = \frac{\text{záväzky}}{\text{odpisy + zisk}}$$

Vyjadruje dobu potrebnú na splatenie všetkých záväzkov z vytvorených vlastných zdrojov firmy.

Tretiu skupinu ukazovateľov bonity firmy predstavujú ukazovatele **vybavenosti**, predstavujú pomer medzi jednotlivými vstupmi do hospodárskeho procesu.

Ukazovateľ vybavenosti zamestnanca celkovým kapitálom vypočítame:

$$\frac{\text{vlastné imanie a záväzky (r. 065)}}{\text{počet zamestnancov}} = \frac{\text{CK}}{\text{ZAM}} = \frac{\text{celkový kapitál}}{\text{počet zamestnancov}}$$

Počet zamestnancov predstavuje priemerný evidenčný počet zamestnancov v prepočítaných osobách. Vyššia vybavenosť zamestnancov celkovým kapitálom je dôležitým predpokladom vyššej produktivity práce.

Priemerné osobné náklady na zamestnanca (ukazovateľ vybavenosti zamestnancov osobnými nákladmi) vypočítame:

$$\frac{\text{osobné náklady (r. 12)}}{\text{počet zamestnancov}} = \frac{\text{ON}}{\text{ZAM}}$$

Veľkosť mzdových a sociálnych nákladov na zamestnanca je podstatným ukazovateľom v ekonomike firmy. Je najdôležitejším ukazovateľom, o ktorý majú záujem zamestnanci firmy. Jeho hodnota priamo ovplyvňuje veľkosť produktivity práce, nepriamo veľkosť rentabilít. Vysoká hodnota priemerných osobných nákladov na zamestnanca buď svedčí o vysokej kvalite (vzdelanie, zručnosť, produktivita) pracovnej sily alebo svedčí o neproduktívnom vynakladaní osobných nákladov.

Vybavenosť vlastného imania celkovým kapitálom (tiež finančná páka; financial leverage) sa vypočíta:

$$\frac{\text{vlastné imanie a záväzky (r. 065)}}{\text{vlastné imanie (r. 066)}} = \frac{\text{CK}}{\text{VI}} = \frac{\text{celkový kapitál}}{\text{vlastné imanie}}$$

Minimálna hodnota ukazovateľ je 1 (keď sú záväzky nulové). Rozmach firemného hospodárenia je často závislý na voľných zdrojoch, ktoré sa získajú zväčšením záväzkov (cudzích zdrojov) firmy.

Vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom sa vypočíta:

$$\frac{\text{vlastné imanie a záväzky (r.065)}}{\text{osobné náklady (r.12)}} = \frac{\text{CK}}{\text{ON}} = \frac{\text{celkový kapitál}}{\text{osobné náklady}}$$

Je to nie často používaný ukazovateľ, hoci nad jeho vypovedacou schopnosťou a optimálnou výškou môžu byť zaujímavé diskusie medzi odborníkmi.

Prílohy:

Frekvenčná tabuľka: Likvidita L2 (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Frekvenčná tabuľka: Zadlženosť (SR, rok 2004, v %, v mil. Sk)

Frekvenčná tabuľka: Vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Literatúra

Chajdiak, J.: Ekonomická analýza stavu a vývoja firmy. Bratislava, Statis 2004

Chajdiak, J.: Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. Bratislava, Statis 2005

INFIN, spol. s r.o.: Stredné hodnoty finančných ukazovateľov ekonomických činností v Slovenskej republike za rok 2004, Bratislava 2006

Stankovičová I.: Využitie Metód DATA Miningu na Detekciu Podvodov v telekomunikáciách
Vojtková M.: Porovnanie priestorovej klasifikácie priemyselných podnikov podľa efektívnosti v rokoch 2003 a 2004

Kontakt na autora:

chajdiak@statis.biz

Frekvenčná tabuľka: Vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	N	fN	kN	kfN	pPH	PH	fPH	kPH	kfPH	pVYN	VYN	fVYN	kVYN	kfVYN	pZISK	ZISK	fZISK	kZISK
ON=0	x	15625	35,0	15625	35,0	0,2	2990	0,8	2990	0,8	2,6	40158	1,8	40158	1,8	0	-1084	-2,6	-1 084
- 1	0,6	3101	6,9	18726	41,9	5,4	16758	4,6	19748	5,4	12,8	39589	1,8	79747	3,6	-0,2	-505	-1,2	-1 589
- 1.5	1,2	2104	4,7	20830	46,6	6,1	12895	3,5	32643	8,9	20,6	43246	2,0	122993	5,6	-0,09	-191	-0,5	-1 780
- 2	1,8	1881	4,2	22711	50,8	7,3	13706	3,7	46349	12,7	27,4	51537	2,3	174530	7,9	-0,1	-125	-0,3	-1 905
- 2.5	2,2	1681	3,8	24392	54,6	9,6	16098	4,4	62447	17,1	34,0	57214	2,6	231744	10,5	0,5	822	2,0	-1 083
- 3	2,7	1515	3,4	25907	58,0	10,5	15878	4,3	78325	21,4	46,5	70486	3,2	302230	13,7	0,4	632	1,5	-451
- 4	3,5	2461	5,5	28368	63,5	9,7	23826	6,5	102151	27,9	47,9	117796	5,3	420026	19,1	0,9	2327	5,5	1 876
- 5	4,4	2012	4,5	30380	68,0	9,7	19564	5,3	121715	33,2	54,6	109916	5,0	529942	24,0	1,2	2463	5,9	4 339
- 6	5,5	1687	3,8	32067	71,8	13,2	22232	6,1	143947	39,3	69,4	117098	5,3	647040	29,4	2,3	3820	9,1	8 159
- 8	6,9	2442	5,5	34509	77,2	13,5	32855	9,0	176802	48,3	88,8	216745	9,8	863785	39,2	1,9	4685	11,2	12 844
- 10	9,3	1578	3,5	36087	80,8	23,8	37567	10,3	214369	58,5	129,1	203742	9,2	1067527	48,4	6,1	9551	22,8	22 395
- 15	13,0	2242	5,0	38329	85,8	19,0	42690	11,7	257059	70,2	167,4	375388	17,0	1442915	65,5	5,0	11173	26,6	33 568
- 25	18,8	2047	4,6	40376	90,4	20,8	42620	11,6	299679	81,8	137,9	282348	12,8	1725263	78,3	5,3	10899	26,0	44 467
viac	47,3	4296	9,6	44672	100,0	15,5	66487	18,2	366166	100,0	111,4	478651	21,7	2203914	100,0	-1	-2525	-6,0	41 942
Spolu	8,8	44 672	100			8,2	366 166	100,0			49,3	2 203 914	100			0,9	41 942	100,0	

Trieda	Priemer	pVI	VI	fVI	kVI	kfVI	pCK	CK	fCK	kCK	kfCK	pVS	VS	fVS	kVS	kfVS	pON	ON	fON	kON
ON=0	x	1,8	28549	3,8	28 549	3,8	6,6	103153	6,3	103153	6,3	0,8	12140	1,3	12 140	1,3	0,0	0	0,0	0
- 1	0,6	-0,2	-583	-0,1	27 966	3,7	3,0	9175	0,6	112328	6,9	5,3	16490	1,7	28 630	3,0	5,2	16006	8,7	16006
- 1.5	1,2	1,5	3134	0,4	31 100	4,1	6,9	14612	0,9	126940	7,8	10,9	22830	2,4	51 460	5,3	5,6	11726	6,4	27732
- 2	1,8	3,1	5802	0,8	36 902	4,9	10,6	19861	1,2	146801	9,0	13,8	25875	2,7	77 335	8,0	6,0	11341	6,1	39073
- 2.5	2,2	5,9	9992	1,3	46 894	6,2	16,6	27906	1,7	174707	10,7	16,0	26950	2,8	104 285	10,8	7,5	12658	6,9	51731
- 3	2,7	10,4	15758	2,1	62 652	8,3	22,9	34709	2,1	209416	12,9	22,4	33875	3,5	138 160	14,3	8,4	12776	6,9	64507
- 4	3,5	9,4	23111	3,1	85 763	11,4	23,9	58829	3,6	268245	16,5	22,8	56110	5,8	194 270	20,1	6,9	16869	9,1	81376
- 5	4,4	11,8	23644	3,1	109 407	14,6	29,2	58793	3,6	327038	20,1	25,4	51083	5,3	245 353	25,4	6,6	13293	7,2	94669
- 6	5,5	20,2	34066	4,5	143 473	19,1	42,2	71135	4,4	398173	24,4	34,7	58537	6,1	303 890	31,4	7,7	13027	7,1	107696
- 8	6,9	24,6	60000	8,0	203 473	27,1	54,1	132075	8,1	530248	32,6	40,1	97999	10,1	401 889	41,6	7,9	19261	10,4	126957
- 10	9,3	48,3	76170	10,1	279 643	37,2	110,9	174977	10,7	705225	43,3	59,9	94547	9,8	496 436	51,4	12,0	18881	10,2	145838
- 15	13,0	45,5	102076	13,6	381 719	50,8	86,5	193912	11,9	899137	55,2	106,4	238506	24,7	734 942	76,0	6,7	14945	8,1	160783
- 25	18,8	78,9	161437	21,5	543 156	72,2	127,8	261671	16,1	1160808	71,3	42,6	87242	9,0	822 184	85,1	6,8	13882	7,5	174665
viac	47,3	48,6	208643	27,8	751 799	100,0	108,9	467794	28,7	1628602	100,0	33,6	144487	14,9	966 671	100,0	2	9888	5,4	184553
Spolu	8,8	16,8	751 799	100			36,5	1 628 602	100,0			21,6	966 671	100			4,1	184 553	100,0	

N počet podnikov
VI vlastné imanie

ZISK hospodársky výsledok (v mil. Sk)
CK celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)

f relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
k kumulatívne početnosť ukazovateľa

PH pridaná hodnota (v mil. Sk)
VYN, V výnosy (v mil. Sk)

VS výrobná spotreba (v mil. Sk)
ON osobné náklady (v mil. Sk)

p priemerná hodnota ukazovateľa

Frekvenčná tabuľka: Vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	Z/VI	PH/ON	V/CK	Z/V	PH/V	ON/V	VS/V	ON/VI	CK/VI	CK/ON
ON=0	x	-3,8	x	0,39	-2,7	7,4	0,0	30,2	0	3 613	x
- 1	0,6	x	1,05	4,31	-1,3	42,3	40,4	41,7	-27455	-15 738	0,6
- 1.5	1,2	-6,1	1,10	2,96	-0,4	29,8	27,1	52,8	3742	4 662	1,2
- 2	1,8	-2,2	1,21	2,59	-0,2	26,6	22,0	50,2	1955	3 423	1,8
- 2.5	2,2	8,2	1,27	2,05	1,4	28,1	22,1	47,1	1267	2 793	2,2
- 3	2,7	4,0	1,24	2,03	0,9	22,5	18,1	48,1	811	2 203	2,7
- 4	3,5	10,1	1,41	2,00	2,0	20,2	14,3	47,6	730	2 545	3,5
- 5	4,4	10,4	1,47	1,87	2,2	17,8	12,1	46,5	562	2 487	4,4
- 6	5,5	11,2	1,71	1,65	3,3	19,0	11,1	50,0	382	2 088	5,5
- 8	6,9	7,8	1,71	1,64	2,2	15,2	8,9	45,2	321	2 201	6,9
- 10	9,3	12,5	1,99	1,16	4,7	18,4	9,3	46,4	248	2 297	9,3
- 15	13,0	10,9	2,86	1,94	3,0	11,4	4,0	63,5	146	1 900	13,0
- 25	18,8	6,8	3,07	1,08	3,9	15,1	4,9	30,9	86	1 621	18,8
viac	47,3	-1,2	6,72	1,02	-0,5	13,9	2,1	30,2	47	2 242	47,3
Spolu	8,8	5,6	1,98	1,35	1,9	16,6	8,4	43,9	245	2 166	8,8

N počet podnikov
VI vlastné imanie
PH pridaná hodnota (v mil. Sk)
VYN, V výnosy (v mil. Sk)

ZISK hospodársky výsledok (v mil. Sk)
CK celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)
VS výrobná spotreba (v mil. Sk)
ON osobné náklady (v mil. Sk)

f relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
k kumulatívne početnosť ukazovateľa
p priemerná hodnota ukazovateľa

Z/VI rentabilita vlastného imania (v hal. Zisku na 1 Sk vlastného imania)
PH/ON finančná produktivita práce (v Sk PH na 1 Sk ON)
V/CK produktivita celkového kapitálu (v Sk výnosov na 1 Sk CK)
Z/V ziskovosť (v hal. zisku na 1 Sk výnosov)
PH/V podiel pridanej hodnoty na výnosoch (v hal. PH na 1 Sk výnosov)

ON/V podiel osobných nákladov na výnosoch (v hal. ON na 1 Sk výnosov)
VS/V podiel výrobnej spotreby na výnosoch (v hal. VS na 1 Sk výnosov)
ON/VI vybavenosť vlastného imania osobnými nákladmi (v tisíc Sk ON na 1 Sk VI)
CK/VI vybavenosť vlastného imania celkovým kapitálom (v tisíc Sk CK na 1 Sk VI)
CK/ON vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom (v Sk CK na 1 Sk ON)

Analysis Variable : L2m L2m			
ckon1	N Obs	N	Sum
-1	3101	3101	7828
#####	2104	2104	8920
#####	1881	1881	11016
#####	1681	1681	14008
#####	1515	1515	14196
3.-4	2461	2461	26042
4.V	2012	2012	25364
5.VI	1687	1687	27436
6.VIII	2442	2442	50500
8.X	1578	1578	49065
X.15	2242	2242	67303
15 - 25	2047		
		2047	64261
25-	4296	4296	156677

kfZISK	pPHch	PHch	fPHch	kPHch	kfPHch
-2,6	0,4	5579	1,4	5 579	1,4
-3,8	5,5	17206	4,3	22 785	5,7
-4,2	6,5	13621	3,4	36 406	9,1
-4,5	7,7	14395	3,6	50 801	12,7
-2,6	10,0	16869	4,2	67 670	16,9
-1,1	11,8	17919	4,5	85 589	21,4
4,5	10,6	26157	6,5	111 746	27,9
10,3	11,0	22181	5,5	133 927	33,5
19,5	14,9	25083	6,3	159 010	39,7
30,6	16,0	39099	9,8	198 109	49,5
53,4	31,1	49138	12,3	247 247	61,8
80,0	19,8	44484	11,1	291 731	72,9
106,0	24,6	50279	12,6	342 010	85,5
100	13,5	58180	14,5	400 190	100
	9,0	400 190	100,0		

kfON	pL2m	L2m	fL2m	kL2m	kfL2m
0,0	16,6	49570	8,7	49570	8,7
8,7	0,5	7828	1,4	57398	10,0
15,0	0,7	8920	1,6	66318	11,6
21,2	0,8	11016	1,9	77334	13,5
28,0	0,9	14008	2,4	91342	16,0
35,0	0,9	14196	2,5	105538	18,4
44,1	1,1	26042	4,6	131580	23,0
51,3	1,3	25364	4,4	156944	27,4
58,4	1,2	27436	4,8	184380	32,2
68,8	1,5	50500	8,8	234880	41,0
79,0	1,3	49065	8,6	283945	49,6
87,1	1,6	67303	11,8	351248	61,4
94,6	1,5	64261	11,2	415509	72,6
100	2	156677	27,4	572186	100
	1,6	572 186	100,0		

Frekvenčná tabuľka: Zadĺženosť (SR, rok 2004, v %, v mil. Sk)

100*(CK-VI)/CK

Trieda	Priemer	N	fN	kN	kfN	pPH	PH	fPH	kPH	kfPH	pVYN	VYN	fVYN	kVYN	kfVYN	pZISK	ZISK	fZISK	kZISK
- 0	0,0	3273	7,3	3273	7,3	0,0	7	0,0	7	0,0	0,3	1092	0,0	1092	0,0	0	215	0,5	215
- 10	3,9	4307	9,6	7580	17,0	2,5	10729	2,9	10736	2,9	7,3	31640	1,4	32732	1,5	0,5	2044	4,9	2 259
- 20	14,5	2665	6,0	10245	22,9	9,848	26244	7,2	36980	10,1	35,4	94392	4,3	127124	5,8	2,24	5977	14,3	8 236
- 30	23,9	2252	5,0	12497	28,0	29,5	66413	18,1	103393	28,2	147,8	332827	15,1	459951	20,9	9,1	20530	49,0	28 766
- 40	35,2	2277	5,1	14774	33,1	18,0	41058	11,2	144451	39,4	71,0	161589	7,3	621540	28,2	5,3	12173	29,0	40 939
- 50	43,9	2285	5,1	17059	38,2	22,8	52156	14,2	196607	53,7	159,5	364361	16,5	985901	44,7	5,9	13516	32,2	54 455
- 60	54,7	2644	5,9	19703	44,1	13,0	34463	9,4	231070	63,1	65,5	173100	7,9	1159001	52,6	2,2	5888	14,0	60 343
- 70	64,2	2967	6,6	22670	50,7	12,0	35711	9,8	266781	72,9	72,2	214072	9,7	1373073	62,3	2,1	6281	15,0	66 624
- 80	75,0	3290	7,4	25960	58,1	8,7	28518	7,8	295299	80,6	64,9	213580	9,7	1586653	72,0	1,1	3571	8,5	70 195
- 90	84,9	3862	8,6	29822	66,8	8,8	33950	9,3	329249	89,9	60,6	234017	10,6	1820670	82,6	0,8	2963	7,1	73 158
- 100	95,2	4762	10,7	34584	77,4	5,9	28197	7,7	357446	97,6	59,4	282718	12,8	2103388	95,4	-3,8	-18081	-43,1	55 077
viac	155,5	10088	22,6	44672	100,0	0,9	8719	2,4	366165	100,0	10,0	100528	4,6	2203916	100,0	-1	-13137	-31,3	41 940
Spolu	53,8	44 672	100			8,2	366 165	100,0			49,3	2 203 916	100			0,9	41 940	100,0	

Trieda	Priemer	pVI	VI	fVI	kVI	kfVI	pCK	CK	fCK	kCK	kfCK	pVS	VS	fVS	kVS	kfVS	pON	ON	fON	kON
- 0	0,0	1,5	5055	0,7	5 055	0,7	1,5	5055	0,3	5055	0,3	0,1	164	0,0	164	0,0	0,0	17	0,0	17
- 10	3,9	29,1	125218	16,7	130 273	17,3	30,2	130262	8,0	135317	8,3	2,4	10427	1,1	10 591	1,1	1,3	5491	3,0	5508
- 20	14,5	42,7	113919	15,2	244 192	32,5	50,0	133256	8,2	268573	16,5	16,4	43825	4,5	54 416	5,6	4,7	12653	6,9	18161
- 30	23,9	87,4	196753	26,2	440 945	58,7	114,8	258467	15,9	527040	32,4	61,4	138356	14,3	192 772	19,9	9,7	21928	11,9	40089
- 40	35,2	33,0	75245	10,0	516 190	68,7	51,0	116179	7,1	643219	39,5	31,5	71827	7,4	264 599	27,4	7,7	17430	9,4	57519
- 50	43,9	49,3	112740	15,0	628 930	83,7	88,0	201013	12,3	844232	51,8	106,2	242644	25,1	507 243	52,5	9,3	21187	11,5	78706
- 60	54,7	20,0	52757	7,0	681 687	90,7	44,1	116544	7,2	960776	59,0	30,0	79262	8,2	586 505	60,7	7,6	19981	10,8	98687
- 70	64,2	20,5	60888	8,1	742 575	98,8	57,3	169942	10,4	1130718	69,4	29,5	87663	9,1	674 168	69,7	8,5	25256	13,7	123943
- 80	75,0	9,0	29613	3,9	772 188	102,7	36,1	118676	7,3	1249394	76,7	28,6	94126	9,7	768 294	79,5	5,9	19273	10,4	143216
- 90	84,9	4,8	18400	2,4	790 588	105,2	31,6	121978	7,5	1371372	84,2	19,6	75722	7,8	844 016	87,3	4,1	15902	8,6	159118
- 100	95,2	1,7	8291	1,1	798 879	106,3	36,2	172360	10,6	1543732	94,8	15,3	72809	7,5	916 825	94,8	2,9	14003	7,6	173121
viac	155,5	-4,7	-47080	-6,3	751 799	100,0	8,4	84871	5,2	1628603	100,0	4,9	49847	5,2	966 672	100,0	1	11432	6,2	184553
Spolu	53,8	16,8	751 799	100			36,5	1 628 603	100,0			21,6	966 672	100			4,1	184 553	100,0	

N počet podnikov

VI vlastné imanie

PH pridaná hodnota (v mil. Sk)

VYN, výnosy (v mil. Sk)

ZISK

CK

VS

ON

hospodársky výsledok (v mil. Sk)

celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)

výrobná spotreba (v mil. Sk)

osobné náklady (v mil. Sk)

f

k

p

relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)

kumulatívne početnosť ukazovateľa

priemerná hodnota ukazovateľa

Frekvenčná tabuľka: Zadĺženosť (SR, rok 2004, v %, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	Z/VI	PH/ON	V/CK	Z/V	PH/V	ON/V	VS/V	ON/VI	CK/VI	CK/ON
- 0	0,0	4,3	0,41	0,22	19,7	0,6	1,6	15,0	3	1 000	297,4
- 10	3,9	1,6	1,95	0,24	6,5	33,9	17,4	33,0	44	1 040	23,7
- 20	14,5	5,2	2,07	0,71	6,3	27,8	13,4	46,4	111	1 170	10,5
- 30	23,9	10,4	3,03	1,29	6,2	20,0	6,6	41,6	111	1 314	11,8
- 40	35,2	16,2	2,36	1,39	7,5	25,4	10,8	44,5	232	1 544	6,7
- 50	43,9	12,0	2,46	1,81	3,7	14,3	5,8	66,6	188	1 783	9,5
- 60	54,7	11,2	1,72	1,49	3,4	19,9	11,5	45,8	379	2 209	5,8
- 70	64,2	10,3	1,41	1,26	2,9	16,7	11,8	41,0	415	2 791	6,7
- 80	75,0	12,1	1,48	1,80	1,7	13,4	9,0	44,1	651	4 008	6,2
- 90	84,9	16,1	2,13	1,92	1,3	14,5	6,8	32,4	864	6 629	7,7
- 100	95,2	-218,1	2,01	1,64	-6,4	10,0	5,0	25,8	1689	20 789	12,3
viac	155,5	x	0,76	1,18	-13,1	8,7	11,4	49,6	-243	-1 803	7,4
Spolu	53,8	5,6	1,98	1,35	1,9	16,6	8,4	43,9	245	2 166	8,8

N	počet podnikov	ZISK	hospodársky výsledok (v mil. Sk)	f	relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
VI	vlastné imanie	CK	celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)	k	kumulatívne početnosť ukazovateľa
PH	pridaná hodnota (v mil. Sk)	VS	výrobná spotreba (v mil. Sk)	p	priemerná hodnota ukazovateľa
VYN, \	výnosy (v mil. Sk)	ON	osobné náklady (v mil. Sk)		
Z/VI	rentabilita vlastného imania (v hal. Zisku na 1 Sk vlastného imania)	ON/V	podiel osobných nákladov na výnosoch (v hal. ON na 1 Sk výnosov)		
PH/ON	finančná produktivita práce (v Sk PH na 1 Sk ON)	VS/V	podiel výrobnej spotreby na výnosoch (v hal. VS na 1 Sk výnosov)		
V/CK	produktivita celkového kapitálu (v Sk výnosov na 1 Sk CK)	ON/VI	vybavenosť vlastného imania osobnými nákladmi (v tisíc Sk ON na 1 Sk VI)		
Z/V	ziskovosť (v hal. zisku na 1 Sk výnosov)	CK/VI	vybavenosť vlastného imania celkovým kapitálom (v tisíc Sk CK na 1 Sk VI)		
PH/V	podiel pridanej hodnoty na výnosoch (v hal. PH na 1 Sk výnosov)	CK/ON	vybavenosť zosobných nákladov celkovým kapitálom (v Sk CK na 1 Sk ON)		

kfZISK	pPHch	PHch	fPHch	kPHch	kfPHch
0,5	0,1	277	0,1	277	0,1
5,4	3,0	12835	3,2	13 112	3,3
19,6	10,7	28402	7,1	41 514	10,4
68,6	30,4	68383	17,1	109 897	27,5
97,6	19,8	45042	11,3	154 939	38,7
129,8	25,2	57560	14,4	212 499	53,1
143,9	14,9	39410	9,8	251 909	62,9
158,9	15,9	47119	11,8	299 028	74,7
167,4	10,8	35510	8,9	334 538	83,6
174,4	10,0	38738	9,7	373 276	93,3
131,3	3,8	18322	4,6	391 598	97,9
100	0,9	8590	2,1	400 188	100
	9,0	400 188	100,0		

kfON
0,0
3,0
9,8
21,7
31,2
42,6
53,5
67,2
77,6
86,2
93,8
100

Frekvenčná tabuľka: Likvidita L2 (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	N	fN	kN	kfN	pPH	PH	fPH	kPH	kfPH	pVYN	VYN	fVYN	kVYN	kfVYN	pZISK	ZISK	fZISK	kZISK	
L2m=0	x		3728	8,3	3728	8,3	0,0	-2	0,0	-2	0,0	0,4	1487	0,1	1487	0,1	0	385	0,9	385
- 0.1	0,03		4116	9,2	7844	17,6	0,7	2683	0,7	2681	0,7	6,1	25265	1,1	26752	1,2	-1,0	-4295	-10,2	-3 910
- 0.4	0,23		7181	16,1	15025	33,6	4,536	32571	8,9	35252	9,6	38,2	274125	12,4	300877	13,7	-3,31	-23741	-56,6	-27 651
- 0.6	0,47		3812	8,5	18837	42,2	14,4	54979	15,0	90231	24,6	77,8	296463	13,5	597340	27,1	1,6	6072	14,5	-21 579
- 0.8	0,66		3572	8,0	22409	50,2	10,7	38135	10,4	128366	35,1	72,6	259420	11,8	856760	38,9	0,9	3278	7,8	-18 301
- 1	0,84		3266	7,3	25675	57,5	9,7	31534	8,6	159900	43,7	63,5	207242	9,4	1064002	48,3	1,3	4198	10,0	-14 103
- 1.25	1,01		3575	8,0	29250	65,5	11,0	39400	10,8	199300	54,4	68,7	245745	11,2	1309747	59,4	1,6	5783	13,8	-8 320
- 1.50	1,32		2142	4,8	31392	70,3	27,2	58279	15,9	257579	70,3	187,9	402535	18,3	1712282	77,7	9,6	20668	49,3	12 348
- 1.75	1,59		1459	3,3	32851	73,5	20,7	30209	8,3	287788	78,6	68,4	99734	4,5	1812016	82,2	2,9	4278	10,2	16 626
- 2	1,73		1078	2,4	33929	76,0	10,9	11770	3,2	299558	81,8	52,2	56289	2,6	1868305	84,8	3,5	3755	9,0	20 381
- 3	2,39		2643	5,9	36572	81,9	13,2	34955	9,5	334513	91,4	60,1	158739	7,2	2027044	92,0	4,7	12408	29,6	32 789
- 5	3,55		2379	5,3	38951	87,2	9,0	21453	5,9	355966	97,2	52,6	125128	5,7	2152172	97,7	2,6	6177	14,7	38 966
- 10	6,00		2261	5,1	41212	92,3	3,4	7768	2,1	363734	99,3	13,8	31119	1,4	2183291	99,1	1,1	2593	6,2	41 559
viac	29,95		3460	7,7	44672	100,0	0,7	2431	0,7	366165	100,0	6,0	20625	0,9	2203916	100,0	0	383	0,9	41 942
Spolu	0,80		44 672	100			8,2	366 165	100,0			49,3	2 203 916	100			0,9	41 942	100,0	

Trieda	Priemer	pVI	VI	fVI	kVI	kfVI	pCK	CK	fCK	kCK	kfCK	pVS	VS	fVS	kVS	kfVS	pON	ON	fON	kON
L2m=0	x	1,5	5555	0,7	5 555	0,7	1,7	6325	0,4	6325	0,4	0,1	229	0,0	229	0,0	0,0	23	0,0	23
- 0.1	0,03	-2,4	-9899	-1,3	-4 344	-0,6	12,6	51854	3,2	58179	3,6	2,4	9881	1,0	10 110	1,0	0,7	2984	1,6	3007
- 0.4	0,23	4,8	34273	4,6	29 929	4,0	26,7	192087	11,8	250266	15,4	10,6	75795	7,8	85 905	8,9	3,2	23088	12,5	26095
- 0.6	0,47	21,2	80663	10,7	110 592	14,7	63,9	243519	15,0	493785	30,3	26,5	100828	10,4	186 733	19,3	7,1	27103	14,7	53198
- 0.8	0,66	17,8	63678	8,5	174 270	23,2	45,9	163778	10,1	657563	40,4	31,8	113718	11,8	300 451	31,1	6,8	24285	13,2	77483
- 1	0,84	17,7	57835	7,7	232 105	30,9	40,5	132271	8,1	789834	48,5	26,1	85138	8,8	385 589	39,9	5,6	18325	9,9	95808
- 1.25	1,01	15,5	55343	7,4	287 448	38,2	43,8	156572	9,6	946406	58,1	29,0	103728	10,7	489 317	50,6	6,4	23012	12,5	118820
- 1.50	1,32	56,6	121186	16,1	408 634	54,4	94,1	201639	12,4	1148045	70,5	129,0	276234	28,6	765 551	79,2	8,5	18162	9,8	136982
- 1.75	1,59	69,4	101235	13,5	509 869	67,8	95,8	139755	8,6	1287800	79,1	29,6	43127	4,5	808 678	83,7	9,4	13787	7,5	150769
- 2	1,73	19,7	21236	2,8	531 105	70,6	34,8	37538	2,3	1325338	81,4	30,6	32980	3,4	841 658	87,1	5,1	5533	3,0	156302
- 3	2,39	43,4	114601	15,2	645 706	85,9	55,7	147273	9,0	1472611	90,4	31,5	83213	8,6	924 871	95,7	5,9	15506	8,4	171808
- 5	3,55	24,1	57356	7,6	703 062	93,5	33,3	79273	4,9	1551884	95,3	12,4	29475	3,0	954 346	98,7	3,5	8312	4,5	180120
- 10	6,00	10,2	23082	3,1	726 144	96,6	13,5	30571	1,9	1582455	97,2	3,8	8527	0,9	962 873	99,6	1,4	3198	1,7	183318
viac	29,95	7,4	25654	3,4	751 798	100,0	13,3	46146	2,8	1628601	100,0	1,1	3798	0,4	966 671	100,0	0	1235	0,7	184553
Spolu	0,80	16,8	751 798	100			36,5	1 628 601	100,0			21,6	966 671	100			4,1	184 553	100,0	

N počet podnikov
VI vlastné imanie

ZISK hospodársky výsledok (v mil. Sk)
CK celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)

f relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
k kumulatívne početnosť ukazovateľa

PH pridaná hodnota (v mil. Sk)
VYN, V výnosy (v mil. Sk)

VS výrobná spotreba (v mil. Sk)
ON osobné náklady (v mil. Sk)

p priemerná hodnota ukazovateľa

Frekvenčná tabuľka: Likvidita L2 (SR, rok 2004, v Sk/Sk, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	Z/VI	PH/ON	V/CK	Z/V	PH/V	ON/V	VS/V	ON/VI	CK/VI	CK/ON
L2m=0	x	6,9	-0,09	0,24	25,9	-0,1	1,5	15,4	4	1 139	275,0
- 0.1	0,03	x	0,90	0,49	-17,0	10,6	11,8	39,1	-301	-5 238	17,4
- 0.4	0,23	-69,3	1,41	1,43	-8,7	11,9	8,4	27,6	674	5 605	8,3
- 0.6	0,47	7,5	2,03	1,22	2,0	18,5	9,1	34,0	336	3 019	9,0
- 0.8	0,66	5,1	1,57	1,58	1,3	14,7	9,4	43,8	381	2 572	6,7
- 1	0,84	7,3	1,72	1,57	2,0	15,2	8,8	41,1	317	2 287	7,2
- 1.25	1,01	10,4	1,71	1,57	2,4	16,0	9,4	42,2	416	2 829	6,8
- 1.50	1,32	17,1	3,21	2,00	5,1	14,5	4,5	68,6	150	1 664	11,1
- 1.75	1,59	4,2	2,19	0,71	4,3	30,3	13,8	43,2	136	1 381	10,1
- 2	1,73	17,7	2,13	1,50	6,7	20,9	9,8	58,6	261	1 768	6,8
- 3	2,39	10,8	2,25	1,08	7,8	22,0	9,8	52,4	135	1 285	9,5
- 5	3,55	10,8	2,58	1,58	4,9	17,1	6,6	23,6	145	1 382	9,5
- 10	6,00	11,2	2,43	1,02	8,3	25,0	10,3	27,4	139	1 324	9,6
viac	29,95	1,5	1,97	0,45	1,9	11,8	6,0	18,4	48	1 799	37,4
Spolu	0,80	5,6	1,98	1,35	1,9	16,6	8,4	43,9	245	2 166	8,8

N počet podnikov
VI vlastné imanie
PH pridaná hodnota (v mil. Sk)
VYN, V výnosy (v mil. Sk)

ZISK hospodársky výsledok (v mil. Sk)
CK celkový kapitál (pasíva spolu) (v mil. Sk)
VS výrobná spotreba (v mil. Sk)
ON osobné náklady (v mil. Sk)

f relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
k kumulatívne početnosť ukazovateľa
p priemerná hodnota ukazovateľa

Z/VI rentabilita vlastného imania (v hal. Zisku na 1 Sk vlastného imania)
PH/ON finančná produktivita práce (v Sk PH na 1 Sk ON)
V/CK produktivita celkového kapitálu (v Sk výnosov na 1 Sk CK)
Z/V ziskovosť (v hal. zisku na 1 Sk výnosov)
PH/V podiel pridanej hodnoty na výnosoch (v hal. PH na 1 Sk výnosov)

ON/V podiel osobných nákladov na výnosoch (v hal. ON na 1 Sk výnosov)
VS/V podiel výrobnej spotreby na výnosoch (v hal. VS na 1 Sk výnosov)
ON/VI vybavenosť vlastného imania osobnými nákladmi (v tisíc Sk ON na 1 Sk VI)
CK/VI vybavenosť vlastného imania celkovým kapitálom (v tisíc Sk CK na 1 Sk VI)
CK/ON vybavenosť osobných nákladov celkovým kapitálom (v Sk CK na 1 Sk ON)

kfZISK	pPHch	PHch	fPHch	kPHch	kfPHch	pPK	PK	fPK	kPK	kfPK
0,9	0,1	481	0,1	481	0,1	-1335,0	2670	-4,3	2 670	-4,3
-9,3	0,6	2601	0,6	3 082	0,8	-11,1	-29711	47,9	-27 041	43,6
-65,9	2,9	21137	5,3	24 219	6,1	-2,4	-78276	126,2	-105 317	169,8
-51,4	18,2	69524	17,4	93 743	23,4	-0,8	-46370	74,7	-151 687	244,5
-43,6	12,4	44432	11,1	138 175	34,5	-0,5	-20957	33,8	-172 644	278,3
-33,6	11,1	36276	9,1	174 451	43,6	-0,2	-4804	7,7	-177 448	286,0
-19,8	13,2	47247	11,8	221 698	55,4	0,2	6314	-10,2	-171 134	275,9
29,4	28,2	60459	15,1	282 157	70,5	0,3	17440	-28,1	-153 694	247,7
39,6	20,9	30444	7,6	312 601	78,1	0,4	11759	-19,0	-141 935	228,8
48,6	12,0	12916	3,2	325 517	81,3	0,6	7406	-11,9	-134 529	216,8
78,2	14,5	38195	9,5	363 712	90,9	0,8	26410	-42,6	-108 119	174,3
92,9	9,8	23411	5,9	387 123	96,7	0,9	19475	-31,4	-88 644	142,9
99,1	4,0	9131	2,3	396 254	99,0	1,3	10454	-16,9	-78 190	126,0
100	1,1	3934	1,0	400 188	100	6,6	16152	-26,0	-62 038	100
	9,0	400 188	100,0			-0,2	-62 038	100,0		

kfON	pL2m	L2m	fl2m	kL2m	kfl2m	pL2c	L2c	fl2c	kL2c	kfl2c
0,0	0,0	0	0,0	0	0,0	1,8	2670	0,6	2670	0,6
1,6	18,9	50615	8,8	50615	8,8	0,1	1466	0,3	4136	0,9
14,1	3,5	114568	20,0	165183	28,9	0,1	26054	5,7	30190	6,6
28,8	1,7	93561	16,4	258744	45,2	0,1	43968	9,5	74158	16,1
42,0	1,9	72783	12,7	331527	57,9	0,2	48030	10,4	122188	26,5
51,9	1,8	58040	10,1	389567	68,1	0,2	48811	10,6	170999	37,1
64,4	1,9	73568	12,9	463135	80,9	0,3	74616	16,2	245615	53,3
74,2	0,9	52156	9,1	515291	90,1	0,2	68909	15,0	314524	68,3
81,7	0,6	19055	3,3	534346	93,4	0,3	30325	6,6	344849	74,9
84,7	0,8	9029	1,6	543375	95,0	0,3	15608	3,4	360457	78,3
93,1	0,5	18723	3,3	562098	98,2	0,3	44671	9,7	405128	88,0
97,6	0,3	7491	1,3	569589	99,5	0,2	26609	5,8	431737	93,7
99,3	0,3	2041	0,4	571630	99,9	0,4	12251	2,7	443988	96,4
100	0	554	0,1	572184	100	1	16590	3,6	460578	100
	1,6	572 184	100,0			0,2	460 578	100,0		

