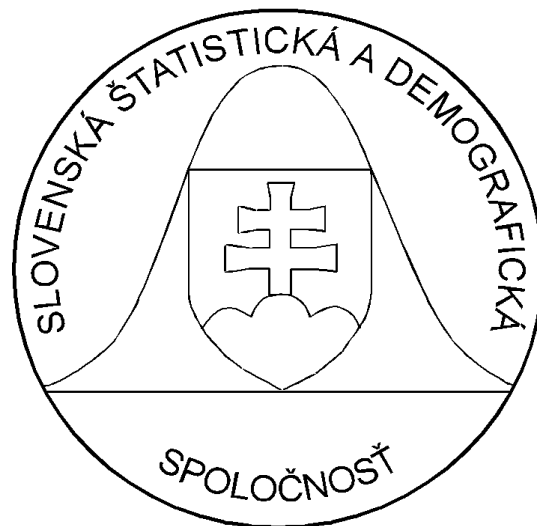


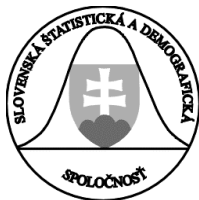
4/2010

# FORUM STATISTICUM SLOVACUM



ISSN 1336-7420





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



## **Naše najbližšie akcie:**

(pozri tiež [www.ssds.sk](http://www.ssds.sk), blok Organizované akcie)

### **19. Medzinárodný seminár VÝPOČTOVÁ ŠTATISTIKA,**

2. – 3. 12. 2010, Bratislava, Infostat

### **Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov**

2. 12. 2010, Bratislava, Infostat

### **3. Medzinárodná konferencia Aplikácie metód na podporu rozhodovania „Inovácie“**

9. 12.. 2010 Bratislava, UM STU

### **MedStat, II. Celoslovenská konferencia medicínskej štatistiky**

28. – 30. 1. 2011, Ružomberok

### **Pohl'ady na ekonomiku Slovenska 2011**

12. 4. 2011, Bratislava, Aula EU

### **Nitrianske štatistické dni 2011**

Rok 2011, UKF Nitra

### **EKOMSTAT 2011, 25. škola štatistiky**

29.5.-3.6.2011. Trenčianske Teplice

### **13. Slovenská demografická konferencia “Mesto a vidiek”**

Rok 2011, Nitriansky kraj

### **FERNSTAT 2011**

Rok 2011, UMB Banská Bystrica

### **20. Medzinárodný seminár Výpočtová štatistika**

1. – 2. 12. 2011, Infostat Bratislava

### **Prehliadka prác mladých štatistikov a demografov**

1. 12. 2011, Infostat Bratislava

### **Regiónálne akcie**

priebežne

# ÚVOD

Vážené kolegyně, vážení kolegovia,  
štvrté číslo šiesteho ročníka vedeckého časopisu Slovenskej štatistickej a demografickej (SŠDS) spoločnosti je zostavené z príspevkov, ktoré sú obsahovo orientované v súlade s tematikou 15. Slovenskej štatistickej konferencie „Regionálna štatistika“. Táto akcia sa uskutočnila v dňoch 7. – 8. októbra 2010 v Stredisku Kaskády, Galanta - Únovce.

Akciu, z poverenia Výboru SŠDS, zorganizoval Organizačný a programový výbor: Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – predseda, RNDr. Ján Luha, CSc. – tajomník, RNDr. Samuel Koróny, PhD., PhD, Ing. Marek Radvanský, Ing. Iveta Stankovičová, PhD., Ing. Nadežda Fuksová, Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD., Ing. Jela Gažová, Doc. RNDr. Bohdan Linda, CSc.

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

Recenziu príspevkov zabezpečili: Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., RNDr. Ján Luha, CSc., RNDr. Samuel Koróny. PhD., Doc. Ing. Vladimír Úradníček, PhD., Ing. Iveta Stankovičová, PhD.

Súčasťou tohto čísla sú aj materiály Valného zhromaždenia SŠDS (ktoré sa uskutočnilo v rámci rokovania 15. Slovenskej štatistickej konferencie).

Výbor SŠDS

## Trnavský kraj

Jela Gažová

### Abstract:

In a conference paper is briefly presented Trnava Region, its demographics and development of population, geographic conditions, industry, and historical and cultural wealth of the region.

**Key words:** demographics, industry, culture, spa industry

**Kľúčové slová:** demografia, priemysel, kultúra, kúpeľníctvo

### 1. Úvod

Trnavský kraj leží v západnej časti Slovenskej republiky. Vznikol 26. júla 1996 na základe zákona NR SR č. 221/1996 Z. z. o územnom a správnom usporiadaní SR, na základe ktorého sa člení na 7 okresov. Rozlohou najväčší je okres Dunajská Streda, okres Hlohovec je najmenší. V rámci inštitucionálneho usporiadania verejnej správy, v zmysle zákona č. 515/2003 Z. z. o krajských úradoch a obvodných úradoch má kraj od 1. 1. 2004 namiesto zrušených 7 okresných úradov vytvorených 5 obvodných úradov a to Trnava, Dunajská Streda, Galanta, Piešťany a Senica.

Rozloha kraja je 4 147 km<sup>2</sup> a z celkovej rozlohy Slovenska zaberá 8,5 %. V rámci ôsmich krajov SR sa svojou rozlohou radí na predposledné miesto. Vonkajšiu hranicu tvorí hranica s Českou republikou, Rakúskom a Maďarskom. V rámci SR susedí s Bratislavským, Trenčianskym a Nitrianskym krajom. V kraji je 251 obcí, z nich 16 so štatútom mesta.

### 2. Demografický stav a vývoj

Počtom 561 525 obyvateľov k 31. 12. 2009 je zo všetkých krajov SR najmenší, na celkovej populácii Slovenska sa podieľa 10,4 %. Vyznačuje sa však vysokou koncentráciou obyvateľstva, na km<sup>2</sup> pripadá v priemere 135 obyvateľov, takmer o 25 viac ako je celoslovenský priemer. Hustotou osídlenia sa v medzikrajskom porovnaní zaraďuje na 2. miesto. Odlišná je hustota osídlenia v jednotlivých okresoch kraja. Najviac obyvateľov v priemere na 1 km<sup>2</sup> žije v okrese Trnava (173,5 obyvateľov), ďalej v okresoch Hlohovec (169,2) a Piešťany (168,5). Jediný okres s hustotou nižšou ako 100 obyvateľov na km<sup>2</sup> je okres Senica. V mestách žilo 48,4 % z celkového počtu obyvateľov kraja.

Podľa základných demografických charakteristík, t. j. pohlavia a veku, možno konštatovať, že ženy početne prevládali i v Trnavskom kraji, ale v porovnaní s celoslovenským priemerom bol podiel žien nižší o 0,2 percentuálneho bodu. Obyvateľstvo starne, čo dokazuje aj zvyšovanie priemerného veku obyvateľa. Rozdiel priemerných vekov medzi Trnavským krajom a Slovenskou republikou bol 0,7 roka v prospech SR. Rovnako index starnutia (podľa metodiky EU) bol takmer o 10 bodov vyšší v porovnaní so Slovenskom.

V roku 2009 bola v Trnavskom kraji hrubá miera sobášnosti, pôrodnosti a úhrnnej plodnosti pod celoslovenským priemerom. Počet sobášov v prepočte na 1 000 obyvateľov stredného stavu bol nižší o 0,3 bodu oproti hodnote za Slovensko. Nízke hodnoty hrubej miery pôrodnosti pod 10 ‰ boli v Trnavskom, Trenčianskom a Nitrianskom kraji (SR 11,3 ‰). Hodnota úhrnnej plodnosti (1,2 dieťaťa na 1 ženu vo fertilnom veku) bola najnižšia zo všetkých krajov Slovenska.

Na druhej strane, hodnoty hrubej miery rozvodovosti, potratovosti a úmrtnosti boli v roku 2009 v Trnavskom kraji nad úrovňou Slovenska. Hrubá miera rozvodovosti bola druhá najvyššia, kde na 1 000 obyvateľov stredného stavu pripadli takmer 3 rozvody. Trnavský kraj vykazoval nadpriemerný index potratovosti, takmer o 6 potratov na 100 narodených viac, ako bol priemer za Slovensko. Oproti hodnotám za Slovensko bola v Trnavskom kraji hrubá miera úmrtnosti vyššia o 0,1 bodu. Stredná dĺžka života poskytuje presnejší a kvalifikovanejší obraz o rozdieloch v úmrtnosti a kvalite života v jednotlivých regiónoch. Stredná dĺžka života pri narodení u mužov v Trnavskom kraji dosiahla 71,38 rokov (SR 71,27), u žien dosiahla 78,92 rokov (SR 78,74).

Vývoj počtu obyvateľov Trnavského kraja možno charakterizovať nasledovne:

- v období 1997 - 2008 zaznamenal kraj prirodzený úbytok obyvateľstva a v období 2001 - 2002 bol zároveň vykázaný i celkový úbytok obyvateľstva, pretože prírastky sťahovaním nedokázali vykompenzovať prirodzené úbytky.
- po celé obdobie 2003 – 2008 bol dosiahnutý celkový prírastok tým, že migračné saldo bolo vyššie ako prirodzený úbytok.
- v roku 2009 bol dosiahnutý celkový prírastok a to prirodzeným prírastkom a prírastkom sťahovaním. Prirodzený prírastok 38 obyvateľov bol dosiahnutý po 12 rokoch.

Rovnaká situácia je vo všetkých okresoch kraja. Pri hodnotení výsledných hodnôt celkového prírastku obyvateľov v jednotlivých okresoch, na prvom mieste s výrazne rastúcou tendenciou bol okres Dunajská Streda, a to vďaka vysokému prírastku sťahovaním. V období 2004 – 2009 bol zaznamenaný celkový prírastok obyvateľov v okresoch Piešťany, Skalica a Trnava tým, že migračné saldo bolo vyššie ako prirodzený úbytok. Okres Hlohovec zaznamenal celkový úbytok obyvateľov takmer počas celého sledovaného obdobia, s výnimkou rokov 2004 - 2005 a 2009 v dôsledku prirodzeného úbytku v spojitosti s úbytkom obyvateľov sťahovaním.

### 3. Geografické podmienky a hospodárstvo.

Z geografického hľadiska z povrchových celkov najväčšiu plochu zaberá na juhu Podunajská nížina a na severe a severozápade Záhorská nížina. Oddelené sú pásmom kryhového pohoria Malé Karpaty a na severovýchode výbežkom Považského Inovca. Najvyšším vrchom v kraji sú Záruby (768 m n. m., najvyšší vrch Malých Karpát). Kraj sa rozprestiera v dvoch klimatických oblastiach – teplej a mierne teplej oblasti. Najsuchšie a najteplejšie sú južné oblasti Podunajskej nížiny. Najchladnejšia je oblasť Malých Karpát. Územím preteká viacero väčších riek, Dunaj, Váh, Malý Dunaj, na Záhorí Morava. Na nich sú vybudované viaceré vodné nádrže (Slňava, Kráľová) ako aj najväčšie a najznámejšie vodné dielo Gabčíkovo. Kraj je veľmi bohatý na termálne vody (Veľký Meder, Dunajská Streda, Vincov les, Topoľníky) i zdroje pitnej vody (Žitný ostrov). Zasahujú sem štyri chránené krajinné oblasti (Malé Karpaty, Záhorie, Biele Karpaty, Dunajské luhy), viaceré prírodných rezervácií (napr. Ostrov orliaka morského pri obci Baka v okrese Dunajská Streda, Klatovské rameno Malého Dunaja) a areálov a jedna národná prírodná pamiatka, jaskyňa Driny. Nerastné suroviny sú zastúpené na severe ložiskami ropy a zemného plynu (Gbely), v ostatných častiach zásobami tehliarskych surovín (Boleráz), stavebného kameňa (Buková, Jablonica, Trstín), zlievárenských pieskov (Šajdíkove Humence, Šaštín - Stráže). Pohorie Malých Karpát je zdrojom kvalitného bukového a dubového dreva, využívaného na palivové a rôzne priemyselné účely.

Trnavský kraj patrí medzi najproduktívnejšie poľnohospodárske kraje SR (nasleduje hneď za Nitrianskym krajom). Sú tu dobré podmienky pre poľnohospodársku výrobu. Z celkovej rozlohy kraja zaberá poľnohospodárska pôda 70,4 %. Stupeň zornenia 89,8 % je najvyšší zo

všetkých krajov SR (celoslovenský priemer je 58,7 %). Veľmi dobré pôdne podmienky vytvárajú predpoklady pre pestovanie takmer všetkých poľnohospodárskych plodín. Najväčšie zastúpenie majú obilniny, olejiny, cukrová repa a viacročné krmoviny, kde sa dosahujú aj najväčšie hektárové úrody v rámci krajov SR. Rastlinnú výrobu dopĺňa i živočíšna výroba, pričom výrazný podiel má chov hovädzieho dobytku a ošípaných.

Priemysel v kraji je zastúpený takmer všetkými odvetvami. Jeho rozmiestnenie je teritoriálne nerovnomerné. Severná a stredná časť kraja je priemyselná, južná časť má priemyselno-poľnohospodársky charakter. Významnú pozíciu má automobilový, elektronický a energetický priemysel. Viac ako polovica pracujúcich v hospodárstve kraja bola zamestnaná v službách (52,4 %), v priemysle a stavebníctve pracovalo 42,9 % a v poľnohospodárstve 4,7 %. Výraznejšie zastúpenie služieb mal okres Piešťany, čo sa spája s medzinárodne uznávanými kúpeľmi v Piešťanoch. Priemyselná a stavebná činnosť výrazne dominovala v okrese Skalica, výrazný podiel pracujúcich v poľnohospodárstve mali okresy Senica (8,8 %) a Dunajská Streda (6,6 %). Priemerná hrubá nominálna mesačná mzda zamestnanca (údaje spracované výberovým zisťovaním za podniky s 20 a viac zamestnancami) za rok 2009 dosiahla 752,30 Eur s najvyššou hodnotou v okrese Trnava (859,7 Eur). Miera evidovanej nezamestnanosti k 31. 12. 2009 dosiahla 8,4 %. Najvyššia bola v okrese Senica (13 %), najnižšia v okrese Galanta (6,2 %).

Dopravná poloha Trnavského kraja a osobitne krajského mesta Trnava je významne exponovaná predovšetkým z hľadiska domácej ako i medzinárodnej dopravy. Zastúpená je tu cestná, železničná a vodná doprava. Krajom prechádzajú dôležité cestné ťahy z Bratislavy cez Trnavu do Žiliny a z Nitry cez Trnavu do Hodonína. Železničná doprava je zastúpená dôležitými dopravnými trasami ako Bratislava – Žilina a elektrifikovanou jednokoľajnou traťou Trnava – Galanta a Trnava – Kúty. Posledná z nich predlžuje južný železničný ťah smerom na Českú republiku. Nie menej dôležitý význam má aj trať Bratislava – Galanta – Štúrovo. Vybudovaním Vodného diela Gabčíkovo sa podstatne zlepšili plavebné podmienky na slovenskom úseku Dunaja. V regióne sa nachádza aj letisko medzinárodného významu v Piešťanoch.

#### **4. Vzdelanie, kultúra, kúpeľníctvo**

Vzdelanie zabezpečujú okrem siete základného a stredného školstva aj vysoké školy. Centrom vysokého školstva je Trnava, kde sídli Trnavská Univerzita, Univerzita sv. Cyrila a Metoda a Materiálovo- technologická fakulta Slovenskej technickej univerzity. Okrem toho sa v kraji nachádza Vysoká škola v Sládkovičove a Stredoeurópska vysoká škola v Skalici.

V oblasti kultúry je centrom mesto Trnava. Významná je tradícia divadelníctva (Divadlo Jána Palárika). Historické a kultúrne bohatstvo je vystavené v galériách a múzeách, známe je Západoslovenské múzeum v Trnave, Záhorské múzeum v Skalici i Vlastivedné múzeum v Hlohovci. Najviac navštevovaná je pamiatková rezervácia mesta Trnava s komplexom stredovekých sakrálnych i univerzitných budov, pamiatková rezervácia ľudovej architektúry Plavecký Peter. V kraji je zachovalých viacero hradov, kaštieľov i technických pamiatok, ako Smolenický zámok, hrad Dobrá voda, kaštiele v Dolnej Krupej, Moravanoch nad Váhom, i vodné a veterné mlyny pri Dunajskom Klátove, Tomášikove, Jelke či Holíči. Známa a navštevovaná je aj bazilika Sedembolestnej Panny Márie v Šaštíne.

Trnavský kraj je atraktívnym regiónom aj vďaka bohatým zdrojom termálnych a liečivých vôd a rozvinutému kúpeľníctvu. Významné postavenie majú mestá Piešťany a Smrdáky. Piešťany sú najvýznamnejšie slovenské kúpele zamerané na liečbu reumatických ochorení a pohybového aparátu. Radia sa medzi popredné kúpele Európy a sú vyhľadávané aj medzinárodnou klientelou. Významným kúpeľným strediskom sú aj moderne dobudované Prírodné kúpele Smrdáky. Dostali pomenovanie podľa zápachu prameňov, ktoré majú

najvyšší obsah sírovodíka v rámci európskych liečivých vôd. S vysokým percentom úspešnosti sa tu liečia kožné ochorenia.

#### **5. Záver**

Existencia nadregionálnej a medzinárodnej dopravnej infraštruktúry (železnice, diaľnice, letisko) blízkosť hlavného mesta Bratislavy (50 km), priaznivá vzdelanostná štruktúra obyvateľstva, nízka miera nezamestnanosti, nárast zahraničného kapitálu - to sú najdôležitejšie faktory rozvoja tohto regiónu.