Frekvenčná tabuľka: Pridaná hodnota (priemysel SR, rok 2004, v mil. Sk)

Trieda	Priemer	N	fN	kN	kfN	pPH	PH	fPH	kPH	kfPH	pVYN	VYN	fVYN	kVYN	kfVYN	pZISK	ZISK	fZISK	kZISK	kfZISK	pSPMAT	SPMAT	fSPMAT	kSPMAT	kfSPMAT
- -100	-118,5	2	0,1	2	0,1	-118,5	-237	-0,1	-237	-0,1	784	1567	0,1	1567	0,1	-70,0	-140	-0,1	-140	-0,1	644,0	1288	0,2	1288	0,2
- 0	-8,4	41	1,9	43	2,0	-8,4	-345	-0,1	-582	-0,2	106	4339	0,3	5906	0,4	-27,4	-1122	-1,2	-1 262	-1,3	51,3	2104	0,3	3392	0,4
- 50	18,2	1479	69,5	1522	71,6	18,2	26948	8,7	26366	8,5	91	134061	9,4	139967	9,9	0,1	104	0,1	-1 158	-1,2	44,2	65421	8,3	68813	8,8
- 100	70,0	253	11,9	1775	83,5	70,0	17707	5,7	44073	14,2	361	91349	6,4	231316	16,3	7,1	1789	1,9	631	0,7	181,8	45994	5,9	114807	14,6
- 200	141,2	158	7,4	1933	90,9	141,2	22309	7,2	66382	21,5	641	101199	7,1	332515	23,4	17,2	2712	2,8	3 343	3,5	321,6	50819	6,5	165626	21,1
- 300	245,4	59	2,8	1992	93,7	245,4	14481	4,7	80863	26,1	1 450	85528	6,0	418043	29,4	28,5	1680	1,7	5 023	5,2	807,8	47658	6,1	213284	27,2
- 400	337,0	26	1,2	2018	94,9	337,0	8761	2,8	89624	29,0	1 936	50341	3,5	468384	33,0	71,5	1860	1,9	6 883	7,1	1 034,0	26885	3,4	240169	30,6
- 500	447,4	25	1,2	2043	96,1	447,4	11184	3,6	100808	32,6	1 854	46340	3,3	514724	36,2	140,1	3503	3,6	10 386	10,8	922,8	23070	2,9	263239	33,5
- 1000	677,3	50	2,4	2093	98,4	677,3	33866	10,9	134674	43,5	3 064	153187	10,8	667911	47,0	131,5	6576	6,8	16 962	17,6	1 700,7	85036	10,8	348275	44,4
- 5000	1953,7	29	1,4	2122	99,8	1 953,7	56658	18,3	191332	61,8	8 663	251214	17,7	919125	64,7	682,4	19791	20,6	36 753	38,2	4 520,4	131091	16,7	479366	61,0
viac	23626,0	5	0,2	2127	100,0	23 626,0	118130	38,2	309462	100,0	100 247	501235	35,3	1420360	100,0	11907,2	59536	61,8	96 289	100,0	61 177,6	305888	39,0	785254	100,0
Spolu	145,5	2 127	100			145,5	309 462	100,0			667,8	1 420 360	100			45,3	96 289	100,0			369,2	785 254	100,0		

Trieda	Priemer	pZAM	ZAM	fZAM	kZAM	kfZAM	pON	ON	fON	kON	kfON	pODP	ODP	fODP	kODP	kfODP	pNU	NU	fNU	kNU	kfNU	pMEDZI	MEDZI	fMEDZI	kMEDZI	kfMEDZI
- -100	-118,5	171,5	343	0,1	343	0,1	76,0	152	0,1	152	0,1	6,0	12	0,0	12	0,0	3,0	6	0,0	6	0,0	723,0	1446	0,1	1446	0,1
- 0	-8,4	65,7	2695	0,7	3 038	0,7	20,9	858	0,6	1010	0,8	6,2	253	0,4	265	0,4	2,2	89	0,6	95	0,7	74,3	3046	0,3	4492	0,5
- 50	18,2	66,1	97815	23,7	100 853	24,4	24,9	36832	27,7	37842	28,4	3,0	4452	7,3	4 717	7,7	0,7	1058	7,7	1153	8,4	56,8	84035	8,6	88527	9,0
- 100	70,0	187,5	47437	11,5	148 290	35,9	51,8	13115	9,9	50957	38,3	11,6	2931	4,8	7 648	12,5	2,7	695	5,1	1848	13,5	231,2	58489	6,0	147016	15,0
- 200	141,2	346,0	54667	13,2	202 957	49,1	96,3	15213	11,4	66170	49,7	22,4	3533	5,8	11 181	18,3	5,1	801	5,8	2649	19,3	396,2	62607	6,4	209623	21,4
- 300	245,4	497,8	29373	7,1	232 330	56,2	147,0	8673	6,5	74843	56,2	65,2	3849	6,3	15 030	24,6	12,8	756	5,5	3405	24,8	1 008,7	59512	6,1	269135	27,4
- 400	337,0	526,0	13675	3,3	246 005	59,5	150,7	3919	2,9	78762	59,2	69,7	1813	3,0	16 843	27,6	17,2	447	3,3	3852	28,1	1 235,6	32126	3,3	301261	30,7
- 500	447,4	706,1	17652	4,3	263 657	63,8	205,3	5132	3,9	83894	63,1	86,6	2166	3,5	19 009	31,1	17,0	426	3,1	4278	31,2	1 174,0	29351	3,0	330612	33,7
- 1000	677,3	1129,4	56470	13,7	320 127	77,5	407,1	20355	15,3	104249	78,3	158,1	7904	12,9	26 913	44,0	26,8	1342	9,8	5620	41,0	2 064,8	103238	10,5	433850	44,2
- 5000	1953,7	1790,4	51922	12,6	372 049	90,0	568,0	16472	12,4	120721	90,7	463,2	13432	22,0	40 345	66,0	84,0	2437	17,8	8057	58,8	5 993,8	173820	17,7	607670	62,0
viac	23626,0	8223,8	41119	10,0	413 168	100,0	2 467,0	12335	9,3	133056	100,0	4 152,0	20760	34,0	61 105	100,0	1130,2	5651	41,2	13708	100,0	74 573,6	372868	38,0	980538	100,0
Spolu	145,5	194,2	413 168	100			62,6	133 056	100,0			28,7	61 105	100			6,4	13 708	100,0			461,0	980 538	100,0		

N	počet podnikov	NU	nákladové úroky (v mil. Sk)	f	relatívna početnosť ukazovateľa (v percentách)
PH	pridaná hodnota (v mil. Sk)	ODP	odpisy (v mil. Sk)	k	kumulatívne početnosť ukazovateľa
VYN, V	výnosy (v mil. Sk)	MEDZI	medzispotreba (v mil. Sk)	p	priemerná hodnota ukazovateľa
ZISK	výsledok hospodárenia (v mil. Sk)	SPMAT	spotreba materiálu a energií (v mil. Sk)		
ON	osobné náklady (v mil. Sk)	ZAM	priemerný evidenčný počet zamestnancov		

Postoj recipienta k televíznej reklame

Rudolf Fábry, Ján Luha, Katarína Vargová

Abstract

In the experiment with 50 subjects (University students) based on standard questionnaire semantic differential and, we analyzed subject's attitude to advertisement and the influence of watching humorous advertisement scenes (spots) on the change in this attitude.

The results indicate that subjects perceive advertisement rather critically (rather as false and weak even if they concede its funny character). However, the influence of watching humorous advertisement scenes (spots) on the change in this attitude has shown as statistically significant (significant decrease in the number of negative ratings).

Úvod

Reklama je silným fenoménom súčasnej doby. Už vyše sto rokov sa rozvíja a naberá na svojom význame. Postoje ľudí k reklame sú rôzne. Niektorí sa k nej stavajú s odstupom až negatívne a vnímajú ju ako manipulatívnu zbraň v rukách predávajúcich, iní jej pripisujú pozitívne črty a vnímajú ju skôr ako zdroj informácií, ktorý príjemcovi pomáha orientovať sa na trhu.

V článku sa zaoberáme výsledkami a štatistickou analýzou zaujímavého prieskumu, ktorý sme uskutočnili v marci 2006 na prírodovedeckej fakulte Univerzity sv. Cyrila a Metoda v Trnave. Výskumnú vzorku (pbs) tvorilo 50 študentov prvého ročníka informatiky vo veku 19 – 21 rokov, z toho 16 žien a 34 mužov.

Problém

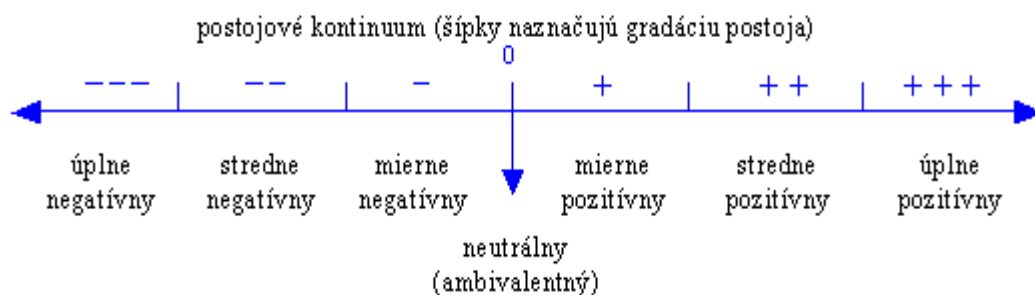
Reklamní tvorcovia využívajú všetky dostupné možnosti na to, aby u cieľovej skupiny vyvolali emocionálnu odozvu. Pôsobia na naše emócie, prebúdzajú v nás nové potreby a túžby a ponúkajú stále nové možnosti k ich uspokojovaniu, „hýria“ nápadmi. Medzi výrazné emocionálne apely, ktoré sa využívajú, patrí aj humor. Humor sa v poslednom čase stáva hlavným „tromfom“ reklamných tvorcov, a jeho inkorporovanie prevažne do televíznej, hranej reklamy sa stáva masovým. Prezentácia originálnych minipríbehov, estetických, emocionálne silne podfarbených obrazov a humorných šotov na televíznych obrazovkách môže podmieňovať vnímanie televíznej reklamy ako umeleckého a často vtipného produktu tvorivej činnosti. Táto skutočnosť potencionálne ovplyvňuje postoje (pozitívnym smerom) recipientov k televíznej v reklame. Zdá sa, že účinnosť humoru v reklame je podmienená viacerými faktormi, medzi ktoré patrí aj osobnosť príjemcu.

Cieľom štúdie bolo zistiť všeobecný postoj recipientov k televíznej reklame, analyzovať jeho charakter a definovať bezprostredný vplyv humorných šotov na utváranie týchto postojov.

Experiment, metódy

Na overenie stanovených hypotéz sme použili nasledujúce metódy a techniky:

Postoj k reklame sme zisťovali pomocou Dotazníka postoja k reklame. Je to výpoved'ová metodika, s pomocou ktorej respondent vyjadruje intenzitu a charakter svojho postoja k zvolenej kategórii na kontinuálnej priamke. Postoj je vyjadrený označením pozície na priamke od extrémne pozitívnu cez neutrálnu až po extrémne negatívnu hodnotu (Nákonečný, 1997).



Obr. 1. Intenzita postoja

Pre potreby nášho výskumu sme túto priamku upravili z pôvodných 7 bodov na 5. Respondenti mali na danom kontinuu vyjadriť svoj postoj k televíznej reklame.

Na analýzu postoja k reklame sme aplikovali Sémantický diferenciál.

Sémantický diferenciál – Osgoodova metóda na zistenie a meranie významov pojmov a postojov jedinca k nim, ktorého základom je hodnotenie vybraného pojmu na niekoľkých odlišných slovných dimenziách. Pre náš výskum sme zostavili sémantický diferenciál, ktorý obsahuje 15 párov bipolárnych slov. Respondent má s pomocou párov adjektív na 7 bodovej škále vyjadriť svoj postoj k televíznej v reklame.

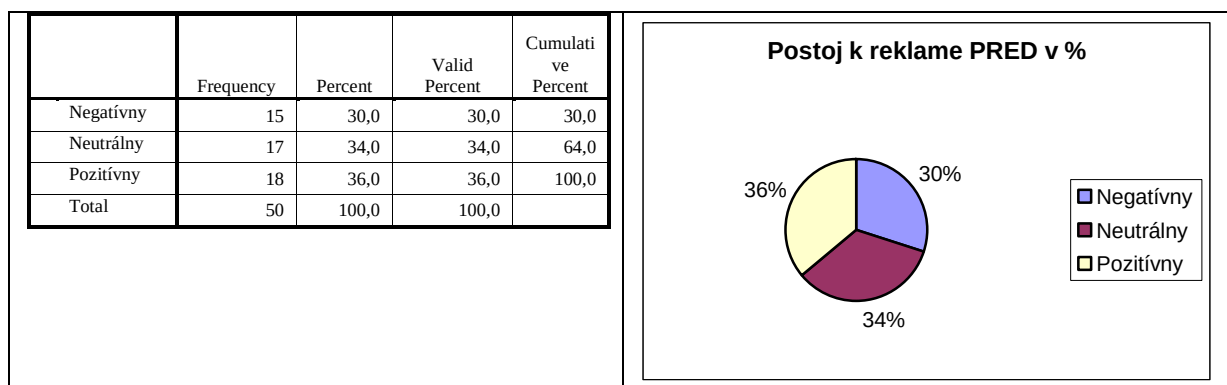
Humorné televízne šoty boli aplikované v úlohe nezávislej premennej.

V súlade s výskumným plánom sme 1. a 2. techniku vo výskume aplikovali dva krát – pred a po prezentácii humorných televíznych šotov.

Výsledky a diskusia

Na základe frekvenčnej analýzy odpovedí v Dotazníku postoja k reklame sme zistili, že z 50 subjektov až 18 vyjadrilo pozitívny postoj k reklame (na rôznom stupni intenzity) a 15 negatívny (rovnako na rôznom stupni intenzity). Z uvedeného vyplýva, že postoj k televíznej reklame vo výskumnej vzorke bol celkovo vyvážený.

Tabuľka a graf č.1 : Postoj k reklame PRED



Zaujímavé výsledky sme získali po prezentácii humorných šotov. Signifikantne sa zmenili postoje k reklame (ako ukazuje test v kontingenčnej tabuľke, či už Chí-kvadrát, alebo aj Fisherov exaktbý test), kedy z 15 osôb, ktoré demonštrovali negatívny postoj k reklame pred prezentáciou, 66% zmenilo svoj „názor“. Výsledky sú uvedené v Tab. č. 2.

Tab. č. 2 : Postoj k reklame pred a po prezentácii humorných šotov

			Reak			Total
			negatívny	neutrálny	Pozitívny	
pred_po	1 - pred	Count	15	17	18	50
		% within pred_po	30,0%	34,0%	36,0%	100,0%
		% within reak	75,0%	44,7%	42,9%	50,0%
		Adjusted Residual	2,5	-,8	-1,2	
	2 - po	Count	5	21	24	50
		% within pred_po	10,0%	42,0%	48,0%	100,0%
		% within reak	25,0%	55,3%	57,1%	50,0%
		Adjusted Residual	-2,5	,8	1,2	
Total	Count		20	38	42	100
		% within pred_po	20,0%	38,0%	42,0%	100,0%
		% within reak	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Chi-Square Tests

	Value	Df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)	Point Probability
Pearson Chi-Square	6,278(a)	2	,043	,047		
Likelihood Ratio	6,514	2	,038	,044		
Fisher's Exact Test	6,252			,047		
Linear-by-Linear Association	4,434(b)	1	,035	,047	,024	,012
N of Valid Cases	100					

a 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 10,00.

b The standardized statistic is 2,106.

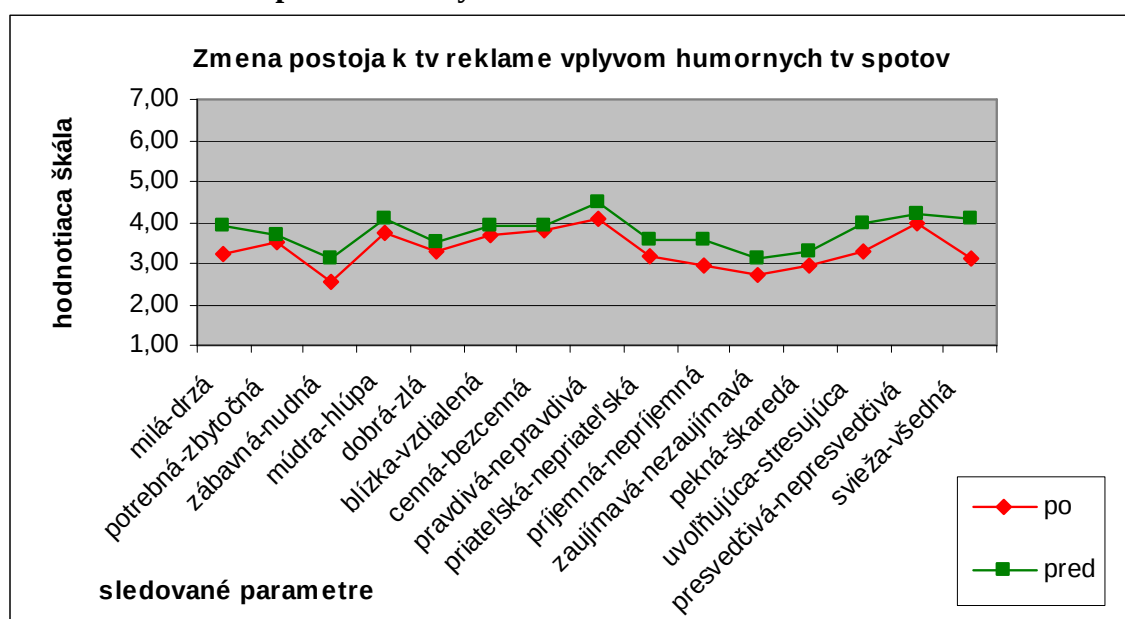
Podrobná analýza charakteru postoja vykonaná na základe Sémantického diferenciálu ukázala, že naše pokusné osoby manifestovali skôr kritické postoje k reklame, hlavne v adjektívach, ktoré reprezentovali informačnú a hodnotovú stránku reklamy. Tolerantnejší boli vo vyjadreniach, ktoré sa týkali jej relatívne menej „významných“ atribútov, napr. jej estetickej a zábavnej stránky.

Tab. č.3 : Hodnoty adjektív pred a po prezentácii

Postoj		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
Milá_drzá	Pred	50	3,94	1,376	,195
	Po	50	3,22	1,433	,203
Potrebná_zbytočná	Pred	50	3,70	1,474	,208
	Po	50	3,62	1,354	,191
Zábavná_nudná	Pred	50	3,18	1,494	,211
	Po	50	2,54	,994	,141
múdra_hlúpa	Pred	50	4,10	1,681	,238
	Po	50	3,74	1,337	,189
dobrá_zlá	Pred	50	3,54	1,265	,179
	Po	50	3,26	1,065	,151
blízka_vzdialená	Pred	50	3,94	1,517	,215
	Po	50	3,68	,957	,135
cenná_bezcenná	Pred	50	3,96	1,690	,239
	Po	50	3,76	1,271	,180
Pravdivá_nepravdivá	Pred	50	4,50	1,460	,207
	Po	50	4,10	1,298	,184
Priateľská_nepriateľská	Pred	50	3,62	1,193	,169
	Po	50	3,16	,955	,135

Príjemná_nepríjemná	Pred	50	3,60	1,370	,194
	Po	50	2,96	1,029	,146
Zaujímavá_nezaujímavá	Pred	50	3,12	1,507	,213
	Po	50	2,70	1,199	,170
pekná_škaredá	Pred	50	3,28	1,070	,151
	Po	50	2,94	,935	,132
uvoľňujúca_stresujúca	Pred	50	3,98	1,545	,219
	Po	50	3,28	1,356	,192
presvedčivá_nepresvedčivá	Pred	50	4,22	1,833	,259
	Po	50	3,96	1,456	,206
svieža_všedná	Pred	50	4,06	1,557	,220
	Po	50	3,22	1,055	,149

Graf. č. 2: Grafická prezentácia výsledkov sémantického diferenciálu



Podobný efekt sme zistili aj pri výpovediach v Sémantickom diferenciáli, pri všetkých adjektívach sme zaznamenali posun v postoji v pozitívnom smere. U niektorých adjektív aj štatisticky významný (tab. č. 3 a č. 4).

Tab. č.4 : Test vplyvu humorných šotov na adjektíva v Sémantickom diferenciáli

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means				
		F	Sig.	t	Df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference
Milá_drzá	Equal variances assumed	0,594	0,443	2,563	98	0,012	0,72	0,281
	Equal variances not assumed			2,563	97,842	0,012	0,72	0,281
Potrebná_zbytočná	Equal variances assumed	0,753	0,388	0,283	98	0,778	0,08	0,283
	Equal variances not assumed			0,283	97,294	0,778	0,08	0,283
Zábavná_nudná	Equal variances assumed	3,736	0,056	2,522	98	0,013	0,64	0,254
	Equal variances not assumed			2,522	85,274	0,014	0,64	0,254

múdra_hlúpa	Equal variances assumed	3,178	0,078	1,185	98	0,239	0,36	0,304
	Equal variances not assumed			1,185	93,277	0,239	0,36	0,304
dobrá_zlá	Equal variances assumed	0,732	0,394	1,197	98	0,234	0,28	0,234
	Equal variances not assumed			1,197	95,244	0,234	0,28	0,234
blízka_vzdialená	Equal variances assumed	6,307	0,014	1,025	98	0,308	0,26	0,254
	Equal variances not assumed			1,025	82,658	0,308	0,26	0,254
cenná_bezcenná	Equal variances assumed	4,621	0,034	0,669	98	0,505	0,2	0,299
	Equal variances not assumed			0,669	90,989	0,505	0,2	0,299
pravdivá_nepravdivá	Equal variances assumed	0,86	0,356	1,448	98	0,151	0,4	0,276
	Equal variances not assumed			1,448	96,662	0,151	0,4	0,276
Priateľská_nepriateľská	Equal variances assumed	1,592	0,21	2,128	98	0,036	0,46	0,216
	Equal variances not assumed			2,128	93,52	0,036	0,46	0,216
príjemná_nepříjemná	Equal variances assumed	6,088	0,015	2,641	98	0,01	0,64	0,242
	Equal variances not assumed			2,641	90,947	0,01	0,64	0,242
Zaujímavá_nezaujímavá	Equal variances assumed	0,618	0,434	1,542	98	0,126	0,42	0,272
	Equal variances not assumed			1,542	93,304	0,126	0,42	0,272
pekná_škaredá	Equal variances assumed	1,361	0,246	1,692	98	0,094	0,34	0,201
	Equal variances not assumed			1,692	96,269	0,094	0,34	0,201
uvoľňujúca_stresujúca	Equal variances assumed	0,085	0,772	2,408	98	0,018	0,7	0,291
	Equal variances not assumed			2,408	96,373	0,018	0,7	0,291
presvedčivá_nepresvedčivá	Equal variances assumed	5,69	0,019	0,785	98	0,434	0,26	0,331
	Equal variances not assumed			0,785	93,241	0,434	0,26	0,331
svieža_všedná	Equal variances assumed	3,879	0,052	3,157	98	0,002	0,84	0,266
	Equal variances not assumed			3,157	86,173	0,002	0,84	0,266

Za pozoruhodné ale pochopiteľné možno označiť, že štatisticky významné zmeny nastali výlučne u adjektív, ktoré mali vzťah k zábavnému, uvoľňujúcemu, komediálnemu charakteru reklamy: Svieža – všedná, Príjemná – nepríjemná, Milá – drzá, Zábavná – nudná, Uvoľňujúca – stresujúca a s určitou výhradou aj - Priateľská – nepriateľská. Z výsledkov vyplýva, že hypotéza č. 2 sa potvrdila, ale v budúcnosti si takýto prístup bude vyžadovať kvalitatívnu analýzu výsledkov, pretože vplyv šotov sa javí ako lokálny (významne nezasahujú postoj univerzálne).

Záver

Výsledky naznačujú, že vplyv humoru v reklame, nie je univerzálny, významne ovplyvňuje len „zábavnú“, „komediálnu“ stránku reklamy. Na druhej strane surčitou môžeme konštatovať, že nešpecificky ovplyvňuje postoje k reklame pozitívnym smerom. Dôležitým faktorom bude osobnosť recipienta, napr. aj jeho zmysel pre humor ako to konštatujú Cline, Altsech, Kellaris (2003).

Literatúra

- LUHA J.: Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. Vydal Odbor Výskumu programov ČST a divákov v SR. Bratislava 1985.
- LUHA, J. 2003. Matematickoštatistické aspekty spracovania dotazníkových výskumov. In: Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej praxi 2003. Bratislava : SŠDS, 2003. ISBN 80-88946-32-8
- LUHA, J. 2004. Aplikácie metód štatistickej analýzy kvalitatívnych znakov vo výskumoch verejnej mienky. In: Zborník príspevkov zo slovenskej konferencie aplikovanej štatistiky FernStat, Tajov 2004, s. 36 – 49. ISBN 80-88946-34-4
- LUHA J.: Viacrozmerné štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov. Štatistické metódy v praxi. EKOMSTAT 2005, SŠDS Trenčianske Teplice 22. – 27. 5. 2005.
- LUHA, J. 2005. Meranie spoľahlivosti výskumov verejnej mienky pomocou intervalov spoľahlivosti pre podiely. In: FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2005. Bratislava : SŠDS, 2005. ISSN 1336-7420
- CHAJDIAK J. (2003): Štatistika jednoducho. STATIS, Bratislava
- KANDEROVÁ M., ÚRADNÍČEK V.: Štatistika a pravdepodobnosť pre ekonómov, 1. časť. OZ FINANC, Banská Bystrica 2005
- HRADISKÁ, E.: Psychológia a reklama, Bratislava, Elita, 1998.
- VYSEKALOVÁ, J.: Psychologie spotřebitele. Praha, Grada Publishing, 2004.
- CLINE, T. W., ALTSECH, M. B., KELLARIS, J. J.: When does humor enhance or inhibit AD responses? The moderating role of the need for humor. J. of advertising 32 (3): 31 – 45 FAL, 2003.
- KOSLOW, S., SASSER, S. L., RIORDAN, E. A.: What is creative to whom and why? Perceptions in advertising agencies. J. of advertising research 43 (1): 96 – 110, MAR, 2003.
- ZHANG, Y.: Responses to humorous advertising: The moderating effect of need for cognition. J. of advertising 25 (1): 15 – 32, SPR, 1996.
- GEUENS, M., De PELSMACKER, P.: The role of humor in the persuasion of individuals varying in need for cognition. Advances in cosumer research, vol. XXIX , 29: 50 – 56, 2002.
- NAKONEČNÝ, M.: Motivace lidského chování. Praha, Academia, 1997.

Kontakt na autorov:

PhDr. Rudolf Fábry, CSc.
ÚCM,ň Trnava
rudolffabry@zoznam.sk

RNDr Ján Luha, CSC.
Ústav pre výskum verejnej mienky pri ŠÚ SR Bratislava
Jan.Luha@statistics.sk

Katarína Vargová
ÚCM Trnava
katarina_v@pobox.sk

Analýza nákladovej efektívnosti podnikov sieťových odvetví metódou COLS

Andrea Furková

Abstract

Since the past decade, the regulation of network industries is under revision in many European countries. The main aim is to increase the efficiency of provided services by introducing the „right“ regulation schemes. Therefore the regulator is interested in obtaining a measure of firm's efficiency. Most of regulation schemes are based on benchmarking, that is, measuring a company's cost efficiency against a reference performance. This paper studies the problem of benchmarking methods used in the regulation practice of network industries. Commonly used COLS method was applied to cross sectional data from 11 electricity distribution utilities to estimate their efficiency. As the results suggest, the studied companies are on average 85 % efficient.

Úvod

Transformácia ekonomiky SR na trhovú model predpokladá proces reštrukturalizácie odvetví ekonomiky s konečným cieľom zefektívnenia jednotlivých odvetví hospodárstva SR. V tejto súvislosti významnou úlohou pre Slovensko je reštrukturalizácia sieťových odvetví (elektroenergetiky, plynárenstva, rozvodov tepla a vody) so zámerom vytvorenia konkurenčného prostredia aj pri existencii prirodzených monopolov s konečným cieľom zvyšovania efektívnosti prevádzkovania sústav a sietí, lepšej úrovne služieb a z dlhodobého hľadiska aj znižovania cien energií. Avšak zavedenie plnej konkurencie charakter prevádzky energetických sietí neumožňuje, preto je potrebné aj naďalej podniky sieťových odvetí regulovať. Je zrejmé, že významnú úlohu pri usmerňovaní takého trhu má regulátor, medzi ktorého hlavné činnosti patrí stanovovať pravidlá a transparentné podmienky pre všetkých účastníkov trhu a predovšetkým vytvorenie vhodného regulačného rámca. Vo vyspelých ekonomikách je väčšina regulačných schém založená na benchmarkingu, čo znamená, že nákladová efektívnosť regulovanej firmy je porovnávaná s nejakým „referenčným správaním“, resp. porovnávajú sa náklady firmy so „štandardom“ nazývaným aj efektívnou hranicou. Takého metódy sú zvyčajne založené na funkciách vzdialenosti a neefektívnosť vyrábanej jednotky je meraná ako vzdialenosť od hranice optimálneho výrobného plánu.

V príspevku sa pokúsime odhadnúť nákladovú efektívnosť slovenských a českých distributérov elektrickej energie (Západoslovenská energetika, Východoslovenská energetika, Stredoslovenská energetika, Pražská energetika, Jihočeská energetika, Stredočeská energetika, Severočeská energetika, Východočeská energetika, Západočeská energetika, Jihomoravská energetika, Severomoravská energetika) pôsobiacich v roku 2004.

1. Metódy odhadu nákladovej efektívnosti

Prístupy na odhad nákladovej efektívnosti môžeme rozdeliť na dve základné skupiny: neparametrické a parametrické metódy. Najčastejšie aplikovanou neparametrickou metódou je

Analýza dátových obalov (DEA). Táto trieda metód je považovaná za jednoduchšiu čo sa týka odhadu efektívnosti ako parametrické prístupy, nakoľko sa za nákladovú hranicu považuje deterministická funkcia sledovaných premenných a môžeme ich aplikovať aj na malé skupiny údajov.

V posledných rokoch sa ako vhodný nástroj na odhad nákladovej efektívnosti javia parametrické prístupy. Väčšina z týchto metód uvažuje so stochastickou hranicou, čo znamená, že do deterministickej hranice je pridávaný dodatočný člen, čoho výhodou je, že môžeme oddeliť vplyv neefektívnosti od štatistickej náhodnej chyby. Tento prístup je známy ako stochastické modely odhadu hraníc (Stochastic Frontier Analysis – SFA) V závislosti od povahy dát môžeme v rámci modelov SFA použiť prierezový model (ak máme k dispozícii iba jedno pozorovanie za jednotku) alebo model panelových dát (panel dát sa skladá z údajov o viacerých firmách, ktoré sú sledované v rôznych časových obdobiach). Tieto modely sú odhadované metódou maximálnej vierohodnosti.

Hlavnou výnimkou z parametrických prístupov je metóda COLS, pri ktorej sa uvažuje s deterministickou hranicou, keďže celý stochastický člen je považovaný za neefektívnosť.

2. Metóda COLS (Corrected Ordinary Least Squares)

Prístup COLS je založený na odhade nákladovej funkcie pomocou metódy najmenších štvorcov zvyčajne vyjadrený v logaritmickom tvare

$$\ln C_i = f(w_i, y_i, \beta) + \varepsilon_i \quad (1)$$

kde $\ln C_i$ je logaritmus skutočných nákladov, $f(.)$ je nákladová funkcia, w_i a y_i sú vektory logaritmu cien vstupov a výstupov, β je vektor odhadnutých parametrov a ε_i je náhodný poruchový člen. Keďže poruchový člen v modeloch s deterministickou hranicou predstavuje iba neefektívnosť, predpokladá sa jeho nezápornosť. Preto reziduály musia byť upravené. Winsten navrhol úpravu posunom úrovňovej konštanty na takú hodnotu, že všetky reziduály sú kladné. Po takejto úprave môžeme model COLS zapísať nasledujúco

$$\ln C_i = f(w_i, y_i, \beta) + \min_i \{\varepsilon_i\} + u_i \quad \text{kde} \quad u_i = \varepsilon_i - \min_i \{\varepsilon_i\} \quad (2).$$

Neefektívnosť teraz predstavuje nezáporný člen u_i . Nákladová efektívnosť i -tej firmy je definovaná ako

$$Eff_i = \exp(u_i) \quad (3).$$

3. Špecifikácia modelu

V rámci tejto časti uvádzame jednoduchý príklad odhadu efektívnosti podnikov distribuujúcich eklektickú energiu. Do analýzy boli zahrnuté 3 slovenské a 8 českých distribučných spoločností pôsobiach v roku 2004. Údaje sú získané z výročných správ spoločností za rok 2004. Peňažné údaje z výročných správ českých distribučných spoločností boli prepočítané na slovenské koruny priemerným ročným kurzom NBS za rok 2004. Efektívnosť bola analyzovaná parametrickou metódou COLS.

Odhad nákladovej efektívnosti vyžaduje voľbu nákladovej funkcie. Predpokladali sme Cobb-Douglasovu nákladovú funkciu s tromi vstupmi. Výstup je meraný ako celkové množstvo dodanej elektriny v MWh a vstupy sú práca, kapitál a nakúpená elektrická energia od výrobcu. Cena kapitálu je meraná ako pomer kapitálových výdavkov (odpisy + nákladové úroky) k celkovej kapacite transformátorov spoločnosti v MVA. Cena práce je definovaná ako priemerná ročná mzda zamestnanca firmy. Cena vstupu nakúpenej elektrickej energie je definovaná ako priemerná cena nakúpenej elektriny. Podmienka lineárnej homogenosti je zabezpečená normalizovaním nákladov a cien vstupov (vydelením napr. cenou nakúpenej elektrickej energie). Do nákladovej funkcie boli navyše zahrnuté aj ďalšie výstupné charakteristiky (počet zákazníkov a veľkosť zásobovanej oblasti). Vyplývajúcu nákladovú funkciu môžeme naformulovať nasledujúco

$$\ln\left(\frac{C}{P_P}\right)_i = \beta_0 + \beta_Y \ln Y_i + \beta_K \ln\left(\frac{P_K}{P_P}\right)_i + \beta_L \ln\left(\frac{P_L}{P_P}\right)_i + \alpha_1 \ln_i CU_i + \alpha_2 \ln AS_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

kde C sú celkové náklady, Y je výstup meraný v MWh, P_K , P_L a P_P sú ceny kapitálu, práce a cena nakúpenej elektrickej energie ako vstupu. CU je počet zákazníkov a AS je veľkosť zásobovanej oblasti zásobovanej distribučnou spoločnosťou v km². ε_i je poruchový člen s nulovou strednou hodnotou pre COLS model a zložený člen pre SFA model. V prípade COLS modelu nákladová funkcia (3) môže byť odhadnutá použitím metódy najmenších štvorcov, kým v prípade SFA modelu metódou maximálnej vierohodnosti.

4. Výsledky odhadov

Odhady parametrov modelu COLS sú uvedené v nasledujúcej tabuľke.

Tabuľka 1

	Odhad koef.	Štand. odchýlka	p-value
konštanta	-9.599644	3.677580	0.0477
$\ln Y$	-0.323171	0.549402	0.5819
$\ln P_K/P_P$	0.065765	0.292000	0.8307
$\ln P_L/P_P$	0.320342	0.395025	0.4543
$\ln CU$	0.913498	0.512372	0.1347
$\ln AS$	0.078163	0.046730	0.1553
R^2	0.775651		
p-value(F-statistic)	0.099783		

Skóre efektívnosti (vypočítané na základe (2), (3)) sa pohybujú v intervale medzi 0 a 1, kde najvyššia hodnota (1) implikuje perefektnú efektívnu spoločnosť. Rozdiel k 1 aproximuje percento celkových nákladov spoločnosti, ktoré môžu byť ušetrené. Skúmané spoločnosti sú v priemere na 85 % efektívne (viď tabuľka 2). Ako najefektívnejšia spoločnosť bola podľa tohto modelu určená Jihočeská energetika, ktorá predstavovala na 100 % efektívnu spoločnosť. Naopak, ako najhoršia, čo sa týka nákladovej efektívnosti skončila Západočeská energetika (72 % - ná efektívnosť).

Tabuľka 2

Spoločnosť	Skóre efektívnosti
Jihočeská energetika	1
Jihomoravská energetika	0,923193
Stredočeská energetika	0,888855
Severočeská energetika	0,888166
Východočeská energetika	0,838596
Západoslovenská energetika	0,87312
Pražská energetika	0,838212
Severomoravská energetika	0,791429
Východoslovenská energetika	0,789637
Stredoslovenská energetika	0,789346
Západočeská energetika	0,716323
Maximum	1
Minimum	0,716323
Priemer	0,848807
Medián	0,838596
N	11

Zo slovenských distribučných spoločností ako najlepšia bola označená Západoslovenská energetika a najhoršie skóre efektívnosti bolo predikované pre Stredoslovenskú energetiku. Avšak skóre efektívnosti Stredoslovenskej energetiky bolo takmer zhodne s Východoslovenskou energetikou a môžeme ich teda považovať za rovnako efektívne. Výsledky odhadnutých skôr efektívnosti sú uvedené v tabuľke 2.

Záver

Použitím prierezných údajov na vzorke 11 distribučných spoločností sme ilustrovali možnosť využitia benchmarkingovej parametrickej metódy COLS na odhad nákladovej efektívnosti sledovaných spoločností. Na zlepšenia analýzy by bolo vhodné aplikovať ďalšie metódy na odhad efektívnosti a to hlavne modely so stochastickou hranicou, ktoré umožňujú oddeliť vplyv neefektívnosti od štatistickej náhodnej chyby. Za nedostatok možno považovať aj malú vzorku spoločností, čo zhoršuje odhady modelu (pozri tabuľka 1). Z dôvodu nedostupnosti údajov nebolo možné do modelu zaradiť ďalšie relevantné premenné ako napríklad často uvádzaný LF faktor (koeficient zaťaženia) definovaný ako pomer priemerného zaťaženia k najvyššiemu zaťaženiu distributéra.

Literatúra

- [1] Kumbhakar, Subal C., Lovell, C. A. Knox: Stochastic Frontier Analysis, Cambridge University Press, Cambridge, 2003
- [2] Farsi, M., Filippini, M.: A Benchmarking Analysis of Electricity Distribution Utilities in Switzerland, Centre for Energy Policy and Economics, Swiss Federal Institutes of Technology, Zuerich, 2005
- [3] Greene, W., Farsi, M., Filippini, M: Application of Panel Data Models in Benchmarking Analysis of the Electricity Distribution Sector, Centre for Energy Policy and Economics, Swiss Federal Institutes of Technology, Zuerich, 2005
- [4] Výročné správy spoločnosti

Kontakt

Ing. Andrea Furková
Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI EU v Bratislave
Dolnozemska cesta 1, Bratislava
Tel: 02/67295832
E-mail: furkova@euba.sk

Analýza denných hodnôt výmenných kurzov národných mien krajín V4 voči euru

Michaela Chocholatá

Abstract

This paper deals with the analysis of the daily values of SKK/EUR, CZK/EUR, HUF/EUR and PLN/EUR exchange rates for the period 1999 – April 2006. The analysis was concentrated on the choice of the appropriate form of the ARIMA model and based on the properties of residuals also on the determination of the appropriate conditional heteroscedasticity model (ARCH or GARCH). The selected models were used to calculate dynamic forecasts of the exchange rates for the subsequent 40 business days and static forecasts of the logarithmic growth rates of the above mentioned exchange rates.

Úvod

V rámci globalizácie ekonomiky dochádza k tokom tovaru, služieb, kapitálu a pracovných síl medzi jednotlivými krajinami, a pokiaľ existujú rôzne meny, dochádza aj k toku týchto mien. Keďže v rámci každej krajiny sú základné makroekonomické ukazovatele vyjadrované v mene tejto krajiny, vyžaduje porovnávanie jej hospodárskeho vývoja so zahraničím potrebu poznania príslušného výmenného kurzu.

Slovenská republika (SR) i zvyšných deväť krajín (Cyprus, Česká republika, Estónsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Malta, Poľsko i Slovinsko) vstupom do Európskej únie (EÚ) splnili jeden z najdôležitejších politicko – ekonomických cieľov. Vstupom do EÚ sa zaviazali i k vstupu do Európskej menovej únie (EMÚ) a s tým súvisiacemu fixovaniu výmenných kurzov národných mien voči euru.

Skúmanie, analýza, prípadne prognózovanie vývoja výmenných kurzov národných mien vyššie spomínaných krajín voči euru sa teda javí ako kľúčové. V dôsledku podobného politicko – ekonomického a hospodárskeho vývoja v krajinách V4, t.j. v Slovenskej republike, Českej republike, Maďarsku a Poľsku, sa v príspevku zameriame práve na analýzu výmenných kurzov národných mien tejto štvorice krajín voči euru.

Modelovanie vývoja výmenných kurzov sa v praxi často realizuje na základe metód analýzy časových radov. Jednou z populárnych metód analýzy stacionárnych časových radov, resp. časových radov, ktoré sú stacionárne po jednom alebo viacerých diferencovaniach, je Boxova – Jenkinsova metodológia modelov ARIMA (autoregressive integrated moving average). Stacionárne časové rady je možné takto modelovať viacerými spôsobmi: ako autoregresný model AR, model kľzavých priemerov MA, prípadne zmiešaný model ARMA, pričom tieto modely sú založené na predpoklade konštantnosti nepodmienennej strednej hodnoty, podmienennej strednej hodnote závislej na čase a konštantnosti nepodmieneného i podmieneného rozptylu v čase. Na predpoklade konštantnosti podmieneného rozptylu v čase sú založené i nestacionárne modely (napr. model náhodnej prechádzky $I(1)$)¹.

Časové rady denných hodnôt výmenných kurzov majú charakter tzv. vysokofrekvenčných finančných časových radov, t.j. časových radov zaznamenaných s vysokou (v tomto prípade dennou) frekvenciou. Vo viacerých analýzach (viď napr. [1], [2], [3],[4],[5],[6],[7],[10]) bolo preukázané, že variabilita takéhoto typu časových radov je v čase značne premenlivá, a teda modelovanie, resp. prognózovanie vývoja vysokofrekvenčných časových radov výlučne na základe Boxovej – Jenkinsovej ARIMA metodológie

¹ Keďže modely stacionárnych časových radov AR, MA a ARMA i nestacionárne modely sú charakteristické špecifickým tvarom autokorelačnej (ACF) a parciálnej autokorelačnej funkcie (PACF), o konkrétnom type modelu je možné rozhodnúť práve na základe týchto funkcií.

vychádzajúcej z predpokladu zachovania konštantného podmieneného rozptylu nie je celkom adekvátne.

Priekopníkom v tejto oblasti bol Engle, ktorý v roku 1982 navrhol takú formu heteroskedasticity (viď [6]), v ktorej rozptyl chyby prognózy závisí od veľkosti predchádzajúcej náhodnej poruchy - ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) model, ktorý pripúšťa nestacionaritu v rozptyle. Napriek tomu, že popri modeloch ARCH, resp. ich zovšeobecnenej forme GARCH (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity) navrhnuté v roku 1986 Bollerslevom (viď [3]), existuje dnes široké spektrum modifikácií týchto modelov (viď napr. [1], [4], [6], [7]), model GARCH(1,1) je vo všeobecnosti považovaný za excelentný model pre široké spektrum finančných časových radov².

Cieľom príspevku je teda špecifikácia vhodných ARIMA modelov denných hodnôt výmenných kurzov národných mien krajín V4, t.j. slovenskej koruny (SKK), českej koruny (CZK), maďarského forintu (HUF) a poľského zlotého (PLN) voči euru (EUR) od začiatku roka 1999 do konca apríla 2006 (čo predstavovalo postupne 1832, 1852, 1835, resp. 1854 hodnôt)³ a následná diagnostická kontrola, či časový rad reziduí spĺňa kritériá bieleho šumu (nekorelovanosť reziduí, homoskedasticitu a prípadne i normalitu). V prípade porušenia podmienky homoskedasticity identifikácia vhodného modelu podmienenej heteroskedasticity na základe tvaru ACF a PACF štvorcových reziduí, následná kontrola štandardizovaných reziduí a výpočet prognóz vývoja výmenných kurzov i logaritmických temp rastu⁴.

1. Identifikácia vhodného typu modelu ARIMA

Významnú úlohu pri analýze časových radov zohráva posúdenie grafického priebehu analyzovaných hodnôt. Hoci časové rady výmenných kurzov patria medzi finančné časové rady a takéto časové rady bývajú najčastejšie analyzované v logaritmickom tvare⁵, za účelom lepšej prehľadnosti znázorníme priebeh denných hodnôt výmenných kurzov SKK/EUR, CZK/EUR, HUF/EUR a PLN/EUR ešte pred ich zlogaritmovaním⁶ (viď v grafy č. 1-4).

Na základe grafov č.1-4 možno predpokladať, že analyzované časové rady (y_t) nemajú stacionárny charakter a mohli by mať charakter náhodnej prechádzky ($y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$). Ich stacionárny, resp. nestacionárny charakter sme otestovali na základe rozšíreného Dickeyho – Fulleroého (ADF) testu jednotkového koreňa. ADF test vychádza z regresie (1) s konštantou (ϕ_0) i trendom (t), z ktorej sa postupne vynecháva trend (v prípade jeho štatistickej nevýznamnosti) a následne i konštanta (opäť za predpokladu jej štatistickej nevýznamnosti):

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \phi_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

V prípade ADF testu teda testujeme hypotézy v tvare: $H_0 : \delta = 0$ oproti $H_1 : \delta < 0$.⁷

² V príspevku sa z tohto dôvodu budeme zaoberať len modelmi ARCH a GARCH.

³ Denné hodnoty výmenných kurzov boli získané zo stránok národných bánk jednotlivých krajín, t.j. www.nbs.sk, www.cnb.cz, www.mnb.hu a www.nbp.pl.

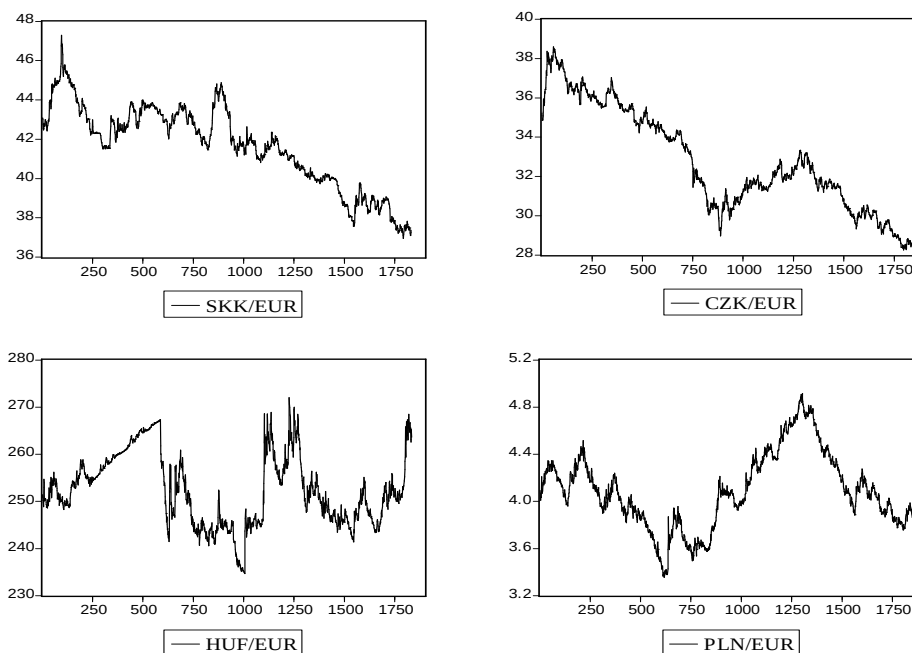
⁴ Všetky analýzy boli zrealizované v prostredí ekonometrického softwaru EViews 5.1.

⁵ Ďalej budeme pracovať s logaritmickými transformáciami analyzovaných časových radov, t.j. s časovými radmi $\ln(\text{SKK/EUR})$, $\ln(\text{CZK/EUR})$, $\ln(\text{HUF/EUR})$ a $\ln(\text{PLN/EUR})$.

⁶ Keďže po zlogaritmovaní časového radu zostáva priebeh jeho hodnôt zachovaný, závery odvodené na základe grafov č.1- 4 sú rovnaké i pre logaritmické transformácie vyššie uvedených časových radov.

⁷ V prípade nemožnosti zamietnutia nulovej hypotézy pri testovaní úrovne analyzovaného časového radu, pokračujeme testovaním prvých diferencií tohto časového radu atď., až kým je možné H_0 zamietnuť a určiť tak rád integrácie (t.j. počet jednotkových koreňov) skúmaného časového radu.

Grafy č. 1 – 4



Vypočítané hodnoty ADF štatistík pre analyzované časové rady vrátane označenia zamietnutia nulovej hypotézy (*) na akejkoľvek hladine významnosti⁸ sú uvedené v tabuľke č.1:

Tabuľka č.1

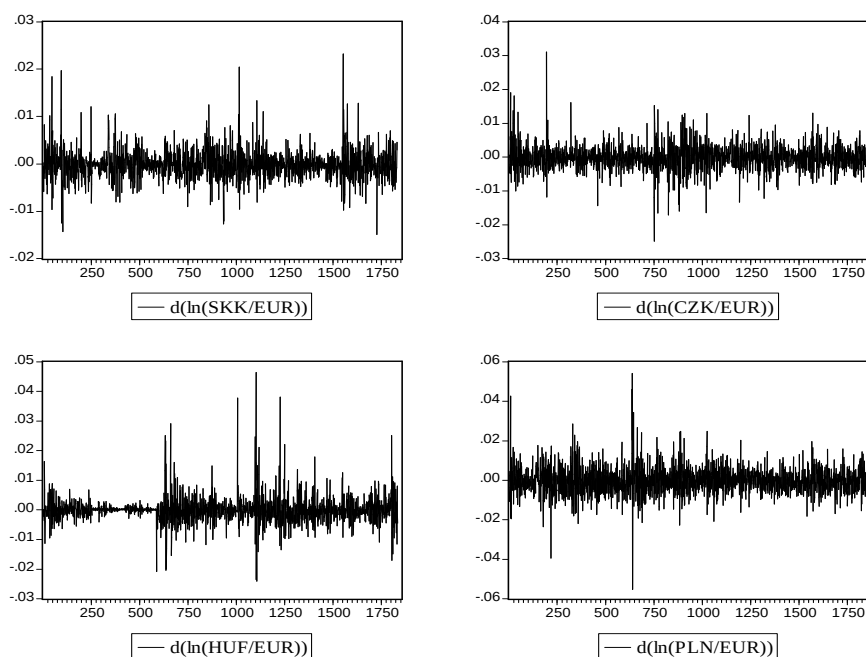
	$\ln(\text{SKK/EUR})$	$\ln(\text{CZK/EUR})$	$\ln(\text{HUF/EUR})$	$\ln(\text{PLN/EUR})$
Úa	-3,135269	-2,610601	-2,626132	-1,416942
Úb	-0,670363	-0,432591	-2,628753	-1,479583
Úc	-1,010466	-1,375903	0,305799	-0,236327
Da	-38,91593*	-43,44222*	-19,87082*	-28,95512*

kde označenie *a*, *b*, *c* v tejto tabuľke sa vzťahuje na testy aplikované postupne na regresiu (1) s konštantou a trendom; po vynechaní trendu, t.j. len s konštantou; a bez konštanty i trendu. *Ú* označuje testovanie úrovne daného časového radu, *D* prvé diferencie analyzovaného časového radu.

Z hodnôt v tabuľke č.1 je zrejmé, že všetky analyzované časové rady majú rovnaký charakter - nulovú hypotézu ohľadom existencie jednotkového koreňa totiž nemožno zamietnuť pre žiadny z analyzovaných časových radov. Pokiaľ ide o časové rady prvých diferencií logaritmov, tu nulovú hypotézu ohľadom existencie jednotkového koreňa vo všetkých prípadoch zamietame, a teda časové rady prvých diferencií logaritmov možno považovať za stacionárne. Z vyššie uvedeného vyplýva, že časové rady $\ln(\text{SKK/EUR})$, $\ln(\text{CZK/EUR})$, $\ln(\text{HUF/EUR})$ a $\ln(\text{PLN/EUR})$ sú integrované rádu 1, t.j. $I(1)$, čiže náš predpoklad o ich nestacionárnom priebehu bol správny. V ďalšej analýze budeme teda pracovať s časovými radmi prvých diferencií logaritmov, nazývaných tiež logaritmické tempá rastu [12], resp. logaritmy výnosov [1], ktoré sú stacionárne - vid' grafy č. 5-8 :

⁸ MacKinnonove kritické hodnoty pre príslušnú veľkosť súboru a hladiny významnosti 0,1; 0,05; 0,01, ako aj p-value zodpovedajúca vypočítanej hodnote ADF štatistiky sú súčasťou výstupu z EViews-u.

Grafy č. 5 - 8



Ďalším krokom Boxovej – Jenkinsovej ARIMA metodológie nasledujúcim po identifikácii nestacionárneho charakteru analyzovaného časového radu je určenie rádu autoregresnej časti AR a časti kľzavých priemerov MA, čo sa realizuje na základe posúdenia ACF a PACF časového radu logaritmických temp rastu. Keďže v prípade analýzy jednotlivých časových radov prichádzalo na základe tvarov ACF a PACF do úvahy viacero možností, brali sme pri konečnom rozhodnutí do úvahy alternatívu s najnižšou hodnotou Akaikovho informačného kritéria (AIC), Schwartzovho kritéria (SC) a čo najvyššou hodnotou logaritmu funkcie maximálnej vierohodnosti.

Modely zvolené pre jednotlivé časové rady logaritmov na základe vyššie uvedených kritérií sú v tabuľke č.2:

Tabuľka č.2

$\ln(\text{SKK}/\text{EUR})$	$\ln(\text{CZK}/\text{EUR})$	$\ln(\text{HUF}/\text{EUR})$	$\ln(\text{PLN}/\text{EUR})$
ARIMA(0,1,1)	ARIMA(0,1,0)	ARIMA(0,1,(3,4,5,6))	ARIMA((1,3,5),1,0)

Z tabuľky č.2 je zrejmé, že charakter náhodnej prechádzky mal len časový rad $d(\ln(\text{CZK}/\text{EUR}))$. Ostatné časové rady logaritmických temp rastu bolo treba popísať prostredníctvom rôzneho počtu AR, resp. MA členov.

2. Posúdenie vlastností reziduí (splnenia podmienok bieleho šumu)

Po identifikácii vhodných modelov ARIMA pre logaritmy denných hodnôt analyzovaných výmenných kurzov je potrebné otestovať, či reziduá z takto špecifikovaných modelov spĺňajú vlastnosti bieleho šumu, t.j. sú nekorelované, homoskedastické, prípadne normálne rozdelené.

Nekorelovanosť: na otestovanie nulovej hypotézy o neexistencii autokorelácie až do oneskorenia k^9 , t.j. nekorelovanosti hodnôt časových radov reziduí, slúži Ljungova – Boxova

⁹ V [5] sa uvádza, že postačuje testovanie po $k=T/4$, t.j. mali by sme teda uvažovať s oneskorením $k = 1832 / 4 = 458$, resp. až $k = 1854 / 4 \approx 464$, EVIEWS však umožňuje maximálne oneskorenie 200.

Q štatistika, ktorú možno vypočítať podľa vzťahu $Q = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j}{T-j}$, kde $\hat{\rho}_j$ je

autokorelácia pre j-te oneskorenie a T je počet pozorovaní. Q má približne $\chi^2(k)$ rozdelenie.

Hodnoty Ljungovej – Boxovej Q štatistiky pre oneskorenie 200 pre jednotlivé časové rady sú v tabuľke č.3, pričom z ich porovnania s kritickou hodnotou $\chi^2_{0,05}(200) = 233,994$ vyplýva, že reziduá sú vo všetkých prípadoch až do oneskorenia 200 na hladine významnosti 0,05 nekorelované.

Homoskedasticita: ako už bolo vyššie uvedené, volatilita vysokofrekvenčných finančných časových radov je značná, o čom svedčia aj grafy logaritmických temp rastu č. 5-8 indikujúce možnú existenciu podmienenej heteroskedasticity. Tento predpoklad možno potvrdiť na základe porovnania hodnôt Ljungovej - Boxovej Q štatistiky pre druhé mocniny reziduí pre oneskorenie 1 (viď riadok Q(1) v tabuľke č.3) s kritickou hodnotou $\chi^2_{0,05}(1) = 3,8415$, pričom vypočítané hodnoty sú vo všetkých prípadoch výrazne vyššie ako uvedená tabuľková hodnota. Zamietnutie nulovej hypotézy o nekorelovanosti druhých mocnín reziduí je ekvivalentné zamietnutiu nulovej hypotézy o neprítomnosti ARCH, resp. GARCH efektu.

Častejšie sa však na otestovanie existencie podmienenej heteroskedasticity používa test založený na princípe Lagrangeových multiplikátorov (tzv. LM test) s testovacou štatistikou $T.R^2$, ktorá má asymptoticky $\chi^2(q)$ rozdelenie, pričom T je počet pozorovaní a R^2 je koeficient determinácie regresného modelu $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + u_t$, kde symbolom $\hat{\varepsilon}_t^2$ sú označené druhé mocniny reziduí. Hodnoty štatistík $T.R^2$ pre analyzované časové rady pre oneskorenie 1 sú v tabuľke č.3, pričom po ich porovnaní s kritickou hodnotou $\chi^2_{0,05}(1) = 3,8415$, opäť potvrdzujeme existenciu podmienenej heteroskedasticity, ktorej popisu prostredníctvom modelov ARCH, resp. GARCH sa budeme venovať v ďalšej časti.

Normalita: posúdenie normality rozdelenia časových radov reziduí sa najčastejšie realizuje na základe Jarqueovho – Berovho testu, ktorý porovnáva šikmosť a špicatosť analyzovaného časového radu so šikmosťou a špicatosťou normálneho rozdelenia¹⁰.

Jarqueova – Berova štatistika JB má tvar: $JB = T \left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right]$ a $\chi^2(2)$ rozdelenie,

kde SK znamená šikmosť a K špicatosť. Na základe porovnania vypočítaných hodnôt JB štatistiky (tabuľka č.3) s kritickou hodnotou $\chi^2_{0,05}(2) = 5,9915$ je zrejmé, že hypotézu ohľadom normálneho rozdelenia reziduí možno zamietnuť, čo však môže byť spôsobené i existenciou podmienenej heteroskedasticity.

Tabuľka č.3

	d(ln(SKK/EUR))	d(ln(CZK/EUR))	d(ln(HUF/EUR))	d(ln(PLN/EUR))
Q(200)	170,60	171,00	222,91	190,70
Q(1)	51,889	71,846	55,477	189,16
T.R²	51,779	71,695	55,357	188,777
JB	4019,085	3289,230	24487,62	3724,686

¹⁰ Šikmosť normálneho rozdelenia je rovná nule, špicatosť je rovná číslu 3.

3. Využitie modelov ARCH a GARCH pri modelovaní logaritmických temp rastu

Po zistení existencie podmienenej heteroskedasticity v prípade všetkých štyroch časových radov logaritmických temp rastu je potrebné „zvoliť“ vhodný typ modelu podmienenej heteroskedasticity, čo sme uskutočnili na základe posúdenia ACF a PACF druhých mocnín reziduí a na základe hodnôt AIC, SC a hodnoty funkcie logaritmu maximálnej vierohodnosti.

Z hľadiska vyššie uvedených kritérií sme na modelovanie podmieneného rozptylu (h_t) časových radov $d(\ln(\text{SKK}/\text{EUR}))$ a $d(\ln(\text{CZK}/\text{EUR}))$ vybrali model GARCH(1,1); v prípade časového radu $d(\ln(\text{HUF}/\text{EUR}))$ bol najvhodnejším model ARCH(5) a v prípade časového radu $d(\ln(\text{PLN}/\text{EUR}))$ model GARCH(2,2). Odhady modelov úrovně i modelov podmieneného rozptylu sú uvedené nižšie (v zátvorkách pod rovnicami sú uvedené p-value):

$$d(\ln(\text{SKK} / \text{EUR}))_t = -0,000161 + 0,089166\varepsilon_{t-1}, \text{ pričom} \\ (0,0153) \quad (0,0006)$$

$$\hat{h}_t = 6,09 \cdot 10^{-7} + 0,1629\varepsilon_{t-1}^2 + 0,78633h_{t-1} \\ (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000)$$

$$d(\ln(\text{CZK} / \text{EUR}))_t = \varepsilon_t, \text{ pričom } \hat{h}_t = 7,6 \cdot 10^{-7} + 0,09167\varepsilon_{t-1}^2 + 0,85209h_{t-1} \\ (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000)$$

$$d(\ln(\text{HUF} / \text{EUR}))_t = 1,18 \cdot 10^{-5} - 0,0507\varepsilon_{t-3} - 0,0832\varepsilon_{t-4} + 0,0372\varepsilon_{t-5} - 0,0458\varepsilon_{t-6}, \\ (0,8413) \quad (0,0437) \quad (0,0003) \quad (0,0966) \quad (0,0217)$$

pričom $\hat{h}_t = 6,51 \cdot 10^{-6} + 0,296\varepsilon_{t-1}^2 + 0,143\varepsilon_{t-2}^2 + 0,107\varepsilon_{t-3}^2 + 0,067\varepsilon_{t-4}^2 + 0,087\varepsilon_{t-5}^2 \\ (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0026) \quad (0,0000)$

$$d(\ln(\text{PLN} / \text{EUR}))_t = -0,000299 - 0,0748\varepsilon_{t-1} - 0,0993\varepsilon_{t-3} - 0,0126\varepsilon_{t-5}, \text{ pričom} \\ (0,0099) \quad (0,0069) \quad (0,0000) \quad (0,6004)$$

$$\hat{h}_t = 7,94 \cdot 10^{-7} + 0,1599\varepsilon_{t-1}^2 - 0,1276\varepsilon_{t-2}^2 + 1,3625h_{t-1} - 0,4133h_{t-2} \\ (0,0523) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0061)$$

Na základe vyššie uvedených výsledkov možno tvrdiť, že všetky parametre v modeloch podmienenej heteroskedasticity boli štatisticky významné¹¹ na hladine významnosti 0,05, na základe čoho možno predpokladať, že modely podmienenej heteroskedasticity boli vhodne zvolené, o čom svedčia aj výsledky testovania štandardizovaných reziduí v tabuľke č.4¹²:

Tabuľka č.4

	$d(\ln(\text{SKK}/\text{EUR}))$	$d(\ln(\text{CZK}/\text{EUR}))$	$d(\ln(\text{HUF}/\text{EUR}))$	$d(\ln(\text{PLN}/\text{EUR}))$
Q(200)	183,41	167,92	240,95	189,91
T.R²	0,002312	0,749029	0,011771	0,446259
JB	3428,72	4110,517	82349,56	323,605

¹¹ Jedinou výnimkou bola konštanta v modeli podmienenej heteroskedasticity v prípade poľského zlotého, ktorá bola štatisticky významná na hladine významnosti 0,0523.

¹² Kritické hodnoty sú rovnaké ako boli uvedené vyššie v prípade testovania reziduí.

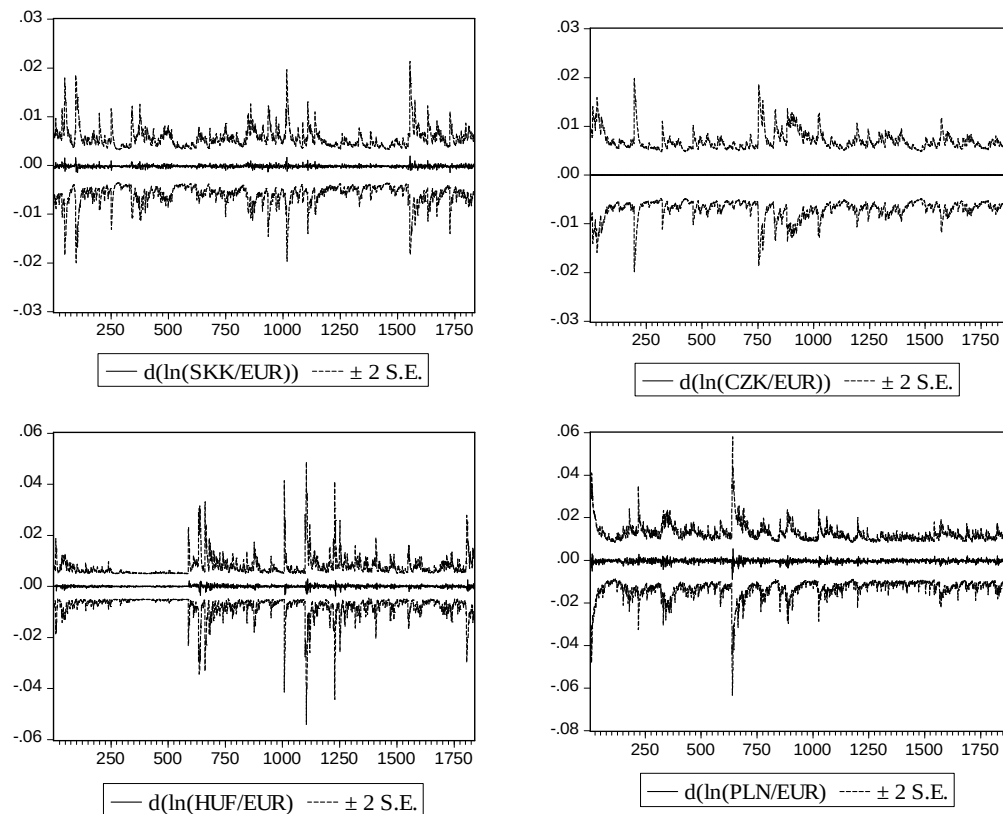
Štandardizované reziduá s výnimkou prípadu logaritmického tempa rastu $d(\ln(\text{HUF}/\text{EUR}))$ sú na hladine významnosti 0,05 až do oneskorenia 200 nekorelované a homoskedastické; v prípade maďarského forintu sú štandardizované reziduá nekorelované len do oneskorenia $k=90$ (hodnota $Q(90)=96,582$, kritická hodnota $\chi^2_{0,05}(90) = 113,145$) a taktiež homoskedastické. Podmienka normality nie je splnená ani v jednom prípade, znamená to teda, že odhady možno považovať za konzistentné len v zmysle kvázi metódy maximálnej vierohodnosti.

4. Prognózovanie vývoja denných hodnôt výmenných kurzov a logaritmických temp rastu

Vyššie uvedené analýzy sme realizovali za účelom výpočtu dynamických i statických prognóz. Na základe výsledkov dynamických prognóz denných hodnôt jednotlivých výmenných kurzov na ďalších 40 obchodných dní možno tvrdiť, že výmenné kurzy SKK/EUR a PLN/EUR by mali mať počas tohto obdobia klesajúcu tendenciu 37,374 – 37,140 SKK/EUR, resp. 3,870 – 3,826 PLN/EUR, výmenný kurz CZK/EUR by sa mal pohybovať okolo úrovne 28,430 CZK/EUR a výmenný kurz HUF/EUR by mal v sledovanom období mierne rásť na 263,335 – 263,668 HUF/EUR.

Statické prognózy logaritmických temp rastu na obdobie $(t+1)$ využijúc informáciu dostupnú v období t , spolu s dvojnásobkom štandardnej odchýlky chyby prognózy pre každé obdobie sú súčasťou grafov č.9-12:

Grafy č.9 –12



Na základe grafov č. 9-12 možno tvrdiť, že logaritmické tempá rastu jednotlivých výmenných kurzov sú v podstate konštantné. Ak by sme však nezohľadnili existenciu podmienenej heteroskedasticity, nielenže by odhady parametrov boli neefektívne, ale znázornené intervaly spoľahlivosti by nezohľadňovali meniaci sa rozptyl.

Záver

Na základe grafického priebehu i na základe ADF testu sme potvrdili nestacionárny charakter (konkrétne $I(1)$) všetkých štyroch analyzovaných časových radov a s pomocou ACF a PACF sme ďalej určili vhodný typ modelu ARMA. Po potvrdení existencie podmienenej heteroskedasticity sme na modelovanie podmieneného rozptylu použili zodpovedajúce modely ARCH, resp. GARCH a vypočítali sme prognózy denných hodnôt jednotlivých výmenných kurzov na nasledujúcich 40 obchodných dní i statické prognózy logaritmických temp rastu.

Literatúra

- [1] ARLT, J.- ARLTOVÁ, M.: Finanční časové řady. Praha: Grada, 2003.
- [2] ARLT, J. - RADKOVSKÝ, Š.: Význam modelování a předpovídání volatility časových řad pro řízení ekonomických procesů. Politická ekonomie 48, 2000, č.1.
- [3] BOLLERSLEV, T.: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics 31, 1986, č.3.
- [4] BOLLERSLEV, T. a kol.: ARCH Models. In: Handbook of Econometrics, Volume IV, Amsterdam, Elsevier Science B.V. 1994.
- [5] ENDERS, W.: Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley&Sons, Inc., 1995.
- [6] ENGLE, R.F.: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica 50, 1982, č.4.
- [7] FRANCES, P.H. – DIJK, D. van: Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [8] GAZDA, V. – VÝROST, T.: Využitie GARCH modelov v prognózach volatility burzového indexu SAX. Biatic XI, 2003, č.2.
- [9] CHOCHOLATÁ, M.: Vývoj denných hodnôt výmenných kurzov SKK/EUR a CZK/EUR s ohľadom na existenciu podmienenej heteroskedasticity. AIESA 2005, Bratislava, 2005.
- [10] CHOCHOLATÁ, M.: Modely a metódy pre analýzu výmenného kurzu. Dizertačná práca, KOVE FHI EU Bratislava, 2005.
- [11] CHOCHOLATÁ, M.: Zohľadnenie existencie podmienenej heteroskedasticity pri analýze denných hodnôt SAX a SKK/EUR. Ekonomika a informatika, vedecký časopis FHI EU Bratislava, 2006, č.1 (v tlači).
- [12] RUBLÍKOVÁ, E.: ARCH and GARCH Models for Daily Exchange Rate of SKK/USD. Ekonomické rozhlady XXXIII, 2004, č.3.
- [13] www.nbs.sk, www.cnb.cz, www.mnb.hu a www.nbp.pl (28.4.2006)

Kontakt:

Michaela Chocholatá, Ing. PhD.
 KOVE FHI EU
 Dolnozemska cesta 1/b, 852 35 Bratislava
 Tel.: 02/67295832
 E-mail: chocholatam@yahoo.com

Nelineárne modely vývoja Slovenského akciového indexu SAX

Iveta Príhodová

Abstract: The aim of this article is to find a suitable conditional heteroskedasticity model for The Slovak Share Index (SAX) time series.