#### **4. Literatúra**

[1] Náš región - Trnavský kraj - Pracovisko ŠÚ SR v Trnave 2010

[2] Vývoj obyvateľstva v Trnavskom kraji v roku 2009 - Pracovisko ŠÚ SR v Trnave 2010

#### **Adresa autora:**

Ing. Jela Gažová

Štatistický úrad SR – pracovisko v Trnave

Osvaldova 2

917 23 Trnava

jela.gazova@statistics.sk



## **Analýza stavu imisií SO<sub>2</sub> vo vybraných lokalitách pomocou štatistických metód**

### **Analysis of imission SO<sub>2</sub> in chosen sites by means of some statistical methods**

Miriam Andrejiová, Zuzana Kimáková

**Abstract:** The article deals with an analysis of dispersion of chosen parameter of air pollution in relation with the site of measurement and following application of methods of multiple comparison. All results were obtained by OSS - R package.

**Key words:** atmosphere pollution, assumptions of ANOVA, normality, homoskedasticity of the variance, analysis of variance, post hoc tests.

**Kľúčové slová:** znečistenie ovzdušia, normalita, homoskedasticita rozptylov, analýza rozptylu, post hoc testy.

**JELL classification:** C10, C12.

## **1. Úvod**

Potreba chrániť životné prostredie pred znečistením je stále jednou z najdôležitejších tém moderného sveta. Je všeobecne akceptované, že životné prostredie zahŕňa širokú škálu elementov, vrátane ovzdušia, vody, pôdy, flóry a fauny, ako aj ľudského zdravia a bezpečnosti, a že tieto majú byť chránené ako súčasť globálneho cieľa zaistiť trvalo udržateľný rozvoj.

**Znečisťovanie ovzdušia** vypúšťaním znečisťujúcich látok do atmosféry, vnášanie škodlivín do pôdy prostredníctvom vzduchu, vody a tuhých odpadov a vypúšťanie znečisťujúcich látok do vodných recipientov, má katastrofálne následky na životné prostredie.

K hlavným znečisťujúcim látkam patria oxidy síry SO<sub>x</sub>/SO<sub>2</sub>, oxidy dusíka NO<sub>x</sub>/NO<sub>2</sub>, tuhé znečisťujúce častice PM<sub>10</sub>/PM<sub>2,5</sub> (častice s ozmerom nad 10µm/ pod 2,5 µm), olovo Pb, ozón O<sub>3</sub>, oxid uhoľnatý CO, Benzo(a)pyrén, Dioxíny a furány PCDD/PCDF (neželezné produkty spaľovacích procesov výroby celulózy, tavení kovov a pod.).

**SO<sub>2</sub> (sulfurdioxid)** zaujíma vedúce postavenie medzi škodlivosťami oxidov síry. Ide o bezfarebný nehorľavý plyn ostrého štiplavého zápachu, pri styku s vodou a vlhkými povrchmi veľmi ľahko vytvára kyselinu siričitú (H<sub>2</sub>SO<sub>3</sub>) a kyselinu sírovú (H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub>), pri 10°C prechádza do tekutého stavu. Množstvo síry, ktoré sa vo forme SO<sub>2</sub> dostáva do atmosféry je ďaleko väčšie ako množstvo, ktoré sa priemyselne spracováva na kyselinu sírovú, alebo na iné zlúčeniny síry.

## **2. Analýza rozptylu**

Významné miesto v mnohých analýzach stavu životného prostredia a pri spracovaní a analýze environmentálnych dát majú štatistické metódy: od jednoduchého triedenia, cez výpočet základných číselných charakteristík, grafické zobrazovanie až po komplikovanejšie analýzy sledovaných parametrov životného prostredia.

**Analýza rozptylu** (ANOVA, *ang. ANalysis Of VAriance*) je metóda, ktorá umožňuje porovnávať stredné hodnoty viacerých nezávislých základných súborov. Jej cieľom je odhaliť, či rozdiely stredných hodnôt jednotlivých súborov sú štatisticky významné alebo iba náhodné. Inak povedané, ANOVA sa snaží zistiť, ktoré z kvantitatívnych alebo kvalitatívnych faktorov významne ovplyvňujú sledované veličiny.



K základným dôležitým predpokladom použitia analýzy rozptylu patrí:

- **nezávislosť** výberov - jednotlivé výbery sú navzájom nezávislé, čo je záležitosť naplánovania experimentu a zberu údajov,
- **normalita** výberov - výberové súbory pochádzajú zo základných súborov s normálnym rozdelením, t.j. náhodné chyby sú náhodné veličiny s parametrami  $N(0, \sigma^2)$ ,
- **homoskedasticita (homogénnosť) rozptylov** - zhodnosť rozptylov základných súborov.

Podľa počtu skúmaných faktorov delíme analýzu rozptylu na **jednofaktorovú** (jednostupňovú) a **viacfaktorovú** (viacstupňovú), v ktorej je sledovaný vplyv viacerých faktorov na kvantitatívnu premennú.

**Jednofaktorová analýza rozptylu** je najjednoduchšou formou analýzy rozptylu, ktorá skúma závislosť kvantitatívnej premennej  $X$  od jedného faktora  $A$ . Predstavuje zovšeobecnenie dvojvýberového  $t$  – testu pre  $k$  výberov.

Zamietnutie nulovej hypotézy overujúcej zhodu stredných hodnôt poskytuje informáciu o tom, že v skupine existujú významné rozdiely v stredných hodnotách. Obvykle nás ale zaujíma aj to, medzi ktorými dvoma súbormi existujú štatisticky významné rozdiely. K tomu slúžia **metódy mnohonásobného porovnávania**, tzv. metódy následného testovania (**post hoc testy**). K najčastejším metódam patrí: *Bonferroniho metóda*, *Scheffého metóda*, *Tukeyova metóda*, *Modifikovaná LSD metóda*, *Duncanova metóda* a iné.

### 3. Analýza stavu kvality ovzdušia – parameter $SO_2$

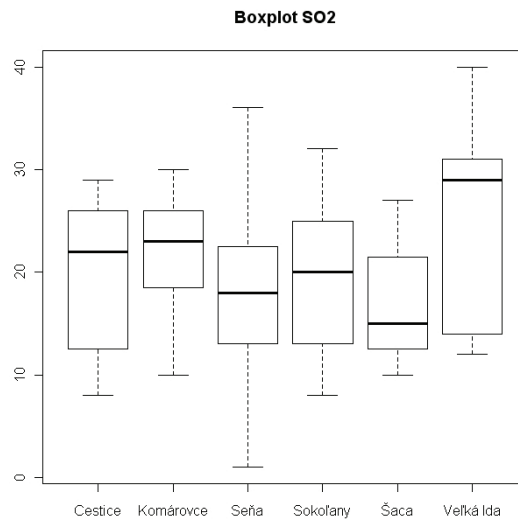
Naším cieľom je posúdiť závislosti medzi množstvom nameraného maximálneho denného priemeru vybraného ukazovateľa znečistenia ovzdušia od jednotlivých miest merania ukazovateľov. Z lokality v blízkosti oceliarskej spoločnosti U.S.Steel Košice, s.r.o., ktorá je najväčším zdrojom znečistenia ovzdušia v Košickom kraji, sme vybrali šesť miest meraní: Cestice, Komárovice, Veľká Ida, Sokol'any, Seňa a Šaca. Výpočty v tomto článku zrealizujeme len pre jeden vybraný ukazovateľ –  $SO_2$ .

V priebehu mesiacov január 2009 až december 2009 boli namerané hodnoty množstva  $SO_2$  ( $\mu g/m^3$ ), ktoré predstavujú maximálny denný 8 hodinový priemer (namerané údaje sú súčasťou mesačných správ za rok 2009).

Výpočet základných číselných charakteristík vybraných výberových súborov je v tabuľke 1. Ešte pred vykonaním analýzy prostredníctvom tzv. krabicového grafu (boxplotu) posúdime symetriu či asymetriu rozdelenia prípadne identifikujeme odľahlé resp. extrémne pozorovania. Grafické znázornenie boxplotov pre jednotlivé výberové súbory je na obr. 1.

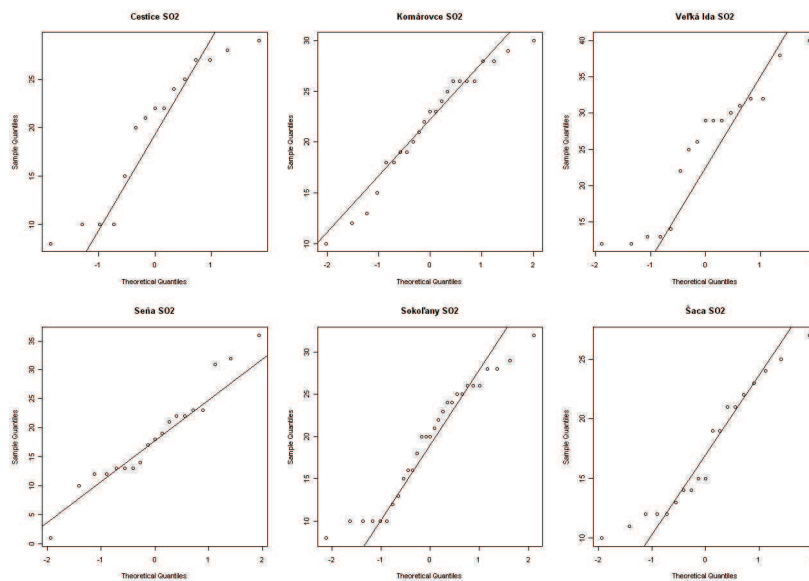
**Tabuľka 1: Základné číselné charakteristiky vybraných súborov**

Lokalita	n	$x_p$	Mo	Me	Min	Max	$s^2$	s	$R_v$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
Cestice	15	19,87	10	22	8	29	54,51	7,38	21	-0,50	-1,31
Komárovice	23	21,78	26	23	10	30	31,45	5,61	20	-0,55	-0,52
Veľká Ida	17	25,12	29	29	12	40	84,86	9,21	28	-0,26	-1,11
Seňa	19	18,53	13	18	1	36	71,82	8,47	35	0,29	0,31
Sokol'any	29	19,55	10	20	8	32	48,90	6,99	24	-0,16	-1,22
Šaca	19	17,32	12	15	10	27	28,56	5,34	17	0,32	-1,32



**Obrázok 1: Boxplot**

Na overenie normality boli použité rankitové grafy (tzv. normal Q-Q plot, obr.2) a Shapiro – Wilkov test normality.



**Obrázok 2: Normal Q-Q plot**

Testujeme hypotézu  $H_0$  : náhodný výber pochádza zo základného súboru s normálnym rozdelením proti  $H_1$  : náhodný výber pochádza zo základného súboru s iným ako normálnym rozdelením. Výsledky sú uvedené v tabuľke 2.

**Tabuľka 2: Shapiro – Wilkov test (p-hodnoty)**

Cestice	Komárovce	Veľká Ida	Seňa	Sokolany	Šaca
0,054	0,300	0,061	0,107	0,084	0,124

Pretože pre každý výberový súbor je p-hodnota väčšia ako hladina významnosti (zvolili sme  $\alpha = 0,05$ ), nulovú hypotézu  $H_0$  o normalite jednotlivých základných súborov

nezamietame a môžeme predpokladať, že všetky výberové súbory sa riadia normálnym rozdelením.

**Podmienku homogenosti rozptylov** overíme pomocou *Barlettovho testu*. Testujeme hypotézy

$$H_0 : \sigma_{Cestice}^2 = \sigma_{Komárovce}^2 = \sigma_{Velkalda}^2 = \sigma_{Sena}^2 = \sigma_{Sokolany}^2 = \sigma_{Saca}^2 \text{ proti } H_1 : \text{non } H_0.$$

Z výsledkov testu vyplýva, že hypotézu o rovnosti rozptylov nezamietame (hodnota  $p = 0,153 \geq \alpha$ ).

V ďalšom kroku nasleduje samotná **analýza rozptylu**. Miesto merania (lokalita) predstavuje faktor so 6 úrovňami, ktorého vplyv na sledovaný parameter  $SO_2$  sledujeme. Testujeme hypotézy

$$H_0 : m_{Cestice} = m_{Komárovce} = m_{Velkalda} = m_{Sena} = m_{Sokolany} = m_{Saca}$$

proti

$$H_1 : \text{non } H_0.$$

Výsledky analýzy sú zhrnuté v tabuľke 3.

**Tabuľka 3: Analýza rozptylu**

Zdroj variability	Súčet štvorcov	Stupne voľnosti	Priemerný štvorec	Podiel $F$	p-hodnota	$F_{krit}$
výber	$SS_A = 693,1$	$df_A = 5$	$MS_A = 138,62$	$F = 2,686$	0,0246	2,29
reziduálny	$SS_R = 5987,4$	$df_R = 116$	$MS_R = 51,62$	-	-	-
celkový	$SS_T = 6680,5$	$df_T = 121$	-	-	-	-

Hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , ak je splnená nerovnosť  $F = 2,686 > F_{0,95}(5;116) = 2,29$ . Hodnota testovacej charakteristiky sa nachádza v kritickej oblasti zamietnutia, preto na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  zamietame nulovú hypotézu ( $p < \alpha$ ) a prijímame alternatívnu hypotézu. Môžeme tvrdiť, že stredné hodnoty súborov sa štatisticky významne líšia a faktor lokalita merania má vplyv na namerané množstvo skúmaného parametra  $SO_2$ .

#### 4. Post hoc testy

Na základe analýzy rozptylu sme dospeli k záveru, že medzi strednými hodnotami sú štatisticky významné rozdiely. Teraz chceme vedieť, ktoré súbory sa vzájomne štatisticky významne líšia. K tomu použijeme **post hoc testy**, tzv. **metódy mnohonásobného porovnávania**.

Testujeme nulovú hypotézu  $H_0$ , v ktorej považujeme rozdiely stredných hodnôt medzi dvojicou skupín za *nevýznamné* proti alternatívnej hypotéze  $H_1$ , že *existujú štatisticky významné rozdiely medzi strednými hodnotami dvojice skupín*, t.j. testujeme

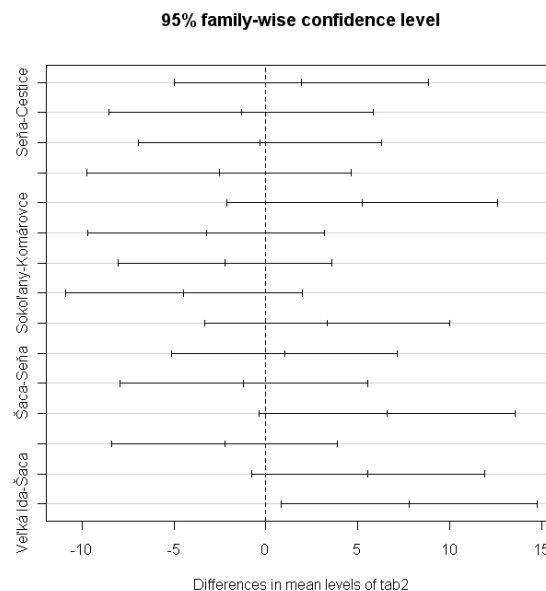
$$H_0 : m_i = m_j \text{ proti } H_1 : m_i \neq m_j \text{ pre každú dvojicu } i, j = 1, 2, \dots, k, i \neq j.$$

Ako prvú sme zvolili *Tukeyho metódu*. Porovnaním  $p$ - hodnoty s hladinou významnosti  $\alpha = 0,05$  dospejeme k záveru, že hypotézu  $H_0$  o rovnosti stredných hodnôt zamietame len v jednom prípade: Veľká Ida – Šaca. V ostatných dvojiciach hypotézu o rovnosti stredných hodnôt nezamietame.

	diff	lwr	upr	p adj
Komárovce-Cestice	1.9159420	-4.9937715	8.825656	0.9663536
Seňa-Cestice	-1.3403509	-8.5314425	5.850741	0.9943754
Sokolany-Cestice	-0.3149425	-6.9364901	6.306605	0.9999929
Šaca-Cestice	-2.5508772	-9.7419688	4.640214	0.9076359
Veľká Ida-Cestice	5.2509804	-2.1243706	12.626331	0.3139117
Seňa-Komárovce	-3.2562929	-9.7107798	3.198194	0.6889359
Sokolany-Komárovce	-2.2308846	-8.0441017	3.582333	0.8754902
Šaca-Komárovce	-4.4668192	-10.9213061	1.987668	0.3455883
Veľká Ida-Komárovce	3.3350384	-3.3241210	9.994198	0.6955831
Sokolany-Seňa	1.0254083	-5.1196019	7.170419	0.9966572
Šaca-Seňa	-1.2105263	-7.9653807	5.544328	0.9953206
Veľká Ida-Seňa	6.5913313	-0.3593565	13.542019	0.0736448
Šaca-Sokolany	-2.2359347	-8.3809449	3.909076	0.8981284
Veľká Ida-Sokolany	5.5659229	-0.7937276	11.925573	0.1222223
Veľká Ida-Šaca	7.8018576	0.8511698	14.752545	0.0182801

**Obrázok 3: Výstup z programu R – Tukeyho metóda**

Okrem  $p$ -hodnoty môžeme brať do úvahy aj interval (lwr, upr), t.j.  $(1-\alpha)*100\%$  interval spoľahlivosti pre rozdiel medzi priemerami v tvare  $(\bar{y}_i - \bar{y}_h) \pm T_{Tukey, \alpha}$ , kde  $T_{Tukey, \alpha}$  je testovacia charakteristika Tukeyho metódy. Grafické znázornenie intervalov je na obr.4. Intervaly, ktoré neobsahujú nulovú hodnotu, považujeme za štatisticky významné na hladine významnosti  $\alpha$ .



**Obrázok 4: Grafické znázornenie - Tukeyho metóda**

Rovnaký výsledok získame použitím *Bonferroniho metódy* a *Scheffého metódy*. Na druhej strane, ďalšia metóda - *Modifikovaná LSD metóda* dáva odlišný výsledok (tabuľka 4). Na jej základe môžeme zamietnuť hypotézu  $H_0$  o rovnosti stredných hodnôt parametra  $SO_2$  nielen v prípade dvojice Šaca – Veľká Ida, ale aj v prípade Šaca – Komárovce, Veľká Ida – Sokolany, Veľká Ida – Seňa a Veľká Ida – Cestice ( $p < \alpha$ , ozn. \*).