Kľúčové slová: Slovenský akciový index SAX, nelineárne modely podmienenej heteroskedasticity

Slovenský akciový index SAX

Slovenský akciový index SAX je oficiálnym akciovým indexom BCPB. Patrí ku kapitálovo váženým indexom a porovnáva trhovú kapitalizáciu vybraného súboru akcií s trhovou kapitalizáciou toho istého súboru akcií k referenčnému dňu. Je indexom, ktorý odzrkadľuje celkovú zmenu majetku spojenú s investovaním do akcií zaradených do indexu. Znamená to, že okrem zmien cien index zahŕňa aj dividendové príjmy a príjmy súvisiace so zmenami veľkosti akciového kapitálu, t.j. s rozdielom medzi aktuálnou trhovou cenou a upisovacou cenou nových akcií.

Počiatočná hodnota indexu - 100 bodov - sa viaže k 14.9.1993. Index odzrkadľuje len vývoj na BCPB, pričom do 30.6.2001 bol postavený na priemerných cenách uvedených v kurzových lístkoch. S platnosťou od 1.7.2001 sa oficiálna denná hodnota vypočítava a zverejňuje na základe záverečných kurzov bázičických titulov:

$$SAX = \frac{\sum_i P_i^{act} G}{\sum_i P_i^r G_i F_i} * 100, \text{ kde} \quad (1)$$

F_i – opravný faktor pre i -tu akciu

P_i^{act} – záverečná cena i -tej akcie k danému dňu

P_i^r – záverečná cena i -tej akcie k referenčnému dňu

G_i – počet akcií i -tej spoločnosti k danému dňu

Vzorec pre výpočet indexu je flexibilný a umožňuje meniť zastúpenie jednotlivých spoločností v indexe a tiež ich počet podľa toho, ako sa mení ich obchodovateľnosť, resp. vstup novej spoločnosti na kapitálový trh. V prípade zmeny zloženia indexu sa opravné

faktory nastavujú tak, aby index s novým zložením kontinuálne pokračoval vo vývoji indexu s predchádzajúcim zložením.

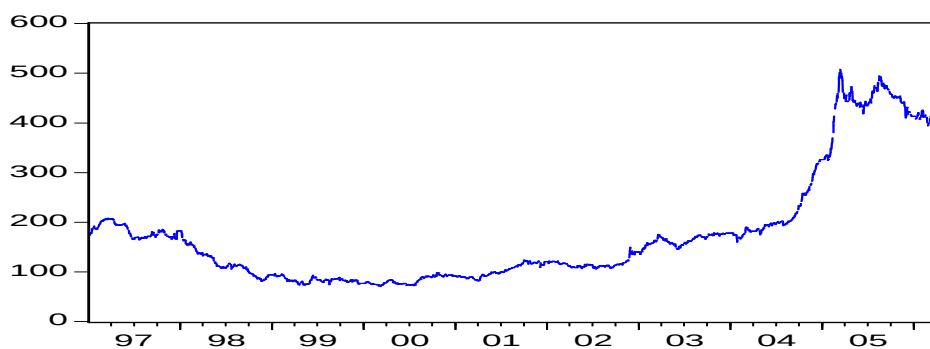
Aktualizácia bázy sa vykonáva na ročnom základe. Vykonáva sa raz za rok – v januári bežného roka a nová báza nadobúda platnosť v prvý deň obchodovania vo februári.

Modelovanie vývoja indexu SAX

Chýbajúce hodnoty indexu SAX počas vianočných sviatkov nahrádzame poslednou známou hodnotu indexu SAX pre posledný obchodný deň pred vianočnými sviatkami. Tento časový rad sme označili ako SAXK. Časový rad hodnôt indexu SAX od 7. januára 1997 do 10. mája 2006 s nahradenými chýbajúcimi hodnotami má 2437 pozorovaní.

Predstavu o vývoji indexu SAXK v sledovanom období nám poskytuje obr. 1. Časový rad je nestacionárny v strednej hodnote, s vyššou variabilitou hodnôt práve pri konci časového radu. Variabilita hodnôt časového radu je pomerne vysoká, rozdelenie hodnôt indexov SAXK je zošikmené a špicatejšie ako normálne rozdelenie. Hypotézu o normalite skúmaných hodnôt na základe J-B testu normality zamietame.

Obr. 1 Vývoj časového radu indexu SAXK



Prameň: vlastné výpočty

Rozšírený Dickey – Fuller test jednotkového koreňa potvrdil na každej z testovaných hladín významnosti nutnosť stacionarizovania časového radu indexu SAXK v strednej hodnote diferencovaním.

Tabuľka 1 ADF test jednotkového koreňa časového radu SAXK

Null Hypothesis: INDEX_SAX_K has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=26)

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.945075	0.9961
Test critical values:	1% level		-3.432887	
	5% level		-2.862547	
	10% level		-2.567351	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Prameň: vlastné výpočty

Po stacionarizovaní časového radu prvou nesezónnou diferenciou ADF test nepotvrdil existenciu ďalšieho jednotkového koreňa.

Pristúpili sme k hľadaniu vhodného modelu strednej hodnoty diferencovaného časového radu. Odhadovali, posudzovali a porovnávali sme viacero typov ARIMA modelov. Na základe priebehu a vlastností autokorelačnej i parciálnej autokorelačnej funkcie, splnenia podmienok stacionarity a štatistickej významnosti parametrov, je najvhodnejším modelom ARIMA(8,1,0) model bez konštanty. Hypotézu o štatistickej významnosti parametrov modelu môžeme prijať, rovnako ako hypotézu o nezávislosti rezíduí potvrdenú D-W testom. Podmienka stacionarity procesu je splnená (viď Tabuľka 2).

Tabuľka 2 *Odhad parametrov modelu ARIMA(8,1,0) bez konštanty*

Dependent Variable: DSAXK				
Method: Least Squares				
Included observations: 2436 after adjustments				
Convergence achieved after 2 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(5)	0.109902	0.020425	5.380681	0.0000
AR(8)	0.046237	0.020410	2.265362	0.0236
R-squared	0.013157	Mean dependent var		0.095901
Adjusted R-squared	0.012743	S.D. dependent var		2.518790
S.E. of regression	2.502690	Akaike info criterion		4.673447
Sum squared resid	14932.08	Schwarz criterion		4.678290
Log likelihood	-5573.423	Durbin-Watson stat		1.915848

Prameň: vlastné výpočty

Po výbere vhodného úrovňového modelu sme odhadovali parametre modelu podmienenej heteroskedasticity. Najskôr sme Lagrangeovým ARCH efekt testom otestovali jej prítomnosť v druhých mocninách rezíduí vybraného úrovňového modelu. Test prítomnosť podmienenej heteroskedasticity v druhých mocninách rezíduí potvrdili. Hodnota $TR^2 = 54,05 > \chi^2_{0,95}(8) = 15,5$. Zamietame hypotézu o štatistickej nevýznamnosti parametrov α_i v regresii

druhých mocnín a prijímame alternatívnu hypotézu potvrdzujúcu prítomnosť ARCH efektu v druhých mocninách rezíduí odhadnutého úrovňového modelu.

Tabuľka 3 *ARCH efekt test rezíduí*

ARCH Test:			
F-statistic	55.25539	Probability	0.000000
Obs*R-squared	54.05099	Probability	0.000000

Prameň: vlastné výpočty

Nasledujúca tabuľka prehľadne sumarizuje charakteristiky jednotlivých uvažovaných modelov podmienenej heteroskedasticity.

Tabuľka 4 *Charakteristiky jednotlivých modelov*

Char. Model	RMSE	MAE	AIC	BIC	D-W	Log lik.
ARCH(9)	2,48	1,414	4,14	4,17	1,92	-4940,9
GARCH(1,1)	2,48	1,411	4,13	4,14	1,92	-4934
IGARCH(1,1)	2,47	1,531	4,11	4,12	1,92	-4936,49
ARCH(1) – M	2,57	1,51	4,43	4,44	1,84	-5393,96
ARCH(2) – M	2,51	1,45	4,27	4,28	1,89	-5099,2
EGARCH(1,1)	2,48	1,41	4,15	4,16	1,91	-4951,67
EARCH(1)	2,49	1,43	4,52	4,53	1,93	-5394,2
EARCH(2)	2,48	1,41	4,38	4,39	1,9	-5228,5

Prameň: vlastné výpočty

Pre všetky odhadované modely sú hodnoty charakteristík veľmi podobné, bez výraznejších pozitívnych, či negatívnych výkyvov. I na základe mier presnosti ex – post (RMSE a MAE) sú modely vyrovnané. Na základe štandardnej odchýlky rezíduí by sme mohli uvažovať so všetkými modelmi, okrem modelov ARCH(1) – M a ARCH(2) – M, ktorých hodnoty štandardnej odchýlky chýb prognóz sú vyššie. Pri týchto modeloch sa pri prognózovaní dopustíme i najvyššieho podhodnotenia skutočných hodnôt indexu SAX.

Tabuľka 5 *Miery presnosti prognóz jednotlivých modelov*

Char.	ME	MAPE (%)	MPE (%)
-------	----	----------	---------

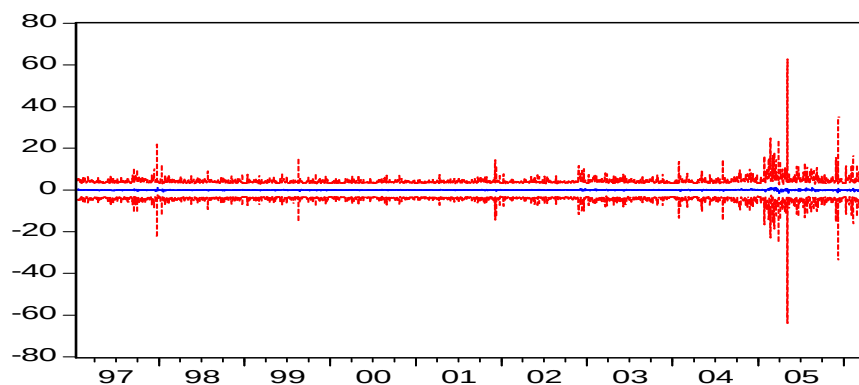
Model			
ARCH(9)	0,26	0,06313	0,0631
GARCH(1,1)	0,26	0,06313	0,0631
IGARCH(1,1)	1,26	0,30594	0,3059
ARCH(1)-M	1,78	0,43221	0,4322
ARCH(2)-M	1,67	0,40550	0,4055
EGARCH(1,1)	0,14	0,03399	0,034
EARCH(1)	1,15	0,27923	0,2792
EARCH(2)	-0,05	0,01214	-0,012

Prameň: vlastné výpočty

Na základe prognostickej schopnosti jednotlivých modelov vyberáme pre prognózovanie vývoja indexu SAX, pri nahradení chýbajúcich hodnôt poslednou známou hodnotu model EARCH(2) s menším počtom parametrov. Pri jeho použití sme sa dopustili najnižšieho nadhodnotenia o 0,05 p. b., čo predstavuje chybu približne 0,012 %.

Vzhľadom na uvedené skutočnosti, odporúčame na modelovanie budúceho vývoja indexu SAX používať model ARIMA(8,1,0) – EARCH(2) s nahradením chýbajúcich hodnôt posledným známym indexom SAX pred vianočnými sviatkami.

Obr. 2 Prognóza strednej hodnoty modelu ARIMA(8,1,0) s podmienenou štandardnou odchýlkou modelu EARCH(2)



Prameň: vlastné výpočty

podmienená stredná hodnota:

$$y_t - 0,067y_{t-5} - 0,022y_{t-8} = a_t$$

(0,0083) (0,009)

podmienový rozptyl:

$$\log y_t = 0,989 + 0,32 \frac{|a_{t-1}|}{h_{t-1}} + 0,57 \frac{|a_{t-2}|}{h_{t-2}} + 0,13 \frac{a_{t-1}}{h_{t-1}}$$

(0,016) (0,019) (0,014) (0,013)

Absolútna hodnota náhodných porúch a_{t-1} a a_{t-2} zabezpečuje rovnaký vplyv kladných i záporných porúch na volatilitu. Náhodná porucha a_{t-1} bez absolútnej hodnoty zabezpečí rozdielny vplyv dobrých a zlých správ. Volatilita hodnôt indexu SAX rastie rovnako v prípade kladných i záporných porúch (šokov).

Záver

Článok sa venuje problematike nelineárneho modelovania časových radov a s ňou úzko súvisiacim oblastiam. Model podmieneného rozptylu sa skladá z dvoch častí, časti popisujúcej vývoj strednej hodnoty časového radu (vzhľadom na typ nelineárneho modelu môže byť rozšírená o asymetrický člen) a časti modelujúcej podmienený rozptyl rezíduí úrovňového modelu.

Analyzovaním denných hodnôt Slovenského akciového indexu SAX od 7. januára 1997 do 10. mája 2006 považujeme za vhodný prognostický úrovňový model ARIMA(8,1,0) model bez konštanty a za vhodný prognostický model podmieneného rozptylu rezíduí exponenciálny podmienený heteroskedastický model EARCH(2) v tvare:

$$a_t = y_t - 0,067y_{t-5} - 0,022y_{t-8}$$

(0,0083) (0,009)

$$\log y_t = 0,989 + 0,32 \frac{|a_{t-1}|}{h_{t-1}} + 0,57 \frac{|a_{t-2}|}{h_{t-2}} + 0,13 \frac{a_{t-1}}{h_{t-1}}$$

(0,016) (0,019) (0,014) (0,013)

Hypotézu o štatistickej významnosti parametrov modelu môžeme prijať na akejkoľvek hladine významnosti (parameter ϕ_8 len na hladine významnosti vyššej ako 0,0155). Podmienka stacionarity úrovňového modelu je splnená.

¹ V zátvorkách sú uvedené hodnoty štandardných odchýlok odhadov jednotlivých parametrov.

Štandardizované rezíduá modelu spĺňajú podmienky nezávislosti i homoskedasticity. Podmienka normality zostáva i naďalej porušená.

Pri prognostickej aplikácii tohto modelu sa dopustíme v priemere 0,012 percentného nadhodnotenia skutočnosti.

Literatúra:

- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. In: Journal of Econometrics 31, (1986), s. 307 – 327.
- BOLLERSLEV, T. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. In: The Review of Economic and Statistics. s. 542 – 547.
- BOX, G.E.P. – JENKINS, G.M. Time Series Analysis: Forecasting and Control. New Jersey: Prentice Hall International, Inc. 1994.
- CHAJDIAK, J. – KOMORNÍKOVÁ, M. – IŠTVÁNIKOVÁ, A. Metódy prognózovania. Bratislava: STATIS, 1998.
- FRANSES, P. H. – DIJK, v. D. Non – linear time series models in empirical finance. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- NELSON, D. B. Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model. In: Economic Theory Vol. 6 (1990), s. 318 – 334.
- RUBLÍKOVÁ, E. – ARLT, J. – ARLTOVÁ, M. – LIBIČOVÁ, L. Analýza časových radov. Zbierka príkladov. Bratislava: Ekonóm, 2001.
- RUBLÍKOVÁ, E. Prognostická štatistika. Adaptívne metódy. Bratislava: Edičné stredisko EU, 1989.
- RUBLÍKOVÁ, E. ARCH and GARCH models for daily exchange rate of SKK/USD. In: Ekonomické rozhľady Vol. XXXIII, Nr. 3(2004), s. 314 – 323.
- TERÄSVIRTA, T. – MALMSTEN, H. Stylized Facts of Financial Time Series and Three Popular Models of Volatility. Working Paper Series in Economics and Finance. Stockholm School of Economics. August 2004.

Kontakt:

Ing. Iveta Príhodová
 Ekonomická univerzita v Bratislave
 Fakulta hospodárskej informatiky, Katedra štatistiky
 Dolnozemska cesta 1/B
 852 35 Bratislava
 e-mail: i_prihodova@yahoo.de

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/2631/05 „Analýza možností aplikácie viacrozmerných štatistických metód na skúmanie ekonomických výsledkov na príklade priemyslu SR prípadne iných oblastí ekonomiky“.

Porovnanie štruktúry čistých peňažných výdavkov súkromných domácností SR v rokoch 2000 a 2005

Viera Labudová

Summary

Household budget is a list of income and expenditures in a fixed period of time. In this paper the analysis of structure of Slovak households expenditures is presented. The analysis compares three social and economic groups of households: employees' households, households of the self-employed and pensioners' households in years 2000 and 2005.

Úvod

Za základné indikátory vývoja životnej úrovne obyvateľstva sa všeobecne považuje objem a štruktúra peňažných príjmov a výdavkov domácností. Tie vytvárajú základný rámec pre správanie sa obyvateľstva. Mesačné spotrebné výdavky na osobu odrážajú celkovú ekonomickú situáciu jednotlivých domácností.

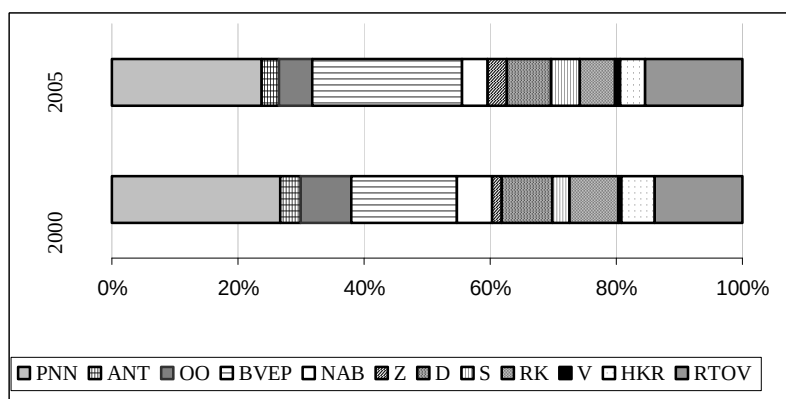
Cieľom tohto príspevku bolo porovnať základnú štruktúru čistých peňažných výdavkov (v % na osobu a mesiac) súkromných domácností Slovenskej republiky podľa účelu použitia za roky 2000 a 2005.

1. Zmeny základnej štruktúry čistých peňažných výdavkov v období rokov 2000-2005

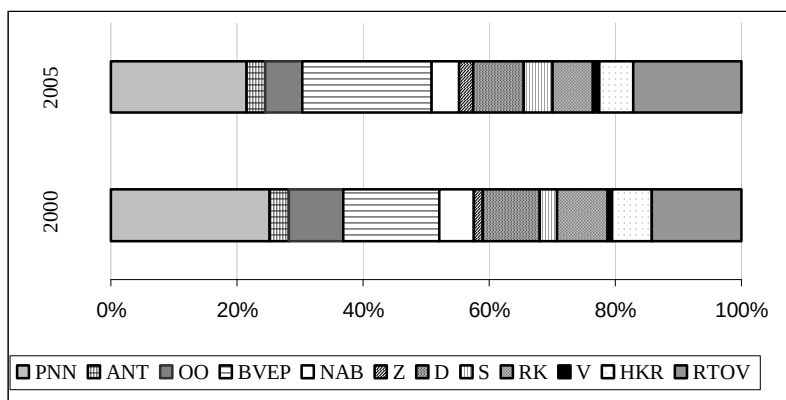
Zdrojom údajov pre túto analýzu boli štatistické zisťovania štatistiky rodinných účtov za roky 2000 a 2005. Štruktúru čistých peňažných výdavkov domácností (v % na osobu a mesiac) sme sledovali v domácnostiach členených podľa spoločenských skupín, konkrétne v domácnostiach zamestnancov, samozamestnaných a v rodinách dôchodcov.

Čisté peňažné výdavky boli členené podľa účelu použitia: potraviny a nealkoholické nápoje (PNN), alkoholické nápoje a tabak (ANT), odievanie a obuv (OO), bývanie, voda, elektrina, plyn a palivá (BVEP), nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu (NAB), zdravotníctvo (Z), doprava (D), pošta a telekomunikácie (S), rekreácia a kultúra (RK), vzdelávanie (V), hotely, kaviarne a reštaurácie (HKR), rozličné tovary a služby a ostatné čisté výdavky, ktoré sme zhrnuli do jednej položky (RTOV).

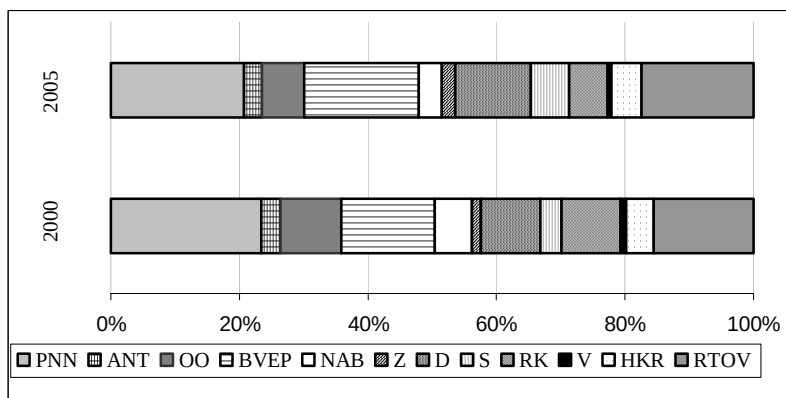
Graf 1: Základná štruktúra čistých peňažných výdavkov domácností spolu v rokoch 2000 a 2005



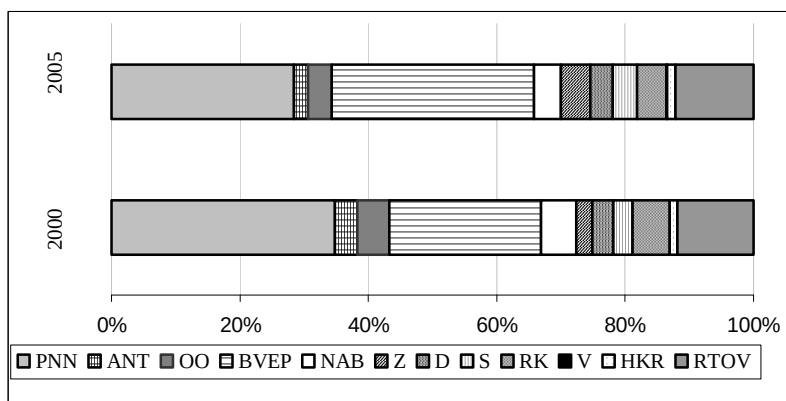
Graf 2: Základná štruktúra čistých peňažných výdavkov domácností zamestnancov v rokoch 2000 a 2005



Graf 3: Základná štruktúra čistých peňažných výdavkov domácností samozamestnaných v rokoch 2000 a 2005



Graf 4: Základná štruktúra čistých peňažných výdavkov domácností dôchodcov v rokoch 2000 a 2005



V roku 2000 predstavovali najväčšiu časť celkových čistých peňažných výdavkov výdavky na potraviny a nealkoholické nápoje (od 34,83 % v domácnostiach dôchodcov po 23,45 % v domácnostiach samozamestnaných). V období nasledujúcich piatich rokov došlo k ich poklesu, pričom sa táto zmena najvýraznejšie prejavila v domácnostiach dôchodcov, kde bol zaznamenaný pokles podielu tejto skupiny výdavkov o 6,45 p.b. Znížil sa aj podiel výdavkov na odievanie a obuv, rekreáciu, nábytok a vybavenie bytu.

K ďalšej výraznej zmene došlo v skupine výdavkov na bývanie, voľu, elektrinu, plyn a palivá, kde sa ich podiel na celkových výdavkoch zvýšil o 7,05 p.b. (na 23,78 % vo všetkých typoch domácností), pričom najvýraznejšie sa táto zmena prejavila v kategórii dôchodcovských domácností, kde došlo k zvýšeniu podielu týchto výdavkov o 7,9 p.b. (31,5 % celkových čistých peňažných výdavkov). Zvýšenie sa prejavilo aj vo výdavkoch na zdravotníctvo, poštu, telekomunikácie a vzdelanie a to vo všetkých typoch sledovaných domácností.

Vzhľadom na evidentnú zmenu v štruktúre čistých peňažných výdavkov, ktorá sa prejavila diferencovane v závislosti od typu domácností, jej rozsah sme v ďalšom kvantifikovali mierami, vyjadrujúcimi zmeny v proporciách medzi komponentami tvoriacimi štruktúru výdavkov.

2. Meranie podobnosti, nepodobnosti štruktúr

Na posúdenie a kvantitatívne vyjadrenie štruktúrnych zmien možno použiť miery podobnosti, resp. nepodobnosti (odlišnosti) štruktúr.

V prípade dvoch štruktúr, ktorých komponenty sú vyjadrené relatívne (štruktúra čistých peňažných výdavkov), štruktúry sú zhodné len vtedy, ak platí:

$$p_{1k} = p_{2k}, \quad (1)$$

kde: p_{1k} je podiel k -teho komponentu na celku prvej štruktúry,
 p_{2k} je podiel k -teho komponentu na celku druhej štruktúry,
 m je počet komponentov štruktúry ($k = 1, 2, \dots, m$).

Na charakterizovanie miery podobnosti, resp. miery nepodobnosti štruktúr je možné použiť rôzne koeficienty podobnosti, resp. nepodobnosti. Tieto koeficienty nadobúdajú hodnoty z určitého intervalu, ktorého jedna hranica značí zhodu štruktúr a druhá ich úplnú odlišnosť.

Koeficienty odlišnosti dvoch štruktúr $\mathbf{p}_1$ a $\mathbf{p}_2$ sú najčastejšie konštruované pomocou vzdialeností bodov, ktorými sú štruktúry $\mathbf{p}_1 = [p_{11}, p_{12}, \dots, p_{1m}]$ a $\mathbf{p}_2 = [p_{21}, p_{22}, \dots, p_{2m}]$ graficky znázornené. Predpokladáme, že čím je vzdialenosť týchto bodov v m -rozmernom euklidovskom priestore menšia, tým sú si skúmané štruktúry podobnejšie. Pre hodnotenie vzťahov podobnosti je vhodné použiť takú mieru, ktorej hodnoty ležia v intervale $\langle 0,1 \rangle$. Z tohoto dôvodu používame ako miery odlišnosti dvoch štruktúr transformáciu danej miery vzdialenosti, ktorá má túto vlastnosť. Podľa typu miery vzdialenosti potom rozlišujeme rôzne druhy tzv. distančných koeficientov odlišnosti.

Koeficient nepodobnosti počítaný pomocou Hemmingovej vzdialenosti¹ nadobúda hodnoty z intervalu $\langle 0,1 \rangle$. Počítame ho ako:

$$k_1 = \frac{\sum_{k=1}^m |p_{2k} - p_{1k}|}{2}, \quad (2)$$

kde: p_{1k} je podiel k -teho komponentu na celku prvej štruktúry,
 p_{2k} je podiel k -teho komponentu na celku druhej štruktúry,
 m je počet komponentov štruktúry ($k = 1, 2, \dots, m$).

¹Podrobne v Kahounová, J.: Měření podobnosti struktur. Praha: 1994.

Táto miera nadobúda hodnoty z intervalu $\langle 0,1 \rangle$, ktorého dolná hranica znamená zhodu štruktúr a horná hranica nepodobnosť štruktúr.

Inou možnosťou merania podobnosti dvoch štruktúr je meranie pomocou uhla, ktorý zvierajú dva nezáporné vektory (štruktúry) $\mathbf{p}_1$ a $\mathbf{p}_2$. Uhol dvoch nezáporných vektorov je uhol φ , $0 \leq \varphi \leq \frac{\pi}{2}$. Kosínus uhla, ktorý zvierajú tieto dva nezáporné vektory $\mathbf{p}_1$ a $\mathbf{p}_2$ dané svojimi súradnicami, teda kosínusový koeficient podobnosti, určíme podľa vzťahu:

$$k_2(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2) = \frac{\sum_{k=1}^m p_{1k} p_{2k}}{\sqrt{\sum_{k=1}^m p_{1k}^2 \sum_{k=1}^m p_{2k}^2}}, \quad (3)$$

kde: p_{1k} je podiel k -teho komponentu na celku prvej štruktúry,
 p_{2k} je podiel k -teho komponentu na celku druhej štruktúry,
 m je počet komponentov štruktúry ($k = 1, 2, \dots, m$).

Ak sú štruktúry zhodné, potom $k_2(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2) = 1$, v prípade ich úplnej rozdielnosti $k_2(\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2) = 0$. Kosínusový koeficient nadobúda teda hodnoty z intervalu $\langle 0,1 \rangle$, pričom jeho vyššia hodnota signalizuje vyšší stupeň podobnosti štruktúr.

Tabuľka 1: *Koeficienty podobnosti a nepodobnosti štruktúr čistých mesačných peňažných výdavkov domácností v klasifikácii podľa spoločenskej skupiny v rokoch 2000 a 2001*

Spoločenská skupina	koeficient nepodobnosti	koeficient podobnosti
	k_1	k_2
Spolu	0,121	0,9726
Zamestnanci	0,116	0,9755
Samozamestnaní	0,115	0,9774
Dôchodcovia	0,115	0,9717

Zmeny v štruktúre čistých mesačných peňažných výdavkov sa najvýraznejšie prejavili v domácnostiach dôchodcov (najnižšia hodnota koeficienta podobnosti), najväčšia zhoda štruktúry čistých mesačných výdavkov v roku 2000 a 2005 bola v skupine samozamestnaných (najnižšia hodnota koeficienta nepodobnosti, najvyššia hodnota koeficienta podobnosti).

Literatúra

1. 1. Kahounová, J. 1994 *Měření podobnosti struktur*. Praha: 1994
2. Macháček, M. In: K vypovídací schopnosti kosínového koeficientu. *Statistika*, 1987, č. 3
3. *Štruktúra, príjmy a výdavky súkromných domácností SR za 4.štvrťrok 2005*. ŠÚ SR: 2006
4. *Štruktúra, príjmy a výdavky súkromných domácností SR za 3.štvrťrok 2005*. ŠÚ SR: 2005
5. *Štruktúra, príjmy a výdavky súkromných domácností SR za 2.štvrťrok 2005*. ŠÚ SR: 2005
6. *Štruktúra, príjmy a výdavky súkromných domácností SR za 1.štvrťrok 2005*. ŠÚ SR: 2005
7. *Štruktúra, príjmy a výdavky súkromných domácností SR rok 2000*. ŠÚ SR: 2001

Kontakt: RNDr. Viera Labudová, FHI EU v Bratislave
labudova@dec.euba.sk

Uvedený príspevok vznikol ako súčasť projektu VEGA 1/2631/05

Modelovanie počtu podvýživovaných ľudí vo svete

Zuzana Kováčová

Abstract

This article deals with the problem of undernutrition in the world. It is not only a socio-economic problem. There is also the measurement problem in the background. The Food and Agriculture Organisation (FAO) Measure of Food Deprivation, referred as the prevalence of undernutrition, is based on consum of usual food consumption expressed in terms of dietary energy (kcal) in comparison to minimum energy requirement norms. The part of population with food consumption below the minimum energy requirement is considered underfed. In the article has been described lognormal and beta distribution modelling.

Úvod

Podľa Organizácie pre výživu a poľnohospodárstvo bolo v roku 1995 na svete 842 miliónov ľudí trpiacich na podvýživu. Uvedomenie si rozsahu problému nedostatočnej výživy vyústilo do stanovenia cieľov pre zlepšenie kvality života obyvateľov našej planéty. Do roku 2015 sa má znížiť počet podvýživovaných ľudí i počet ľudí s príjmom do 1 dolára na deň na polovicu. Pri interpretácii vládne metodologická roztrieštenosť. Mechanické porovnávanie narúša základné pravidlá v spracovaní, hodnotení a interpretácii informácií. V príspevku sme sa zaoberali metódou Organizácie pre výživu a poľnohospodárstvo (FAO).

Materiál a metódy

Vstupné údaje boli čerpané od organizácie FAO z období 1995-97 a 2000-02. Počet podvýživovaných ľudí podľa FAO predstavuje hodnota distribučnej funkcie lognormálneho rozdelenia v bode minimálneho energetického príjmu. Úlohou je skúmanie vhodnosti použitia uvedeného pravdepodobnostného rozdelenia, pričom sme použili aj beta rozdelenie, ktoré ako sa zdá, poskytuje výsledky bližšie odhadom podvýživy Medzinárodného výskumného ústavu výživovej politiky i Svetovej banky.

Lognormálne rozdelenie

Lognormálne rozdelenie hrá centrálnu úlohu vo vyhodnocovaní typov rozdelenia ekonomických, fyzikálnych, či biologických náhodných veličín. Proces vyhladzovania údajov pomocou lognormálneho rozdelenia spočíva v transformácii hodnôt pomocou prirodzeného logaritmu.

Funkcia hustoty energetického príjmu, $f(x)$, má lognormálne rozdelenie s parametrami μ_x a σ_x^2 .

Na základe vzťahov medzi normálnym rozdelením ($N(\mu, \sigma^2)$) a lognormálnym rozdelením $\text{Logn}(\mu, \sigma^2)$ je možné odvodiť hodnoty μ a σ^2 .

Ak $Y = \ln(x)$, pričom Y je normálne rozdelenie $N(\mu, \sigma^2)$:

stredná hodnota $E(Y) = \mu$

varianciou $V(Y) = \sigma^2$ a

X je lognormálne rozdelenie $\text{Logn}(\mu, \sigma^2)$:

stredná hodnota $E(X) = \alpha = e^{\mu + 0.5\sigma^2}$

štandardná odchýlka $V(X) = \beta = e^{2\mu + 2\sigma^2}$.

Nech $VK = \frac{\beta}{\alpha}$ je koeficient variácie, potom $VK^2 = \frac{\beta^2}{\alpha^2} = e^{\sigma^2 - 1}$,

$$\sigma^2 = \ln(VK^2 + 1).$$

Zo strednej hodnoty lognormálneho rozdelenia vyplýva, že $\ln(\alpha) = \mu + 0.5\sigma^2$,

$$\mu = \ln(\alpha) - 0.5\ln(VK^2 + 1),$$

pričom odvodením získame $\sigma^2 = \ln(VK^2 + 1)$,

$$\mu = \ln(\bar{x}) - 0.5\sigma^2.$$

Beta rozdelenie

Beta rozdelenie je spojitým pravdepodobnostným rozdelením s dvomi nenulovými parametrami – α a β . Funkcia hustoty je definovaná na intervale $[0,1]$ nasledovne:

$f(x; \alpha, \beta) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}$, kde B predstavuje beta-funkciu. Pre testovanie zhody

empirického a pravdepodobnostného rozdelenia je potrebné, aby spracovávané údaje boli z intervalu $(0,1)$. Ak hodnoty z tohto intervalu nie sú, je potrebné ich upraviť na požadovaný tvar.

- Príklad údajov nespĺňajúcich podmienku: (-2,5; 0,5; -1,5; 2)

Potrebná transformácia: pripočítanie konštanty 3 ku každej hodnote a v ďalšom kroku vydelenie hodnotou 10. Údaje po transformácii: (0,05; 0,35; 0,15; 0,5).

Hodnoty parametrov α, β sú vyjadrené nasledovne: $\alpha = \mu \left(\frac{\mu(1-\mu)}{\sigma^2} - 1 \right)$,

$$\beta = (1-\mu) \left(\frac{\mu(1-\mu)}{\sigma^2} - 1 \right),$$

pričom $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$,

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2,$$

kde μ je stredná hodnota, σ^2 je rozptyl.

Stanovenie počtu podvýživných

Podiel podvýživných ľudí je definovaný ako pravdepodobnosť

$$PP = P(x < MP) = \int_{x < MP} f(x) dx = F_x(X),$$

kde PP predstavuje podiel počtu podvýživných ľudí na celkovej populácii,

(x) je energetický príjem,

MP je prahová hodnota odrážajúca minimálny energetický príjem,

$f(x)$ je funkcia hustoty energetického príjmu a

$F_x(x)$ je distribučná funkcia.

Oblasť pod krivkou distribučnej funkcie od počiatku osi x po bod minimálneho energetického príjmu MP predstavuje podiel počtu podvýživných ľudí.

Výpočty boli realizované pomocou softvéru SAS a Mathematica.

Výsledky a diskusia

Dosadením hodnôt $VK = 0,20$, $DP = 2880$, $MP = 2030$ do uvedených vzorcov dostaneme μ_x

$$\text{a } \sigma_x^2: \sigma_x = [\log_e(VK^2(x) + 1)]^{0.5} = [\log_e(0,20^2 + 1)]^{0.5} = 0,1980$$

$$\mu_x = \log_e \bar{x} - \sigma^2 / 2 = \log_e 2880 - 0,1980^2 / 2 = 7,9459$$

Podiel počtu podvýživných, ľudí žijúcich pod úrovňou minimálneho energetického príjmu, je určený ako hodnota $\Phi[(\log_e MP - \mu) / \sigma]$. To znamená, že potrebujeme vypočítať určitý integrál

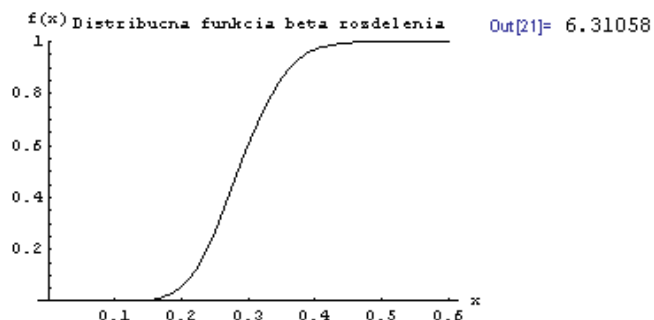
$$\int_{-x}^{MP} \frac{1}{\sigma'_y \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(y - \mu'_y)^2}{2\sigma'^2_y}\right] dy. \text{ Dosadením do vzorca pre normované normálne rozdelenie získame}$$

$$\Phi[(\log_e 2030 - 7,9459) / 0,1980] = \Phi[-1,667] = 0,0478.$$

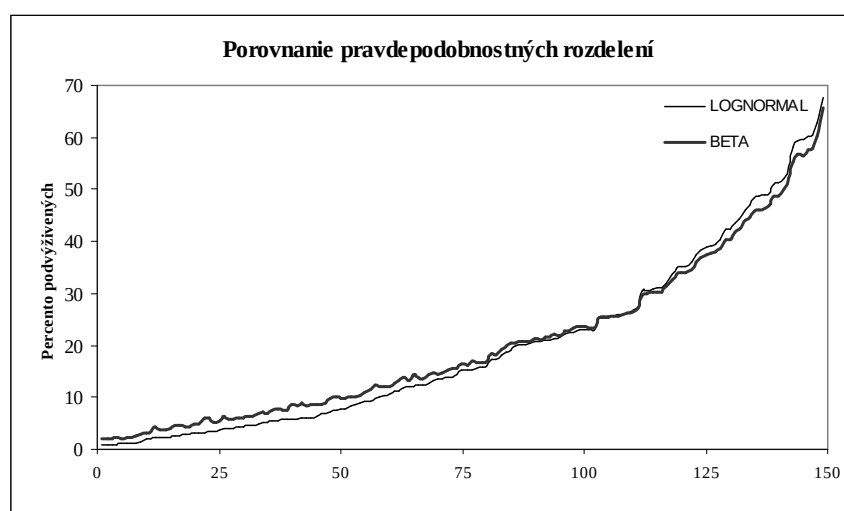
Podiel počtu podvýživných na Slovensku je 4,78 %. V prípade, že v Slovenskej republike žilo v roku 2000 5 394 400 obyvateľov, počet ľudí s nedostatočnou výživou je rovný 257 600 obyvateľov.

Rovnako sme pristupovali ku všetkým krajinám, pričom sme použili aj beta rozdelenie. Podiel podvýživných pre Slovenskú republiku je hodnota distribučnej funkcie beta rozdelenia s parametrami $\alpha = 17,512$ a $\beta = 43,294$ v bode minimálneho príjmu 0,203. Hodnota uvedenej funkcie je 6,31 %.


```
Out[19]= BetaRegularized[x, 17.512, 43.2936] In[21]:= PP = CDF[bdist, 0.203] 100
```



Znázornenie spojnícovým grafom pre všetky krajiny zahrnuté v analýze:



Na horizontálnej osi x sa nachádzajú poradové čísla krajín, ktoré boli zoradené podľa percenta podvýživných obyvateľov. Z grafu možno pozorovať, že pre krajiny s nižším percentom podvýživy lognormálne rozdelenie poskytuje nižšie výsledky a pre krajiny s vyšším podielom podvýživy sú hodnoty nadhodnotené. Pre 35 krajín je rozdiel beta a lognormálneho rozdelenia do 1 %, 89 krajín má odhad použitím beta rozdelenia vyšší a 25 krajín nižší ako 1 %.

Predpoklad o type rozdelenia je potrebné v praktických situáciách overiť. Najstarším testom je test dobrej zhody, Na overenie zhody empirického rozdelenia, t.j. rozdelenia početností výberových údajov, s predpokladaným teoretickým rozdelením pravdepodobnosti slúži χ^2 - test.. Cieľom je rozhodnúť na hladine významnosti α , či prijmeme, resp. zamietneme nulovú hypotézu:

H_0 : Premenná X má zvolené pravdepodobnostné rozdelenie.

Alternatívna hypotéza je

H_1 : Premenná X nemá zvolené pravdepodobnostné rozdelenie.

Pri výberovom súbore obsahujúcom údaje Južnej Ázie sme zvolili 13 intervalov, krok 0,1 so spodnou hranicou do 0,19, čo predstavuje dostupný energetický príjem 1900 kcal/os./deň. Do posledného intervalu boli zaradené hodnoty vyššie ako 0,30. Pre jednotlivé intervaly sme vypočítali

pravdepodobnosť i -tého intervalu. Následne sme podľa vzťahu pre χ^2 určili hodnotu testovacieho kritéria 0,67 pre lognormálne a 2,94 pre beta rozdelenie. Porovnaním s kritickou hodnotou $\chi^2_{1-\alpha} = 3,9403$ (hladina významnosti 0,05; 10 stupňov voľnosti) sme zistili, že hodnota testovacieho kritéria je pre obe rozdelenia je nižšia ako kritická hodnota, hypotézu H_0 prijímame na hladine významnosti $\alpha = 0,05$.

Použité pravdepodobnostné beta rozdelenie ponúka odlišné výsledky pre viaceré krajiny. V budúcnosti by preto bolo vhodné venovať sa aj iným pravdepodobnostným rozdeleniam, ktoré môžu zlepšiť kvalitu odhadov.

Literatúra

1. FAO: The sixth world food survey. 1.vyd. Rome: FAO, 1997. 173 s. ISBN 9251038376
2. FAO.: State of Food Insecurity. 1.vyd. Rome: FAO, 1999. 32 s. ISBN 92-5-104328-0
3. KABÁT, Ladislav.: Ekonomická teória, ekonomické vzdelávanie, poľnohospodárstvo a podvýživa : habilitačná práca. Nitra-Rím: SPU, 1999. 165 s.
4. NAIKEN, Lonagaden: FAO methodology for estimating the prevalence of undernourishment. Príspevok prezentovaný na International Scientific Symposium on Measurement of Food Deprivation and Undernutrition, 26-28 jún 2002
5. STEHLÍKOVÁ, Beáta.: Štatistická analýza systémom SAS. 1.vyd. Nitra: SPU, 2003. 126 s. ISBN 80-8069-221-1
6. SVEDBERG, Peter.: Poverty and undernutrition – Theory, measurement and policy. 1.vyd. Oxford : Oxford University Press, 2000. 384 s. ISBN-10: 0-19-829268-6

Kontaktná adresa

Zuzana Kováčová, Katedra štatistiky a operačného výskumu, FEM SPU Nitra. Tr.Andreja Hlinku 2, 949 76 Nitra, Slovenská republika

e-mail: zuzana.kovacova@fem.uniag.sk

EUROPEAN FINANCIAL INTEGRATION OF SELECTED CANDIDATE COUNTRIES

Bohdan Linda, Jana Kubanová

Introduction

European Unions population raised by 20% on May 1, 2004 because 10 countries became new Member States of this association. After this mentioned enlargement, a major objective of European integration policies will be the further enlargement of the European Union. In principle, there is a relatively wide range of countries that may potentially have a chance of joining the EU in the remote future, but there are four countries that are already one step ahead, as they have already submitted their membership applications: Bulgaria, Croatia, Romania and Turkey. Bulgaria and Romania have already started accession negotiations with 2007 being a prospective entry date, and therefore have the status of accession countries. Negotiations with Bulgaria were preliminarily closed on June 15, 2004. Croatia and Turkey by contrast have so far only submitted their application for EU membership, and they will start accession negotiations.

Attention is given to some properties of these four countries, exchange rate issues in these four accession and candidate countries is focused on. In addition to the monetary and fiscal policy challenges on the way to EU membership, exchange rate policies and the driving forces of exchange rate movements are of special interest for these countries. They all have to decide on the optimal exchange rate strategy in the run-up to EU membership with the aim of paving the way toward a later adoption of the euro. Countries preparing for EU membership may in principle choose any exchange rate regime suitable for their current economic policy mix. There are, however, several good reasons why such countries should already adopt an exchange rate policy which is oriented toward the euro during the process of EU accession.

1. Exchange rate stability supports economic relations with the EU, which is the most important trading partner of and foreign investor in all potential EU Member States.

2. A fixed Exchange rate system represents a direct commitment to stabilizing the economy and establishes closer links with the EU.

3. All new Member States are supposed to treat exchange rate policies as a matter of common interest from the first day of EU membership on and to eventually adopt the euro after the fulfillment of the Maastricht convergence criteria.

Economic Policies of selected countries

The major economic and exchange rate developments of the four countries provide a short summary of integration policy steps to give a comprehensive overview of the overall situation. Figure1 shows exchange rate developments of the national currencies against the euro since 1996.

Fig.1:ECU/EUR exchange rates versus national currencies

Exchange rates are the price or value of one country's currency in relation to another, Here the exchange rates are those for the euro published by the European Central Bank, Before 1999 the exchange rates are those of the ECU, as published by the European Commission. Forecast for the year 2006 and 2007 is calculated.

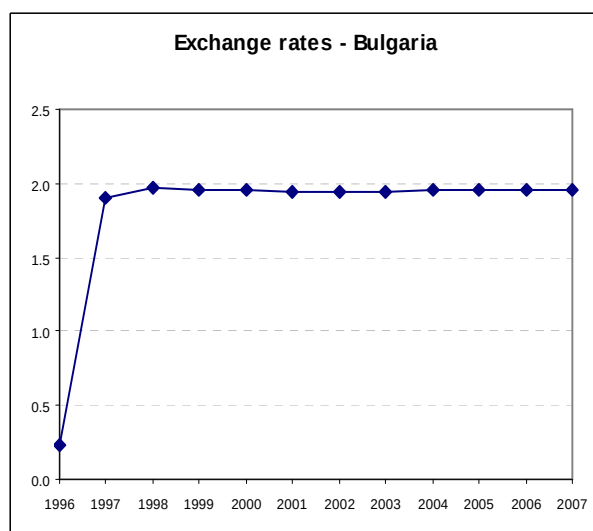


Figure 1a

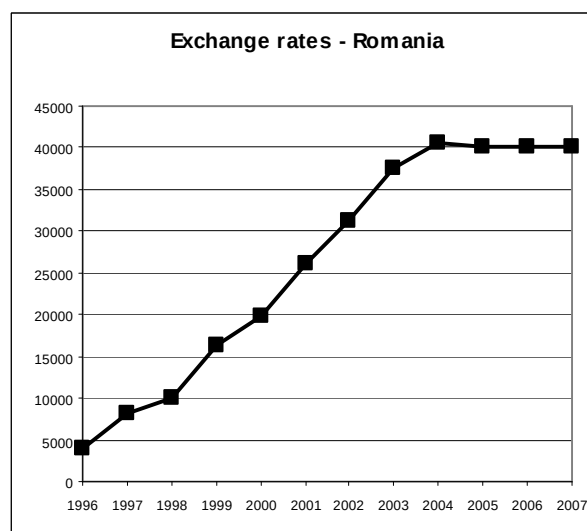


Figure 1b

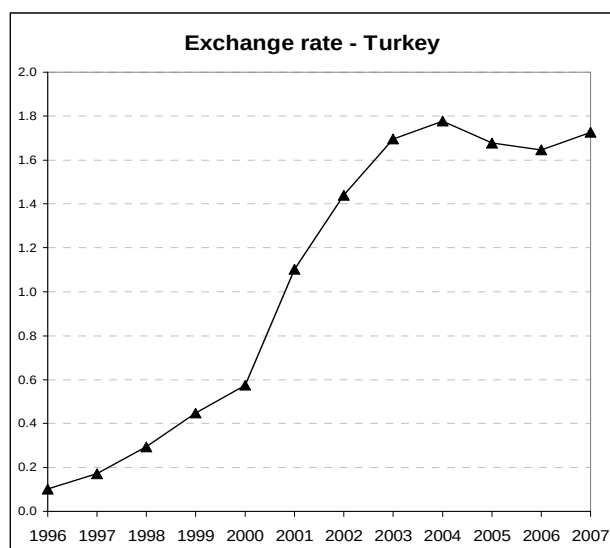


Figure 1c

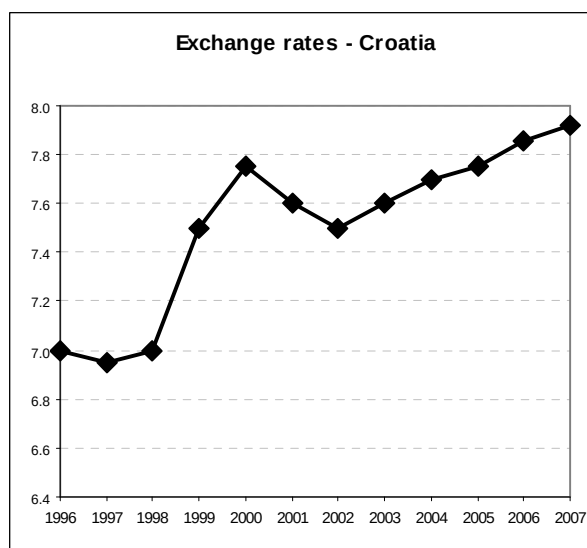


Figure 1d

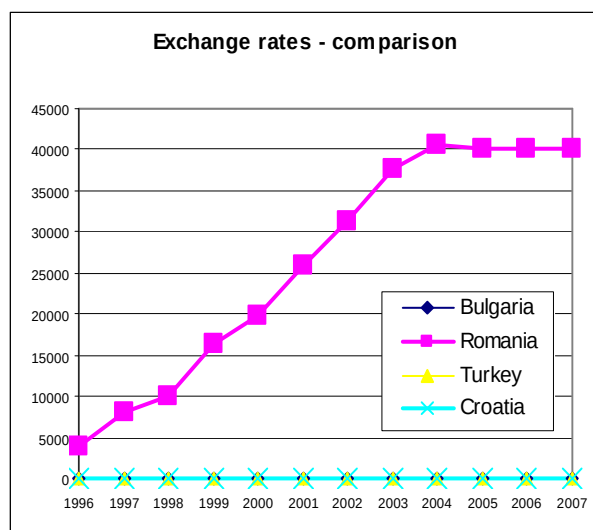


Figure 1e

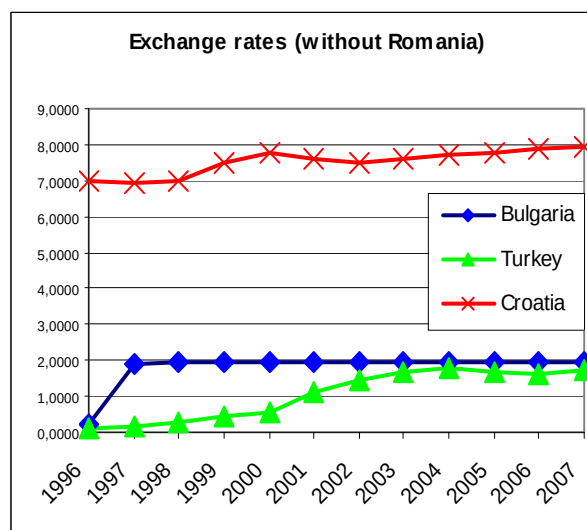


Figure 1f

Following part of the paper presents some information about these four countries and their relations with EU. Having information about these countries can help to understand their policies about Exchange rates.

TURKEY

History of Turkey's efforts to move closer to the European Union is rather long. In 1963, Turkey and the European Economic Community (EEC) signed an Association Agreement with the prospect of future full membership. In 1980, following the military putsch in Turkey, relations were broken off and only reestablished after the Turkish army had retreated. In 1987, Turkey submitted its application for European Community membership, which was rejected temporarily in 1990. Nevertheless, Turkey continued its rapprochement policy. In 1996, Turkey and the EU formed a customs union and in 1999 at European Council meeting in Helsinki was Turkey officially recognized as a candidate for EU membership. The country has made serious progress with the fulfillment of the political criteria of Copenhagen, but the sustainability of the process remains a challenge.

Turkey has a tradition in exchange rate pegs. Since the 1930s, it has experienced pegs to the pound sterling, the French franc, the U.S. dollar, the Deutsche mark and the euro. During most of the 1980s and 1990s, the Turkish exchange rate system was a managed float. Turkey introduced convertibility of the lira in early 1990. In retrospect, this step can be regarded as premature, as it was not preceded by the necessary structural reforms and adjustments in the macrofundamentals. The following years saw a rapid increase in public debt and an extreme short-term orientation of debt management, widening trade deficits, high real interest rates and high inflation. The increased degree of dollarization was accompanied by real exchange rate appreciation. This unsustainable policy mix led to a foreign exchange crisis in early 1994, which entailed a sharp exchange rate correction. Inflation subsequently reached levels of more than 120%.

A first stabilization program in 1994, which included fiscal adjustment, monetary tightening and structural reforms, brought limited success. A second disinflation program adopted at end-1999 aimed at reducing inflation to below 10% by end-2002. It relied on monetary control and a depreciation of the currency according to a preannounced schedule (exchange rate basket: USD 1+ EUR 0.77). This formal crawling peg regime initially had no fluctuation margins, although the introduction of bands was originally intended to take effect as of February 2001. Against the background of unsustainable short-term indebtedness, widening current account deficits and serious weaknesses in the banking sector, the program proved to be unsustainable, as it pushed the economy into recession and led to the abandonment of the pegged Exchange rate system in February 2001. The following months brought a sharp depreciation of the currency, with the real effective exchange rate dropping by 20%. Since then, macroeconomic stabilization and fiscal tightening in Turkey have progressed steadily. The country has experienced stronger growth than before the crisis, with growth rates close to or above potential (5%).

In May 2004, Turkey saw single-digit inflation rates for the first time since 1972, which makes it appear realistic that the country could reach its goal of an annual inflation rate of 12% in 2004. Macroeconomic progress and political stability have led to a substantial reduction of currency substitution by the U.S. dollar and the euro, which has brought about a gradual appreciation of the lira. The success of this last stabilization program stems from the broader base of Turkey's structural reforms, which included a reform of the banking sector. Despite this remarkable progress, the serious imbalances in the economy still discourage foreign direct investment (FDI).

BULGARIA AND ROMANIA

The main steps toward European integration ran in Bulgaria and Romania parallelly. Romania was the first country of Central and Eastern Europe to have official relations with the European Community, having already entered into first agreements in the 1970s. The Europe Agreement with Romania entered into force in February 1995. Romania submitted its application for EU membership on June 22, 1995. Bulgaria presented its application for EU membership on December 14, 1995. Accession negotiations with both countries started on February 15, 2000. On June 15, 2004, the accession negotiations with Bulgaria were preliminarily closed. The year 2007 has been set as the prospective entry date. At the same time the EU has left open the option of a one-year delay in case Bulgaria fails to fulfill its commitments.

More than other transition economies, Bulgaria and Romania have been affected by the decade-long Yugoslav crisis, which obstructed transport links and trade and impeded FDI inflows. In both countries the particularly difficult initial conditions for transition were reinforced by inconsistent macroeconomic policies, political instability and sluggish structural reforms. This accumulation of problems led to banking crises in both countries in the second half of the 1990s. Bulgaria suffered at least three financial crises during the 1990s. In 1996 the strong depreciation of the lev led prices to explode and was followed by mass bank runs. The Bulgarian economy dropped into a downturn. Initial measures failed to restore confidence, the exchange rate collapsed and led to full-fledged hyperinflation in the first two months of 1997. GDP dropped by almost 10% in 1996 and by more than 5% in 1997. The large-scale depreciation of the Exchange rate led to an irreversible process of currency substitution, which further limited the Bulgarian central bank's ability to control inflation. In 1997 a new government was formed that committed to structural reform and responsible fiscal planning. On July 1, 1997, Bulgaria moved from a

free- or managed-float system to a currency board arrangement (first based on the Deutsche mark, then on the euro). Confidence was immediately restored after the announcement of the regime shift, even before its implementation. Inflation quickly fell and reached single-digit levels by mid- 1997. Since this major restructuring, Bulgaria has experienced macroeconomic stability and strong growth despite adverse external shocks (Russian crisis, global financial crisis, Kosovo conflict). Average growth rates since 2000 have reached almost 5%. Despite the currency board arrangement, inflation remained high, with average inflation coming to more than 6% since 2000. This appears to be related to external factors such as oil prices, the U.S. dollar exchange rate or the adjustment of administered prices and does not seem to signal a serious competitiveness problem, given that unit labor cost developments have remained moderate. The most pressing problem is the continuously high unemployment rate of around 15%, which is largely attributable to restructuring-related labor shedding.

Romania's banking crisis lasted longer than Bulgaria's, but was less severe. The new government that came to power in 1996 launched a structural reform program, which included the tightening of monetary policy, the liberalization of the official exchange rate and the acceleration of privatizations. These measures actually revealed problems that had previously been alleviated by an accommodating monetary policy. Real GDP fell by around 5% in 1996 and 1997, and inflation reached 150% in 1997. In mid- 1999, Romania faced major difficulties with the repayment of foreign debt. A partial default could be avoided, however, and the country's financial situation improved. After three years of deep recession, Romania recovered in 2000, mainly because of the strong demand in EU export markets. Since 2001, GDP growth has amounted to around 5%, primarily driven by domestic demand. Inflation remains at high two-digit levels, which is attributable to several special factors, but also to the depreciation of the domestic currency and to strong wage growth, which in turn is partly related to poor fiscal discipline. The annual inflation targets have mostly been missed in recent years. For the coming years, the Romanian government has announced ambitious privatization and restructuring plans as well as a continuation of fiscal consolidation and disinflation. Romania's major weaknesses are still widespread corruption and red tape, which discourage foreign direct investment.

Although a foreign exchange market was already created in 1992, administrative controls over the official exchange rate were maintained until the end of 1996. In January 1997, the three main exchange rates were unified. Since then Romania's leu has officially remained a freely floating currency, although central bank interventions exceed what is considered normal in a managed-float regime. The exchange rate regime since early 2001 has consequently been classified as a de facto crawling bandwith a bandwidth of 5%.

CROATIA

Croatia declared its independence from Yugoslavia in 1991, but it took four years before the majority of the occupying Serb troops had left the country. Croatia signed a Stabilisation and Association Agreement with the European Union in October 2001. On February 21, 2003, Croatia applied for EU membership. On June 18, 2004, the European Council officially granted Croatia candidate status, thereby opening the way for accession negotiations in March 2005. Croatia hopes to catch up with Bulgaria and Romania and to enter the European Union in 2007, but this may prove difficult to achieve. The situation in Croatia is usually cited as a classical example of the fear of floating.

The Croatian economy is highly euroized with widespread asset substitution and an indexation of prices to the exchange rate. The high degree of euroization had its origin in the war period of the early 1990s, when foreign currencies were also used as a means of payment. While

Croatia's economy is considered an intermediate case in terms of openness, the average ratio of imports to GDP reached no more than 53% between 1991 and 2000, and 73% of Croatia's trade in 2003 was carried out in euro.

This high degree of euroization implies that Croatia's economic policy strongly focuses on exchange rate stability. When exchange rate movements directly feed into the domestic price level and the exchange rate therefore does not function as a shock absorber, the benefits of a freely floating currency are severely limited. Since the end of the war of the early 1990s, monetary policy has thus been characterized by a very low tolerance of exchange rate movements (from October 1994 to January 1, 1999, vis-a'-vis the Deutsche mark, since then vis-a'-vis the euro) and a pronounced activism of the Croatian central bank on foreign currency markets. This strategy initially proved very successful in ending hyperinflation and in stabilizing the economy in the aftermath of the Croatian war, but the exchange rate anchor remained in place even after successful stabilization in the mid-1990s. The new classification presented in Reinhart and Rogoff (2004) characterizes Croatia's exchange rate policy as a de facto band of the kuna around the Deutsche mark and the euro with a bandwidth of only 2%, respectively. This de facto fixed peg stands in contrast to the official managed- float classification.

Simple Monetary Model of Exchange Rate Determination

In order to empirically assess the importance of fundamentals in exchange rate developments and consequently to evaluate possible exchange rate misalignments, there are two possible and different methodologies, depending on whether or not the country enjoyed sufficient flexibility in the exchange rate regime to be modeled using a classical flexible-price monetary model.

For Romania and Turkey a fully specified monetary model with purchasing power parity (PPP) in tradable prices in order to assess the Exchange rates long-run elasticity vis-a'-vis the Fundamentals can be used. This allows evaluating possible exchange rate misalignments in these countries. The low Exchange rate volatility in the fixed-peg or narrow-band settings in Bulgaria and Croatia, however, does not allow for an explicit estimation of the long-run elasticities of the exchange rate vis-a'-vis the fundamentals. Therefore, the parameter estimates drawn from a panel of seven former and future accession countries based on a similar monetary model also hold for Bulgaria and Croatia. This indirect approach allows to simulate exchange rate movements in the absence of fixed exchange rate regimes and to evaluate possible misalignments of the currencies.

The general model used in all four cases is a simple monetary model of exchange rate determination, where PPP holds exclusively in tradable prices. This assumption, proposed by Clements and Frenkel (1980), implies that the Balassa-Samuelson effect may play a role in the determination of nominal exchange rates. It has recently been used for analyzing exchange rates in transition countries. This model can be applied to the countries under review (denoted as domestic economies) and the euro area (representing the foreign economy).

Following the literature, it is assumed log-linear money demand functions in the domestic and foreign economy, with similar income and interest rate elasticities.

$$m_t - p_t = \alpha y_t - \beta i_t \quad (1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha y_t^* - \beta i_t^* \quad (2)$$

where m_t denotes money demand (in logs)

p_t denotes the price level (in logs)

y_t denotes output (in logs)

i_t denotes the interest rate in the domestic economy.

Variables with asterrisks refer to the foreign economy.

Assume the PPP in tradable goods approximately holds, so that

$$e_t = (p_t^T - p_t^{T*}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

where e_t is nominal exchange rate (in logs), p_t^T is the price of tradable goods (in log), ε_t is an iid error. Assume further that the overall price levels, p_t and p_t^* are weighted averages of the price of traded (p_t^T) and nontraded goods (p_t^{NT}) with equal weights (Θ and $1 - \Theta$) across countries

$$p_t = \Theta p_t^T + (1 - \Theta) p_t^{NT} \quad (4)$$

$$p_t^* = \Theta p_t^{T*} + (1 - \Theta) p_t^{NT*} \quad (5)$$

Using formulas (1)-(5) we arrive at the following expression for the nominal exchange rate:

$$e_t = \frac{1}{\Theta} (m_t - m_t^*) - \frac{\alpha}{\Theta} (y_t - y_t^*) + \frac{\beta}{\Theta} (i_t - i_t^*) - \frac{1 - \Theta}{\Theta} (p_t^{NT} - p_t^{NT*}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

If the uncovered interest rate parity (UIP) is assumed to hold, then

$$i_t - i_t^* = E_t(e_{t+1}) - e_t \quad (7)$$

where $E_t(\cdot)$ refers to the conditional expectation operator using information up to period t . Using (7) in (6) and assuming rational expectations, recursive forward substitution results in

$$e_t = \frac{1}{\Theta} (m_t - m_t^*) - \frac{\alpha}{\Theta} (y_t - y_t^*) + \frac{\beta}{\Theta} (i_t - i_t^*) - \frac{1 - \Theta}{\Theta} (p_t^{NT} - p_t^{NT*}) + \frac{\Theta}{\Theta + \beta} \varepsilon_t \quad (8)$$

This will be our baseline specification for the estimation of the long-run relationship between the exchange rate and the fundamentals implied by the monetary model. In the empirical implementation we will not impose the parameter restrictions implied by (8) explicitly, but instead estimate the unconstrained model

$$e_t = \gamma_0 + \gamma_1 (m_t - m_t^*) + \gamma_2 (y_t - y_t^*) + \gamma_3 (p_t^{NT} - p_t^{NT*}) + \varepsilon_t \quad (9)$$

This parametrization allows for point estimates of the structural parameter, which corresponds to the weight of tradable goods in the consumer price index (CPI). In such a case PPP in tradable prices does not hold continuously, but the adjustment to PPP is slow and partial. The parameter estimates will then be used to estimate the exchange rate that corresponds to the development of money supply, real growth of industrial production and price developments. This estimated exchange rate trend can then be confronted with realized movements to detect periods of under- or overvaluation of the currency. Longer intervals of sustained deviations could indicate serious external imbalances and a potential loss of international competitiveness.

Estimation of the Monetary Model: Romania and Turkey

The variables used in model (9) present nonstationary features, thus (9) can be interpreted as the long-run equilibrium acting as an attractor in the $[e_t, (m_t - m_t^*), (y_t - y_t^*), (p_t^{NT} - p_t^{NT*})]$

plane. This implies that cointegration methods will be used to estimate the underlying parameters in the specification proposed. The first two columns of Table 1 present the parameter estimates for Romania and Turkey. As a standard least squares estimator does not correct for the potential serial correlation of the error term and endogeneity of the regressors, Stock and Watson (1993) propose to correct the estimates of the long-run parameters by applying dynamic OLS (DOLS). This approach augments the OLS specification by adding leads and lags of the first differences of the regressors.

The estimates of the long-run elasticities have the correct signs and are highly significant for both countries. The estimated parameters corresponding to money supply differentials are in line with those reported in the empirical literature on the monetary model of exchange rate determination for both cases. While the estimate of γ_1 for Turkey is not significantly different from one, the estimate for Romania is relatively lower, indicating some degree of sluggishness in the adjustment to PPP. The estimates of the long-run income elasticities implied by the exchange rate model for the ROL/EUR Exchange rate are in the range of values obtained using pooled estimates reported in Crespo-Cuaresma et al. (2004) for a panel of six CEECs including Romania, with a relatively high elasticity for industrial production and a relatively low elasticity to price developments as compared to the panel results and to the results for Turkey. The point estimate of the output elasticity, γ_2 , is lower in absolute value for Turkey than for Romania. In turn, the estimate of γ_3 for Turkey is higher in absolute value than that obtained for Romania and the estimates reported in Crespo-Cuaresma et al. (2004) for the CEECs, indicating a higher sensitivity of the exchange rate to relative price developments in Turkey.

Table 1
Generalized Monetary model Estimates of Local Currencies against the Euro

	Romania	Turkey	CEE Panel
γ_1	0,854 (0,011)	0,996 (0,014)	0,887 (0,010)
γ_2	-1,299 (0,125)	-0,88 (0,189)	-0,352 (0,043)
γ_3	-0,980 (0,191) -4,919	-2,033 (0,309) -4,488	-1,598 (0,093) -12,249

Fundamentals and Fixed Exchange Rates: Bulgaria and Croatia

Under the policy of fully fixed exchange rates (currency boards or comparably credible fixed exchange rate regimes), money supply is endogenous. In the benchmark case of a currency board, the monetary base is fully covered by foreign exchange reserves. Furthermore, the change in money supply is determined by international transactions (trade and capital flows). This ensures the sustainability of currency boards, because capital flights automatically reduce the monetary base, which strengthens the exchange rate.

Under currency boards and comparably fixed exchange rate regime, demand for domestic money directly determines Money supply, while the exchange rate remains exogenous. Correspondingly, the monetary approach to the exchange rate is not appropriate in this case. However, fundamentals still have a crucial importance for those countries. On the one hand, exchange rate-based stabilization may trigger rapid consumption growth as a result of lower interest rates and banking sector improvement. This economic environment makes it more difficult for a country that implements a currency board to reach the levels of inflation prevailing in the anchor economy (i.e. the euro area in the case of Bulgaria and Croatia). As a result, the Exchange rate may deviate increasingly from its hypothetical fundamental levels prevailing under a free-floating regime. Thus, these countries may face growing competitiveness problems, even though output growth and capital inflows ensure the sustainability of policies. Possibly, the deterioration of competitiveness is reversed in later stages of reform after structural reform comes fully into effect.

In addition, both Bulgaria and Croatia show a history of low (zero or nearly zero) exchange rate volatility. In the case of Croatia, the de facto peg of the Croatian kuna to the euro with a bandwidth of about 2% is motivated by the high degree of dollarization of the Croatian economy. Bulgaria, by contrast, was unsuccessful with inflation stabilization until 1997, so that the implementation of a currency board arrangement was basically the only way to quickly stabilize inflation and inflation expectations. In both cases, exchange rate movements are not flexible enough to directly estimate a monetary model.

The panel specification is similar to equation (9),

$$e_t = \gamma_0 + \gamma_1(m_{it} - m_t^*) + \gamma_2(y_{it} - y_t^*) + \gamma_3(p_{it}^{NT} - p_t^{NT*}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

where the variables have the same notation as above, but the error term ε_{it} is assumed to be composed of a fixed country effect and a white noise error. Panel unit root tests carried out for the variables of the model provide evidence that the specification given by (10) should be estimated using panel cointegration methods. We then use the estimated coefficient to simulate a relative hypothetical path of the equilibrium exchange rate against the euro (driven by relative developments in macroeconomic fundamentals in these countries as compared to the euro area) for Bulgaria and Croatia during the peg period.

In order to create the “hypothetical” path of the fundamentals-driven exchange rate, parameter estimates are obtained by DOLS for the CEE panel and the corresponding fundamentals for Bulgaria and Croatia. Given that the parameter estimates are obtained using a panel with fixed effects, in which the countries of interest were not included, a decision has to be taken as to how to normalize the level of the implied equilibrium exchange rate. In the case of Bulgaria this normalization is set by assuming that the exchange rate level corresponded to the value implied by the fundamentals, on average, in the second half of 1998. For Croatia it is assumed that the exchange rate corresponded to the one implied by the fundamentals in October 1994, when the peg was introduced.

Conclusion

The exchange rate challenges in the four countries that currently have declared their interest in becoming a member of the European Union in the near future: Bulgaria, Croatia, Romania and Turkey were focused. All of these countries share the challenge of choosing the appropriate exchange rate strategy in the run-up to EU membership and to an eventual adoption of the euro.

Given the substantial differences in past exchange rate policies, different approaches are adopted in assessing the appropriateness of exchange rate strategies and in studying the connections between exchange rates and other economic variables. For the countries with currently freely floating currencies, i.e. Romania and Turkey, the monetary model in evaluating the importance of fundamentals for exchange rate fluctuations was used. A comparison of realized exchange rates with the equilibrium exchange rate (as derived from the estimated elasticities and the macroeconomic fundamentals) reveals no substantial over- or undervaluations of the currencies at the end of the sample.

Bulgaria and Croatia, by contrast, follow a fixed-peg or narrow-band exchange rate policy. In these cases, estimates of the monetary model of exchange rate determination obtained from a panel including six CEECs and Turkey. Possible exit strategies from the current fixed Exchange rate regimes which are presently discussed in the literature were addressed.