**Tabuľka 4: Modifikovaná LSD metóda**

	Cestice	Komárovce	Veľká Ida	Seňa	Sokol'any
Komárovce	0,4233	-	-	-	-
Veľká Ida	<b>0,0413*</b>	0,1494	-	-	-
Seňa	0,5901	0,1464	<b>0,0070*</b>	-	-
Sokol'any	0,8906	0,2684	<b>0,0125*</b>	0,6296	-
Šaca	0,3061	<b>0,0472*</b>	<b>0,0015*</b>	0,6045	0,2939

## 5. Záver

Z výsledkov analýzy rozptylu vyplýva, že medzi jednotlivými lokalitami merania sledovaného parametra znečistenia sú štatisticky významné rozdiely. Na základe viacnásobného porovnávania, prostredníctvom Modifikovanej LSD metódy vyplynulo, že významné rozdiely medzi sledovaným parametrom SO<sub>2</sub> a miestom merania, sú nielen medzi lokalitami Šaca a Sokol'any, ale aj takmer v každej dvojici, ktorá je vytvorená s lokalitou Veľká Ida a ostatnými pozorovanými lokalitami (okrem lokality Cestice).

*Podiel variability (efekt faktora)* ukazovateľa SO<sub>2</sub> vysvetlenej typom lokality merania určuje koeficient  $\eta^2 = \frac{SS_A}{SS_T} = 0,104$ . Z toho vyplýva, že v danom prípade namerané množstvo sledovaného ukazovateľa SO<sub>2</sub> závisí približne len 10,4% od typu miesta lokality, kde je meranie uskutočnené a až 89,6% od iných činiteľov.

Táto skutočnosť súvisí aj s charakterom sledovaného ukazovateľa. Znečisťujúce látky v ovzduší môžu byť kedykoľvek v životnom prostredí rozptýlené cestou vzduchu, vody, pôdy, žijúcich organizmov a potravín. Miera a charakter rozptylu sú závislé od zdroja emisií a ich zloženia a sú ovplyvnené ďalšími faktormi, ako sú napríklad meteorologické podmienky, rýchlosť a smer vetra, geografické vlastnosti lokality a pod.. Mnohé znečisťujúce látky preukazujú neobyčajne zložité charakteristiky rozptylu, zvlášť v prostredí, akým sú veľkomestá a mestá s veľkým počtom zdrojov emisií a veľkou variáciou environmentálnych charakteristík.

*Príspevok bol spracovaný s podporou grantového projektu VEGA 1/0543/10.*

## 6. Literatúra

- [1] ANDĚL, J.. 1998. Statistické metody. Praha: MATFYZPRESS, 1998. 247 s. ISBN 80-85863-27-8.
- [2] CHAJDIÁK, J. - RUBLÍKOVÁ, E. – GUDÁBA, M. 1994. Štatistické metódy v praxi. Bratislava: STATIS, 1994. 309s. ISBN 0-13-7246659-5.
- [3] R DOCUMENTATION

### Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr. PhD.  
KAMA Sjf, TU Košice  
Letná 9  
040 10 Košice  
miriam.andrejiova@tuke.sk

Zuzana Kimáková, RNDr. PhD.  
KAMA Sjf, TU Košice  
Letná 9  
040 10 Košice  
zuzana.kimakova@tuke.sk

## Slovenské inovatívne podniky a regionálna štruktúra ich trhov

### Slovak innovative enterprises and regional structure of their markets

Tatiana Arbe

**Abstract:** The article is focused on the statistical research about innovations in Slovakia. It analyses the regional market structure of Slovak innovative enterprises.

**Key words:** Process Innovations, Product and Services Innovations, regional, national markets, markets of the EU's countries, EFTA or the EU's candidate countries, the other countries' markets.

**Kľúčové slová:** Inovácie, inovácie produktov a služieb, regionálne, národné trhy, trhy krajín EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín EÚ, trhy ostatných krajín.

**JEL classification:** C1.

#### 1. Úvod

Štatistický úrad SR vykonáva štatistické zisťovania za účelom posúdenia stavu a vývoja ekonomiky a spoločnosti Slovenskej republiky. Výsledky sa využívajú i pre medzinárodné porovnávanie. Toto zisťovanie je súčasťou Programu štátnych štatistických zisťovaní schváleného na roky 2006 – 2008 vydaného v Zbierke zákonov SR. V záujme zabezpečenia objektívnych výsledkov zisťovania sa vyžaduje každé 2 roky úplné a pravdivé vyplnenie štatistického formulára v súlade so Všeobecnými metodickými pokynmi pre spravodajské jednotky, platnými od 1. januára 2003a jeho doručenie v stanovenom termíne ŠÚ SR.

Dotazník Štatistického úradu Inov 1-99 Štatistické zisťovanie o inováciách je určený pre ekonomické subjekty a otázky v ňom sa týkajú inovačných aktivít slovenských podnikov v roku 2006. Bol registrovaný ŠÚ SR č. vk. 126/06. Spravodajská povinnosť vyplniť štatistický formulár vyplýva organizáciám z § 18 zákona č. 540/2001 Z. z. o štátnej štatistike. Uvedené údaje sú dôverné a chránené, nezverejňujú sa a slúžia výlučne pre potreby Štatistického úradu SR. [1]

#### 2. Analýza regionálnej štruktúry trhov inovujúcich firiem v SR

Naše podniky boli dlho izolované od svetového trhu a jeho vývoja, neskôr ho našli obsadený. Ich nízka výkonnosť na jednej strane a ostrá a rafinovaná konkurencia na strane druhej im spôsobujú problémy presadiť sa na jednotlivých trhoch robia ich úlohu mimoriadne zložitou a ťažkou. Dnes je nevyhnutnosťou presadiť sa na svetovom trhu nielen pre využitie efektu objemu (národný trh má tak malý rozsah, že neumožňuje dosahovať efektívnosť na úrovni svetovej špičky), ale je to aj podmienka a hybná sila zvyšovania efektívnosti.

Konkurencia na súčasnom svetovom trhu je odlišná od konkurencie opisovanej ekonómami v teoretických prácach pred desiatkami rokov. Medzi zásadné „inovácie“ konkurenčného boja na súčasnom svetovom trhu treba počítať princíp „*vyhýbať sa priamej konkurencii*“, ktorý dostal svoje najprecíznejšie vyjadrenie vo forme „*stratégie diferenciácie*“ a „*stratégie focusu*“. Základnou ideou týchto stratégií je vyhnúť sa priamemu porovnaniu konkurujúcich výrobkov tým, že výrobok obohatíme o niektoré nové odlišujúce parametre a vlastnosti. Zvyšuje sa význam takých faktorov ako sú kvalita, čas, rozsah a kvalita servisu a inovácie a význam klasickej cenovej konkurencie klesá. [2]



V tomto článku budeme sledovať, na akých zemepisných trhoch predávali v roku 2006 svoje výrobky a služby podniky, ktoré v danom dotazníku priznali, že mali inovačné aktivity v sledovanom období a zároveň boli súčasťou skupiny podnikov. Znamená to, že skupina podnikov sa skladala z dvoch alebo viacerých samostatných právnych subjektov v spoločnom vlastníctve. Každý podnik v skupine môže pôsobiť na rôznych trhoch, ako je to v prípade národných alebo regionálnych dcérskych spoločností, alebo pôsobiť na rôznych trhoch s výrobkami. Ústredie je tiež súčasťou skupiny. Podniky v dotazníku neuvádzali výsledky dcérskych spoločností ani materských spoločností mimo Slovenskej republiky. Na otázku na ktorých zemepisných trhoch predával Váš podnik výrobky alebo služby v roku 2006 odpovedali štatistické spravodajské jednotky tak, ako uvádzame v nasledovných tabuľkách 1- 4.

Na otázku, či svoje výrobky predávajú aj na miestnych, regionálnych trhoch odpovedalo pozitívne 1938 z 2195 inovujúcich podnikov, čo je 88,29%. [3]

Miestne / regionálne trhy (v rámci Slovenskej republiky)	celkom	% podiel
nie	257	11,71%
áno	1938	88,29%
<b>Celkový súčet</b>	2195	100,00%

**Tab. č. 1 Predaj výrobkov a služieb na miestnych/regionálnych trhoch**

1136 podnikov z 2195, ktoré v sledovanom období mali nejakú inovačnú aktivitu, odpovedalo na otázku, či svoje produkty alebo služby predávajú na národnom trhu záporne, t.j. 51,75%. Znamená to, že svoje produkty realizujú v zahraničí, rep. na regionálnom trhu.

48,25% podnikov, čo je 1059 firiem, realizovalo v roku 2006 svoje outputy aj na národných trhoch.

Národné trhy	celkom	% podiel
nie	1136	51,75%
áno	1059	48,25%
<b>Celkový súčet</b>	2195	100,00%

**Tab. č. 2 Predaj výrobkov a služieb na národných trhoch**

Viac ako polovica, presne 54,35% inovujúcich firiem zo Slovenskej republiky predáva svoje produkty na trhoch krajín EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín EÚ. 1002 firiem, ktoré sa zaoberajú inováciou svojich produktov a služieb, nepredáva tieto na trhoch EÚ, EFTA či kandidátskych krajín EÚ.

Trhy v krajinách EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín	celkom	% podiel
EÚ		
nie	1002	45,65%
áno	1193	54,35%
<b>Celkový súčet</b>	2195	100,00%

**Tab. č. 3 Predaj výrobkov a služieb na trhoch v krajinách EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín EÚ**

Napokon uvádzame údaje o počte firiem, ktoré svoje inovované výrobky a služby sú schopné realizovať aj na trhoch ostatných krajín, ako boli doposiaľ uvádzané. Z celkového počtu 2195 inovujúcich firiem sa so svojimi produktmi presadzuje aj na iných trhoch ako sú



trhy v krajinách EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín EÚ len 308 firiem, čo predstavuje len 14,03% slovenských podnikov.

Trhy všetkých ostatných krajín	celkom	% podiel
nie	1887	85,97%
áno	308	14,03%
<b>Celkový súčet</b>	2195	100,00%

*Tab. č. 4 Predaj výrobkov a služieb na trhoch všetkých ostatných krajín*

### 3. Záver

V nasledujúcej tabuľke uvádzame prehľad, koľko z 2195 firiem, ktoré uskutočňujú inovácie odpovedalo pozitívne na otázku, či sa im darí predávať svoje outputy na jednotlivých typoch trhov.

Trhy	celkom	% podiel
Miestne / regionálne trhy (v rámci Slovenskej republiky)	1938	88,29%
Národné trhy	1059	48,25%
Trhy v krajinách EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajín EÚ	1193	54,35%
Trhy všetkých ostatných krajín	308	14,03%

*Tab. č. 5 Počty a percentuálne podiely podnikov realizujúcich svoje outputy na jednotlivých typoch trhov*

Z tabuľky zreteľne vidíme, že s prechodom od regionálnej na globálnu úroveň počet a teda aj podiel inovujúcich firiem, úspešne realizujúcich svoju produkciu na jednotlivých typoch trhov klesá. Na regionálnej úrovni sa darí predávať svoje výrobky a služby až 88,29% podnikov, čo je 1938 z 2195 podnikov. Na národnom trhu predáva svoje produkty 48,25 % firiem, ostatné ju realizujú buď len na regionálnom alebo na širšom ako národnom trhu. Tento údaj zo štatistického súboru nevieme odvodiť. Až 54,35% inovatívnych firiem je úspešné v odbyte svojich produktov na trhoch v krajinách EÚ, EFTA alebo kandidátskych krajinách EÚ. No a na trhoch mimo krajín EÚ, EZVO či kandidátskych krajín EÚ je schopných realizovať svoje outputy 14,03% firiem, teda len 308 firiem, zaoberajúcich sa inováciami svojich produktov, služieb, či procesov.

### 5. Literatúra

- [1] Dotazník Štatistického úradu SR Inov 1-99 Štatistické zisťovanie o inováciách
- [2] Prieskum trhu a marketingová analýza možností vzniku a rozvoja inovatívnych firiem v regióne PSK - VÚC Prešov  
[http://www.ticpo.sk/ticpo\\_files/Marketingova\\_analyza.pdf](http://www.ticpo.sk/ticpo_files/Marketingova_analyza.pdf)
- [3] Original súbor CIS4 SK (1), ŠÚ SR.

Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0536/10 "Inovácie ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR."

#### Adresa autora:

Tatiana Arbe, PhD.  
 ÚM STU – OEMP  
 Vazovova 5  
 812 43, Bratislava  
 tatiana.arbe@stuba.sk

## **Aplikácia Fisherovej lineárnej diskriminačnej analýzy na analýzu dychu. Application of Fisher linear discrimination analysis to Breath analysis.**

Katarína Bartošová

**Abstract:** Classification of multidimensional data into one of two classes is an important issue. In this paper we apply Fisher linear discrimination analysis method to analysis of small concentrations of volatile organic compounds related to smokers and nonsmokers. The classification method as described here doesn't assume normally distributed input data and for finding optimal decision threshold of the discrimination function a method is designed based on the Youden index.

**Key words:** Fisher linear discrimination analysis, ROC analysis, Youden index, Breath analysis, smoking habit

**Kľúčové slová:** Fisherova lineárna diskriminačná analýza, ROC analýza, Youdenov index, analýza dychu, fajčiarsky návyk

**JEL classification:** C38

### **1. Analýza dychu**

Analýza dychu sa rozvojom nových analytických techník na meranie nízkych koncentrácií prchavých organických zložiek (VOC, z angl. Volatile Organic Compounds) vydychovaných plynov stala aktuálnou témou pre veľké množstvo vedcov a výskumníkov. V tomto príspevku sa venujeme aplikácii navrhutej klasifikačnej metódy na analýzu VOC vydychovaných plynov fajčiarov a nefajčiarov.

Koncentrácie VOC analyzované v tejto práci pochádzajú z pilotnej štúdie vytvorenej na Lekárskej univerzite v Innsbrucku v rokoch 2006 až 2008 v rámci projektu 6-teho rámcového programu Európskej komisie pod skratkou BAMOD (z angl. Breath-Gas Analysis for Molecular-Oriented Detection of Minimal Diseases).

Zozbierané vzorky dychu, pri odbere vzduchu sa kládol dôraz na zozbieranie skutočne len vzduchu v konečnom štádiu výdychu tzv. alveolárny vzduch, boli analyzované metódou hmotnostnej spektrometrie s protónovou prenosovou reakciou (PTR-MS, z angl. Proton Transfer Reaction Mass Spectrometry). PTR-MS sa pokladá za ideálny nástroj na analýzu VOC v plynných biologických vzorkách, ako napríklad ľudský dych. Predstavuje mechanizmus schopný detegovať koncentrácie VOC, merané v jednotke častica na miliardu (ppb, z angl. particles per billion), v pomerne krátkom čase s nízkym limitom detekcie (rádovo na úrovni počtu častíc na bilión, ppt, z angl. particles per trillion) a vysokou senzitivitou merania VOC [1].

Hmotnostné zložky detegované PTR-MS sú v rozmedzí od  $m/z$  21 po  $m/z$  230. Hmotnostná zložka je predbežne priradená k tej VOC, ktorá má najväčšie zastúpenie. Na základe predchádzajúcich znalostí o metabolizme sme sa zamerali na 12 vybraných VOC ( $N = 12$ ), u ktorých predpokladáme, že sú endogénne, teda tvorené ľudským telom. Medzi vybrané VOC patria molekuly s molekulovou hmotnosťou  $m/z$  predbežne identifikované ako  $m/z$  28 – kyanovodík,  $m/z$  31 – formaldehyd,  $m/z$  33 – metanol,  $m/z$  42 – acetonitril,  $m/z$  53 – vinylacetylén,  $m/z$  59 – acetón,  $m/z$  61 - kyselina octová,  $m/z$  79 – benzén,  $m/z$  97,  $m/z$  105,  $m/z$  109 a  $m/z$  123.

Každá odobratá vzorka vydychovaného plynu bola opakovane meraná najmenej 3-krát. Pre niektorých dobrovoľníkov bola odobratá vzorka vydychovaného vzduchu viacej krát. Pred

samotnou štatistickou analýzou boli dáta predspracované. Na dosiahnutie nezávislosti medzi meraniami sme ako výslednú hodnotu pre subjekt zobrali medián vypočítaný z mediánov pre opakovane namerané hodnoty koncentrácií m/z jednotlivých vzoriek daného subjektu.

Z predchádzajúcich štúdií vyplýva, že koncentrácie VOC pochádzajú z logaritmicko-normálneho rozdelenia. Samotný merací proces je ovplyvnený mnohými faktormi a nedá sa popísať jednoduchým matematickým modelom, avšak logaritmická transformácia je výhodná z mnohých príčin, ako je napr. zníženie variability meraní a šikmosť rozdelenia dát blížiacia sa k nule, kedy je rozdelenie viac symetrické. Preto sme dáta pred aplikáciou logaritmicky transformovali.

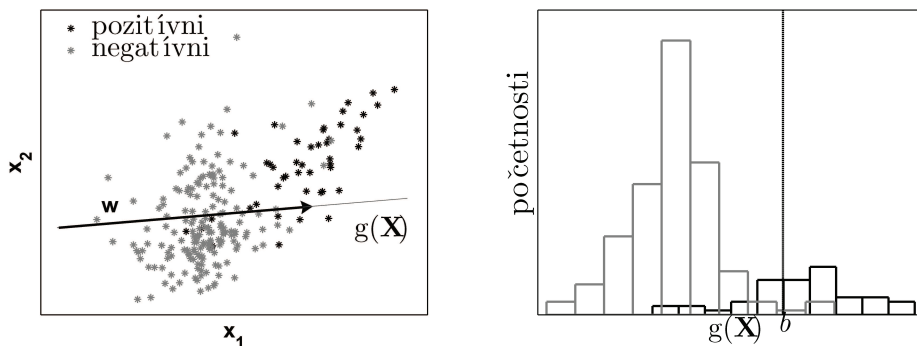
Spracovávaná databáza vektorov koncentrácií VOC vydychovaného vzduchu

$$\mathbf{x}_i = \{x_{i1}, \dots, x_{iN}\}$$

obsahuje hodnoty pre 219 dobrovoľníkov,  $i = 1, \dots, (n_1 + n_2)$ , kde 46 patrí do triedy fajčiarov ( $n_1 = 46$ ) a 173 do triedy nefajčiarov ( $n_2 = 173$ ).