SOURCES

Stock, James H., Watson, Mark W. "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems" *Econometrica* 61:4 (1993), 783-820

Crespo-Cuaresma et al. (2004) The Natural Rate of Interest - Concepts and Appraisal for the Euro Area, *Monetary Policy & the Economy* Q4/05, 29-47

<http://www.seeurope.net/en/pdf/ig2006/Croatia.pdf>

<http://www.dbresearch.de/servlet/reweb2.ReWEB?rwkey=u1562080&show=all>

http://www.gascentre.unece.org/ungcpubdb/RO_1.html

http://www.oenb.at/de/img/feei_2004_2_special_focus_4_tcm14-25040.pdf

<http://www.gpn.org/data/turkey/turkey-data.pdf>

<http://www.dzs.hr/>

http://www.oenb.at/de/img/crespocuaresma_ua_ftr_102_tcm14-10397.pdf

<http://www.imf.org/>

Contacts address

Doc.RNDr.Bohdan Linda, CSc

Doc.PaedDr.Jana Kubanová, CSc.

Univerzita Pardubice

Fakulta ekonomicko-správní

Ústav matematiky

53210 Pardubice

e-mail: bohdan.linda@upce.cz; jana.kubanova@upce.cz

Prognóza časového radu premennej VÝVOZ, pomocou spektrálnej analýzy (stále ceny 1995 = 100)

Božena Viktorínová, Stanislav Valko

Úvod

Ak sledujeme kvartálny vývoj časového radu premennej vývoz výrobkov a služieb v stálych cenách* od 1.Q.93 do 2.Q.05 vidíme, že tento časový rad nie je stacionárny ani v strednej hodnote (vykazuje rastúci trend) a nie je stacionárny ani v rozptyle (výchyľky od dlhodobého trendu sa zväčšujú). Pomocou spektrálnej analýzy sa snažíme vystihnúť kolísanie jeho hodnôt okolo trendu, ktoré majú rôzne amplitúdy a frekvencie. Teda snažíme sa získať informácie o intenzite zastúpení jednotlivých frekvencií v časovom rade a určiť také frekvencie, ktoré sú v danom časovom rade najvýraznejšie zastúpené. K tomu nám slúži spektrálna hustota. Periodicitu zase zistíme pomocou periodogramu, ktorý vo významných frekvenciách nadobudne najvyššie hodnoty. Ich významnosť otestujeme Fisherovým testom. Takto získané frekvencie sa dosadia do vzťahu

$$y_t = a_1 \cos(\omega_1 t) + b_1 \sin(\omega_1 t) + a_2 \cos(\omega_2 t) + b_2 \sin(\omega_2 t) + \dots, \quad (1)$$

kde ω_1, ω_2 sú frekvencie z intervalu od 0 po π

a_1, a_2 sú koeficienty pri sínusoch

b_1, b_2 sú koeficienty pri kosínusoch

$\sin(\omega t)$ a $\cos(\omega t)$ sú periodické funkcie.

Pomocou vzťahu (1) môžeme prognózovať ďalšie hodnoty časového radu VÝVOZ. (Pre – menná y_t je v programovom systéme SAS označená ako YY_t). [1]

Niektoré teoretické poznámky k prognóze časového radu pomocou spektrálnej analýzy

Periodogram $I(\omega)$ ako nástroj pre nájdenie významných periodických zložiek v danom časovom rade $y_1, y_2, \dots, y_n$ sa definuje ako funkcia premennej ω nasledovne

$$I(\omega) = \frac{1}{4\pi} (a^2(\omega) + b^2(\omega)) \quad \text{kde} \quad -\pi \leq \omega \leq \pi \quad (2)$$

$$a(\omega) = \sqrt{\frac{2}{n}} \sum_{t=1}^n y_t \cos(\omega t), \quad (3)$$

$$b(\omega) = \sqrt{\frac{2}{n}} \sum_{t=1}^n y_t \sin(\omega t), \quad (4)$$

pričom a a b sú neznáme parametre, ktoré musíme odhadnúť a ω sme definovali v (1).

* zdroj údajov: MF SR

Po nájdení významných periodických zložiek z hodnôt periodogramu, testujeme nulovú hypotézu

H_0 : časový rad y_t neobsahuje žiadnu periodickú zložku ,
oproti alternatívnej hypotéze:

H_1 : časový rad y_t obsahuje periodické zložky.

Hodnoty periodogramu počítame pre frekvencie

$$\omega_j^* = \frac{2\pi j}{n} \quad j = 1, 2, \dots, m, \quad (5)$$

kde $m = \frac{n-1}{2}$ je najväčšie celé číslo.

Testovacia štatistika je

$$W = \max_{j=1,2,\dots,m} Y_j \quad (6)$$

$$\text{kde} \quad Y_j = \frac{I(\omega_j^*)}{\sum_{j=1}^m I(\omega_j)} \quad j = 1, 2, \dots, m \quad (7)$$

sú normované hodnoty periodogramu.

Nulovú hypotézu H_0 zamietame, ak

$$W > g_F, \quad (8)$$

kde g_F je kritická hodnota Fisherovho testu na zvolenej hladine významnosti. Niektoré kritické hodnoty g_F pre jednotlivé m a príslušné hladiny významnosti sú uvedené aj v [2]. Ak pomocou Fisherovho testu zistíme významnú frekvenciu $\omega_{j_0}^*$, môžeme testovať významnosť ďalšej veľkej hodnoty periodogramu

$$I(\omega_{j_1}^*) = \max_{j=1,2,\dots,m} I(\omega_j^*). \quad (9)$$

Frekvencie $\omega_{j_0}^*$ a $\omega_{j_1}^*$ dosadíme do (1). Podrobne je tento postup popísaný v [2].

Prognóza časového radu pomocou systému SAS

Časový rad VÝVOZ stacionarizujeme v rozptyle logaritmickou transformáciou a v strednej hodnote diferenciami 1. stupňa. Ďalej hľadáme optimálne lineárne kombinácie funkcií $\sin(\omega t)$ a $\cos(\omega t)$ pre najvýznamnejšie frekvencie ω_1 a ω_2 , ktoré sme otestovali Fisherovým testom.

Vo výstupe označenom ako Tab.1 sa nachádzajú prvé dve významné frekvencie, a to v stĺpci FREQ v prvom riadku $\omega_1 = 3,07748$ a v 2.riadku $\omega_2 = 2,82102$ a príslúchajúce koeficienty v stĺpci $\cos_01$, $a_1 = 0,002754$ a $a_2 = -0,002391$ a v stĺpci $\sin_01$, $b_1 = -0,058014$ a $b_2 = -0,042759$.

Obs	P_01	FREQ	COS_01	SIN_01	PERIOD
1	0.082645	3.07748	0.002754	– 0.058014	2.0417
2	0.044935	2.82102	– 0.002391	– 0.042759	2.0073
3	0.029776	1.53874	0.034595	0.004305	4.0833
4	0.016838	2.94925	0.000503	– 0.026211	2.1304
5	0.012010	2.69279	– 0.009072	– 0.020196	2.3333
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
25	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	.

Tab.1

Vzťah pre výpočet predikovaných hodnôt diferencovaného časového radu potom je

$$YY_t = 0,002754 \cos(3,07748.t) - 0,058014 \sin(3,07748.t) - 0,002391 \cos(2,82102.t) - 0,042759 \sin(2,82102.t) \quad (10)$$

Rekurentný vzťah pre výpočet predikovaných hodnôt pôvodného časového radu po zlogaritmovaní bude

$$YHAT_t = YHAT_{t-1} + YY_t + PRIEM, \quad (11)$$

kde hodnoty $YHAT$, YY_t a $PRIEM$ nájdeme na konci Tab.2:

Obs	kvartal	YY	Y	YHAT	PRIEM
1	1	.	.	.	.
2	2	0.02030	11.0067	11.0534	0.026454
3	3	–0.02759	11.1370	11.1359	0.026454
4	4	0.03476	11.2010	11.2622	0.026454
.	.				
.	.				
50	50	–0.01293	12.1907	12.2042	0.026454
51	51	0.02030	12.3029	12.3496	0.026454
52	52	– 0.027586	.	12.3485	0.026454
53	53	0.034759	.	12.4097	0.026454
54	54	–0.041789	.	12.3944	0.026454
55	55	0.048647	.	12.4695	0.026454
56	56	–0.055305	.	12.4406	0.026454

Tab.2

Napríklad predikcia na 3.Q.2006, teda $t = 52$, by bola

$$YHAT_{52} = 12,3496 - 0,027586 + 0,026454 = 12.348468$$

Túto hodnotu musíme odlogaritmovať

$$VYVHAT = \text{EXP}(YHAT_{52}) . \quad (12)$$

Teda pri $e = 2,718282\dots$ bude

$$VYVHAT_{52} = \text{EXP} (12,348468) = 230617,77$$

Hodnotu 230617,77 nájdeme na konci Tab.3 v stĺpci VYVHAT, kde sa nachádzajú všetky predikované hodnoty časového radu pre $t = 51$ až 56, t. j. pre 3.Q.05 až 4.Q. 06.

Obs	kvartal	VYVOZ	VYVHAT
1	1	60274	.
2	2	68665	63158.96
3	3	73201	68587.29
.			
.			
51	51	.	230879.04
52	52	.	230617.77
53	53	.	245175.53
54	54	.	241444.45
55	55	.	260275.41
56	56	.	252873.37

Tab. 3

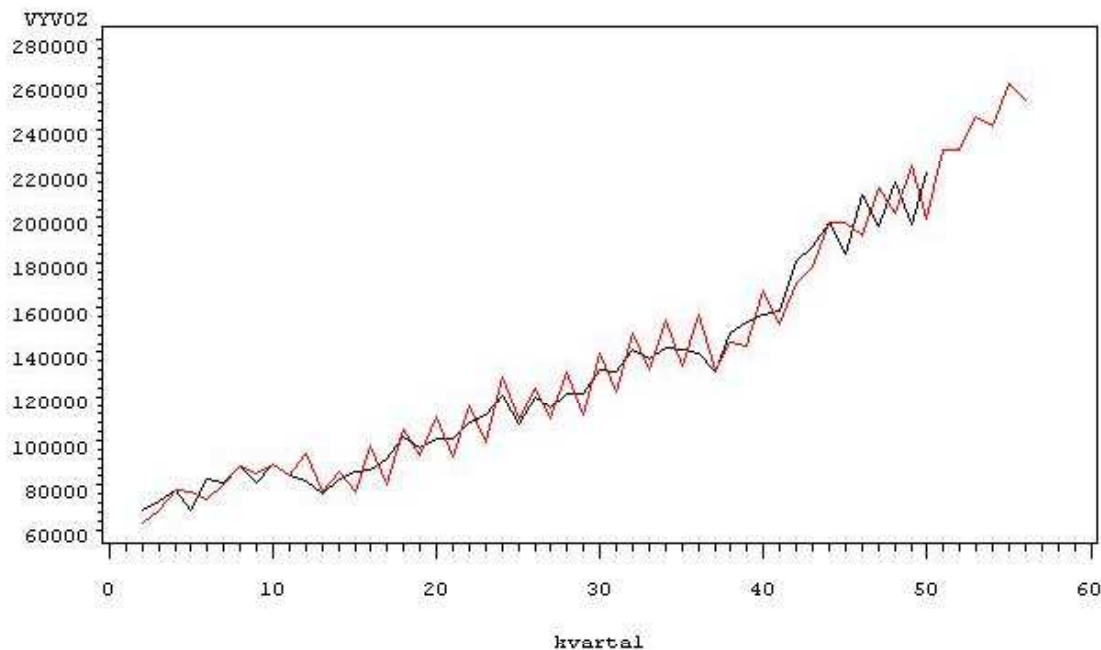
Z tejto tabuľky môžeme skonštatovať, že predpokladaná hodnota vývozu výrobkov a služieb v mil. SKK bude nasledovná:

3.Q.2005	$t = 51$	230879,04
4.Q.2005	$t = 52$	230617,77
1.Q.2006	$t = 53$	245175,53
2.Q.2006	$t = 54$	241444,45
3.Q.2006	$t = 55$	260275,41
4.Q.2006	$t = 56$	252873,37

Tab.4

Záver

Vývoz je dôležitou zložkou hrubého domáceho produktu, a ako si môžeme všimnúť z Obr.1, jeho trend je od 1.Q.93 rastúci, s dĺžkou periódy 2.04, čo je doba, počas ktorej sa uskutoční 1 cyklus. (Tab.1, stĺpec PERIOD, prvý riadok).



Obr.1

Abstract

The paper deals with prognosis of export of products and services in the period 3.Q.2005 – 4.Q.2006 with spectral analysis. We went out from quarterly data 1.Q.1993 – 2.Q.2005. The results are presented in Tab.4 and in graph number 1. The prognosis shows growing trend with period 2,04.

Literatúra:

- [1] Chajdiak, J., Medveďová, E.: Prognózovanie časových radov, STATIS, Bratislava, 1995
- [2] Cipra, T.: Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii, SNTL, Praha, 1986

Adresy

Mgr. Božena Viktorínová, CSc., Ekonomická univerzita, FHI, Dolnozemská 1/b, 852 35 Bratislava,
e-mail: viktorin@dec.euba.sk.

RNDr. Stanislav Valko, CSc., Univerzita Komenského, FM, Odbojárov 10, 831 04 Bratislava, e-mail:
Stanislav.Valko@fm.uniba.sk.

Modifikácia modelu HERMIN v podmienkach ekonomiky SR

Vladimír KVETAN, Martin MLÝNEK, Marek RADVANSKÝ¹

Abstract

Structural models are regularly used tools for evaluation of macroeconomic impacts of economic shocks. The main goal of this article is to present model ISWE - HERMIN 05 as a useful tool for the evaluation of National Reference Framework or National Development Plans.

Úvod

Štruktúrne modely sú nástrojom veľmi často používaným na vyhodnocovanie makroekonomických dopadov zavedenia šokových zmien do ekonomiky. Tento príspevok sa zaoberá popisom špecifického štruktúrneho modelu HERMIN slovenskej ekonomiky. Tento model bol vytvorený špeciálne pre potreby vyhodnocovania dopadov čerpania štrukturálnych fondov z EÚ.

Východisková štruktúra modelu HERMIN

Jednou zo základných charakteristík modelu HERMIN je to, že sa jedná o model malej otvorenej ekonomiky. Tvorba a stavba tohto modelu musí spĺňať niekoľko základných predpokladov:

- Ekonomika musí byť rozagregovaná na malý počet sektorov, ktoré umožňujú identifikovať kľúčové štrukturálne zmeny v ekonomike počas skúmaného obdobia²
- Musí mať vyšpecifikovaný mechanizmus pomocou ktorého je ekonomika prepojená s „vonkajším svetom“. Tento mechanizmus by mal zachytávať medzinárodnú výmenu tovarov a služieb, inflačné prenosy, migráciu pracovnej sily ako aj priame zahraničné investície.
- Produkcia jednotlivých hospodárskych sektorov zahrnutých v modeli je vyjadrená pomocou produkčných funkcií v špecifickom tvare (CES, C-D).
- Tvorca a používateľ modelu musí rozpoznať možný konflikt medzi súčasným stavom ekonomiky, ktorý na základe historických dát popisuje model HERMIN,

¹ Pracovisko autorov: Ekonomický ústav SAV

² Počet zvolených sektorov ekonomiky závisí od údajovej základne hodnotiteľa NRR

a budúcim očakávaným stavom ekonomiky približujúcej sa prostrediu dominovanému jednotným spoločným trhom EU.³

Z hľadiska tvorby a použitia produkcie model pozostáva z troch blokov a to bloku ponuky, bloku absorpcie (dopytu), a bloku rozdelenia príjmov v ekonomike. V **bloku ponuky** modelu HERMIN je modelovaná agregátna ponuka (výstup jednotlivých sektorov), cena výstupu, index nominálnej mzdy, mzdová inflácia, konkurencie schopnosť, dopyt po práci a dopyt po investíciách. Blok taktiež obsahuje rovnice agregátnej ponuky práce, nezamestnanosti a migrácie pracovnej sily.

Rámček 1: Modelové vzťahy popisujúce agregátnu ponuku⁴

Sektor priemyslu

$Výstup = f_1(\text{Svetový dopyt}, \text{Domáci dopyt}, \text{Konkurencie schopnosť}, \text{čas})$

$Zamestnanosť = f_2(\text{Výstup}, \text{Relatívny pomer ceny vstupov}, \text{čas})$

$Investície = f_3(\text{Výstup}, \text{Relatívny pomer ceny vstupov}, \text{čas})$

$Zásoba kapitálu = Investície + (1-\delta) Zásoba kapitálu_{t-1}$

$\text{Cena výstupu} = f_4(\text{Svetové ceny} \cdot \text{Výmenný kurz}, \text{Jednotkové náklady práce})$

$\text{Index nom. mzdy} = f_5(\text{Cena výstupu}, \text{Daňové zaťaženie}, \text{Nezamestnanosť}, \text{Produktivita práce})$

$\text{Konkurencie schopnosť} = \text{Domáce/Svetové ceny výstupu}$

Sektor trhových služieb

$Výstup = f_6(\text{Svetový dopyt}, \text{Domáci dopyt})$

$Zamestnanosť = f_7(\text{Výstup}, \text{Relatívny pomer ceny vstupov}, \text{čas})$

$Investície = f_8(\text{Výstup}, \text{Relatívny pomer ceny vstupov}, \text{čas})$

$Zásoba kapitálu = Investície + (1-\delta) Zásoba kapitálu_{t-1}$

$\text{Cena výstupu} = \text{Odvodené od jednotkových nákladov práce}$

$\text{Mzdová inflácia} = \text{Odvodená od mzdovej inflácie v sektore priemyslu}$

Pôdohospodárstvo a sektor netrhových služieb: exogénne, riadiace premenné.

Ponuka práce a nezamestnanosť

$\text{Populačný rast} = f_9(\text{Prirodzený rast}, \text{Migrácia})$

$\text{Ponuka práce} = f_{10}(\text{Populácia}, \text{Miera participácie ekonomicky aktívneho obyvateľstva})$

$\text{Nezamestnanosť} = \text{Ekonomicky aktívne obyvateľstvo} - \text{Celková zamestnanosť}$

$\text{Migrácia} = f_{11}(\text{Relatívna očakávaná mzda})$

Blok absorpcie (dopytu) obsahuje rovnice na modelovanie domácej spotreby, domáceho dopytu a saldo zahraničného obchodu.⁵

Rámček 2: Modelové vzťahy agregátneho dopytu (absorpcie)

$\text{Spotreba} = f_{12}(\text{Disponibilný príjem domácností})$

$\text{Domáci dopyt} = \text{Súkromná a verejná spotreba} + \text{Investícia} + \text{Zmena stavu zásob}$

$\text{Saldo zahraničného obchodu} = \text{Celkový výstup} - \text{Domáci dopyt}$

³ Predovšetkým musia byť zapracované nové aspekty ekonomiky (mobilita pracovnej sily, očakávané štrukturálne zmeny...) v hodnotení ex-ante, ktoré vyplývajú z kohéznej politiky a európskeho jednotného trhu, ak tieto informácie nie sú zachytené modelom HERMIN na základe historických dát

⁴ Spracované podľa Macro impact evaluation of National Development Plans: www.esri.ie/pdf/Hermin_Final.pdf

⁵ Pozri Macro impact evaluation of National Development Plans: www.esri.ie/pdf/Hermin_Final.pdf

Blok rozdelenia príjmov obsahuje rovnice na výpočet cien výdavkov verejného sektora, príjmu, disponibilného príjmu domácností, verejného deficitu, verejného dlhu a saldo bežného účtu⁶:

Rámček 3: Modelové vzťahy v bloku rozdelenia príjmov

Ceny výdavkov verejného sektora = f_{13} (Ceny výstupu, Dovozné ceny, Miera nepriamych daní)

Príjem = Celkový výstup

Disponibilný príjem domácností = príjem + Transfery – Priame dane

Saldo bežného účtu = Saldo zahraničného obchodu + Prímy faktorov zo zahraničia

*Verejný deficit = Výdavky verejného sektora – Miera zdanenia * Základ dane*

Verejný dlh = (1 + Úroková miera) Dlh_{t-1} + Verejný deficit

Model ISWE – HERMIN 05

Ekonometrický model ISWE - HERMIN 05 bol vytvorený na Ekonomickom Ústave Slovenskej Akadémie Vied (EU SAV) za účelom prác na príprave Národného Strategického Rozvojového Rámca (NSRR) pre roky 2007-2013. Bol použitý na vyhodnocovanie dopadov investičných projektov na makroekonomickej úrovni spolufinancovaných z EU v rámci rozpočtu Európskej únie pre roky 2007-2013. Model ISWE HERMIN 05 bol vytvorený na základe rámca popísaného v predošlej časti príspevku. Štruktúra modelu bola upravená tak, aby lepšie popisoval realitu slovenskej ekonomiky. Zároveň musela byť zachovaná podstata modelu a jeho funkčnosť pre dané účely použitia. Model pozostáva zo 67 rovníc, z ktorých je 18 stochastických rovníc a 49 identít. Je založený na ročnej databáze obsahujúcej 87 premenných⁷ za roky 1994 až 2004, resp. podľa dostupnosti dát. Z hľadiska ekonometrického odhadu model pozostáva z troch blokov, z toho dvoch rekurzívnych, ktoré obsahujú spolu 18 rovníc. Jeden simultánny blok je tvorený 49 rovnicami. Vzhľadom na krátke časové rady boli jednotlivé rovnice modelu odhadnuté jednoduchou metódou najmenších štvorcov. Rovnice vykazujú dobré štatistické parametre a analýza ex-post potvrdzuje dobrú predikčnú schopnosť. Najväčším rozdielom oproti základnej špecifikácii ekonometrického modelu HERMIN predstavujú Cobb-Douglasove (C-D) produkčné funkcie, ktoré boli použité na výpočet dopytu po práci a investíciách⁸ na základe nákladovej minimalizácie. Odhady jednotlivých parametrov C-D produkčných funkcií sú štatisticky významné a aj špecifikácia

⁶ Vid. Macro impact evaluation of National Development Plans: www.esri.ie/pdf/Hermin_Final.pdf

⁷ z ktorých je 67 endogénnych a 20 exogénnych, riadiacich premenných

⁸ Základná špecifikácia predpokladá použitie CES produkčných funkcií, tie nebolo možné použiť pre nedostatočnú údajovú základňu..

všeobecného modelu HERMIN pripúšťa ich použitie v prípade, že CES produkčné funkcie nie je možné odhadnúť tradičným spôsobom.

Štruktúra modelu ISWE - HERMIN 05 slovenskej ekonomiky

Štruktúra modelu ISWE – HERMIN 05 vychádza zo štruktúry všeobecného modelu HERMIN. Z hľadiska produkčných sektorov je model ISWE – HERMIN 05 rozdelený na štyri sektory: priemysel, trhové služby, netrhové služby a pôdohospodárstvo.

Sektor priemyslu pozostáva podľa Odvetvovej klasifikácie ekonomických činností (OKEČ) zo sektorov: ťažba nerastných surovín (C), priemyselná výroba (D) a stavebníctvo (F). Sektor výroby a rozvodu elektriny, plynu a vody (E) je v rámci štruktúry modelu zaradený do sektoru trhových služieb. Hlavným dôvodom tejto modifikácie je, že produkčná funkcia tohto sektoru vykazuje parametre produkčných funkcií pre sektor služieb. Ponechaním výroby a rozvodu elektriny, plynu a vody v sektore priemyslu by vnieslo významnú poruchu do agregovanej produkčnej funkcie pre celý sektor. Rovnako aj samotné výkony tohto sektoru sú naviazané viac na predaj elektriny, plynu a vody (teda službu) ako na ich samotnú výrobu. Rovnica produkcie pre odvetvie priemyslu má stochastický charakter s vysvetľujúcimi premennými zahraničný dopyt, domáci dopyt, jednotkové náklady práce, porovnanie domácej a zahraničnej cenovej hladiny a trendovú zložku.

$$\log(OT_{1,t}) = \beta_1 + \beta_2 \log(WD_t) + \beta_3 \log(ULCMAN_t / PMAN_t) + \beta_4 \log(PDEU_t / PDSKK_t) + \beta_5 TREND + \beta_6 \log(DD_t)$$

$OT_{1,t}$	- produkcia v sektore priemyslu
WD_t	- zahraničný dopyt
$ULCMAN_t$	- jednotkové náklady práce
$PMAN_t$	- cenová úroveň v sektore priemyslu
$PDEU_t$	- cenový deflátor EU25 (HDP)
$PDSKK_t$	- slovenský cenový deflátor (HDP)
TREND	- trendová zložka (čas, pre 1994 = 0)
DD_t	- domáci dopyt

Ide o hybridnú ponukovo – dopytovú rovnicu, čo znamená, že výstup sektoru je determinovaný dopytom (domáci a zahraničný dopyt) a zároveň cenovou a nákladovou

konkurenciou (porovnanie cenovej úrovne v EU a na Slovensku, jednotkové náklady práce)⁹. Svetový dopyt je v modeli špecifikovaný ako HDP Európskej únie. Táto modifikácia (základný teoretický model uvažuje so svetovým dopytom) umožňuje lepšie popísať skutočnosť, že práve členské krajiny EÚ sú našimi majoritnými obchodnými partnermi. Domáci dopyt zodpovedá súčtu súkromnej a verejnej spotreby, investíciám a zmene stavu zásob. Cenové defláto HDP pre EU25 a SR pôsobia ako exogénne premenné.

Jednotkové náklady práce predstavujú náklady na tvorbu 1 jednotky produkcie a sú vyjadrené s ohľadom na zmenu reálnej hodnoty práce.

Dopyt po práci a investíciách je odvodený na základe nákladovej minimalizácie C-D produkčnej funkcie. Zásoba kapitálu je rátaná ako súčet investícií a zásoby kapitálu v minulom období, znížené o odpisy. Miera odpisov predstavuje konštantnú úroveň 2% ročne.

Sektor trhových služieb pozostáva podľa OKEČ zo sektorov: výroba a rozvod elektriny, plynu a vody (E) (zaradený do tohto sektora z vyššie popísaných dôvodov), veľkoobchod a maloobchod, oprava motorových vozidiel, motocyklov a spotrebného tovaru (G), hotely a reštaurácie (H), doprava, skladovanie, pošty a telekomunikácie (I), finančné sprostredkovanie (J) a nehnuteľnosti, prenájom a obchodné činnosti (K). Produkcia v odvetví netrhových služieb je závislá od zahraničného a domáceho dopytu. Jej funkčné vyjadrenie má nasledujúci tvar

$$\log(OT_{2,t}) = \beta_1 + \beta_2 \log(WD_t) + \beta_3 \log(DD_t)$$

Dopyt po investíciách a práci je podobne ako sektor priemyslu vyjadrený nákladovou minimalizáciou C-D produkčnej funkcie. Cena práce je odvodená od ceny práce v sektore priemyslu.

Sektor netrhových služieb pozostáva zo sektorov Verejná správa a obrana, povinné sociálne zabezpečenie (L), Školstvo (M), Zdravotníctvo a sociálna pomoc (N), Ostatné spoločenské, sociálne a osobné služby (O), Činnosti domácností (P) a Exteritoriálne organizácie a združenia (Q) podľa OKEČ. Produkcia v sektore netrhových služieb je závislá od domáceho dopytu spolu s trendovou zložkou a nie je exogénnou (riadiacou) premennou modelu, tak ako to predpokladá špecifikácia základného modelu HERMIN. Dôvodom na popísanie produkcie v tomto sektore pomocou stochastickej rovnice bolo prijatie predpokladu závislosti produkcie od domáceho dopytu. Predovšetkým v sektore zdravotníctva a školstva sa

⁹ Rovnica produkcie je prispôbená slovenským podmienkam, bližšie k špecifikácii pozri Bradley J., Modesto L., Sosvilla-Rivero S., HERMIN, A macroeconomic modelling framework for the EU periphery, Economic Modeling, Vol. 12, No. 3, pp. 221-247, 1995

na základe spustených a pripravovaných reforiem vytvára trhové prostredie. Funkčné vyjadrenie má nasledujúci tvar:

$$\log(OT_{3,t}) = \beta_1 + \beta_2 * DD_t + \beta_3 * TREND$$

Na základe tejto zmeny sú následne aj dopyty po práci a investíciách odvodené na základe nákladovej minimalizácie C-D produkčnej funkcie¹⁰.

Pôdohospodársky sektor pozostáva zo sektora poľnohospodárstvo, poľovníctvo a lesníctvo (A) a rybolov, chov rýb (B). Produkcia v sektore je závislá na domácom dopyte. Dopyt po práci a investíciách je ako aj v ostatných prípadoch odvodený na základe nákladovej minimalizácie C-D produkčnej funkcie.

Ponuka práce zodpovedá ekonomicky aktívnemu obyvateľstvu (EAO). Prognóza EAO bola prevzatá z prognózy vývoja obyvateľstva vypracovanou Výskumným demografickým centrom pri Infostate (*Vaňo (2004)*). Predpokladáme, že migrácia pracovnej sily do zahraničia a zo zahraničia nebude v prognózovanom období výrazne vplývať na vývoj ponuky práce. Nezamestnanosť a miera nezamestnanosti je vyjadrená pomocou štandardných identít.

Blok absorpcie predstavuje dopytovú stránku ekonomiky. Konečná spotreba domácností je v modeli vyjadrená rovnicou závislosti spotreby od disponibilných príjmov domácností. Celkový domáci dopyt je súčtom konečnej spotreby domácností, spotreby verejnej správy, investícií a zmeny stavu zásob. Saldo zahraničného obchodu je riešené neortodoxne pomocou identity ako rozdiel celkového výstupu ekonomiky a domáceho dopytu.

Blok rozdelenia príjmov v ekonomike je modelovaný prevažne identitami. Dôraz je kladený predovšetkým na ceny výdavkov verejného sektora, ktoré sú modelované stochastickou rovnicou, kde vysvetľujúce premenné sú ceny výstupov, dovozné ceny a miera nepriameho zdanenia. Disponibilný príjem domácností je vyjadrený ako príjem za ekonomiku znížený o priame dane a navrhovaný o transfery domácnostiam. Saldo bežného účtu je rátané pomocou identity a súčet salda zahraničného obchodu a príjmov výrobných faktorov zo zahraničia. Deficit verejných financií vzniká rozdielom medzi príjmami a výdavkami verejného sektora. Verejný dlh sa rovná súčtu verejného deficitu a dlhu z predchádzajúceho obdobia navrhovaného o príslušné zúčtenie.

¹⁰ Použitie C-D produkčnej funkcie pre sektor netrhových služieb lepšie vystihuje zmeny vyplývajúce z transformácie verejného sektora v transformujúcich sa ekonomikách ako dopyt ťahaný verejnou spotrebou. Použitie takejto produkčnej nie je v rozpore so špecifikáciou modelu a autori modelu HERMIN doporučujú použitie C-D funkcie ak lešie opisuje realny stav netrhového sektora. tiež Vid'. Bradley J., Modesto L., Sosvilla-Rivero S., Similarity and diversity in the EU periphery, A HERMIN – based investigation, Economic Modeling, Vol. 12, No. 3, pp. 313-322, 1995

Záver

Popísaný model je možné použiť na vyhodnocovanie efektov národných strategických rámcov a národných rozvojových plánov. K tomu je potrebné vytvoriť základnú prognózu najpravdepodobnejšieho vývoja ekonomiky – bez vonkajších zásahov. Na základe vytvorenej základnej prognózy sa odhadne množstvo fyzickej infraštruktúry a ľudského kapitálu, ktoré zodpovedajú základnému scenáru a poslúžia pri analýze dopadov čerpania štrukturálnych fondov. .

Dopad alokácie prostriedkov z EÚ na vývoj ekonomiky sa prognózuje na základe zavedenia externalít do modelu, ktoré odrážajú nárast fyzickej infraštruktúry a ľudského kapitálu oproti základnému scenáru. Tieto externality pôsobia jednak na rast produkčných možností ekonomiky priamo, vo funkciách produkcie pre jednotlivé sektory, ako aj na zmenu technologických koeficientov v produkčných C-D funkciách, na základe ktorých je odvodený dopyt po investíciách a práci. Zapracovanie externalít do modelu ISWE - HERMIN 05 nám umožnilo vyhodnocovať jednotlivé varianty alokácie prostriedkov z EÚ vrátane výdavkov verejného rozpočtu.

Kvantifikácia alternatívnych scenárov, bola posudzovaná na základe dopadov na vývoj hrubého domáceho produktu (HDP) v bežných aj stálych cenách, zamestnanosti, nezamestnanosti a produktivity práce oproti základnému scenáru. Efekty sú rátané ako percentuálne zmeny oproti základnému scenáru. Základným ukazovateľom efektivity využitia zdrojov NRR je kumulatívny multiplikátor NRR, rátaný ako pomer kumulatívnych prírastkov HDP ku kumulatívnejmu podielu výdavkov NRR na HDP.

Zoznam použitej literatúri:

- [1] Bradley J., Gács J., Kangur A., Lubenes N., Macro impact evaluation of National Development Plans: A tale of Irish, Estonian, Hungarian collaborations, Paper presented at the Fifth European Conference on Evaluation of the Structural Funds, Challenges of evaluation in an Enlarged Europe, Budapest, June 2003
- [2] Bradley J., Modesto L., Sosvilla-Rivero S., HERMIN, A macroeconometric modelling framework for the EU periphery, Economic Modeling, Vol. 12, No. 3, pp. 221-247, 1995
- [3] Bradley J., Modesto L., Sosvilla-Rivero S., Similarity and diversity in the EU periphery, A HERMIN – based investigation, Economic Modeling, Vol. 12, No. 3, pp. 313-322, 1995
- [4] Bradley J., Morgenroth E., Untiedt G., Macro-regional evaluation of the Structural Funds using the HERMIN modelling framework
- [5] Bradley J., Herce J.-A., Modesto L., The macroeconomic effects of CSF 1994-99 in the EU periphery, An analysis based on the HERMIN model, Economic Modeling, Vol. 12, No. 3, pp. 323-333, 1995
- [6] Vaňo B., Prognóza vývoja obyvateľov v okresoch SR do roku 2025, Bratislava, Infostat, 2004

Kontakt na autorov:

Vladimír Kvetan, Martin Mlýnek, Marek Radvanský

Ekonomický ústav SAV

Šancová 56

811 05 Bratislava

tel. 02/5249 7053 fax: 02/5249 5106

vladimir.kvetan@savba.sk, marek.radvansky@savba.sk, martin.mlynek@savba.sk

Statický CGE model pre SR

Katarína Bakošová, Vladimír Kvetan, Stanislav Sekereš¹

Abstract

This paper presents static multi-sectoral computable general equilibrium (CGE) model for Slovak Republic. The model follows microeconomic assumptions of firm's and consumer's optimizing behaviour and is based on standard assumptions of perfect competitive markets. Providing a comprehensive look on the structure of economy the model is a suitable tool for evaluating the overall macroeconomic impacts of various policy scenarios.

Úvod

Modely všeobecnej vypočítateľnej rovnováhy (computable general equilibrium - CGE) sú makroekonomické modely, ktoré sú založené na mikroekonomických princípoch správania sa subjektov. Zachytávajú jednotlivé nominálne toky, čím umožňujú skúmať štruktúru celej ekonomiky ako celku a zároveň umožňujú analyzovať dopad rôznych nemarginálnych zmien na ekonomiku. Najčastejšie sa používajú na analýzu zmien v daňovej, sociálnej, zahranično-obchodnej a environmentálnej politike. Cieľom tejto práce je stručný popis CGE modelu pre Slovenskú ekonomiku, ktorý pre svoje analýzy zostrojili a využívajú pracovníci Ekonomického ústavu Slovenskej akadémie vied².