## 2. Fisherova lineárna diskriminačná analýza

Ako najčastejší príklad lineárneho klasifikátora je uvádzaná Fisherova lineárna diskriminačná analýza (FLDA). Princípom FLDA je redukcia dimenzie mnohorozmerných dát do priamky tak, aby boli triedy čo najviac odlišiteľné, obrázok 1. Klasická diskriminačná analýza je optimálna v prípade normality rozdelenia pozorovaných tried. V príspevku popisujeme metódu, v ktorej nie je nutný predpoklad normality rozdelenia dát pozorovaných tried [8].



**Obrázok 1: Princíp Fisherovej lineárnej diskriminačnej analýzy FLDA. Vľavo funkcia  $g(\mathbf{X})$ , do ktorej sú pôvodné dáta transformované, vpravo histogramy výstupov funkcie  $g(\mathbf{X})$ , na základe ktorých sa vyberá optimálna hranica rozhodovacieho pravidla  $b$ .**

Úlohou klasifikátora je nájsť funkciu

$$g(\mathbf{X}) = \langle \mathbf{w}\mathbf{X} \rangle + b$$

s optimálnymi parametrami  $\mathbf{w}$ ,  $b$  tak, aby Fisherov lineárny diskriminant

$$F = \frac{(\mu_1 - \mu_2)^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$$

nadobúdal maximum. Parametre  $\mu_j = E[g(\mathbf{X}) | \omega_j]$  a  $\sigma_j = E[(g(\mathbf{X}) - \mu_j)^2 | \omega_j]$  sú podmienené stredné hodnoty a rozptyly výstupov klasifikátora jednotlivých tried  $\omega_j$ ,  $j = 1, 2$ . Fisherov lineárny diskriminat  $F$  nadobúda maximum vtedy, keď stredné hodnoty výstupov klasifikátora jednotlivých tried  $\mu_j$  ležia od seba čo najviac vzdialené, od seba čo najlepšie oddeliteľné,

prihliadajúc na rozptyly výstupov tried  $\sigma_j$ . Stredné hodnoty a rozptyly výstupov klasifikátora jednotlivých tried sa vyjadria ako

$$\mu_j = \mathbf{w}' \mathbf{m}_j + b \quad \text{a} \quad \sigma_j = \mathbf{w}' \Sigma_j \mathbf{w},$$

kde  $\mathbf{m}_j = E[\mathbf{X}_{trj} | \omega_j]$ ,  $\Sigma_j = E[(\mathbf{X}_{trj} - \mathbf{m}_j)(\mathbf{X}_{trj} - \mathbf{m}_j)' | \omega_j]$ ,  $j = 1, 2$ , odhadnuté ako výberový priemer a výberová kovariančná matica z dát tréningovej množiny pre jednotlivé triedy. Maximum pre Fisherov lineárny diskriminant  $F$ , ktorý nie je závislý na parametri  $b$ , sa nájde položením gradientu  $\delta F / \delta \mathbf{w} = 0$ . Odtiaľ  $\mathbf{w} = [(\sigma_1^2 + \sigma_2^2) / (\mu_1 - \mu_2)] [\Sigma_1 + \Sigma_2]^{-1} (\mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2)$ . Nakoľko prvý člen pravej strany je závislý od parametrov  $\mu_j$ ,  $\sigma_j$ , zakomponuje sa v klasifikátore do parametra hranice rozhodovacieho pravidla  $b$ . Potom

$$\mathbf{w} = \left[ \frac{1}{2} (\Sigma_1 + \Sigma_2) \right]^{-1} (\mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2)$$

Klasifikačné pravidlo FLDA pre nový subjekt z testovacej množiny je

$$\begin{aligned} (\mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2)' \left[ \frac{1}{2} (\Sigma_1 + \Sigma_2) \right]^{-1} \mathbf{x} < b &\Rightarrow \hat{y} = +1 \\ (\mathbf{m}_1 - \mathbf{m}_2)' \left[ \frac{1}{2} (\Sigma_1 + \Sigma_2) \right]^{-1} \mathbf{x} > b &\Rightarrow \hat{y} = -1, \end{aligned}$$

kde  $\hat{y}$  je odhad zatriedenia subjektu do jednej z dvoch tried.

Zvyčajne sa hranica  $b$  volí ako  $\alpha$ -kvantil výstupov klasifikácie tréningových subjektov z triedy  $\omega_1$ , prípadne ako  $(1-\alpha)$ -kvantil výstupov klasifikácie tréningových subjektov z triedy  $\omega_2$ , kde  $\alpha \in (0,1)$ . Hranicu  $b$  môžeme zvoliť aj ako  $b = \log(\pi_2/\pi_1)$  [6], kde  $\pi_1$ ,  $\pi_2$  sú apriórne informácie výskytu subjektov jednotlivých tried v populácii.

V tomto príspevku na získanie optimálnej hranice  $b$  navrhujeme využitie analýzy recepcnej operačnej charakteristiky (ROC) pre výstupy klasifikačnej metódy  $\theta = \mathbf{w} \mathbf{x}_{tr}$  tréningovej množiny. Pri ROC analýze predpokladáme, že namerané hodnoty pozorovaných subjektov z pozitívnej triedy sú stochasticky väčšie ako namerané hodnoty subjektov z negatívnej triedy [7]. V prípade, že tento predpoklad nie je splnený, sa namerané hodnoty lineárne alebo inverzne transformujú. Takáto transformácia nemá vplyv na výsledky ROC analýzy [4]. Transformáciou dát sa zabezpečí zaznačenie grafických výsledkov nad hlavnou diagonálou v ROC grafe.

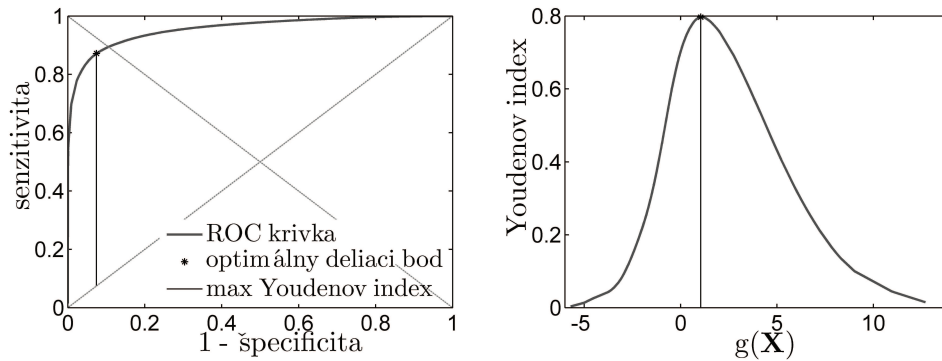
Hlavným nástrojom ROC analýzy je ROC krivka. ROC krivka slúži na hodnotenie a grafické zobrazenie zatriedenia subjektov do dvoch tried na základe sledovaného znaku. Analytické vyjadrenie ROC krivky je

$$R(1-p) = 1 - F_{\omega_1} \{F_{\omega_2}^{-1}(p)\}$$

pre  $0 \leq p \leq 1$ , kde  $F_{\omega_1}(\theta) = P(g(\mathbf{X}_{tr1}) \geq \theta)$  a  $F_{\omega_2}(\theta) = P(g(\mathbf{X}_{tr2}) \geq \theta)$  sú distribučné funkcie výstupov klasifikačnej metódy pre tréningovú množinu pozitívnej  $F_{\omega_1}$  a negatívnej  $F_{\omega_2}$  triedy.  $F_{\omega_2}^{-1}$  je inverzná funkcia k  $F_{\omega_2}$ ,  $F_{\omega_2}^{-1}(p) = \inf\{\theta: F_{\omega_2}(\theta) \geq p\}$ .

Optimálna hranica  $b$  sa nájde na základe maximálneho Youdenovho indexu. Youdenov index je často využívaná miera pri ROC krivke [3]. Je mierou efektívnosti zatriedenia subjektov podľa sledovaného znaku pri meranej veličine a na jeho základe sa určuje optimálna hranica rozhodovacieho pravidla  $b$ . Youdenov index je funkcia senzitivity a špecificity. Youdenov index v optimálnej hranici  $b$  je definovaný ako

$$J(b) = \max_{\theta} (Se(\theta) + Sp(\theta) - 1),$$



**Obrázok 2:** Vpravo ROC krivka výstupov funkcie  $g(\mathbf{X})$  Fisherovej lineárnej diskriminačnej analýzy s maximálnym Youdenovým indexom v optimálnom deliacom bode. Vľavo Youdenov index v jednotlivých bodoch výstupov funkcie  $g(\mathbf{X})$  s maximálnym Youdenovým indexom v optimálnom deliacom bode.

kde  $\theta$  sú výstupy rozhodovacej funkcie trénovacej množiny. Youdenov index  $J$  v optimálnej hranici  $b$  je maximálna vertikálna vzdialenosť medzi ROC krivkou a hlavnou diagonálou, obrázok 2. Pre miery senzitivita a špecificita platí

$$Se(\theta) = P(g(\mathbf{X}_{tr1}) > \theta) = 1 - F_{\omega_1}(\theta) \quad \text{a} \quad Sp(\theta) = P(g(\mathbf{X}_{tr2}) > \theta) = F_{\omega_2}(\theta),$$

kde senzitivita v bode  $\theta$  je definovaná ako pravdepodobnosť správneho zatriedenia pozitívnych subjektov a špecificita v bode  $\theta$  pravdepodobnosť správneho zatriedenia negatívnych subjektov. Senzitivita a špecificita sú ekvivalentné s pravdepodobnosťou chyby prvého druhu a chyby druhého druhu [7]. Pod chybou prvého druhu rozumieme zamietnutie platnej nulovej hypotézy, čiže subjekt skutočne nesúci sledovaný znak je zaradený ako negatívny. Pod chybou druhého druhu rozumieme prijatie neplatnej nulovej hypotézy, subjekt nenesúci sledovaný znak je zaradený ako pozitívny.

Nakoľko empirické distribučné funkcie  $F_{n1}$  a  $F_{n2}$  sú nespojité, obzvlášť v prípade rôznych rozsahom pozorovaní  $n_1$ ,  $n_2$ , sa odhad Youdenovho indexu a ROC krivky správajú veľmi nepredvídateľne [5]. Z tohto dôvodu volíme vyhladené odhady distribučných funkcií.

Na odhad  $F_{\omega_1}$  a  $F_{\omega_2}$  použijeme gaussovskú jadrovú funkciu [5]. Potom

$$\hat{F}_{\omega_i}(t) = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \Phi\left(\frac{t - \theta_{ji}}{h_j}\right)$$

kde  $h_j = 0,9 \min\{\text{std}(\theta_j), \text{iqr}(\theta_j)/1,34\} n_j^{-0,5}$  je šírka pásma jadrovej funkcie,  $\text{std}$  je smerodajná štandardná odchýlka,  $\text{std}$  je medzikvartilové rozpätie a  $j = 1,2$ .  $\Phi$  je distribučná funkcia štandardného normálneho rozdelenia  $N(0,1)$  a jej hodnoty sú tabulizované.

### 3. Porovnanie výsledkov zatriedenia fajčiarov a nefajčiarov

Motiváciou tohto príspevku je výber štatistických metód vhodných na analýzu dychu ako diagnostickú metódu. Klasifikačnú metódu aplikujeme na nízke koncentrácie endogénnych prechavých organických zložiek vydychovaných plynov fajčiarov a nefajčiarov.

Pri klasifikácii subjektov pomocou FLDA je nutné zvoliť parameter  $b$ , na základe ktorého sú nové subjekty zatriedené do tried. V simulačnej štúdii porovnáваме možnosti voľby optimálnej hranice rozhodovacej funkcie

- na základe ROC analýzy (ozn.M1)

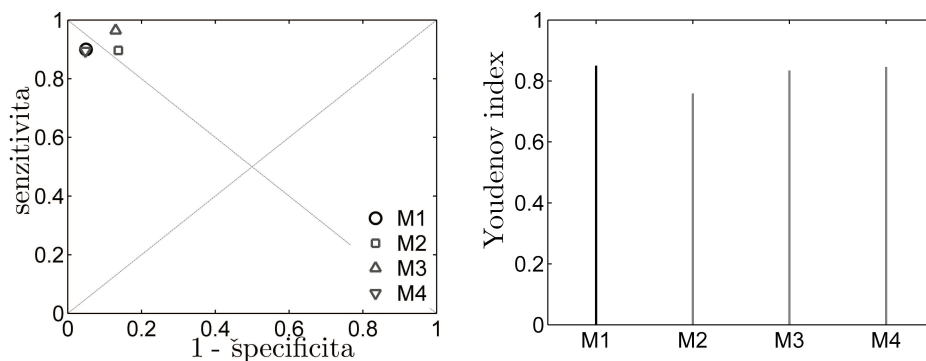
- ako  $\log(\pi_2/\pi_1) = \log(173/45)$  (ozn. M2)
- ako 5%-kvantil výstupov klasifikácie pre triedu  $\omega_1$  (ozn. M3)
- ako 95%-kvantil výstupov klasifikácie pre triedu  $\omega_2$  (ozn. M4)

Výsledky zatriedenia nových subjektov pomocou navrhnutých možností voľby optimálnej hranice rozhodovacej funkcie porovnáme v simulačnej štúdií. Výsledky sú skonštruované z výsledkov zatriedenia testovacej množiny (40% pôvodných dát) podľa klasifikačného pravidla nastaveného na trénovacej množine (60% pôvodných dát) pre 100-krát náhodne rozdelené dáta na testovaciu a trénovaciu množinu. Empirické odhady úspešnosti klasifikácie, senzitivita a špecificita sú vyjadrené vzťahmi

$$\hat{S}_e = \frac{TP}{TP + FN} \quad \text{a} \quad \hat{S}_p = \frac{TN}{TN + FP},$$

kde TP je počet subjektov správne zatriedených do pozitívnej skupiny, TN je počet subjektov správne zatriedených do negatívnej skupiny, FN je počet pozitívnych subjektov zatriedených do negatívnej skupiny a FP je počet negatívnych subjektov do pozitívnej skupiny.

Na obrázku 3 sú výsledky simulačnej štúdie znázornené v ROC grafe. ROC graf je nástroj používaný na hodnotenie výsledkov klasifikácie subjektov do dvoch tried. Zobrazuje mieru senzitivity a špecificity. Jednou z výhod je, že netrpí skreslením spôsobeným asymetrickým zastúpením subjektov jednotlivých tried v populácii [2].



**Obrázok 3:** Vpravo ROC graf s výsledkami klasifikácie jednotlivých prístupov hľadania optimálnej rozhodovacej hranice a vľavo znázornenie výsledkov pomocou Youdenových indexov.

Z výsledkov v ROC grafe vidíme, že všetky metódy klasifikujú subjekty do tried fajčiarov a nefajčiarov lepšie ako náhodné triedenie, výsledky sa nachádzajú nad rastúcou diagonálou. Metódy M2 a M3 sú vhodnejšie, ak za väčšiu chybu považujeme zlé zatriedenie pozitívnych subjektov, teda fajčiara ako nefajčiara. Výsledky týchto metód sa nachádzajú nad klesajúcou diagonálou. Najefektívnejšiu klasifikáciu,  $S_e = 0.9$ ,  $S_p = 0.95$  a  $J = 0.85$ , dosahuje metóda M1, teda FLDA, kde hranica rozhodovacej funkcie je nájdená na základe ROC analýzy.

#### 4. Záver

V príspevku navrhujeme spôsob nájdenia optimálnej hranice rozhodovacej funkcie Fisherovej lineárnej diskriminačnej analýzy. Navrhnutá metóda poskytuje najefektívnejšie zatriedenie pozorovaných fajčiarov a nefajčiarov na základe koncentrácií prchavých organických zložiek vydechovaných plynov.



## 5. Pod'akovanie

Práca bola podporovaná Vedeckou grantovou agentúrou Ministerstva školstva SR a Slovenskej akadémie vied (VEGA) grant č. 2/0019/10 a č. 1/0077/09 a Agentúrou na podporu výskumu a vývoja (APVV) grant APVV SK-AT-0003-08.

## 6. Literatúra

- [1] AMANN, A. - SMITH, D.: Breath Analysis for Clinical diagnosis and Therapeutic Monitoring. Singapore: World Scientific Publishing, 2004. 536 s. ISBN 981-256-284-2
- [2] BETINEC, M.: Použití ROC křivek pro hodnocení klasifikátorů. **In:** J. Antoch & G. Dohnal: ROBUST'06. Sborník prací 14. zimní školy JČMF. Praha. JČMF, 2004. s. 25 – 34.
- [3] FLUSS, R. - FARAGGI, D. - REISER, B.: Estimation of the Youden Index and its Associated Cutoff point. **In:** Biometric Journal, 2005, č. 47, s. 458 – 472.
- [4] GREINER, M. - PFEIFFER, D. - SMITH, R. D.: Principles and Practical Application of the Receiver-Operating Characteristic Analysis for Diagnosis Test. **In:** Preventive Veterinary Medicine, 2000, č. 45, s. 23 – 41.
- [5] HALL, P.G. - HYNDMAN, R. J. - FAN, Y.: Nonparametric confidence intervals for receiver operating characteristic curve. **In:** Biometrika, roč. 91, 2004, č. 3, s. 743 – 750.
- [6] HAND, D. J.: Discrimination and Classification: Wiley series in Probability and Mathematical Statistics. 3. vyd. Chichester: John Wiley & Sons Inc. 1981. 228 s. ISBN 978-0471280484
- [7] HSIEH, F. - TURNBULL, B.W.: Nonparametric and Semiparametric Estimation of the Receiver Operating Characteristic Curve. **In:** The Annals of Statistic, roč. 24, 1996, č. 1, s. 25 – 40.
- [8] THERIEN, CH. W.: Decision, Estimation, and Classification: An Introduction to Pattern Recognition. New York: John Wiley & Sons Inc, 1989. 251 s. ISBN 0-471-83102-6

## Adresa autora:

Katarína Bartošová, Ing.  
Ústav merania Slovenskej akadémie vied  
Dúbravská cesta 9  
841 04 Bratislava  
katarina.cimermanova@gmail.com



## Základné premenné o respondentovi v sociálnych zisťovaniach Core Social Variables in Social Surveys

Pavol Baxa

**Abstract:** Harmonisation of social surveys is based on the implementation of 16 core social variables in all relevant social surveys. Precondition for this process is harmonisation definitions and methodologies of these variables. This paper briefly introduces adopted harmonised definitions of core social variables, selected problem related to implementation of these definitions. It also indicates main topics of complex harmonisation of social surveys.

**Key words:** social surveys, core social variables, harmonised core social variable definitions, social surveys harmonisation, EPSS

**Kľúčové slová:** sociálne zisťovania, základné premenné o respondentovi, harmonizované definície, harmonizácia zisťovaní v domácnostiach, EPSS

**JEL classification:** C80.

### 1. Úvod

V rámci Európskej únie (EU) sa vykonáva viacero sociálnych zisťovaní formou výberových zisťovaní v domácnostiach. Tieto zisťovania, spravidla definované ako povinnosti členských krajín príslušnými nariadeniami Európskeho parlamentu a Rady a ich vykonávacími predpismi, reflektujú požiadavky Európskeho spoločenstva a širokej, predovšetkým odbornej verejnosti. Formujúci sa Európsky program sociálnych zisťovaní (EPSS), ktorého ambíciou je zosúladiť všetky sociálne zisťovania v rámci Európskeho štatistického systému, signalizuje ďalší nárast požiadaviek užívateľov na nové tematické skupiny údajov o obyvateľstve EU.

Základom harmonizácie sociálnych zisťovaní v domácnostiach má byť harmonizácia základných premenných o respondentovi, t. j. premenných, ktoré sa majú v každom zisťovaní u obyvateľstva zisťovať o respondentovi a jeho domácnosti.

Tento príspevok chce podať stručnú vstupnú informáciu o naštartovanej harmonizácii sociálnych zisťovaní v EU a o definíciách základných premenných o respondentovi, ktoré tvoria jej jadro.

### 2. Základné premenné o respondentovi

V súčasnosti metodika každého zisťovania v domácnostiach si definuje vlastnú sadu premenných o respondentovi a jeho domácnosti, ktoré majú za úlohu popísať jeho základné demografické a socioekonomické charakteristiky, pričom tieto definície nie sú totožné. Zvyšujúci sa nárast požiadaviek na nové zisťovania a nové tematické skupiny údajov o obyvateľstve, ktoré nie sú získateľné z iných, predovšetkým administratívnych zdrojov údajov, viedli k testovaniu možností a hľadaniu spôsobov spájania údajov z viacerých zdrojov (štatistických zisťovaní, registrov a iných administratívnych zdrojov) za účelom dosiahnutia maximálnej využiteľnosti existujúcich zdrojov údajov a znižovania existujúcej resp. pripravovanej záťaže respondentov. Ako prvá prekážka pri realizácii tohto cieľa bola identifikovaná obsahová a formálna nejednotnosť základných premenných o respondentovi. Z tohto dôvodu sa Eurostat rozhodol navrhnúť jednotnú sadu základných premenných o respondentovi, ktorá bola schválená na mítingu riaditeľov sociálnych štatistik v septembri 2006 a zverejnená v r. 2007.

Eurostat navrhuje, aby boli tieto základné premenné o respondentovi aplikované v nasledovných štatistických zisťovaniach u obyvateľstva:

- Výberové zisťovanie pracovných síl
- Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach
- Zisťovanie o rodinných účtoch
- Zisťovanie o vzdelávaní dospelých
- Zisťovanie o informačných a komunikačných technológiách v domácnostiach
- Zisťovanie o zdravotnom stave
- Zisťovanie o využívaní času
- Sčítanie obyvateľstva

Okrem toho navrhuje v primeranej miere uplatniť tieto premenné v zisťovaní o štruktúre miezd zamestnancov, ktoré patrí medzi podnikové štatistické zisťovania.

Navrhované základné premenné o respondentovi je možné rozčleniť do troch základných skupín:

1. Demografické informácie
2. Geografické informácie
3. Socioekonomické informácie.

Tieto premenné o respondentovi a jeho domácnosti majú povahu výstupných premenných, t.j. premenných, ktoré sa vypočítavajú zo vstupných (dotazníkových) premenných získaných priamo od respondenta.

### 3. Demografické informácie o respondentovi

V sociálnych zisťovaniach Eurostat navrhuje použiť nasledovné základné premenné o respondentovi: ***Pohlavie; Vek; Krajina narodenia; Štátna príslušnosť v čase zisťovania; Rodinný stav; Konsenzuálny zväzok; Zloženie domácnosti.***

Premenná **pohlavie** charakterizuje biologické pohlavie respondenta.

Pod vekom sa rozumie dosiahnutý vek v celých rokoch. Výstupná premenná sa vypočítava zo vstupnej premennej, ktorou je dátum narodenia.

**Krajina narodenia** respondenta sa určuje ako krajina (štát) v čase zisťovania, v ktorom sa nachádza miesto obvyklého pobytu matky respondenta v čase jeho narodenia. Vstupnou premennou býva slovný názov krajiny.

**Štátna príslušnosť** respondenta v čase zisťovania sa označuje názvom príslušnej krajiny. V prípade dvoch alebo viacerých štátnych príslušností metodika určuje postup hierarchických preferencií (štát, v ktorom sa vykonáva zisťovanie, členský štát EU, iná krajina, voľba respondenta). Vstupnou premennou je tiež slovný názov štátu.

**Rodinný stav** respondenta vyjadruje právnu formu spolužitia. Môže byť zisťovaný ako vstupná alebo výstupná premenná.

**Konsenzuálny zväzok** charakterizuje skutočnú formu spolužitia, pričom platí, že manželské spolužitie (vrátane registrovaného partnerstva) nie je konsenzuálnym zväzkom. Zisťuje sa ako výstupná premenná.

**Zloženie domácnosti** je reprezentované skupinami premenných, z ktorých prvá skupina vyjadruje počet členov domácnosti vo vekových skupinách 0-4, 5-13, 14-15, 16-24, 16-24 (iba študenti), 25-64 a 65 a viac rokov. Druhá skupina je reprezentovaná premennou typ domácnosti založenou na vzťahoch partner – partner a rodič – dieťa. Tieto premenné sú výstupné.

Najvýznamnejšie problémy v tejto skupine premenných sa viažu na premenné charakterizujúce zloženie a typ domácnosti, nakoľko si vyžadujú rozsiahlu vstupnú informáciu o všetkých členoch spoločne hospodáriacej domácnosti (vek, pohlavie, identifikácia partnera, otca, matky a informácia o ekonomickom postavení).

#### 4. Geografické informácie o respondentovi

Geografické informácie o respondentovi zabezpečujú premenné

- Krajina pobytu
- Región pobytu
- Stupeň urbanizácie.

**Krajinou pobytu** sa rozumie štát, v ktorom má respondent obvyklý pobyt v čase zisťovania. Vstupnou premennou je podobne ako v prípade krajiny narodenia alebo štátnej príslušnosti slovný názov štátu.

**Región pobytu** je región, v ktorom má respondent obvyklý pobyt. Odporúča sa nezisťovať ho ako vstupnú premennú, ale určovať ho z vstupnej premennej presnejšie charakterizujúcej miesto obvyklého pobytu (napr. obec).

**Stupeň urbanizácie** ako výstupná premenná charakterizuje miestnu jednotku, v ktorej má respondent obvyklý pobyt z hľadiska širších urbanistických väzieb. Je to výstupná premenná založená na zaradení každej obce do jedného z troch stupňov urbanizácie.

Problémovým miestom v tejto skupine premenných je určenie obvyklého pobytu, ktoré je odlišné od trvalého pobytu. Koncept obvyklého pobytu je založený na identifikovaní miesta, kde sa respondent zdržiava alebo zamýšľa zdržiavať väčšinu roka okrem práce.

#### 5. Socioekonomické informácie o respondentovi

Kľúčové sociálnoekonomické informácie o respondentovi sprostredkujú premenné

- Ekonomické postavenie sebadefinované respondentom
- Postavenie v zamestnaní
- Zamestnanie
- Ekonomická aktivita miestnej jednotky
- Najvyššie dosiahnuté vzdelanie
- Čistý mesačný príjem domácnosti

**Ekonomické postavenie** respondenta podľa jeho subjektívneho názoru identifikuje hlavnú aktivitu, ktorú v čase zisťovania vykonáva respondent. Ide predovšetkým o výkon práce (zamestnania) (ekonomická aktivita) alebo výkon iných („neekonomických“) činností, ako činnosti žiaka, študenta, dôchodcu, osoby trvalo neschopnej vykonávať prácu, osoby vykonávajúcej domáce práce a inej neaktívnej osoby. Ak zisťovaná osoba vykonáva prácu (zamestnanie), zisťuje sa, či ju vykonáva na plný alebo skrátený (pracovný) čas.

**Postavenie v zamestnaní** identifikuje, či ide o samostatne zárobkovo činnú osobu, zamestnanca, alebo o vypomáhajúceho člena domácnosti v rodinnom podniku. V prípade zamestnanca sa zisťuje aj typ pracovnej zmluvy podľa dohodnutého trvania pracovnoprávneho vzťahu.

Vyššie uvedené výstupné premenné sa spravidla konštruujú z viacerých vstupných premenných reflektujúcich národné špecifiká.

Premenná **zamestnanie** vyjadruje druh vykonávanej práce podľa klasifikácie zamestnaní. Vstupnou premennou je slovný záznam druhu vykonávanej práce. Výstupnou premennou je kód podľa klasifikácie zamestnaní ISCO 08.

**Ekonomická aktivita miestnej jednotky** vyjadruje hlavnú ekonomickú činnosť miestnej jednotky podniku, v ktorom vykonáva práce respondent. Vstupnou premennou je slovný záznam hlavnej ekonomickej činnosti miestnej jednotky. Výstupnou premennou je kód podľa klasifikácie NACE rev. 2

**Najvyššie dosiahnuté vzdelanie** vyjadruje úroveň dosiahnutého, t.j. ukončeného formálneho vzdelania podľa klasifikácie ISCED 97. Vstupnou premennou je škála vzdelávacích programov národnej vzdelávacej sústavy, ktorá má zohľadňovať (aspoň

v metodických pokynoch) aj zmeny vo vzdelávacej sústave za obdobie relevantné vekovému vymedzeniu výberového súboru spravodajských jednotiek.

**Čistý mesačný príjem domácnosti** je premennou charakterizujúcou príjmovú úroveň domácnosti. Vyjadruje príjmový decil, do ktorého patrí súčet pracovných príjmov a sociálnych príjmov všetkých členov spoločne hospodáriacej domácnosti znížený o dane a sociálne odvody. Do čistých príjmov spoločne hospodáriacej domácnosti sa nezapočítavajú príjmy jej členov z finančných aktív a majetku. Ako vstupné premenné sa odporúčajú použiť premenné zamerané na pripomenutie možných príjmov jednotlivých členov domácnosti, schopnosť respondenta určiť čistý mesačný príjem domácnosti, uvedenie tohto príjmu domácnosti a v prípade neschopnosti poskytnúť presný číselný údaj alebo neochoty ho poskytnúť výstupná premenná, ktorou je príjmový interval zodpovedajúci príslušnému decilu.

V tejto skupine základných premenných o respondentovi najväčšie problémy vyvoláva premenná čistý mesačný príjem domácnosti. Je to spôsobené predovšetkým citlivosťou obsahového zamerania tejto premennej, z čoho pramení neochota poskytnúť požadovanú informáciu. Druhým zdrojom nepresnosti je objektívny nedostatok informácií respondenta o príjmoch ostatných členov domácnosti.

## 6. Harmonizácia základných premenných o respondentovi

Harmonizácia vyššie uvedených základných premenných o respondentovi, ako už bolo naznačené, má za cieľ vytvoriť podmienky pre prepájanie údajov z rôznych zdrojov za účelom efektívnejšieho využívania potenciálu existujúcich dátových zdrojov. Aj keď sa v tejto práci dotýkame len zisťovaní u obyvateľstva, obsah harmonizácie sa vzťahuje aj na relevantné údaje v iných dátových zdrojoch.

Z obsahového hľadiska harmonizácia bude zahŕňať tieto okruhy:

- Zosúladenie definícií premenných
- Zosúladenie resp. prepojenie referenčných období jednotlivých zisťovaní
- Zosúladenie metodík a postupov tvorby výberového súboru spravodajských jednotiek a spracovania získaných štatistických pozorovaní
- Zosúladenie metodík a postupov konštrukcie výstupných premenných.

Harmonizácia definícií jednotlivých premenných musí obsahovať nielen harmonizáciu definícií výstupných premenných, ale aj harmonizáciu vstupných premenných, z ktorých sa výstupná premenná konštruuje, kódovania vstupných premenných, metodických vysvetliviek a pokynov pre opytovateľov a respondentov. Do tohto okruhu harmonizácie patrí aj stanovenie optimálneho poradia otázok v relevantnom module dotazníka.

Kým harmonizácia definícií vstupných a výstupných premenných sa zameriava len na tieto premenné, harmonizácia alebo prepojenie referenčných období predstavuje súbor metodických činností zameraných na vzájomnú prepojitelnosť údajov získaných z rôznych dĺžok referenčných období. V sociálnych zisťovaniach sa vyskytujú najmä tieto referenčné obdobia: predchádzajúci týždeň, predchádzajúce štyri týždne, štvrt'rok, posledných 12 mesiacov, kalendárny rok alebo čas zisťovania. K nim sa viažu príslušné otázky dotazníka a cieľom harmonizácie je vytvoriť metodické nástroje, ktoré umožnia porovnávať údaje získané o tom istom jave hromadnej povahy za rozlične určené referenčné obdobie.

Reprezentatívnosť výsledkov zisťovania a ich vzájomná porovnateľnosť je výrazným spôsobom ovplyvnená použitými metódami a postupmi tvorby výberového súboru. Cieľom harmonizácie v tejto oblasti je vytvoriť sústavu nástrojov umožňujúcu vytvorenie a systematickú aktualizáciu spoločnej opory výberu pre výberové súbory spravodajských jednotiek pre zisťovania u obyvateľstva, ako aj vzájomne kompatibilných metodických postupov pre konštrukciu výberových súborov nad touto oporou výberu pre jednotlivé výberové zisťovania. V etape spracovania výsledkov zisťovania na tieto postupy budú nadväzovať metodiky vážená a dopočtov získaných štatistických pozorovaní.

Samostatnou témou harmonizácie je konštrukcia výstupných premenných. Ide o proces harmonizácie procesu transformácie vstupných premenných na výstupné premenné, ktorá sa musí uskutočňovať s použitím rovnakých metodických postupov pre všetkých sociálnych zisťovaniach. Ak nie je možné použiť rovnaké postupy, treba identifikovať a odhadovať rozsah odchýliek a prípadne vypracovať metódy korekcií.

Výstupom procesu harmonizácie má byť vytvorenie spoločnej databázy údajov zo sociálnych zisťovaní, ktorá bude integrovať dátové súbory z jednotlivých zisťovaní nad spoločnými základnými premennými o respondentovi.

V súčasnosti Štatistický úrad Slovenskej republiky realizuje prvú etapu prác harmonizácie premenných zameranú na harmonizáciu definícií základných premenných o respondentovi.

## 7. Záver

Základné premenné o respondentovi sú nevyhnutné premenné zahrnuté do každého zisťovania v domácnostiach. Predstavujú sústavu kritérií na hodnotenie štatistických pozorovaní javov viazaných na jednotlivca alebo domácnosť. Dosiachnutie dohody o základnej sade týchto premenných je významným krokom pri zvyšovaní efektívnosti štatistických zisťovaní u obyvateľstva. Táto dohoda nevyklučuje používanie aj iných premenných, len chce v budúcnosti v istom slova zmysle zabezpečiť spoločnú platformu pre ich spájanie a analýzy.

V príspevku sú stručným spôsobom uvedené harmonizované definície jednotlivých základných premenných o respondentovi. Podrobnejšie definície a spôsoby ich implementácie vo výberových zisťovaniach v domácnostiach, ktoré sú vykonávané na Slovensku, budú predmetom ďalších prác.

## 8. Literatúra

- [1] Task Force on Core Social Variables. Final report, Eurostat 2007. [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-RA-07-006/EN/KS-RA-07-006-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-RA-07-006/EN/KS-RA-07-006-EN.PDF)
- [2] MYSLÍKOVÁ I. 2009. Konštrukcia systému výberových zisťovaní u obyvateľstva pre potreby EPSS a SR – metodický materiál. Infostat: Edícia Študijné materiály 2009.
- [3] GLASER-OPITZOVÁ H. – MLADÝ M. – MYSLÍKOVÁ I. – OLEXA M. 2009. Konštrukcia systému výberových zisťovaní u obyvateľstva pre potreby EPSS a SR – Analýza výberových zisťovaní u obyvateľstva podľa požiadaviek EPSS a SR. Infostat: Edícia Aktá 2009. [http://www.infostat.sk/new\\_web/sk/index.php?option=com\\_content&task=view&id=332&Itemid=114](http://www.infostat.sk/new_web/sk/index.php?option=com_content&task=view&id=332&Itemid=114)
- [4] Glaude M. 2008. A Strategy for the development of Social Statistics in the European Statistical System. [http://unstats.un.org/unsd/statcom/statcom\\_08\\_events/special%20events/New\\_directions\\_social/Michel\\_Glaude\\_Paper.pdf](http://unstats.un.org/unsd/statcom/statcom_08_events/special%20events/New_directions_social/Michel_Glaude_Paper.pdf)

### Adresa autora:

Pavol Baxa, Ing.  
Bartókova 6  
811 02 Bratislava 1  
pavol.baxa@statistics.sk



## Charakteristika markerov nádorov močového mechúra Characteristics markers of urinary bladder tumours

Katarína Bevízová, Ľuboš Danišovič, Ján Luha, Štefan Polák, Vanda Repiská

**Abstract:** The goal of this study is a retrospective analysis of markers of urinary bladder tumours from Department of Urology in Bratislava, Slovak Republic between years 2007 and 2009. We retrospectively reviewed the clinical and pathological data of 244 patients (202 males and 42 females). The resected specimens were histologically examined in light microscopic level. We obtained informations about age and sex of the patients and we focused on the occurrence of individual histological different bladder cancer type.