Štruktúra modelu

CGE modely sú najčastejšie formulované ako sústava nelineárnych rovníc, v ktorých ako premenné vystupujú ceny a množstvá jednotlivých komodít. Východisková sústava rovníc predstavuje rovnovážny stav ekonomiky pred uvažovanými zmenami. Aplikovaním príslušného scenára sa špecifikácia niektorých rovníc zmení, čo má za následok porušenie východiskovej rovnováhy. Následne dostáva sústava nové riešenie, ktoré vyjadruje nový dlhodobý rovnovážny stav ekonomiky pri zachovaní predpokladov ceteris paribus. Vzájomné vzťahy medzi subjektami vychádzajú z predpokladu o prítomnosti dokonalej konkurencie a racionálneho správania sa subjektov v ekonomike. Jednotlivé subjekty sú v modeli charakterizované pomocou produkčných funkcií a funkcií užitočnosti. Parametre a exogénne premenné bývajú v CGE modeloch určené na základe údajov o nominálnych tokoch za jedno

¹ Pracovisko autorov: Ekonomický ústav SAV

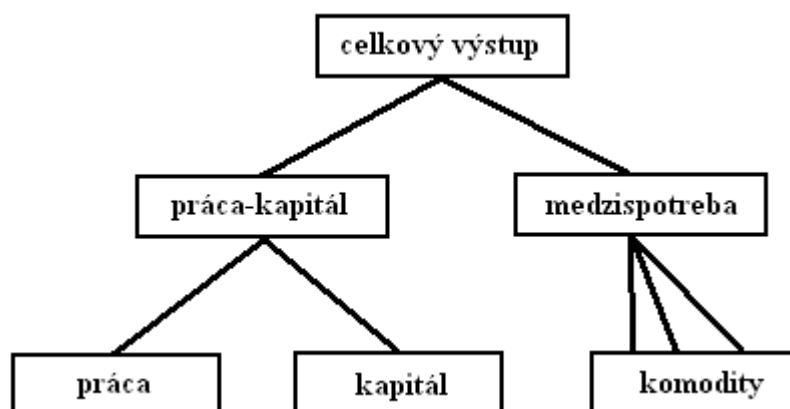
² Tento príspevok je publikovaný v súvislosti s riešením úloh projektu APVT-20-039902

sledované obdobie, najčastejšie za jeden rok. Statický CGE model pre Slovenskú republiku vychádza z údajov v Národných účtoch a Komoditno-odvetvových tabuľkách dodávok a použitia publikovaných Štatistickým úradom Slovenskej republiky (ŠÚ SR) za rok 2000³. Jednotlivé subjekty v ekonomike sú v modeli rozdelené do sektorov: produkčné sektory, sektor domácností, sektor verejnej správy, sektor investícií a sektor zahraničia. Správanie sa daných sektorov je opísané pomocou príslušného bloku rovníc.

Blok produkcie

Celková domáca produkcia je v modeli agregovaná do produkčných sektorov, podobne jednotlivé tovary a služby sú rozdelené do agregovaných komodít. Vychádza sa pritom z metodiky OKEČ. Výroba v sektoroch je opísaná pomocou produkčných funkcií, ktoré každej kombinácii vstupov priradia maximálny možný výstup. Produkčný proces je rozdelený na dve úrovne. Na hornej úrovni je celkové produkované množstvo P^i (v sektore i) charakterizované ako Leontieffova produkčná funkcia medzispotreby IC^i a množstva agregátu práce a kapitálu VA^i . Na dolnej úrovni je celková medzispotreba vyjadrená ako Leontieffova funkcia jednotlivých komodít⁴ IO_j^i a celkový agregát práce a kapitálu je CES funkciou⁵ daných výrobných faktorov – množstva kapitálu K^i a množstva práce L^i . Takýto prístup umožňuje rozlíšiť rozdielne možnosti substitúcie v medzispotrebe a v prípade práce a kapitálu. Uvedený spôsob opísania produkcie je zachytený na obrázku 1.

Obrázok 1 – Štruktúra produkcie v sektoroch



³ najnovšie komoditno-odvetvové tabuľky pre SR sú za rok 2000

⁴ j je index, ktorý označuje jednotlivé komodity

⁵ constant elasticity of substitution

Každý produkčný sektor sa snaží minimalizovať svoje náklady pri danej hladine výstupu a daných cenách. Riešením minimalizačnej úlohy sú optimálne množstvá:

- agregátu práce a kapitálu

$$VA^i = VA^i(P^i)$$

- medzispotreby

$$IC^i = IC^i(P^i)$$

- kapitálu

$$K^i = K^i(VA^i, PL^i, PK^i)$$

- práce

$$L^i = L^i(VA^i, PL^i, PK^i)$$

- komodity j

$$IO_j^i = IO_j^i(IC^i)$$

Leontieffova produkčná funkcia neumožňuje substitúciu medzi jednotlivými vstupmi, množstvá VA^i a IC^i preto závisia iba od množstva celkovej produkcie. Podobne množstvá jednotlivých komodít v medzispotrebe závisia iba od hodnoty IC^i . CES produkčná funkcia umožňuje substituovateľnosť medzi vstupmi podľa konštantnej miery substitúcie. Optimálne množstvá kapitálu a práce preto závisia aj od ceny práce PL^i (náklady zamestnávateľa) a ceny kapitálu PK^i .

Každý sektor produkuje viacero druhov komodít a to podľa fixných koeficientov θ_j^i , ktoré vyjadrujú podiel komodity j na celkovom výstupe sektoru i. Produkčné sektory sa zároveň snažia maximalizovať svoj zisk. V modeli predpokladáme, že na trhoch je prítomná dokonalá konkurencia čiže ekonomický zisk v sektoroch je preto nulový:

$$\sum_j \theta_j^i * P_j^P * P^i = P_i^{VA} * VA^i + P_i^{IC} * IC^i$$

$$P_i^{IC} * IC^i = \sum_j P_j^{AIC} * IO_j^i$$

$$P_i^{VA} * VA^i = PL_i * L^i + PK_i * K^i$$

kde P_i^P sú ceny, za ktoré sektory predávajú svoje vyprodukované komodity.

Blok zahraničného obchodu

Zahraničný obchod je modelovaný na základe Armingtonovho prístupu⁶. Celková domáca produkcia O_j komodity j je charakterizovaná ako CET funkcia⁷ exportovaného množstva EX_j a množstva PD_j , ktoré je nasmerované na domáci trh. Na základe porovnania cien v domácej

⁶ pozri [1]

⁷ constant elasticity of transformation

ekonomike a v zahraničí sa producenti rozhodujú, aké množstvá svojich výrobkov exportujú a aké predajú na domácich trhoch. Armingtonov prístup zachováva špecifiká domácich a zahraničných trhov, pretože umožňuje len čiastočnú možnosť substitúcie medzi nimi (vyjadrené CET funkciou).

Celková domáca produkcia komodity j pozostáva z produkcie danej komodity v jednotlivých sektoroch:

$$O_j = \sum_i \theta_j^i * P^i$$

S cieľom maximalizovať svoj zisk domáci producenti zvolia optimálne množstvá exportu danej komodity:

$$EX_j = EX_j(O_j, P_j^{EX}, P_j^{PD})$$

a množstvá pre domáci trh:

$$PD_j = PD_j(O_j, P_j^{EX}, P_j^{PD})$$

kde P_j^{EX} sú ceny exportu a P_j^{PD} sú ceny, za ktoré predávajú výrobky na domácom trhu. Pre zisk produkčných sektorov zároveň platí:

$$\sum_i \theta_j^i * P_j^P * P^i = P_j^{EX} * EX_j + P_j^{PD} * PD_j$$

Agregátna ponuka na domácom trhu A_j je tvorená výrobkami z domácej produkcie PD_j a importovanými komoditami IM_j . Na základe výšky ich cien P_j^{PD-B} a P_j^{IM} sa domáci spotrebiteľ rozhoduje pre spotrebu jednotlivých komodít tak, aby minimalizoval svoje náklady. Miera substitúcie medzi domácimi a dovezenými výrobkami je obmedzená a je daná CES funkciou.

Spotrebiteľia si volia optimálne množstvá domácich komodít:

$$PD_j = PD_j(A_j, P_j^{IM}, P_j^{PD-B})$$

a importu:

$$IM_j = IM_j(A_j, P_j^{IM}, P_j^{PD-B})$$

Pre celkovú domácu ponuku zároveň platí:

$$P_j^A * A_j = P_j^{EX} * EX_j + P_j^{PD-B} * PD_j$$

kde P_j^A je cenová hladina na domácom trhu.

Blok domácností

Všetky domácnosti spolu s neziskovými organizáciami sú v modeli agregované do jedného sektoru, ktorého spotreba je opísaná pomocou Cobb-Douglasovej funkcie užitočnosti. Domácnosti sa snažia maximalizovať svoj úžitok vzhľadom k svojim rozpočtovým

možnostiam. Sektor domácností na základe cien určí optimálne množstvá spotreby jednotlivých statkov:

$$H_j = H_j(M^H, P_j^{AH})$$

kde M^H je disponibilný príjem domácností a P_j^{AH} sú ceny statkov, za aké ich domácnosti nakupujú. Na spotrebu domácnosti použijú časť disponibilného príjmu, ktorá je určená konštantným sklonom k spotrebe β^H . Zvyšnú časť domácnosti usporia. Rozpočtové ohraničenie pre spotrebu domácností je vyjadrené rovnicami:

$$P^{TH} * TH = \sum_j P_j^{AH} * H_j$$

$$P^{TH} * TH = \beta^H * M^H$$

Premenná TH reprezentuje blahobyť domácností vyplývajúci zo spotreby statkov, P^{TH} je cenová hladina ich celkovej spotreby. Hrubé príjmy domácností sú tvorené príjmami zo závislej činnosti, zmiešaným dôchodkom a transfermi od vlády, zahraničia a domácich podnikov. Príjmy zo závislej činnosti sú znížené o odvody zamestnancov do sociálneho systému. V modeli sú vyjadrené ako $(1-Soc_r) * (\sum_i W^i * L^i + PLa * transL_ZAH - PLa * transZAH_L)$, kde W je hrubá mzda v sektore i , $transL_ZAH$ vyjadruje mzdové príjmy slovenských občanov v zahraničí, $transL_ZAH$ sú odmeny zahraničným pracovníkom v domácich podnikoch. Premenná PLa predstavuje priemernú mzdu v ekonomike a Soc_r je priemerná sadzba pre odvody. Zo mzdových príjmov spolu s príjmami zo zmiešaného dôchodku $\mu^H * \sum_i R^i * K^i$ je odvodená daň z príjmov fyzických osôb t^{FO} (s výnimkou nezdaniteľného minima). Premenná R^i vyjadruje výnos z kapitálu v sektore i , konštanta μ^H predstavuje časť výnosov z kapitálu, ktorá je obdržaná domácnosťami. Ostatné príjmy obyvateľstva (vrátane sociálnych príspevkov, starobných dôchodkov,...) sú vyjadrené pomocou transferov domácnostiam od vlády - $transH_G$, od podnikov - $transH_ENT$ a zahraničia - $transH_ZAH$, ktorých výška sa odvíja od cenovej úrovne P^{TH} , resp. od výmenného kurzu ER . Zároveň platby od domácností vláde, podnikom a zahraničiu sú zachytené pomocou exogénnych premenných $transG_H$, $transENT_H$, $transZAH_H$. Celkové disponibilné príjmy domácností sú v modeli reprezentované rovnicou:

$$\begin{aligned} M^H = & \mu^H * \sum_i R^i * K^i + (1-Soc_r) * (\sum_i W^i * L^i + PLa * transL_ZAH - \\ & PLa * transZAH_L) - t^{FO} * (\mu^H * \sum_i R^i * K^i + (1-Soc_r) * (\sum_i W^i * L^i + \\ & PLa * transL_ZAH - PLa * transZAH_L) - nezdan_min * \sum_i L^i) + \\ & (transH_G + transH_ENT - transG_H - transENT_H) * P^{TH} + \\ & (transH_ZAH - transZAH_H) * ER \end{aligned}$$

Blok verejnej správy

Verejná správa je v modeli reprezentovaná ako inštitucionálny sektor, ktorý vyberá dane, platí platby domácnostiam, podnikom a zahraničiu, nakupuje komodity a časť príjmov používa na kapitálové výdavky. Spotreba tohto sektoru je opísaná pomocou Leontieffovej funkcie užitočnosti. Okrem dani z príjmov fyzických osôb je v modeli zapracovaná daň z príjmov právnických osôb t^{PO} , daň z pridanej hodnoty t^{VA} , spotrebné dane a subvencie na produkty t^G , dovozné clá t^{IM} , dane z kapitálu a subvencie na produkciu t^K (daň z nehnuteľností). Spotreba vlády je zafixovaná na konštantnej úrovni, rozdiel medzi príjmami a výdavkami tvorí prebytok (resp. schodok) štátneho rozpočtu S^G . Spotreba sektoru verejnej správy G_j sa odvíja od celkových príjmov:

$$G_j = G_j(M^G)$$

a spĺňa rozpočtové ohraničenie:

$$P^{TG} * TG = \sum_j P_j^A * G_j$$

$$P^{TG} * TG = M^G - S^G$$

$$\begin{aligned} M^G = & t^{PO} * \mu^{ENT} * \sum_i R^i * K^i + Soc_r * (\sum_i W^i * L^i + PLa * transL_ZAH \\ & - PLa * transZAH_L) + t^{FO} * (\mu^H * \sum_i R^i * K^i + (1-Soc_r) * (\sum_i W^i * L^i + \\ & PLa * transL_ZAH - PLa * transZAH_L) - nezd_min * \sum_i L^i) + \sum_i t_i^K * \\ & K^i + \sum_j t_j^{VAH} * (P_j^A + t_j^G) * H_j + \sum_j t_j^G * H_j + \sum_i \sum_j t_j^{VAIC} * P_j^A * IO_j^i + \sum_j \\ & t_j^{IM} * P_j^{IM} * IM_j + (transG_H + transG_ENT - transH_G - transENT_G) * \\ & P^{TH} + (transG_ZAH - transZAH_G) * ER \end{aligned}$$

Blok investícií

Statické CGE modely abstrahujú od chápania času, preto v nich nebýva zachytený proces akumulácie kapitálu – proces zvyšovania kapitálovej zásoby v dôsledku realizovaných investícií. Investície v modeli vystupujú iba na strane konečnej spotreby, kde vytvárajú dopyt po investičných statkoch. Preferencie jednotlivých statkov sú zachytené pomocou Leontieffovej funkcie užitočnosti. Sektor investícií sa tak v modeli správa podobne ako spotrebiteľ:

$$INV_j = INV_j(M^{INV})$$

$$P^{TINV} * TINV = \sum_j P_j^{AINV} * INV_j$$

$$P^{TINV} * TINV = M^{INV}$$

Celkové investície sa prispôsobujú celkovým úsporám:

$$\mathbf{M}^{\text{INV}} = \mathbf{M}^{\text{ENT}} + \mathbf{M}^{\text{H}} - \mathbf{P}^{\text{TH}} * \mathbf{TH} + \mathbf{S}^{\text{G}} + \mathbf{CAB} + \sum_i \delta^i * \mathbf{K}^i - \sum_j \mathbf{P}_j^{\text{A}} * \mathbf{ZAS}_j - \text{transZAH_INV} * \mathbf{ER}$$

kde **CAB** predstavuje deficit bežného účtu platobnej bilancie, $\delta^i * \mathbf{K}^i$ znehodnotenie kapitálu v sektore i a $\mathbf{ZAS}_j$ označuje zmenu stavu zásob komodity j . Príjmy podnikov $\mathbf{M}^{\text{ENT}}$ pozostávajú z čistých prevádzkových prebytkov a transferov, pričom sú zmenšené o daň z príjmu právnických osôb.

$$\mathbf{M}^{\text{ENT}} = (1 - t^{\text{PO}}) * \mu^{\text{ENT}} * \sum_i \mathbf{R}^i * \mathbf{K}^i + (\text{transENT_G} + \text{transENT_H} - \text{transG_ENT} - \text{transH_ENT}) * \mathbf{P}^{\text{TH}} + (\text{transENT_ZAH} - \text{transZAH_ENT}) * \mathbf{ER}$$

Cenový blok

V modeli CGE rozlišujeme ceny, ktoré platia kupujúci a ktoré dostávajú predávajúci. Rozdiel v týchto cenách spočíva v sadzbách daní alebo je tvorený dopravnými a obchodnými rozpätiami, ktoré reprezentujú náklady spojené s prepravou a predajom komodít. V modeli bol prijatý predpoklad malej ekonomiky. To znamená, že domáce subjekty nemôžu svojim konaním priamo ovplyvniť svetové ceny komodít. Tie sú pre model dané exogénne. Jednotlivé ceny boli v modeli špecifikované nasledovným spôsobom:

$$\begin{aligned} \mathbf{PK}_i &= \mathbf{R}^i + \delta^i + t_i^{\text{K}} \\ \mathbf{PL}_i &= \mathbf{W}^i * (1 + t_i^{\text{L}}) \\ \mathbf{P}_j^{\text{AH}} &= (\mathbf{P}_j^{\text{A}} + t_j^{\text{G}}) * (1 + t_i^{\text{VAH}}) \\ \mathbf{P}_j^{\text{AINV}} &= \mathbf{P}_j^{\text{A}} * (1 + t_i^{\text{VAINV}}) \\ \mathbf{P}_j^{\text{AIC}} &= \mathbf{P}_j^{\text{A}} * (1 + t_i^{\text{VAIC}}) \\ \mathbf{P}_j^{\text{IM}} &= \mathbf{ER} * \mathbf{P}_j^{\text{World_IM}} * (1 + t_i^{\text{IM}}) + \sum_i \mathbf{P}_i^{\text{A}} * \phi^{\text{IM}}_{j,i} \\ \mathbf{P}_j^{\text{EX}} &= \mathbf{ER} * \mathbf{P}_j^{\text{World_EX}} - \sum_i \mathbf{P}_i^{\text{A}} * \phi^{\text{EX}}_{j,i} \\ \mathbf{P}_j^{\text{PD_B}} &= \mathbf{P}_j^{\text{PD}} + \sum_i \mathbf{P}_i^{\text{A}} * \phi^{\text{PD}}_{j,i} \end{aligned}$$

kde t_i^{L} sú odvody zamestnávateľa za zamestnancov, $\mathbf{P}_j^{\text{World_IM}}$ a $\mathbf{P}_j^{\text{World_EX}}$ sú svetové ceny pre import a pre export. Koeficienty $\phi^{\text{IM}}_{j,i}$, $\phi^{\text{EX}}_{j,i}$ a $\phi^{\text{PD}}_{j,i}$ reprezentujú množstvá použitých dopravných a obchodných rozpätí na prepravu a predaj jednej jednotky danej komodity. Mzda, výnos a miera opotrebovania v jednotlivých sektoroch sú vyjadrené ako konštantná odchýlka od priemernej mzdy a priemerných nákladov na kapitál (s výnimkou daní):

$$\begin{aligned} \mathbf{W}^i &= \psi_i^{\text{L}} * \mathbf{PL}_i \\ \mathbf{R}^i + \delta^i &= \psi_i^{\text{K}} * \mathbf{PK}_i \end{aligned}$$

Blok rovnováhy na trhoch

CGE modely sú založené na výpočte všeobecnej rovnováhy, do ktorej by ekonomika dospela pri zachovaní predpokladov ceteris paribus. V stave všeobecnej ekonomickej rovnováhy je pri nenulových cenách na všetkých trhoch ponuka rovná dopytu. Celková agregátna ponuka je rovná súčtu dopytu po medzispotrebe, dopytu domácností, vlády a sektoru investícií, zmeny stavu zásob a celkovej spotreby danej komodity v rámci dopravných a obchodných rozpätí:

$$A_j = \sum_i IO_j^i + H_j + G_j + INV_j + ZAS_j + TRM_j$$

Množstvo komodity TRM_j , ktorá sa spotrebuje na prepravu a predaj ostatných tovarov je dané vzťahom:

$$TRM_j = \sum_i IM_j * \varphi_j^{IM,i} + \sum_i EX_j * \varphi_j^{EX,i} + \sum_i PD_j * \varphi_j^{PD,i}$$

Celkový dopyt po práci a kapitále je rovný ich ponuke:

$$\sum_i L^i = L^S$$

$$\sum_i K^i = K^S$$

Rovnica platobnej bilancie

Deficit bežného účtu platobnej bilancie je daný súčtom bilancie dovozu a vývozu a salda transferov medzi domácou ekonomikou a zahraničím:

$$\begin{aligned} CAB = & \sum_j P_j^{IM} * IM_j - \sum_j (P_j^{EX} + \sum_i P_i^A * \varphi_j^{EX,i}) * EX_j + PLa * \\ & transZAH_L - PLa * transL_ZAH + (transZAH_H - transH_ZAH) * ER \\ & + (transZAH_G - transG_ZAH) * ER + (transZAH_ENT - \\ & transENT_ZAH) * ER \end{aligned}$$

Rovnice pre HDP

Nominálne HDP je v modeli počítané na základe zložiek jeho použitia:

$$\begin{aligned} HDP = & P^{TH} * TH + P^{TG} * TG + P^{TINV} * TINV + \sum_j P_j^A * ZAS_j + \sum_j P_j^{EX} * EX_j \\ & - \sum_j P_j^{IM} * IM_j \end{aligned}$$

Deflátor HDP je určený vzťahom:

$$P^{HDP} = HDP / (TH + TG + TINV + \sum_j ZAS_j + \sum_j EX_j - \sum_j IM_j)$$

Numeraire

Model abstrahuje od monetárnej stránky, zachytáva iba alokáciu zdrojov v reálnej ekonomike. Jednotlivé ceny v modeli majú preto význam iba keď sa navzájom porovnávajú. Jedna z cien je preto zvolená ako „numeraire“ a je pre model exogénna. Ostatné ceny sú vyjadrené

v pomere k tejto cene. Ako numeraire bola v modeli stanovená cenová hladina spotreby domácností P^{TH} .

Záver

Statický CGE model predstavuje nástroj makroekonomickej analýzy, ktorý umožňuje skúmať vplyv nemarginálnych zmien hospodárskej politiky, ktoré nastanú v priebehu jedného časového obdobia. V práci bola uvedená základná štruktúra CGE modelu pre Slovenskú republiku, ktorý bol vyvinutý Ekonomickým ústavom Slovenskej akadémie vied. Model je vybudovaný na neoklasických predpokladoch, vzhľadom na účely konkrétnej analýzy však býva obohatený aj o niektoré iné prvky. Podobne spôsob agregácie do jednotlivých sektorov býva rôzny a odvíja sa od cieľov použitia modelu.

Literatúra

- [1] ARMINGTON, P. A. (1969): A theory of demand for products distinguished by place of production. IMF Staff Papers 16(1): 159.178
- [2] BAYAR, A – DIAO, X. – YELDAN, A. E. (2000): An Intertemporal Multi-region General Equilibrium Model of Agricultural Trade Liberalization in the South Mediterranean NIC's, Turkey and the European Union, International Food Policy Research Institute, Washington D.C. 20006, TMD Discussion Paper No. 56.
- [3] BRUNOVSKÝ, P. – PÁLENÍK, V. – KOTOV, M. – MRÁZ, M.: Simulácie vplyvov zmien vybraných daňových parametrov s využitím CGE modelov. Bratislava, EMPA, 2002, 60 s.
- [4] DEBREU, G.: Existence of competitive equilibrium. Handbook of Mathematical Economics vol.2, North-Holland Publishing Company, 1982.
- [5] LOFGREN, H. – HARRIS, R. L. – ROBINSON, S. (2002): A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS, International Food Policy Research Institute, Washington D.C., ISBN 0-896-29720-9
- [6] KORONCZI, K. (2004): Impacts of the Slovak Trade Policy for European Integration. A Dynamic Computable General Equilibrium Approach, Merkury, Bratislava, ISBN 80-89143-10-5
- [7] PÁLENÍK, V. – ĎURAŠ, J. – HRIVNÁKOVÁ, J. – BUNTA, J. – KVETAN, V.: Prognóza efektov hospodárskej stratégie. Bratislava, Ústav slovenskej a svetovej ekonomiky SAV 2004, EŠ 58.

Kontakt na autorov:

Katarína Bakošová, Vladimír Kvetan, Stanislav Sekereš

Ekonomický ústav SAV, Šancová 56, 811 05 Bratislava, tel. 02/5249 7053 fax: 02/5249 5106,

<http://www.ekonom.sav.sk/>, e-mail: katarina.bakosova@savba.sk vladimir.kvetan@savba.sk,
stanislav.sekeres@savba.sk

Aplikácie modelov Hermin a CGE na hodnotenie finančných alokácií NSRR

Viliam PÁLENÍK, Marek RADVANSKÝ¹-

Úvod

Pre národnú ekonomiku novej členskej krajiny Európskej únie s relatívne nízkou hospodárskou úrovňou vzniká možnosť využívať výhody kohéznej politiky spoločenstva. To vytvára potenciál na urýchlenie jej reálnej konvergenie k vyspelým členským krajinám. Využitie tohto potenciálu do značnej miery závisí od efektívnosti využívania únijných prostriedkov. Kvantifikácia ich efektov s možnosťou optimalizácie ich alokácie je z národohospodárskeho hľadiska dôležitou aplikáciou ekonomických modelov. Takýmto aplikáciám pre Slovensko na rozpočtové obdobie 2007 -2013 je venovaný tento príspevok.

Ekonomický ústav Slovenskej Akadémie Vied (EÚ SAV) sa stal ex-ante hodnotiteľom návrhu národného strategického referenčného rámca (NSRR) pre Slovenskú republiku. Na vyhodnotenie makroekonomických dopadov NSRR pre roky 2007 – 2013 boli využité dva rozdielne štruktúrne modely. Model Hermin bol vyvinutý konkrétne na vyhodnocovanie dopadov pri alokácií poskytnutých fondov Európskej Únie. Druhým bol model všeobecnej ekonomickej rovnováhy (CGE), ktorý zachytáva jednotlivé nominálne toky, čím umožňuje skúmať štruktúru celej ekonomiky ako celku a zároveň umožňuje analyzovať dopad rôznych nemarginálnych zmien na ekonomiku. CGE modely sa najčastejšie používajú na analýzu zmien v daňovej, sociálnej, zahranično-obchodnej a environmentálnej politike.

Pre Slovensko je na roky 2007-2013 v rámci NSRR plánovaných vyčleniť z rozpočtu Európskej Únie prostriedky vo výške približne 10 miliárd eur (približne 370 mld. Sk). Tieto prostriedky budú prerozdelené v rámci troch strategických a deviatich špecifických priorít. Využitie modely rátajú výsledné efekty pomocou majoritného vplyvu jednotlivých špecifických priorít na jeden zo štyroch sektorov ekonomiky: priemysel, poľnohospodárstvo, trhové a netrhové služby. Každá špecifická priorita má vplyv na produkčnú funkciu v jednom z týchto štyroch sektorov.

¹Pracovisko autorov: Ekonomický ústav SAV

Jednotlivé návrhy NSRR

Modely boli odhadnuté na reálnych dátach za Slovenskú republiku a pre prognózu ex-ante bol vytvorený základný (baseline) scenár. Zavedením šoku do modelov (financovanie z NSRR) boli vyčíslené jednotlivé dopady na ekonomiku pre rôznu výšku alokovaných prostriedkov. Komparáciou dosiahnutých výsledkov pre oba modely sme mohli docieľiť ich vyššiu vierohodnosť a určitú vzájomnú kontrolu.

Proces alokácie prostriedkov pre jednotlivé priority prebiehal niekoľko mesiacov a v tomto článku vyhodnocujeme posledný variant Ministerstva výstavby a regionálneho rozvoja (MVaRR) uverejnený na úrade vlády² (tabuľka 1). Zároveň bol Ekonomickým ústavom SAV navrhnutý optimalizovaný variant, ktorý po vyhodnotení vykazuje pozitívnejší vplyv na ekonomiku SR (tabuľka 2).

Tabuľka 1. Návrh alokácie prostriedkov na jednotlivé priority NSRR Podľa MVRR SR

Strategická priorita (SP)	Špecifická priorita (ŠP)	Fond	Príspevok ES	
			Scenár MVRR - ŠP	Scenár MVRR - SP
Infraštruktúra a regionálna dostupnosť	Dopravná infraštruktúra	ERDF	1 359 mil. Eur	6 402 mil. Eur
	Enviromentálna infraštruktúra a ochrana životného prostredia	KF	1 712 mil. Eur	
	Lokálna infraštruktúra	ERDF	16 mil. Eur	
		KF	1 712 mil. Eur	
Inovácie, informatizácia a znalostná ekonomika	Podpora konkurencieschopnosti podnikov a služieb...	ERDF	1 603 mil. Eur	1 996 mil. Eur
	Informatizácia spoločnosti	ERDF	576 mil. Eur	
	Výskum a vývoj	ERDF	384 mil. Eur	
	Modernizácia zdravotníctva	ERDF	768 mil. Eur	
Ľudské zdroje a vzdelávanie	Moderné vzdelávanie pre znalostnú spoločnosť	ESF	268 mil. Eur	1 152 mil. Eur
	Podpora rastu zamestnanosti a sociálnej inklúzie	ESF	672 mil. Eur	
Technická pomoc	Príprava, riadenie, monitorovanie... ŠF a KF	ERDF	40 mil. Eur	80 mil. Eur
	Finančné riadenie, kontrola...	ERDF	40 mil. Eur	

Tabuľka 2. Návrh alokácie prostriedkov na jednotlivé priority NSRR Podľa EU SAV

Strategická priorita (SP)	Špecifická priorita (ŠP)	Fond	Príspevok ES	
			Scenár EU SAV – ŠP	Scenár EU SAV - SP
Infraštruktúra a regionálna dostupnosť	Dopravná infraštruktúra	ERDF	1 109 mil. Eur	5 702 mil. Eur
	Enviromentálna infraštruktúra a ochrana životného prostredia	KF	1 712 mil. Eur	
	Lokálna infraštruktúra	ERDF	16 mil. Eur	
		KF	1 712 mil. Eur	
		ERDF	1 153 mil. Eur	

² Národný strategický referenčný rámec 2007 – 2013, Ministerstvo výstavby a regionálneho rozvoja, Bratislava, 2006

Inovácie, informatizácia a znalostná ekonomika	Podpora konkurencieschopnosti podnikov a služieb...	ERDF	576 mil. Eur	2 696 mil. Eur
	Informatizácia spoločnosti	ERDF	384 mil. Eur	
	Výskum a vývoj	ERDF	1 468 mil. Eur	
	Modernizácia zdravotníctva	ERDF	268 mil. Eur	
Ľudské zdroje a vzdelávanie	Moderné vzdelávanie pre znalostnú spoločnosť	ESF	672 mil. Eur	1 152 mil. Eur
	Podpora rastu zamestnanosti a sociálnej inklúzie	ESF	480 mil. Eur	
Technická pomoc	Príprava, riadenie, monitorovanie... ŠF a KF	ERDF	40 mil. Eur	80 mil. Eur
	Finančné riadenie, kontrola...	ERDF	40 mil. Eur	

Vyčíslenie efektov navrhovaných variantov pomocou modelu Hermin

Modelom Hermin³ bola odhadnutá základná prognóza. Alokáciou prostriedkov NSRR na jednotlivé priority dochádza k ovplyvneniu prognózovaných dát. V tabuľkách číslo 3 až 5 môžeme porovnať vplyvy jednotlivých návrhov na tempá rastu HDP, mieru nezamestnanosti a rast produktivity práce, resp. ich zmeny oproti základnému scenáru. Pre porovnanie uvádzame aj vplyv návrhu z októbra 2005, kde môžeme sledovať výraznejšie odchýlky oproti neskorším optimalizovaným scenárom.

Tabuľka 3. Zmeny v tempách rastu HDP⁴

	Absolútne odchýlky			Kumulatívne odchýlky		
	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár
2007	3,54%	4,04%	4,31%	3,34%	4,18%	4,44%
2008	0,51%	0,42%	0,55%	3,84%	4,62%	4,98%
2009	2,52%	3,46%	3,71%	6,32%	8,08%	8,68%
2010	0,90%	0,35%	0,48%	7,23%	8,47%	9,18%
2011	2,12%	3,63%	3,89%	9,42%	12,28%	13,25%
2012	1,10%	0,15%	0,21%	10,57%	12,41%	13,48%
2013	1,86%	3,92%	4,12%	12,55%	16,62%	17,98%

Tabuľka 4. Zmeny miery nezamestnanosti vo vyhodnocovaných scenároch

	Absolútne odchýlky			Miera nezamestnanosti		
	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár
2007	0,27%	-0,04%	-0,05%	15,95%	16,26%	16,27%
2008	1,45%	1,28%	1,37%	14,19%	14,37%	14,28%
2009	1,60%	0,89%	0,97%	13,29%	14,00%	13,92%
2010	2,55%	2,25%	2,41%	11,23%	11,54%	11,38%
2011	2,84%	1,72%	1,87%	9,90%	11,02%	10,87%
2012	3,61%	3,15%	3,38%	8,41%	8,87%	8,64%
2013	4,00%	2,46%	2,67%	7,39%	8,93%	8,73%

³ bližšie viď [1]

⁴ uvádzané sú absolútne a kumulatívne odchýlky oproti základnému scenáru

Tabuľka 5. Zmeny v tempách rastu produktivity práce

	Absolútne odchýlky			Kumulatívne odchýlky		
	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár
2007	3,19%	4,11%	4,36%	3,01%	4,23%	4,51%
2008	-0,95%	-1,18%	-1,19%	2,08%	3,06%	3,31%
2009	2,33%	3,94%	4,21%	4,36%	6,96%	7,45%
2010	-0,21%	-1,20%	-1,16%	4,15%	5,71%	6,21%
2011	1,81%	4,29%	4,51%	5,97%	10,11%	10,88%
2012	0,23%	-1,50%	-1,52%	6,21%	8,52%	9,27%
2013	1,44%	4,71%	4,94%	7,69%	13,46%	14,53%

Na všeobecné vyhodnocovanie jednotlivých variantov návrhov NSRR sa v modeli Hermin využíva CSF multiplikátor. Vyjadruje kumulovaný nárast HDP oproti základnému scenáru, resp. kumulovanú hodnotu výdavkov v rámci NSRR ako podiel na HDP. Hodnoty CSF multiplikátora pre jednotlivé varianty sú uvedené v tabuľke 6.

Tabuľka 6. Kumulatívny CSF multiplikátor

	Kumulatívny CSF multiplikátor		
	Scenár MVRR 14.10.2005	Scenár MVRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár
2007	0,50	0,63	0,67
2008	0,56	0,69	0,74
2009	0,73	0,91	0,97
2010	0,86	1,05	1,13
2011	1,03	1,28	1,38
2012	1,18	1,45	1,57
2013	1,35	1,69	1,83

Zhrnutie rozdielov jednotlivých scenárov ako aj efekty optimalizovaného scenára sú prehľadne uvedené v tabuľke 7.

Tabuľka 7. Efekty optimalizovaného scenára

Kumulatívny vplyv MSRR na ekonomiku SR za roky 2007 - 20013

Kvantifikácia modelom HERMIN

	Kumulatívne odchýlky			
	Návrh MVaRR 14.10.2005	Návrh MVaRR 3.4.2006	Optimalizovaný scenár	Rozdiel: Optimalizovaný scenár - Návrh MVaRR 3.4.2006
HDP	12,5%	16,6%	18,0%	1,4 p.b.
Zamestnanosť	4,5%	2,8%	3,0%	0,2 p.b.
Miera nezamestnanosti	7,4%	8,9%	8,7%	-0,2 p.b.
Produktivita práce	7,7%	13,5%	14,5%	1,1 p.b.
Kumulatívny multiplikátor	1,35	1,69	1,83	0,14

Z tabuľky vyplýva, že v optimalizovanom scenári, ktorým sa presunie 450 mil. eur zo špecifickej priority lokálna infraštruktúra a 250 mil. eur z priority dopravná infraštruktúra do priority výskum, technologický rozvoj a inovácie sa za roky 2007 a 2013 dosiahne kumulatívny dodatočný hospodársky rast meraný hrubým domácim produktom o 1,4 percentuálneho bodu. Sprevádzané to bude nárastom zamestnanosti so zrkadlovým poklesom miery nezamestnanosti. Produktivita práce vplyvom optimalizovaného scenára vzrastie o 1,1 p.b. Kumulatívny multiplikátor, ktorý sa štandardne používa pri posudzovaní NSRR tiež vzrastie a to o 0,14.