**Key words:** urinary bladder tumours, markers, age, sex.

**Kľúčové slová:** nádory močového mechúra, markery, vek, pohlavie.

**JEL Classification:** C1, C12, C14, I2, I20.

### 1. Úvod

V príspevku Bevízová, K., Danišovič, Ľ., Luha, J., Polák, Š., Repiská, V. (2010) sú skúmané histologické charakteristiky nádorov močového mechúra. V tomto príspevku sa venujeme skúmaniu markerových charakteristík nádorov močového mechúra na tom istom súbore údajov pacientov s diagnostikovaným nádorom močového mechúra rôzneho typu. Pacienti boli hospitalizovaní na Urologickej klinike, Limbova 5 v Bratislave od januára 2007 do konca roku 2009. Materiál sa získaval priamo počas chirurgického zákroku vykonaného v celkovej alebo spinálnej anestéze. Súbor tvorí 244 pacientov, z toho je 202 (82,8%) mužov a 42 (17,2%) žien. Vek pacientov sa pohybuje v rozmedzí od 36 do 98 rokov. Po kategorizácii veku je štruktúra skúmaného súboru nasledovná 36-50 rokov 14 (5,7%), 50-70 rokov 114 (46,7%) a 70-98 rokov 116 (47,5%).

Charakteristickým prejavom zhubných nádorov je produkcia látok súvisiaca s nádorovým bujnením. Označujú sa ako nádorové markery. Sú detekovateľné v rôznom biologickom materiáli. Hladina týchto markerov súvisí s maligným procesom a rýchlosťou prestupu markeru z nádorového tkaniva do biologickej tekutiny. Markery sú dobre detekovateľné hlavne vo vysoko vaskularizovaných orgánoch. V širšom zmysle sú to látky produkované vo zvýšenej koncentrácii zdravými tkanivami ako nešpecifická reakcia organizmu na prítomnosť malignity. Vďaka výraznému rozvoju v onkologickom výskume bolo objavených množstvo nádorových markerov. Sú rozlíšené biologickými funkciami aj štruktúrou aj chemickým zložením. K ich preukázaniu sa využívajú imunohistochemické vyšetrovacie metódy. Ich princípom je väzba protilátky proti sledovanému antigénu a zobrazenie týchto väzieb.

**p53** je tumor supresorový gén, ktorý sa zúčastňuje na regulácii bunkového cyklu. Podstatou funkcie p 53 je potlačanie abnormálnej bunkovej proliferácie. Gén, ktorý podmieňuje expresiu p53 je lokalizovaný na chromozóme 17 (17p13.1). Pri strate génu p53 sa táto schopnosť stráca a umožňuje sa rozmnožovanie poškodených buniek (Tong et al., 2003). Poškodenie génu zvyšuje riziko vzniku rakoviny o 70%.

**Ki-67** zo skupiny biomarkerov je proteín jadier buniek spojený s proliferáciou buniek (Azumi et Czernobilsky, 2002). Gén podmieňujúci expresiu Ki-67 sa nachádza na chromozóme 10q25-qter. Tento proteín je prítomný počas všetkých aktívnych fáz bunkového cyklu. Nie je prítomný v pokojových bunkách.

**E-cadherin** je transmembránový glykoproteín, ktorý hrá kľúčovú úlohu pri intercelulárnej adhézii. Vytvára komplexy s  $\beta$ -cateninom, pričom zmeny tohto komplexu počas

medzibunkových interakcií vedú k strate bunkovej adhezivite. Strata alebo redukcia expresie E-cadherinu sa spája s invazívnym fenotypom množstva nádorov, vrátane nádorov močového mechúra. Stupeň zníženej expresie E-cadherinu je priamo úmerný stupňu nádorovej diferenciacie a hĺbky infiltrácie invazívneho urotelového karcinómu (Wei Sun et Guillermo et al., 2002).

**Definície kvalitatívnych charakteristík nádorov močového mechúra** sú z práce Bevizová, K., Danišovič, L., Luha, J., Polák, Š., Repiská, V. (2010):

**Grading** je stanovenie stupňa diferenciacie, resp. dediferenciacie (anaplázie) určitého nádoru. Spočíva predovšetkým v cytologických charakteristikách nádoru. Stupne gradingu:

G1- nádorové bunky sú dobre diferencované a podobajú sa normálnemu tkanivu

G2- nádorové bunky sú stredne diferencované, mierne líšia od normálneho tkaniva

G3-G4- nádorové bunky sú nediferencované, málo podobné alebo celkom odlišné od normálneho tkaniva. Jednoduchošie je členenie gradingu na dva stupne:

LG- low grade- nádor s nízkym stupňom malignity

HG- high grade- nádor s vysokým stupňom malignity.

**Staging** je stanovenie stupňa pokročilosti (anatomického rozsahu) na rôznych úrovniach diagnostiky (klinickej, makroskopickej, mikroskopickej) (Ondruš, 2000). TNM - klasifikácia nádorov (Sobin, Wittekind, 1997) delí nádory podľa hĺbky invázie na:

T0-primárny nádor sa nezistí

Tis-carcinoma in situ: plochý nádor

Ta-papilárny nádor ohraničený na epitel

T1-nádor invaduje subepitelové spojivé tkanivo

T2a-nádor invaduje povrchovú svalovinu močového mechúra

T2b- nádor invaduje hlbokú svalovinu močového mechúra

T3a-nádor invaduje perivezikálne tkanivo mikroskopicky

T3b-nádor invaduje perivazikálne tkanivo makroskopicky

T4a- nádor invaduje prostatu, maternicu alebo vagínu

T4b-nádor invaduje panvovú alebo brušnú stenu

V skúmanom súbore prevládajú nádory Ta 50,8%.

**Recidíva** nádorových ochorení bola zaznamenaná v 51,6% prípadov a novozistených sme zaznamenali v 48,4% prípadov. Podľa **spôsobu** rastu (**charakteru** rastu) klasifikujeme nádory na papilárne, ktoré rastú do lúmenu mechúra a nasadajú na stopku a solídne, kde je nádor obmedzený len na sliznicu mechúra. V niektorých prípadoch sa vyskytujú nádory zmiešaného charakteru.

## 2. Štatistická analýza markerov nádorových ochorení močového mechúra

Základné štatistické charakteristiky markerov nádorov močového mechúra p53, Ki67 a E\_cadherin za celý skúmaný súbor sú uvedené v tabuľke č.1.

**Tabuľka 1. Základné štatistické charakteristiky markerov nádorov močového mechúra**

Descriptive Statistics						Priemery za p53 a Ki67 sú prakticky zhodné. P-hodnota neparametrického Wilcoxonovho párového testu P=0,121. Priemery p53 a E_cadherinu, podobne aj Ki67 a E_cadherinu su líšia signifikantne, v oboch prípadoch P=0,000.
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	
p53	244	0	90	38,09	24,73	
Ki67	243	0	150	37,10	25,35	
E_cadherin	244	0	90	52,30	24,43	



Na doplnenie charakterizácie markerov uvádzame korelačnú maticu vzájomných vzťahov.

**Tabuľka 2. Korelačná matica markerov nádorového mechúra**

		p53	Ki67	E_cadherin
p53	Pearson Correlation	1	,776(**)	-,583(**)
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	N	244	243	244
Ki67	Pearson Correlation	,776(**)	1	-,583(**)
	Sig. (2-tailed)	,000		,000
	N	243	243	243
E_cadherin	Pearson Correlation	-,583(**)	-,583(**)	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	
	N	244	243	244

\*\* Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

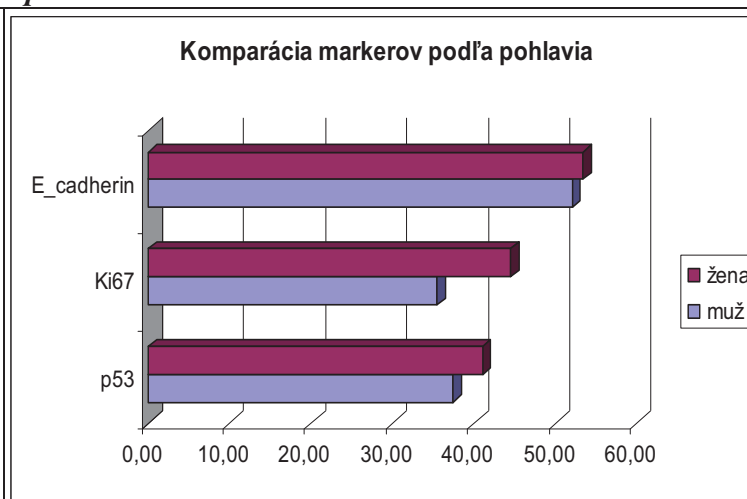
Pozitívnu koreláciu sme zistili medzi markermi p53 a Ki67. Medzi p53 a E-cadherin a podobne aj medzi Ki67 a E-cadherin je korelácia záporná.

Na komparácie znakov p53, Ki67, E\_cadherin podľa pohlavia, veku a kvalitatívnych charakteristík nádorov močového mechúra (Početnosť, Grading, Hĺbka invázie, Nozist\_Recidiva, Charakter, LG\_HG - ich definície uvádzame v úvode) sme použili neparametrický Kruskal-Wallisov test. Výsledky považujeme za signifikantne odlišné, keď P-hodnota príslušného dvojstanného testu je menšia ako 0,05. Vid' napr. Luha, 1985. V tabuľkách uvádzame P- hodnoty a priemery týchto veličín a priemery sú prezentované aj v grafoch.

**Tabuľka 3. Komparácia markerov podľa pohlavia.**

Pohlavie	p53	Ki67	E_cadherin	n
muž	37,48	35,54	52,08	202
žena	41,07	44,55	53,33	42
P-hodnota	0,629	0,651	0,752	

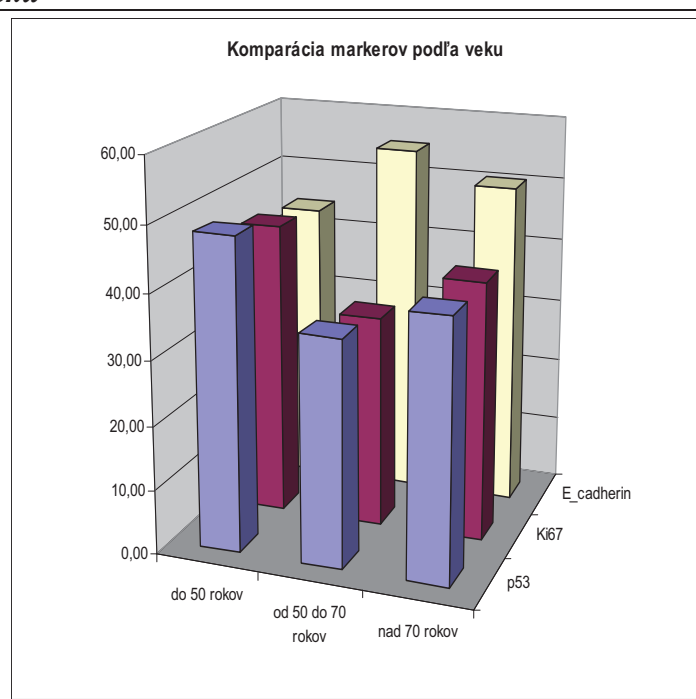
Sledované markery nie sú signifikantne odlišné podľa pohlavia, ako vidno z veľkosti P-hodnôt v tabuľke.



**Tabuľka 4. Komparácia markerov podľa veku**

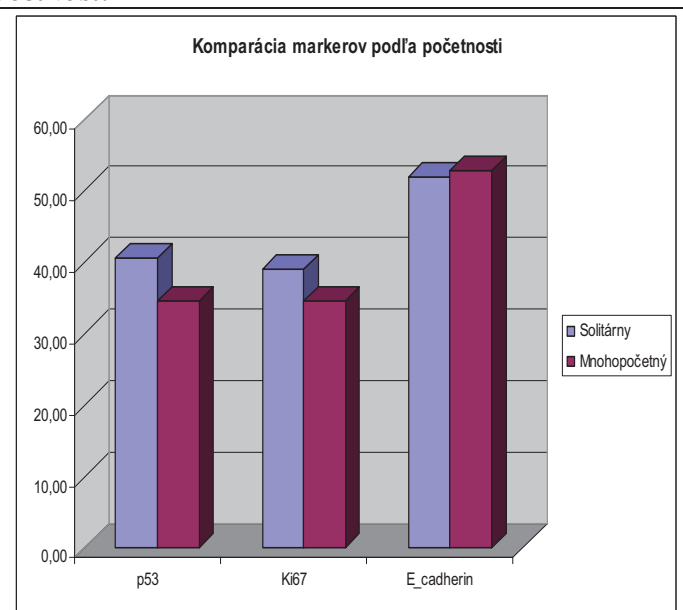
vek_kat	p53	Ki67	E_cadherin	n
do 50 r.	48,21	45,50	44,29	14
od 50 do 70 r.	34,91	32,92	55,18	11
nad 70 r.	40,00	40,18	50,44	6
P-hodnota	0,079	0,072	0,175	

Pri zvolenej kategorizácii veku sme zistili diferenciáciu markerov p53 a Ki67 na hranici signifikantnosti a nesignifikantnú diferenciáciu pri markri E-cadherin. Uvedené výsledky do určitej miery súvisia s rozložením veku u pacientov s nádorom močového mechúra. V súbore sú pacienti od 36 do 98 rokov s premerom 69,44 roka a smerodajnou odchýlkou 11,13. Vo vekovej kategórii do 50 rokov máme iba 14 pacientov. Pri kategorizácii do 60 rokov a nad 60 rokov nie sú signifikantné diferencie markerov.

**Tabuľka 5. Komparácia markerov podľa početnosti**

Početnosť	p53	Ki67	E_cadherin	n
Solitárny	40,64	38,99	51,95	141
Mnohopočetný	34,61	34,50	52,78	103
P-hodnota	0,079	0,307	0,807	

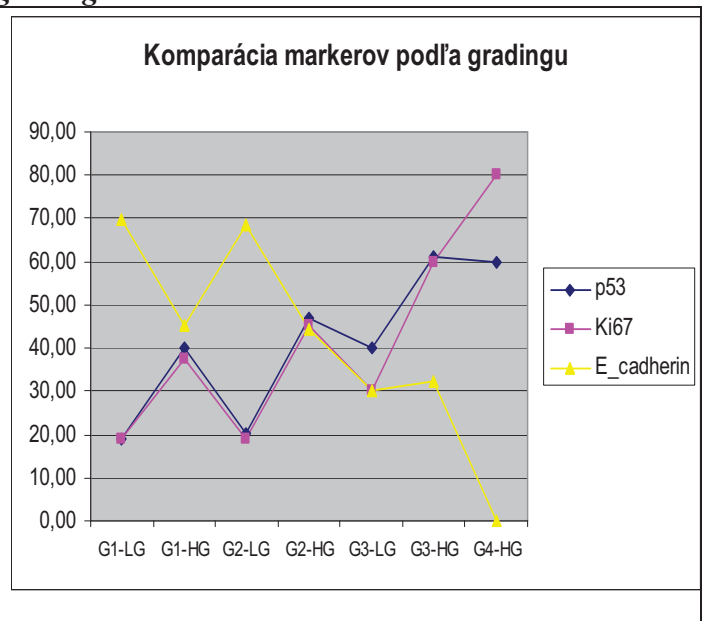
Početnosť delí markery na solitárne a mnohopočetné. Diferencia podľa početnosti je pri markeri p53 na hranici signifikantnosti, diferencie pri Ki67 a E\_cadherin nie sú signifikantné.



**Tabuľka 6. Komparácia markerov podľa gradingu**

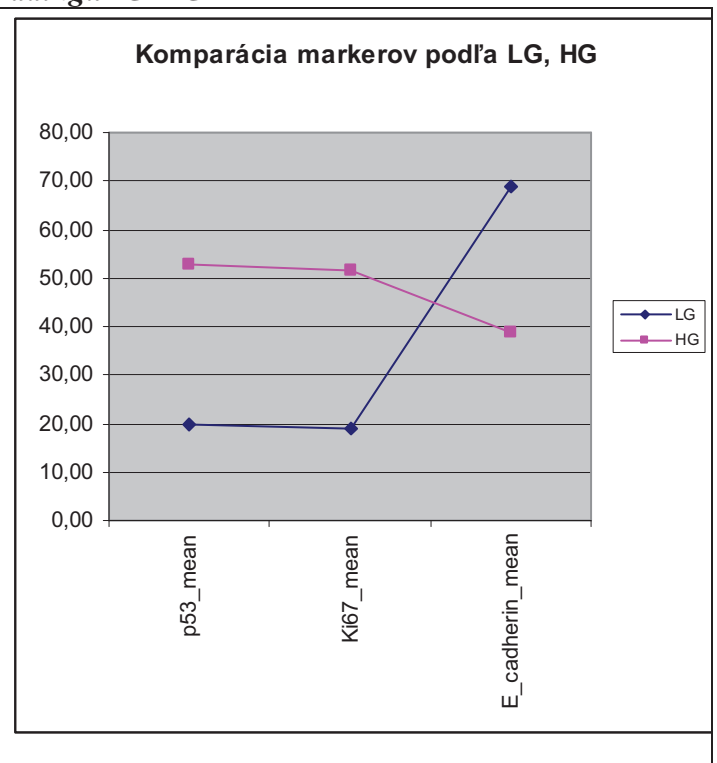
Grading	p53	Ki67	E_cadherin	n
G1-LG	19,06	18,93	69,94	69
G1-HG	40,00	37,50	45,00	2
G2-LG	20,41	19,03	68,46	39
G2-HG	46,77	45,27	44,20	75
G3-LG	40,00	30,00	30,00	1
G3-HG	61,33	60,05	32,11	57
G4-HG	60,00	80,00	0,00	1
P-hodnota	0,000	0,000	0,000	

Diferenciácia markerov podľa gradingu je signifikantná. Lepší pohľad na diferenciáciu markerov podľa gradingu vidno v nasledujúcej tabuľke a grafe.

**Tabuľka 7. Komparácia markerov podľa gradingu LG-HG**

LG_HG	p53	Ki67	E_cadherin	n
LG	19,73	18,96	69,05	109
HG	52,92	51,65	38,78	135
P-hodnota	0,000	0,000	0,000	

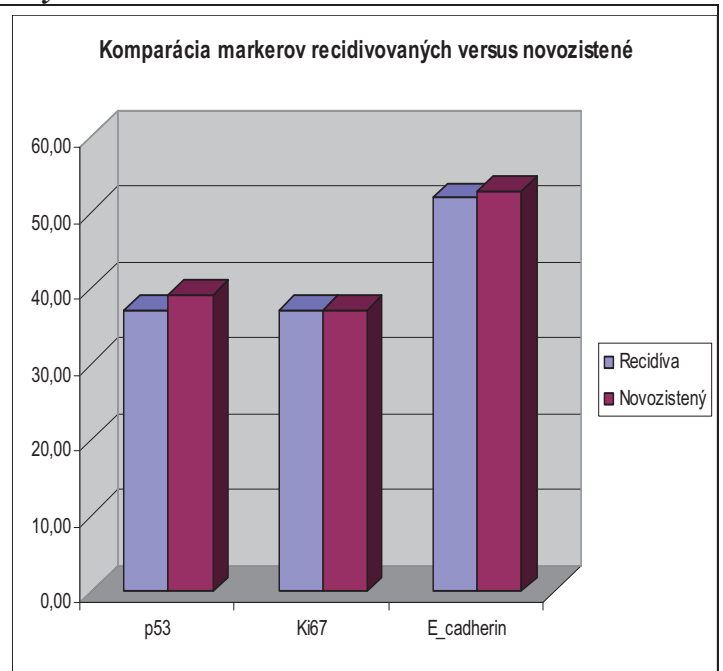
Diferenciácia markerov podľa gradingu s členením na LG a HG je signifikantná. Vidno, že pri markeroch p53 a Ki67 je priemerná hodnota pri LG signifikantne nižšia ako pri HG, kým pri E\_cadherin je to naopak.



**Tabuľka 8. Komparácia markerov podľa recidívy**

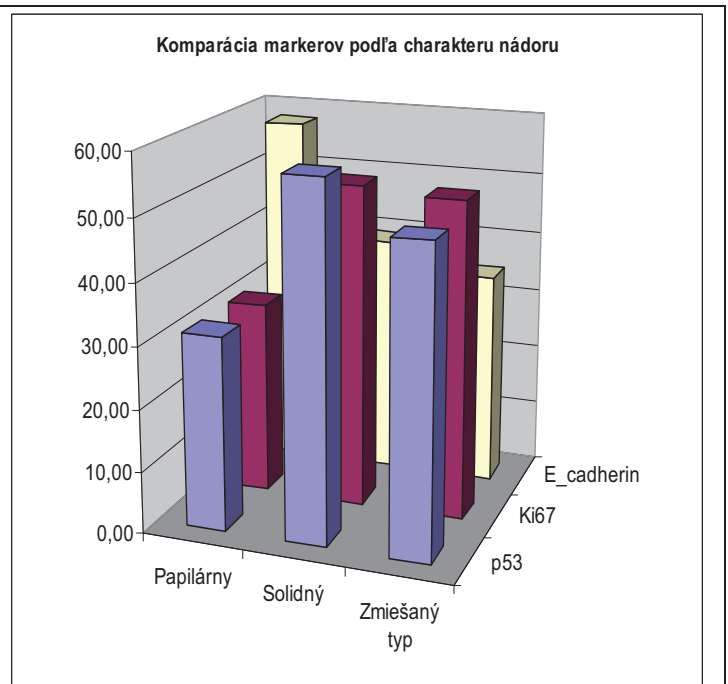
Nozist	Recidiva	p53	Ki67	E_cadherin	n
Recidíva	37,06	37,02	51,87	126	
Novozistený	39,19	37,18	52,75	118	
P-hodnota	0,629	0,651	0,752		

Diferenciácia markerov podľa recidívy nie je signifikantná.

**Tabuľka 9. Komparácia markerov podľa charakteru**

Charakter	p53	Ki67	E_cadherin	n
Papilárny	31,39	31,32	57,82	176
Solidný	57,33	52,25	39,04	52
Zmiešaný typ	49,38	51,31	34,69	16
P-hodnota	0,000	0,000	0,000	

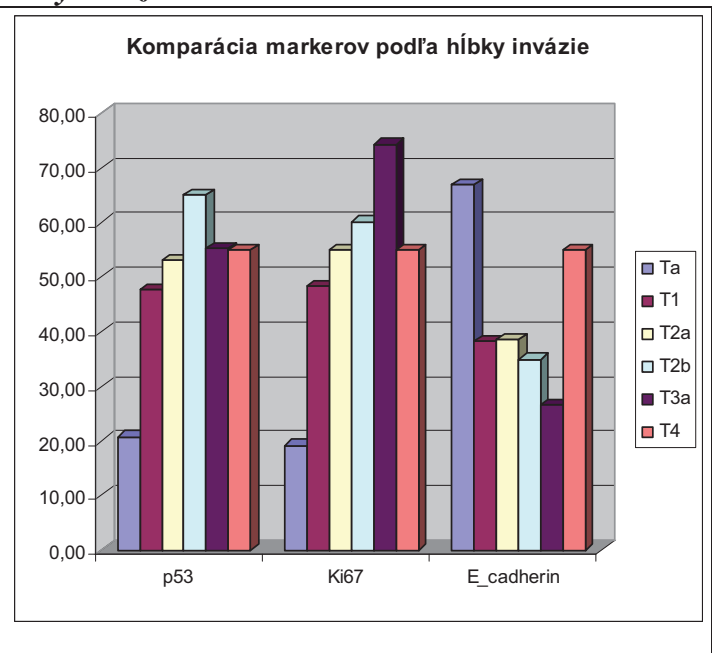
Charakter nádoru diferencuje markery signifikantne.



**Tabuľka 10. Komparácia markerov podľa hĺbky invázie**

Hĺbka_ invázie	p53	Ki67	E_cadherin	n
Ta	20,77	19,22	66,90	124
T1	47,81	48,25	38,28	32
T2a	53,12	55,00	38,54	41
T2b	65,12	60,12	35,00	42
T3a	55,33	74,33	26,67	3
T4	55,00	55,00	55,00	2
P.hodn ota	0,000	0,000	0,000	

Hĺbka invázie (staging) diferencuje jednotlivé markery signifikantne.



### 3. Záver

Cieľom práce bolo skúmať markery nádorov močového mechúra, najmä ich vzťah ku demografickým charakteristikám pohlavie, vek a kvalitatívnym charakteristikám nádorov močového mechúra Početnosť, Grading, Hĺbka\_ invázie, Nozist\_ Recidiva, Charakter, LG\_ HG.

### 4. Literatúra

- [1]Azumi N, Czernobilsky B. Imunohistochemistry (1251-1276). In: R.J. Kurman (Ed) Blausteins Pathlogy of the Famale Genital Tract.4th editions. New York, 2002.
- [2]Bevızová, K., Danišovič, L., Luha, J., Polák, Š., Repiská, V. (2010): Histologická charakteristika nádorov močového mechúra. Zborník konferencie FERNSTAT\_CZ 2010.
- [3]Konrádová, V., Uhlík, J., Vajner, L (2000): Funkční histologie. H&H Vyšehradská, s.r.o.: Jihočany, 2000, s. 293.
- [4]Goonewardena, S.A.S., De Silva, W.A.S.,De Silva M.V.C. (2004): Bladder cancer in Srí Lanka: Experience from tertiary refferal center. Inetnational Journal of Urology .2004, 11, 969-972.
- [5]Mc Credie, M. (1994): Bladder and kidney cancers . Cancer survaes. Trends in Cancer Incidence and Mortality 19/20, 1994, s. 343-368.
- [6]Ondruš, D., Bolješiková, E., Breza, J., Galbavý, Š., Horňák, M., Kliment, J., Križan, P., Pleško I. (2000): Nádory močového mechúra. Diagnostika a liečba. Martin: Vydavateľstvo Osveta, 2000, 53-65, 72-83.
- [7]Polák, Š., Pospíšilová,V., Varga, I. (2006): Morfológia v súčasnosti. Bratislava: Univerzita Komenského, 2006; 508.
- [8]Silverman, D.T., Hartge, P., Morrison, A.S., et al. (1992): Epidemiology of bladder cancer. Hematol Oncol Clin. North Ammer.,6, 1992, č. 1, s 1-30.
- [9]Sobin, L.H., Wittekind, C. (eds.) (1997): TNM Classification of Malignant Tumours. (5th ed.), New York, Willey and Sons 1997.

- [10] Tong Q, Zeng F, Lin C, Zhao J, Lu G. Growth inhibiting effects of antisense eukaryotic expression vector of proliferating nuclear antigen gene on human bladder cancer cells. Chin Med J 2003; 116: 1203-1206.
- [11] Tanagho, E.A., McAninch, J.W. (2006): Smithova všeobecná urológia. Vydavateľstvo Osveta, spol. s.r.o., Martin 2006. s. 7.
- [12] Luha, J. (1985): Testovanie štatistických hypotéz pri analýze súborov charakterizovaných kvalitatívnymi znakmi. STV Bratislava 1985.
- [13] Luha, J. (2010): Metodologické zásady záznamu dát z rozličných oblastí medicíny a zásady ich kontroly. FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2010. SŠDS Bratislava 2010. ISSN 1336-7420.

**Adresa autorov:**

Katarína Bevizová, Mgr.  
Ústav histológie a embryológie LFUK  
Sasinkova 4  
811 08 Bratislava  
katarina.bevizova@fmed.uniba.sk

Ľuboš Danišovič, RNDr., PhD.  
Ústav lekárskej biológie, genetiky  
a klinickej genetiky LF UK a UNB,  
Sasinkova 4  
811 08 Bratislava  
lubos.danisovic@fmed.uniba.sk

Ján Luha, RNDr., CSc.  
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej  
genetiky LF UK a UNB, Sasinkova 4  
811 08 Bratislava  
jan.luha@fmed.uniba.sk

Štefan Polák, doc., MUDr., CSc..  
Ústav histológie a embryológie LFUK  
Sasinkova 4  
811 08 Bratislava  
stefan.polak@fmed.uniba.sk

Vanda Repiská, doc., RNDr., PhD.  
Ústav lekárskej biológie, genetiky a klinickej  
genetiky LF UK a UNB, Sasinkova 4  
811 08 Bratislava  
vanda.repiska@fmed.uniba.sk

## Small-sample inference in the linear regression model with multiplicative heteroskedasticity based upon the Kenward-Roger method

Martin Boďa

**Abstract:** Most empirical applications of the Gaussian linear regression model are accompanied by heteroskedasticity of unknown but identifiable form. In most situations the multiplicative heteroskedasticity assumption is employed, which may be at odds with the true underlying form of heteroskedasticity. In the article, the applicability of the Kenward-Roger method in the estimation of regression parameters in the Gaussian general linear regression model with multiplicative form of heteroskedasticity is promoted and a simulation study of its performance is submitted. The Kenward-Roger method as proposed in 1997 and in 2009 is employed in two simple simulation designs of small sample sizes with the assumption of multiplicative heteroskedasticity when true forms are either additive, mixed, multiplicative, or “indefinite” heteroskedasticity. It is found that the Kenward-Roger method with the assumption of multiplicative heteroskedasticity performs well whatever the true form of heteroskedasticity is. The precision of results is achieved satisfactory in the samples of 20 and more observations.

**Key words:** Kenward-Roger method, heteroskedasticity, additive heteroskedasticity, mixed heteroskedasticity, multiplicative heteroskedasticity, simulations.

**JEL classification:** C13, C20.

### 1. The introduction

It has long been empirically established that heteroskedasticity is a common and frequent trait of most data analyzed in econometric models. In consequence, many situations in which heteroskedasticity is likely to arise have been identified and much attention has been paid to circumvent its harmful implications on econometric inference. Since most methods proposed to repair the implications of heteroskedasticity perform well in large samples (with desirable asymptotic statistical properties), there still remains room for improvement in these methods for cases when only small samples are available. To this end, Kenward and Roger (1997, 2009) proposed an approximate small-sample estimator for fixed effects from the multivariate normal linear model and developed the respective framework for fixed-effects inference, which is presently become known as the Kenward-Roger method. In the article, this method is applied to the general Gaussian linear regression model  $(\mathbf{Y}, \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma})$ , which possesses standard statistical properties and in which the covariance matrix  $\boldsymbol{\Sigma}$  is assumed to be governed by multiplicative heteroskedasticity. The performance of the Kenward-Roger method is investigated via Monte Carlo simulations in the setting of two Gaussian linear regression models with multiplicative heteroskedasticity for samples of 10, 20, 50, 100 and 250 observations and its robustness is explored in four situations in which the assumption of multiplicative heteroskedasticity is confronted with the true additive, mixed, multiplicative or “indefinite” heteroskedasticity.

### 2. The general setting and the Kenward-Roger method

Of the Gaussian linear regression model  $(\mathbf{Y}, \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma})$  standard assumptions are formed:  $\mathbf{Y}$  is a Gaussian  $(n \times 1)$  random vector with the expectation  $\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$  and the covariance matrix  $\boldsymbol{\Sigma}$ . The design matrix  $\mathbf{X} = (\mathbf{x}_1', \dots, \mathbf{x}_n')$  is a non-random known  $(n \times k)$  matrix of full column rank. The covariance matrix is diagonal positive definite, heteroskedastic and is not known. Heteroskedasticity is inserted in the model by functional dependence of the variance components upon an  $(n \times r)$  matrix  $\mathbf{Z} = (\mathbf{z}_1', \dots, \mathbf{z}_n')$  containing the observations of variables



causing heteroskedasticity (with the first column made of ones only). Three functional forms of the variance components are considered: the model of additive heteroskedasticity, in which  $\{\Sigma\}_i = \alpha'z_i$  for  $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ , the model of mixed heteroskedasticity, wherein  $\{\Sigma\}_i = (\alpha'z_i)^2$  for  $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ , and the model of multiplicative heteroskedasticity with  $\{\Sigma\}_i = \exp\{\alpha'z_i\}$  for  $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ . Whilst the matrix  $\mathbf{Z}$  and the model of heteroskedasticity are known, the  $(r \times 1)$  vector of parameters  $\alpha$  is unknown and need be estimated in practical applications. The focus of attention lies in the unknown  $(k \times 1)$  vector of regression parameters  $\beta$  and  $\Sigma$  is a nuisance to be accommodated in the analysis. It is not only needful to estimate  $\beta$  but also to have at hand a framework for the inference about  $\beta$  and its linear combinations  $\mathbf{L}'\beta$  (where  $\mathbf{L}'$  is a reasonable  $(l \times k)$  fixed matrix).

All though Kenward and Roger (1997, 2009) concentrate upon nested (or herarchical) blocked, crossover, and repeated measurement experiments and other situations in which the data consist of a collection of independent sets, their methodology is universally applicable to any general Gaussian linear regression model with the covariance matrix  $\Sigma = \Sigma(\alpha)$  dependent upon the vector of unknown parameters  $\alpha$  whose knowledge is inevitable to the estimation of  $\beta$ . In order to make inferences about  $\mathbf{L}'\beta$ , they propose to estimate  $\alpha$  by the residual maximum likelihood method (REML) and subsequently estimate  $\beta$  by feasible generalized least squares (FGLS) method and for the inferences themselves to employ their scaled Wald-type statistic for which they – even for the case of small samples – derive an F approximation to its sampling distribution. The statistic uses an adjusted estimator of the covariance matrix of  $\beta$  with reduced small-sample bias.