Vyčíslenie efektov navrhovaných variantov pomocou modelu CGE

Model všeobecnej ekonomickej rovnováhy (CGE)⁵ vyhodnocoval rovnaké navrhované varianty. Porovnanie makroekonomických vplyvov návrhu NSRR z apríla 2006 a optimalizovaného variantu podľa EÚ SAV sú uvedené v tabuľkách číslo 8 a 9.

Tabuľka 8. Makroekonomické efekty NSRR podľa návrhu MVaRR SR z 3.4.2006⁶:

HDP a jeho zložky	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
HDP	0.92%	2.94%	5.06%	7.35%	9.85%	12.61%	15.68%
Konečná spotreba domácností	-1.12%	2.10%	3.56%	5.13%	6.82%	8.69%	10.76%
Konečná spotreba vlády	2.78%	2.63%	2.49%	2.37%	2.27%	2.18%	2.09%
Tvorba hrubého fixného kapitálu	16.36%	16.91%	21.02%	25.42%	30.15%	35.26%	40.79%
Vývoz	-3.14%	-1.14%	1.04%	3.38%	5.92%	8.73%	11.84%
Dovoz	1.57%	3.30%	5.18%	7.25%	9.54%	12.11%	15.00%

Tabuľka 9. Makroekonomické efekty NSRR podľa optimalizovaného scenára:

HDP a jeho zložky	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
HDP	0.92%	3.00%	5.19%	7.54%	10.11%	12.95%	16.10%
Konečná spotreba domácností	-1.12%	2.16%	3.67%	5.29%	7.05%	8.98%	11.11%
Konečná spotreba vlády	2.78%	2.63%	2.49%	2.37%	2.27%	2.18%	2.09%
Tvorba hrubého fixného kapitálu	16.36%	17.03%	21.27%	25.80%	30.67%	35.93%	41.61%
Vývoz	-3.14%	-1.03%	1.25%	3.69%	6.34%	9.26%	12.49%
Dovoz	1.57%	3.40%	5.39%	7.56%	9.96%	12.64%	15.65%

Celkový pozitívny efekt alokácie prostriedkov NSRR podľa návrhu MVaRR realizovaných z fondov EÚ a zdrojov zo strany Slovenskej republiky, predstavuje v roku 2013 nárast HDP o 15,68 % oproti základnému scenáru. Tvorba hrubého fixného kapitálu vzrastie z dôvodu realizovaných CSF investícií, pozitívne produkčné

⁵ Bližšie vid' [2]

⁶ Kumulovaný vplyv oproti základnému scenáru

externality umožnia nárast vývozov. Pozitívny vývoj ekonomiky sa odrazí aj vo vyššej konečnej spotrebe domácností. Celkový vyšší domáci a zahraničný dopyt bude viesť k vyšším dovozom. V prípade optimalizovaného návrhu EÚ SAV môžeme sledovať celkový vyšší pozitívny efekt na rast ekonomiky 0,4 p.b. v sledovanom období. Tento efekt sa pozitívne prejavuje aj na jednotlivých zložkách HDP.

Pomocou oboch modelov sa dá vyjadriť vplyv variantov na zmenu produkcie v jednotlivých sektoroch ekonomiky. Konkrétne zmeny kvantifikované CGE modelom prezentujeme v tabuľke číslo 10 a 11.

Tabuľka 11. Efekty NSRR na zmenu produkcie v jednotlivých odvetviach (návrh MVaRR)⁷

Produkčné odvetvia	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Poľnohospodárstvo	-1.63%	-0.58%	-0.04%	0.72%	1.73%	3.00%	4.57%
Priemysel	-2.47%	-1.24%	0.24%	1.90%	3.78%	5.93%	8.38%
Stavebníctvo	15.46%	16.05%	19.99%	24.22%	28.78%	33.72%	39.08%
Trhové služby	0.42%	2.11%	3.59%	5.24%	7.11%	9.23%	11.64%
Netrhové služby	2.11%	2.50%	2.64%	2.82%	3.03%	3.29%	3.58%

Tabuľka 12. Efekty NSRR na zmenu produkcie v jednotlivých odvetviach (optimalizovaný návrh)

Produkčné odvetvia	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Poľnohospodárstvo	-1.63%	-0.46%	0.19%	1.07%	2.18%	3.57%	5.26%
Priemysel	-2.47%	-1.09%	0.54%	2.35%	4.37%	6.66%	9.26%
Stavebníctvo	15.46%	16.17%	20.23%	24.59%	29.28%	34.37%	39.89%
Trhové služby	0.42%	2.22%	3.80%	5.56%	7.54%	9.77%	12.31%
Netrhové služby	2.11%	2.50%	2.64%	2.82%	3.04%	3.29%	3.59%

Celkový vplyv navrhovaných investičných scenárov na ekonomiku môžeme agregovane vyčíslit' pomocou kumulatívneho multiplikátora, ktorý vyjadruje dopad CSF investícií ako pretrvávajúci nárast úrovne hrubého domáceho produktu, ktorý ostáva aj po skončení programov financovaných z EÚ. Multiplikátory získané CGE modelom pre oba návrhy sú uvedené v tabuľke č. 13.

Tabuľka 13. Kumulatívne multiplikátory pre navrhované varianty NSRR

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Kumulatívny multiplikátor (MVaRR)	0.19	0.41	0.65	0.93	1.24	1.60	2.00
Kumulatívny multiplikátor (EÚ SAV)	0.19	0.42	0.67	0.96	1.28	1.64	2.06

⁷ Kumulované zmeny oproti základnému scenáru

Celkový efekt optimalizovaného scenára na vývoj makroekonomických veličín je pozitívnejší v porovnaní s vplyvom súčasného návrhu NSRR. Hodnota kumulatívneho multiplikátora na konci sledovaného obdobia je o 0,06 bodu vyššia. Rozdielny dopad majú tieto scenáre na štruktúru ekonomiky. Vyššie investície do infraštruktúry znižujú prepravné náklady a zároveň zvyšujú atraktivnosť domácej ekonomiky pre zahraničných investorov. Vyšší objem investícií do výskumu a technologického rozvoja zvyšuje konkurencieschopnosť domácich podnikov a prispieva k budovaniu znalostnej ekonomiky a teda dlhodobo orientujú produkciu v ekonomike na odvetvia s vyššou pridanou hodnotou.

Prehľadné porovnanie efektov všetkých popísaných návrhov vyjadrených pomocou CGE modelu sú uvedené v tabuľke č. 14.

Tabuľka 14 Efekty optimalizovaného scenára

Kvatifikované CGE modelom

	návrhu MVaRR 14.10.2006	Návrhu MVaRR 3.4.2006	Optimali- zovaný scenár	Rozdiel:Optimali- zovaný scenár - návrh MVaRR 3.4.2006
HDP	15,6%	15,7%	16,1%	0,4%
Konečná spotreba domácností	10,7%	10,8%	11,1%	0,4%
Konečná spotreba vlády	2,2%	2,1%	2,1%	0,0%
Tvorba hrubého fixného kapitálu	40,7%	40,8%	41,6%	0,8%
Vývoz	11,7%	11,8%	12,5%	0,6%
Dovoz	14,9%	15,0%	15,7%	0,7%
Produkčné odvetvia				
Poľnohospodárstvo	4,4%	4,6%	5,3%	0,7%
Priemysel	8,1%	8,4%	9,3%	0,9%
Stavebníctvo	39,0%	39,1%	39,9%	0,8%
Trhové služby	11,5%	11,6%	12,3%	0,7%
Netrhové služby	3,6%	3,6%	3,6%	0,0%
Trh práce				
Produktivita práce	8,0%	7,9%	7,8%	-0,1%
Reálna mesačná mzda	5,7%	5,6%	5,6%	-0,1%
Dopyt po práci	7,1%	7,2%	7,7%	0,5%
Kumulatívny multiplikátor	1,98	2,00	2,06	0,06

Záver

Oba využité prístupy na vyhodnocovanie efektov alokácie peňažných fondov Európskej únie podľa NSRR preukázali dobrú vypovedaciu schopnosť a vzájomne sa dopĺňujú. Objem prerozdeľovaných prostriedkov bude mať výrazný vplyv na rast ekonomiky Slovenska v budúcich obdobiach. Ich optimálna alokácia na jednotlivé priority preto môže výrazne dopomôcť k rýchlejšej konvergencii Slovenska vzhľadom

k Európskej únii. Treba poukázať i na to, že ekonometrické modeli rátajú s efektívnym využitím všetkých prostriedkov.

Z vyhodnotenia makroekonomických efektov môžeme poukázať na niektoré súvislosti a efekty. Investície do infraštruktúry, a platí to hlavne pre *lokálnu infraštruktúru* majú len jednorázový efekt pri ich výstavbe. Vytvorí sa tým dopyt po práci a materiáloch, ktoré samozrejme priaznivo pôsobia na ekonomiku. Po ukončení výstavby však majú *malý multiplikačný ekonomický význam*.

Investície do znalostnej ekonomiky (veda, výskum, inovácie, vzdelávanie a pod.) rovnako priaznivo pôsobia na ekonomiku počas priebehu investície (napr. počas vzdelávania vzniká dopyt po práci pedagógov, učebných pomôckach a pod.) a na rozdiel od lokálnej infraštruktúry vysoko účinne pôsobia aj po ukončení takejto investície (napr. po ukončení vzdelávania sa po mnoho rokov pracovne efektívnejšie uplatňuje vzdelaný pracovník).

Z týchto znalostí vychádzal aj *optimalizovaný scenár* finančných alokácií, v ktorom oproti publikovanému scenáru MVARR navrhuje presunúť 450 mil. eur zo špecifickej priority *lokálna infraštruktúra* a 250 mil. z priority *dopravná infraštruktúra do priority výskum, technologický rozvoj a inovácie*. Účinky tohto scenáru boli prepočítané doma nezávislými vedeckými metódami. Výsledky pomocou modelu HERMIN a CGE sú uvedené v tejto práci. Obe metódy zhodne viedli k priaznivým výsledkom a potvrdili potrebu optimalizácie navrhnutých finančných alokácií.

Zoznam použitej literatúry:

- [1] KVETAN, V. – MLÝNEK, M. – RADVANSKÝ, M.: Modifikácia modelu HERMIN v podmienkach SR. In: FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2006, SŠDS, s. 190-197.
- [2] BAKOŠOVÁ, K. – KVETAN, V. - SEKEREŠ, S.: Statický CGE model pre SR In: In: FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2006, SŠDS, s. 198-207.
- [3] Národný strategický referenčný rámec 2007 – 2013, Ministerstvo výstavby a regionálneho rozvoja, máj 2006, Bratislava

Kontakt na autorov:

Viliam Páleník, Marek Radvanský

Ekonomický ústav SAV

Šancová 56

811 05 Bratislava

tel. 02/5249 7053 fax: 02/5249 5106

marek.radvansky@savba.sk, viliam.palenik@savba.sk

Informácie z Valného zhromaždenia členov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

Jozef Chajdiak, Ján Luha, P. Mach

V dňoch 3. až 5. máj 2006 zorganizovala Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (SŠDS) 13. Slovenskú štatistickú konferenciu a v rámci nej Valné zhromaždenie členov SŠDS. Valné zhromaždenie malo za najdôležitejšiu úlohu voľbu Výboru SŠDS a Revíznú komisiu SŠDS. Predkladáme uznesenia schválené Valným zhromaždením a výsledky následnej voľby funkcionárov SŠDS, ktoré sú výsledkom volieb na prvom zasadnutí nového Výboru SŠDS zvoleného na funkčné obdobie 2006 až 2010.

Uznesenia Valného zhromaždenia členov SŠDS, konaného 3. mája 2006.

Návrhová komisia v zložení: Katina S., Luha J., Vojtková M. pripravila návrh uznesení, ktoré boli Valným zhromaždením schválené.

Volebná komisia pracovala v zložení: Volná A., Úradníček V., Stankovičová I.

1. Valné zhromaždenie členov SŠDS schvaľuje:

- a) Správu o činnosti Správa o činnosti Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti za obdobie rokov 2002 – 2006
- b) Správu revíznej komisie za obdobie rokov 2002 - 2006
- c) Hlavné úlohy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti na obdobie rokov 2006 – 2010

2. Valné zhromaždenie členov SŠDS zvolilo tajným hlasovaním členov Výboru SŠDS na obdobie rokov 2006 – 2010,

menovite: Branislav Bleha, Ján Cuper, Ivan Garaj, Zuzana Finková, Edita Holíčková, Jozef Chajdiak, Ivan Janiga, Anna Janusová, Stanislav Katina, Jozef Komorník, Samuel Korony, Dagmar Kusendová, Juraj Kvetko, Ján Luha, Peter Mach, Jozef Mládek, Oľga Nánásiová, Viliam Páleník, Karol Pastor, Rastislav Potocký, Iveta Stankovičová, Beáta Stehlíková, Michal Tkáč, Vladimír Úradníček, Boris Vaňo, Mária Vojtková, Anna Volná, Gejza Wimmer, Milan Žirko.

3. Valné zhromaždenie členov SŠDS zvolilo tajným hlasovaním členov Revíznej komisie na obdobie rokov 2006 – 2010,

menovite: Mikuláš Cár, Mária Kanderová, Erik Šoltés.

4. Valné zhromaždenie členov SŠDS potvrdzuje platnosť Stanov SŠDS, tak ako sú publikované v odbornom časopise SŠDS FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2006.

Následná schôdza Výboru SŠDS zvolila funkcionárov Výboru a predsedu Revíznej komisie. Uvádzame úplný zoznam Výboru a Revíznej komisie:

Predseda Výboru SŠDS: RNDr. Peter Mach

Vedecký tajomník: Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSC.

Podpredsedovia:

pre aplikovanú štatistiku: Ing. Vladimír Úradníček, PhD.

pre demografiu: Ing. Boris Vaňo

pre matematickú štatistiku: Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.

pre štatistické riadenie kvality: Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.

Členovia sekretariátu:

RNDr. Ján Luha, CSC.

Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.

Členovia:

Mgr. Branislav Bleha, PhD.

Ing. Ján Cuper

RNDr. Ivan Garaj, CSc.

Ing. Zuzana Finková, CSc.

Ing. Edita Holíčková

Doc. RNDr. Ivan Janiga, PhD.

Ing. Anna Janusová

RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.

Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.

RNDr. Samuel Korony

Doc. RNDr. Dagmar Kusendová, CSc.

Ing. Juraj Kvetko, CSc.

Prof. RNDr. Jozef Mládek, CSc.

Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.

Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.

Ing. Iveta Stankovičová, PhD.

Doc. RNDr. Beáta Stehlíková, CSc.

Ing. Mária Vojtková, PhD.

Doc. MUDr. Anna Volná, CSc., MBA.

Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.

Mgr. Milan Žirko

Revízna komisia:

Predseda RK: Ing. Mikuláš Cár, CSc.

Členovia RK: Ing. Mária Kanderová, PhD.

Mgr. Erik Šoltés, PhD.

Z histórie Ekomstatov

Jozef Chajdiak, Ján Luha

Pri príležitosti konania 20-teho Ekomstatu sme si pripomenuli nedokonalosť našej pamäte a rozhodli sa spísať aspoň chronológiu tejto akcie. Odstraňujeme tak dlh voči Ekomstatu, pretože „histórie“ rozhodujúcich akcií Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti (Slovenská štatistická konferencia, Slovenská demografická konferencie, Pohľady na ekonomiku Slovenska, Seminár Výpočtová štatistika, vrátane histórie SŠDS), máme „spísané“.

Koncom augusta v roku 1987 sa v Liptovskom Jáne uskutočnil x-tý ročník PROBATSTaTu (PROBAbility and STATistics), kde sa o.i. zúčastnili aj autori tohoto príspevku. J. Chajdiak za hlavný prínos z účasti na PROBATState považuje svoju ideu zorganizovať týždňovú školu štatistiky EKOMSTAT (EKOnoMická ŠTATistika) so zameraním na aplikáciu štatistických metód a postupov na analýzu javov a procesov v sociálno-ekonomickej praxi (Diskusný kolektív na PROBATSTaTe vyberal z názvov EKONSTAT, EKOMSTAT a iných (ktoré ihneď zamietol) a nakoniec rozhodol, že bude EKOMSTAT.).

Idea našla svoje praktické vyjadrenie v organizácii jarnej školy štatistiky v júni 1988 v Domove speváckeho zboru slovenských učiteľov v Trenčianskych Tepliciach. Hlavní organizátori prvého ročníka J. Chajdiak a J. Kvetko navštívili v apríli 1988 potenciálne miesto konania akcie, prezreli si Domov SZSU aj kúpeľné mesto Trenčianske Teplice a prišli k záveru, že „to je ono“.

Prvý ročník mal prísny organizačný priebeh, začínalo sa v presne určených hodinách a minútach. Prednášajúci mali obleky a kravaty, resp. šaty. Okrem denných zamestnaní prebiehali v pondelok a utorok aj večerné zamestnania do 22,00 hodiny. Časom sa formálny charakter, večerné zamestnania a čiastočne aj presnosť začiatkov vytratili a v procese výučby sa sústreďujeme najmä na obsahové otázky. Popri odbornom programe je súčasťou školy aj spoločenský program.

Postupom času sa ustálil rozvrh zamestnaní v týždňovej škole štatistiky. Prednášky odborníkov z oblasti štatistiky, ekonomiky a príbuzných disciplín na určené témy prebiehajú každý deň v pondelok až v piatok v čase od 8,00 do 12,00, s častým predĺžením až do 12,30. V pondelok, utorok a vo štvrtok, v čase od 16,00 do 17,30, prebiehajú ďalšie prednášky a krátke vystúpenia účastníkov školy.

Každý pracovný deň vo večerných hodinách prebiehajú neformálne diskusie k rôznym odborným, spoločenským a aj súkromne-životným okruhom problémov, v rámci panelových diskusií, či opekaní pri ohníčku. V prvých ročníkoch sa večerné zamestnanie „opekanie“ uskutočňovalo na peknej lúke obkolesenej lesom, na hornom okraji Trenčianskych Teplíc. Zostarnutím a spohodnením nemenovaných účastníkov sa akcia „opekanie“ presunula na prvú terasu v areáli Domova SZSU. V stredu popoludní majú účastníci školy voľno, ktoré niekoľkokrát využili na spoločný výstup na Vapeč, vrchol s pekným širokým výhľadom na okolitú prírodu, asi 20 km od Domova SZSU, či iné výlety do okolia. Poobedňajší voľný čas časť účastníkov trávila na Zelenej žabe (kým fungovala) alebo ho využila na prechádzky po

Trenčianskych Tepliciach a okolí a vzorní účastníci školy na samoštúdium (často to bola prázdna množina). EKOMSTAT sa uskutočňuje v bezprostrednom susedstve „národnej kultúrnej pamiatky ELEKTRA“. Niektorí a niekoľkokrát sme naživo videli aj jej majiteľa.

Vynikajúca atmosféra na Ekomstate podnecuje nielen skvelé spoločenské a pracovné kontakty, ale tiež „vynachádzanie“ nových zákonov. Namenovaný spoluautor tohoto príspevku (J.L.) objavil o.i. zákon troch fernetov, zákon najkrajšieho obzerania a iné zákony, ktoré neboli na veľkú škodu zaznamenané. Pripomenieme iba zmenu úrovne významnosti z $\alpha=0.05$ na $\alpha=0.04$ (pretože v mnohých reštauráciách sa objem poldecákov scvrkol).

Prvé ročníky zabezpečoval J. Chajdiak s J. Kvetkom. Od 90-tych rokov organizovanie prevzala dvojica J. Chajdiak, J. Luha. V súčasnosti už viac rokov Programový a organizačný pracuje v zložení: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, S. Koróny a V. Páleník – členovia. Zborník zostavujú J. Chajdiak a J. Luha. Recenzie príspevkov: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny a P. Mach.

Ekomstatu sa pravidelne zúčastňuje 20 až 30 účastníkov. V zozname účastníkov je uvedené nominálne maximum, reálny počet v Domove SZSU je o niečo nižší. Okrem účastníkov zo Slovenska, hlavne v prvých ročníkoch, to boli aj kolegovia z Pražskej katedry štatistiky VŠE a z Univerzity Pardubice, vzácna bola účasť dekana Moskovského inžinierno-štatistického inštitútu akademika Vladimíra Mchitariana.

Výborná atmosféra, odborné zameranie a družný odborný kolektív spôsobujú, že veľa účastníkov sa školy rád zúčastní viackrát. Dokumentuje to aj dotazník EKOMSTAT, ktorý už viac rokov pripravuje J. Luha. Účastníci tento dotazník vyplnia a v záverečné dni školy si so záujmom pozrú výsledky získané z ich vlastných odpovedí.

Úspešní účastníci školy štatistiky EKOMSTAT (zatiaľ, chvála Pánu Bohu alebo Matke Prírody, či intenzívnemu štúdiu, resp. samoštúdiu, t.j. všetci) získavajú Osvedčenie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti o úspešnom absolvovaní školy.

O jednotlivých ročníkoch EKOMSTATu

(1.) Jarná škola štatistiky EKOMSTAT' 88 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

6.-10. 6. 1988, v zozname účastníkov je zapísaných 39 osôb, z ktorých sa vyše 30 aj EKOMSTATu zúčastnilo.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 42 strán, obsahuje 16 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad použitia systému SPSS, vybraných štatistických metód a ich aplikácií v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

2. Jarná škola štatistiky EKOMSTAT' 89 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

5. – 9. 6. 1989, v zozname účastníkov je zapísaných 31 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 40 strán, obsahuje 13 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad viacrozmerných štatistických metód a ich aplikácií v sociálno-ekonomickej praxi, prezentovaná bola tiež práca so systémom SYSTAT a iné.

3. Škola štatistiky EKOMSTAT' 90 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

25. – 29. 6. 1990.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 40 strán, obsahuje 11 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad problematiky analýzy časových radov, aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi, prezentovaná bola práca so systémom SYSTAT a iné.

4. Škola štatistiky EKOMSTAT' 91 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

3. – 7. 6. 1991.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 55 strán, obsahuje 14 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad práce so systémom SAS a metódy štatistickej kontroly akosti, aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

5. Škola štatistiky EKOMSTAT' 92 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

1. – 5. 6. 1992, v zozname účastníkov je zapísaných 22 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 14 strán, obsahuje 4 odborné príspevky.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad plánovania experimentov, štatistické riadenie kvality a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

6. Škola štatistiky EKOMSTAT' 93 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

30.5. – 4. 6. 1993, v zozname účastníkov je zapísaných 17 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 34 strán, obsahuje 9 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad rodinných účtov, analýzu kvalitatívnych znakov a meranie asociácie a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

7. Škola štatistiky EKOMSTAT' 94 „Využitie štatistických metód v sociálno-ekonomickej praxi“

29.5. – 3. 6. 1994.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 22 strán, obsahuje 6 odborných príspevkov.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad metód výberového skúmania, makroekonomické modely Slovenska, prácu a grafickým softvérom a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

8. Škola štatistiky EKOMSTAT' 95 „Kapitálový trh – analýzy a prognózy“

5. – 9. 6. 1995, v zozname účastníkov je zapísaných 29 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 55 strán, obsahuje 12 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967343 – 0 - X

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad analýzy a prognózy na kapitálovom trhu, metódy spektrálnej analýzy, Box-Jenkonsovu metodológiu. Práca so systémom SAS, SPSS a INFINITY. Aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

9. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 95 „Štatistické riadenie kvality“

4.9. – 8. 9. 1995, v zozname účastníkov je zapísaných 28 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 58 strán, obsahuje 9 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967343 – 1 – 8.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad štatistického riadenia kvality, súvisiaca práca so systémom SAS a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

10. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 96 „Finančno – ekonomické analýzy“

3.6. – 7. 6. 1996, v zozname účastníkov je zapísaných 21 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 68 strán, obsahuje 6 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967343 – 5 – 0.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad štatistických metód analýzy finančných ukazovateľov, indexy pre ordinálne znaky a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

11. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 97 „Aplikácia štatistických metód v transformujúcej sa ekonomike“

2.6. – 6. 6. 1997, v zozname účastníkov je zapísaných 26 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 120 strán, obsahuje 11 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967658 – 1 – 7. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad štatistickú reguláciu výrobného procesu, ekonomické prognózy Slovenska, bayesovské odhady v poisťovníctve, štatistické a metodologické aspekty tvorby a analýzy dotazníkov a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

12. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 98 „Aplikácia štatistických metód v transformujúcej sa ekonomike“

1.6. – 5. 6. 1998, v zozname účastníkov je zapísaných 23 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 136 strán, obsahuje 12 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967658 – 2 – 5. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad korešpondenčnej analýzy, megatrendov v ekonomike, štatistické skúmanie analýzy kvalitatívnych znakov, rozdelenia početnosti vybraných ukazovateľov priemyslu, štatistickú reguláciu výrobného procesu, a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

13. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 99 „Aplikácie štatistických metód v hospodárskej praxi“

31.5. – 4. 6. 1999, v zozname účastníkov je zapísaných 18 osôb.

Zborník zostavil J. Chajdiak, má 132 strán, obsahuje 13 odborných príspevkov. ISBN 80 – 967658 – 9 – 2. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad analýzy súboru nameraných hodnôt, exporačnú analýzu, analýzu štruktúry ekonomiky, výberové štatistické zisťovania, konjunkturálne prieskumy a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

14. Škola štatistiky EKOMSTAT´ 2000 „Aplikácie štatistických metód v hospodárskej praxi“

5.6. – 9. 6. 2000, v zozname účastníkov je zapísaných 17 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 196 strán, obsahuje 21 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 04 – 2. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, V. Bakošová a S. Koróny – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad modelovanie príčinnej závislosti, logistické regresné modely, modelovania makroekonomického vývoja SR, analýza nominálnych a ordinálnych znakov a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

15. Škola štatistiky EKOMSTAT' 2001 „Aplikácie štatistických metód v hospodárskej praxi“

4.6. – 8. 6. 2001, v zozname účastníkov je zapísaných 16 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 162 strán, obsahuje 14 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 10 – 7. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, V. Bakošová, B. Linda a V. Páleník – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad teórie rozhodovania, analýzu rentability, makroekonomický vývoj SR, štatistické metódy výskumu verejnej mienky, rozdelenia podnikov podľa hodnôt vybraných ukazovateľov a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

16. Škola štatistiky EKOMSTAT' 2002 „Štatistické metódy v marketingovom výskume I.“

2.6. – 7. 6. 2002, v zozname účastníkov je zapísaných 20 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 167 strán, obsahuje 14 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 18 – 2. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, V. Bakošová, S. Koróny a V. Páleník – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad korešpondenčnej analýzy, viackriteriálne hodnotenie, dotazníkový výskum – metódy organizácie a metódy analýzy dát, analýzu makroekonomického vývoja a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

17. Škola štatistiky EKOMSTAT' 2003 „Štatistické metódy v marketingovom výskume II.“

1.6. – 6. 6. 2003, v zozname účastníkov je zapísaných 25 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 182 strán, obsahuje 18 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 27 – 1. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, S. Koróny a V. Páleník – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad skúmania súboru kvalitatívnych dát, zhlukovú analýzu, klasifikačnú analýzu, analýzu makroekonomického vývoja a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

18. Škola štatistiky EKOMSTAT' 2004 „Štatistické metódy v praxi.“

23.5. – 28. 5. 2004, v zozname účastníkov je zapísaných 29 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 139 strán, obsahuje 17 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 35 – 2. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, S. Koróny a V. Páleník – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad merania úrovne objektov charakterizovaných ordinálnymi znakmi, metód výberového skúmania, ANOVA, štatistické riadenia kvality, analýzu makroekonomického vývoja a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

19. Škola štatistiky EKOMSTAT 2005 „Štatistické metódy v praxi.“

22.5. – 27. 5. 2005, v zozname účastníkov je zapísaných 18 osôb.

Zborník zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 135 strán, obsahuje 16 odborných príspevkov. ISBN 80 – 88946 – 43 – 3. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, S. Koróny a V. Páleník – členovia.

V odbornom programe sme sa sústredili na výklad viacrozmerných štatistických metód analýzy kvalitatívnych znakov, diskriminačnú analýzu, lineárny regresný model, použitie Box-Jenkonsovej metodológie, analýzu makroekonomického vývoja a na aplikácie štatisticko-matematických metód v sociálno-ekonomickej praxi a iné.

20. Škola štatistiky EKOMSTAT 2006 „Štatistické metódy v praxi.“

21.5. – 26. 5. 2006, v zozname účastníkov je zapísaných 29 osôb.

Príspevky účastníkov sú publikované v časopise SŠDS FORUM STATISTICUM SLOVACUM 2/2006, ISSN 1336-7420. Publikáciu zostavili J. Chajdiak a J. Luha, má 226 strán, obsahuje 27 odborných príspevkov. Recenzenti: J. Chajdiak, J. Luha, P. Mach, S. Koróny. Programový a organizačný výbor: J. Chajdiak – predseda, J. Luha – tajomník, S. Koróny a V. Páleník – členovia.

Vzhľadom k jubilejnému charakteru školy štatistiky tematické zameranie je širokospektrálne s cieľom poukázať na bohatosť štatistiky a jej aplikácií a iné. Podrobnejší obsah nájde čitateľ v tejto publikácii.

Zoznam účastníkov 20. Školy štatistiky EKOMSTAT 20006, 21.-26.5.2006

P.C.	Priezvisko	Meno	Pracovisko
1	Bakošová	Viera	Infin, Bratislava
2	Blahušiak	Martin	EU FHI, Bratislava
3	Bujňáková	Zuzana	Refrako, Košice
4	Burešová	Lucia	StatSoft, Praha
5	Drobná	Eva	AOS, Liptovský Mikuláš
6	Haluška	Ján	Infostat, Bratislava
7	Holičková	Edita	ŠÚ SR, Bratislava
8	Chajdiak	Jozef	EU FHI, Bratislava
9	Ištoňová	Iveta	Sensus Metering Systems, Stará Turá
10	Kaščáková	Alena	UMB, Banská Bystrica
11	Koróny	Samuel	UMB, Banská Bystrica
12	Košťuová	Aneta	Refrako, Košice
13	Kvetan	Vladimír	EU SAV, Bratislava
14	Luha	Ján	ÚVVM pri ŠÚ SR, Bratislava
15	Mach	Peter	ŠÚ SR, Bratislava
16	Marková	Jana	Infin, Bratislava
17	Matyas	Eduard	Infin, Bratislava
18	Mészáros	Ján	Infostat, Bratislava
19	Nedelová	Gabriela	UMB, Banská Bystrica
20	Olexa	Michal	Infostat, Bratislava
21	Páleník	Viliam	EU SAV, Bratislava
22	Príhodová	Iveta	EU FHI, Bratislava
23	Rusinko	Peter	Refrako, Košice
24	Sekeráš	Stanislav	EU SAV, Bratislava
25	Stankovičová	Iveta	UK FM, Bratislava
26	Vester	Miroslav	ProPartners, PAM, Bratislava
27	Vojtková	Mária	EU FHI, Bratislava
28	Vranská	Vanda	ProPartners, PAM, Bratislava
29	Žoldák	Ľubomír	Sensus Metering Systems, Stará Turá

OBSAH

Úvod	1
Luha J.: Štatistické metódy analýzy kvalitatívnych znakov	2
Bujňáková Z., Rusinko P.: Štatistické riadenie kvality v spoločnosti Refrako s.r.o.	21
Košťuová A., Rusinko P.: Štatistické metódy používané v spoločnosti Refrako s.r.o.	28
Terek M.: Taguchiho metóda a viackriteriálne rozhodovanie	31
Ištoňová I., Žoldák L.: Kontrola mernotechnických vlastností vodomeroch vo veľkosériovej výrobe	41
Mészáros J.: Konštrukcia úmrtnostných tabuliek	45
Koróny S.: Produkčné funkcie	53
Stankovičová I.: Využitie Metód DATA Miningu na Detekciu Podvodov v telekomunikáciách	73
Chajdiak J.: Makroekonomický vývoj SR do apríla 2006	79
Vojtková M.: Porovnanie priestorovej klasifikácie priemyselných podnikov podľa efektívnosti v rokoch 2003 a 2004	89
Blahušiak M.: Uchovávanie údajov v databázach a ich exportovanie pre štatistické analýzy na príklade údajov v MS Access	95
Lukáčik M., Lukáčiková A., Szomolányi K.: Prognóza vývoja ekonomiky Slovenska na báze malého vektorového modelu s korekčným členom (VECM)	102
Haluška J., Olexa M.: Vybrané výsledky makroekonomickej prognózy slovenskej ekonomiky v roku 2006 (s výhľadom do roku 2009)	108
Marková J., Bakošová V.: Štatistické metódy použité pri spracovaní údajov z ÚZ podnikateľských subjektov pre potreby spracovania odvetvových analýz	115
Chajdiak J.: Analýza bonity firmy	120
Chajdiak J., Holíčková E.: Vývoj vybraných ukazovateľov priemyslu podľa intervalov vytvorenej pridanej hodnoty v rokoch 1995, 2000 a 2004	132
Fábry R., Luha J., Vargová K.: Postoj recipienta k televíznej reklame	139
Furková A.: Analýza nákladovej efektívnosti podnikov sieťových odvetví metódou COLS	145
Chocholatá M.: Analýza denných hodnôt výmenných kurzov národných mien krajín V4 voči euru	150
Príhová I.: Nelineárne modely vývoja Slovenského akciového indexu SAX	158
Labudová V.: Porovnanie štruktúry čistých peňažných výdavkov súkromných domácností SR v rokoch 2000 a 2005	165
Kováčová Z.: Modelovanie počtu podvýživných ľudí vo svete	170
Linda B., Kubanová J.: European financial integration of selected candidate countries	175
Viktorínová B., Valko S.: Prognóza časového radu premennej VÝVOZ, pomocou spektrálnej analýzy (stále ceny 1995 = 100)	185
Kvetan V., Mlýnek M., Radvanský M.: Modifikácia modelu HERMIN v podmienkach ekonomiky SR	190
Bakošová K., Kvetan V., Sekereš S.: Statický CGE model pre SR	198
Páleník V., Radvanský M.: Aplikácie modelov Hermin a CGE na hodnotenie finančných alokácií NSRR	208
Chajdiak J., Luha J., P. Mach: Informácie z Valného zhromaždenia členov Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti	217
Chajdiak J., Luha J.: Z histórie Ekomstatov	219
Zoznam účastníkov 20. Školy štatistiky EKOMSTAT 2006, 21. – 26. 5. 2006	225

FORUM STATISTICUM SLOVACUM

Vydavateľ

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Redakcia

Miletičova 3
824 67 Bratislava 24
Slovenská republika

Fax

02/63812565

e-mail

chajdiak@statis.biz
Jan.Luha@statistics.sk

Registráciu vykonalo

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

Registračné číslo

3416/2005

Tematická skupina

B1

Dátum registrácie

22. 7. 2005

Objednávky

Slovenská štatistická a demografická
spoločnosť
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24
Slovenská republika
IČO: 178764
Číslo účtu: 0011469672/0900

ISSN 1336-7420

Redakčná rada

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Prof. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *tajomník*

členovia:

Ing. Mikuláš Cár, CSc.
Ing. Ján Cuper
Ing. Edita Holičková
Doc. RNDr. Ivan Janiga, CSc.
Ing. Anna Janusová
RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.
RNDr. Samuel Koróny
Doc. Ing. Milan Kovačka, CSc.
Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.
Prof. RNDr. Jozef Mládek, DrSc.
Doc. RNDr. Oľga Nánásiová, CSc.
Doc. RNDr. Karol Pastor, CSc.
Prof. RNDr. Rastislav Potocký, CSc.
Doc. RNDr. Viliam Páleník, PhD.
Ing. Iveta Stankovičová, PhD.
Doc. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.
Ing. Vladimír Úradníček, PhD.
Ing. Boris Vaňo
Doc. MUDr Anna Volná, CSc., MBA.
Ing. Mária Vojtková, PhD.
Prof. RNDr. Gejza Wimmer, DrSc.
Mgr. Milan Žirko

Ročník

II.

Číslo

2/2006

Cena výtlačku 500 SKK / 20 EUR

Ročné predplatné 1500 SKK / 60 EUR