It is assumed further that the covariance matrix  $\Sigma$  is in its dependence upon  $\alpha$  well-behaved so as to warrant the existence of maximum likelihood (ML) estimates of  $\alpha$ . The REML estimator of  $\alpha$  is the ML estimator for the marginal likelihood of  $\mathbf{V} = \mathbf{K}\mathbf{Y}$ , where  $\mathbf{K}$  is an arbitrary  $((n-p) \times r)$  matrix such that  $\mathbf{K}\mathbf{Y} = \mathbf{0}$ . The marginal likelihood of  $\mathbf{V}$  does not depend on the particular choice of  $\mathbf{K}$ , and reads

$$\log L(\alpha) \propto -\log\{\det \Sigma\} - \log\{\det \mathbf{X}'\Sigma^{-1}\mathbf{X}\} - \mathbf{Y}'[\Sigma^{-1} - \Sigma^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Sigma^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Sigma^{-1}]\mathbf{Y}. \quad (1)$$

The corresponding REML estimate  $\hat{\alpha}$  for  $\alpha$  is that which maximize (1), and the resulting FGLS estimate  $\hat{\beta}$  for  $\beta$  is given by

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\Sigma(\hat{\alpha})^{-1}\mathbf{X})^{-1} \Sigma(\hat{\alpha})^{-1}\mathbf{Y}. \quad (2)$$

Kenward and Roger (1997) suggested to estimate the covariance matrix of  $\beta$   $\Phi(\alpha) = (\mathbf{X}'\Sigma(\alpha)^{-1}\mathbf{X})^{-1}$  by the small-sample adjusted estimator

$$\hat{\Phi}_{OLD} = \hat{\Phi} + 2\hat{\Phi} \left\{ \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=1}^{j=k} \{\text{cov } \hat{\alpha}\}_{ij} \left( \mathbf{Q}_{ij} - \mathbf{P}_i \hat{\Phi} \mathbf{P}_j - \frac{1}{4} \mathbf{R}_{ij} \right) \right\} \hat{\Phi}, \quad (3)$$

where  $\hat{\Phi} = (\mathbf{X}'\Sigma(\hat{\alpha})^{-1}\mathbf{X})^{-1}$  and for  $\forall i, j \in \{1, \dots, k\}$

$$\mathbf{P}_i = \mathbf{X}' \frac{\partial \Sigma(\hat{\alpha})^{-1}}{\partial \sigma_i} \mathbf{X}, \quad \mathbf{Q}_{ij} = \mathbf{X}' \frac{\partial \Sigma(\hat{\alpha})^{-1}}{\partial \sigma_i} \Sigma(\hat{\alpha}) \frac{\partial \Sigma(\hat{\alpha})^{-1}}{\partial \sigma_j} \mathbf{X}, \quad \mathbf{R}_{ij} = \mathbf{X}' \Sigma(\hat{\alpha})^{-1} \frac{\partial^2 \Sigma(\hat{\alpha})^{-1}}{\partial \sigma_i \partial \sigma_j} \Sigma(\hat{\alpha})^{-1} \mathbf{X},$$

and in which the covariance matrix of  $\hat{\alpha}$   $\text{cov } \hat{\alpha}$  can be obtained from the inverse of the expected, observed or average information matrix (see e. g. Meyer, 1997).

For testing  $H_0: \mathbf{L}'\beta = \mathbf{L}'\beta_0$  and constructing confidence regions for  $\mathbf{L}'\beta$  appropriately Kenward and Roger proposed a Wald-type pivot of the form

$$F^* = \frac{\lambda}{l} (\hat{\beta} - \beta_0)' \mathbf{L} (\mathbf{L}' \hat{\Phi}_{OLD} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' (\hat{\beta} - \beta_0), \quad (4)$$

which under the null hypothesis follows an approximate  $F(l, m)$  distribution, whereas

$$m = 4 + \frac{2l + 4}{l \frac{V}{E^2} - 2}, \quad \lambda = \frac{m}{E(m-2)}, \quad E = 1 + \frac{1}{l} A_2, \quad V = \frac{1}{l} \left( 2 + \frac{1}{l} (A_1 + 6A_2) \right),$$

with

$$A_1 = \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=1}^{j=k} \{ \text{cov } \hat{\boldsymbol{\alpha}} \}_{ij} \text{tr} \left\{ \mathbf{L} (\mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \hat{\boldsymbol{\Phi}}_j \right\} \text{tr} \left\{ \mathbf{L} (\mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_j \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \right\},$$

$$A_2 = \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=1}^{j=k} \{ \text{cov } \hat{\boldsymbol{\alpha}} \}_{ij} \text{tr} \left\{ \mathbf{L} (\mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \hat{\boldsymbol{\Phi}}_j \mathbf{L} (\mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD} \mathbf{L})^{-1} \mathbf{L}' \hat{\boldsymbol{\Phi}}_j \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \right\}.$$

Later Kenward and Roger (2009) improved their inference framework, allowing for possible bias in  $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$ , and incorporated in (3) an additional bias adjustment term so that the estimator of the covariance matrix of  $\boldsymbol{\beta}$  is

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{NEW} = \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD} - \frac{1}{4} \sum_{i=1}^{i=k} \sum_{j=1}^{j=k} \{ \text{cov } \hat{\boldsymbol{\alpha}} \}_{ij} V_i \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \hat{\boldsymbol{\Phi}}_j, \quad (5)$$

where the scalars  $V_i$  are defined for  $\forall i \in \{1, \dots, k\}$  as

$$V_i = \text{tr} \left\{ \mathbf{S} \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})}{\partial \sigma_i} \right\} - 2 \text{tr} \left\{ \mathbf{X}' \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})^{-1} \frac{\partial \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})}{\partial \sigma_i} \mathbf{S} \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\Phi}} \right\} - \text{tr} \left\{ \mathbf{X}' \mathbf{S} \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \right\},$$

whilst

$$\mathbf{S} = \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})^{-1} \left[ \sum_{s=1}^{s=k} \sum_{t=1}^{t=k} \{ \text{cov } \hat{\boldsymbol{\alpha}} \}_{st} \frac{\partial^2 \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})}{\partial \sigma_s \partial \sigma_t} \right] \boldsymbol{\Sigma}(\hat{\boldsymbol{\alpha}})^{-1}.$$

In (4)  $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{NEW}$  just replaces  $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{OLD}$  to make allowance for possible bias.

It must be noted, however, that it is not explicitly required that  $\boldsymbol{\alpha}$  be estimated by the REML. None the less, the REML estimator for  $\boldsymbol{\alpha}$  is commonly employed for its notable statistical properties. The Kenward-Roger method is nowadays well-founded as a method for estimating fixed effects in mixed models (Brown, Prescott, 2006, Littell et al. 2006), and there is growing recognition in the analysis of longitudinal data (Fitzmaurice, 2009).

In the next section a comparative simulation study of the small-sample performance of the Kenward-Roger method in the setting of the general Gaussian linear regression model with four models of heteroskedasticity is described and its results are given.

### 3. The simulation study

Two specific settings are analyzed in the simulation study. In the first setting (denoted as simulation A) a simple linear regression model is explored

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}, \quad (6)$$

in which  $y_i$  is the explained variable,  $x_i$  is the explanatory variable,  $\beta_0$  and  $\beta_1$  are parameters to be estimated, and the disturbance  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2(x_i))$ . The disturbances are heteroskedastic due to  $x_i$ . The second setting (denoted as simulation B) bases on the regression equation

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 z_i + \varepsilon_i \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}, \quad (7)$$

wherein  $y_i$  is again the explained variable,  $x_i$  and  $z_i$  are the covariates,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  and  $\beta_2$  are parameters of attention, with the disturbance  $\varepsilon_i$  Gaussian and heteroskedastic owing to  $x_i$ , and thus governed as  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2(x_i))$ .

Heteroskedasticity in both settings appears in four possible manners, if in the functional form of  $(1, x_i)'$  and a nuisance vector  $\boldsymbol{\alpha} = (\alpha_0, \alpha_1)'$ . The additive model of heteroskedasticity runs as

$$\sigma_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 x_i \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}, \quad (\text{add})$$

(with  $\alpha$  such that disturbance variances  $\sigma_i^2$  are positive), the mixed models reads

$$\sigma_i^2 = (\alpha_0 + \alpha_1 x_i)^2 \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}, \quad (\text{mix})$$

(with no specific restrictions laid upon  $\alpha$ ), and the multiplicative model respects the formula

$$\sigma_i^2 = \exp(\alpha_0 + \alpha_1 x_i) \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}. \quad (\text{mul})$$

Eventually, a model of „indefinite“ heteroskedasticity is considered, in which the disturbance components are takes random values within a band around a constant, and this is determined

$$\sigma_i^2 = u_i \times \frac{1}{2} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} (\alpha_0 + \alpha_1 x_i) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \exp(\alpha_0 + \alpha_1 x_i) \right] \quad \text{for } i \in \{1, \dots, n\}, \quad (\text{ind})$$

where the random component  $u_i$  is distributed uniformly at some reasonable interval  $(\phi_0, \phi_1)$ . This model applies in situations when the variable / set of variables causing heteroskedasticity is / are incorrectly specified and the variances of disturbances are not related to the identified variable / set of variables – in relation to it / them are determined randomly.

In the simulation study, in all cases model (mul) was assumed and estimated and was juxtaposed with all four possible true models of heteroskedasticity (add), (mix), (mul) and (ind). The aim of the study was, then, to compare the adequacy of the Kenward-Roger method in the case when the model of heteroskedasticity is correctly specified and in cases when there is a misspecification as to the true model of heteroskedasticity. The study emphasises, and focuses on, the model of multiplicative heteroskedasticity, i. e. model (mul), since multiplicative heteroskedasticity is found in most applications and is preferred over other forms of heteroskedasticity. It is a matter of fact that it is interesting and desirable to explore on the properties of the Kenward-Roger procedure even in the situations if the presence of multiplicative heteroskedasticity is unjustified or incorrectly detected.

Both simulations were based on similar choices. The variance parameters were set to  $\alpha = (0.2, 0.1)'$ , the regression parameters in simulation A were  $\beta = (3, 0.7)'$  and in simulation B  $\beta = (3, 0.7, 1.5)'$ . The variables  $x_i$  and  $z_i$  were simulated as independent drawings from a uniform distribution at interval  $(0, 100)$  and rounded to two decimals; the explained variable  $y_i$  was simulated according to model (6) or (7) under the assumed form of heteroskedasticity. For each simulation the design sample was fixed counting 10, 20, 50, 100 or 250 observations. According to the aforesaid, there were totally  $2 \times 1 \times 4 \times 5 = 40$  specific cases (2 simulation models, 1 true form of heteroskedasticity, 4 expected forms of heteroskedasticity, 5 different samples), and each case was evaluated at 10 000 simulations. For the determination of the covariance matrix of  $\alpha$  average information was utilized.

In each simulation run

- $\alpha$  was estimated by the REML,
- the estimate of  $\beta$  was established by the FGLS as given in (2),
- pivot (4) was computed according to the both “old” Kenward-Roger method and “new” Kenward-Roger method, i. e. using the covariance matrix for the estimate of  $\beta$  as given in (3) and (5), and
- a check whether pivot (4) is covered by 95 % confidence region was effected, and the magnitude of the departure of estimated values from true values for  $\alpha$  and  $\beta$  was measured.

The results of simulations are summarized in Table 1 and Table 2. Of significance in the tabular output for individual cases is information on the precision of regression parameter

estimates and on the coverage. Additional information concerns the precision of variance parameter estimates. In the output, average simulated values for parameters and their respective mean absolute percentage errors (MAPE) are reported. The former evaluates the precision of estimates on average, the latter gives an image of its variation. Under the term coverage the percentage of cases in which the statistic given in (4) computed out of simulated data fell in the 95 % confidence region.

**Table 1. Results of simulation A** (Source: the author.)

Sample (# of observations)	True heteroskedasticity	The variance parameters ( $\alpha_0, \alpha_1$ )'				The regression parameters ( $\beta_0, \beta_1$ )'				COVERAGE	
		Average simulated		MAPE		Average simulated		MAPE		"Old" KR method	"New" KR method
		$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_0$	$\beta_1$		
10	ADD	0.1082	0.0210	442.40%	79.03%	2.9936	0.7003	21.49%	2.72%	87.22%	91.31%
20	ADD	-0.0138	0.0257	258.54%	74.29%	2.9932	0.7001	11.39%	1.74%	94.13%	95.53%
50	ADD	0.1802	0.0246	164.29%	75.39%	2.9934	0.7001	9.12%	1.12%	95.88%	96.30%
100	ADD	0.1665	0.0251	118.17%	74.90%	2.9975	0.7000	6.45%	0.76%	96.25%	96.42%
250	ADD	0.1895	0.0311	73.53%	69.13%	3.0016	0.7518	4.19%	8.00%	96.18%	96.28%
10	MIX	0.5734	0.0415	484.81%	58.57%	2.9964	0.7000	27.22%	5.94%	90.78%	93.92%
20	MIX	0.2480	0.0496	276.95%	50.42%	3.0002	0.6999	12.56%	3.92%	95.03%	96.14%
50	MIX	0.5140	0.0478	224.39%	52.21%	3.0019	0.6997	11.02%	2.47%	96.32%	96.84%
100	MIX	0.4903	0.0485	179.33%	51.46%	3.0018	0.7000	7.28%	1.67%	96.66%	96.89%
250	MIX	0.3943	0.0387	133.69%	61.31%	3.0006	0.6999	4.40%	0.81%	96.80%	96.86%
10	MUL	0.0768	0.0970	468.50%	16.02%	2.9885	0.7016	42.39%	12.93%	85.32%	90.08%
20	MUL	0.1619	0.0982	240.85%	9.07%	3.0053	0.6989	22.53%	8.32%	92.75%	94.03%
50	MUL	0.1722	0.0997	161.48%	5.81%	3.0086	0.6993	19.04%	5.80%	94.25%	94.83%
100	MUL	0.1779	0.1000	112.75%	3.98%	3.0026	0.6995	13.13%	4.08%	94.52%	94.76%
250	MUL	0.1921	0.1000	70.73%	2.44%	3.0004	0.7000	8.16%	2.52%	95.12%	95.26%
10	IND	6.9426	-0.0016	3371.30%	101.60%	2.9786	0.7027	588.51%	46.57%	84.26%	89.71%
20	IND	7.1297	-0.0011	3464.83%	101.10%	2.8297	0.7014	375.31%	30.30%	91.36%	93.35%
50	IND	7.1463	-0.0003	3473.15%	100.35%	3.0530	0.6985	257.27%	20.10%	94.05%	94.73%
100	IND	7.1413	0.0000	3470.66%	100.03%	3.0913	0.7001	188.46%	14.40%	94.71%	95.10%
250	IND	7.2990	-0.0001	3549.50%	100.05%	2.9758	0.7004	125.36%	9.22%	95.27%	95.42%

**Table 2. Results of simulation B** (Source: the author.)

Sample (# of observations)	True heteroskedasticity	The variance parameters ( $\alpha_0, \alpha_1$ )'				The regression parameters ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ )'					COVERAGE		
		Average simulated		MAPE		Average simulated			MAPE		"Old" KR method	"New" KR method	
		$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_0$	$\beta_1$			$\beta_2$
10	ADD	0.0984	0.0201	516.32%	79.95%	2.9979	0.7000	1.4999	43.11%	2.80%	1.20%	81.18%	88.16%
20	ADD	0.0237	0.0249	271.42%	75.10%	2.9936	0.7000	1.5001	17.77%	1.75%	0.65%	93.10%	94.86%
50	ADD	0.1906	0.0244	169.38%	75.63%	3.0021	0.6999	1.5000	14.72%	1.13%	0.45%	95.75%	96.27%
100	ADD	0.1659	0.0251	119.36%	74.95%	2.9997	0.6999	1.5001	11.47%	0.75%	0.34%	96.11%	96.42%
250	ADD	0.1847	0.0248	74.73%	75.16%	3.0004	0.7000	1.5000	6.29%	0.46%	0.20%	96.44%	96.62%
10	MIX	0.7134	0.0384	559.66%	61.65%	3.0403	0.6995	1.4996	76.45%	6.39%	2.08%	86.33%	91.62%
20	MIX	0.3325	0.0480	292.76%	51.98%	2.9935	0.7000	1.5004	23.56%	3.86%	0.86%	95.82%	96.94%
50	MIX	0.5496	0.0472	234.64%	52.75%	2.9968	0.7002	1.4999	19.71%	2.46%	0.64%	97.03%	97.45%
100	MIX	0.5084	0.0482	186.13%	51.77%	2.9966	0.7001	1.5001	16.07%	1.67%	0.50%	96.91%	97.16%
250	MIX	0.5402	0.0476	174.86%	52.38%	3.0004	0.7001	1.5000	8.07%	1.03%	0.29%	97.41%	97.47%
10	MUL	0.0703	0.0969	579.17%	19.02%	3.0026	0.7002	1.4997	119.47%	14.99%	2.94%	76.93%	86.90%
20	MUL	0.3308	0.0952	279.66%	10.83%	3.0329	0.7002	1.4993	36.91%	8.62%	1.20%	93.60%	95.11%
50	MUL	0.1910	0.0997	166.64%	5.94%	3.0105	0.7001	1.4997	29.58%	5.79%	0.87%	94.51%	95.08%
100	MUL	0.1806	0.1000	116.07%	4.06%	2.9903	0.6998	1.5002	23.46%	4.15%	0.69%	94.53%	94.88%
250	MUL	0.1950	0.1000	70.85%	2.46%	3.0086	0.6997	1.5000	12.29%	2.53%	0.40%	94.63%	94.74%
10	IND	6.8547	-0.0008	3327.35%	100.83%	3.5359	0.6976	1.4950	825.43%	45.95%	22.21%	78.49%	87.05%
20	IND	7.1197	-0.0009	3459.83%	100.91%	3.0082	0.6984	1.5004	488.23%	31.85%	15.95%	90.53%	92.85%
50	IND	7.1416	-0.0003	3470.81%	100.28%	2.8141	0.6986	1.5050	356.16%	20.43%	9.43%	94.18%	94.81%
100	IND	7.1404	0.0000	3470.21%	100.02%	2.9317	0.7008	1.5004	264.17%	14.01%	6.93%	94.76%	95.23%
250	IND	7.3006	-0.0001	3550.32%	100.06%	3.0224	0.7003	1.4995	167.42%	9.36%	4.42%	95.06%	95.23%

Reviewing the results, it is striking that the Kenward-Roger method is on average precise in estimating the vector  $\beta$  even in small samples and the precision increases with the increase in the sample size, which is only natural. Beginning at 20 observations, the coverage rate appears to conform with set confidence level 0.95 in the case of both the "old" Kenward-Roger method and the "new" improved Kenward-Roger method. All the same, both methods may, at rather a larger sample sizes (250 observations), overestimate tendentially the confidence level. Still, it is probably because of the misspecification of the true form of heteroskedasticity that there may arise suspicion of this sort. This assertion is supported by the fact that in the case when the assumed multiplicative form of heteroskedasticity concurs

with the true one the coverage rate seems unbiased, 0.95. It is evident that when additive or mixed heteroskedasticity are true forms there is a slight bias upwards and the coverage rate is above 0.95. In general, the coverage rate of the improved Kenward-Roger method shows the coverage rate closer to 0.95 than the "old" one. Another conclusion that can be drawn is that the model of multiplicative heteroskedasticity may be employed without a loss of precision regardless of the true underlying form of heteroskedasticity as both Kenward-Roger methods seem to work well and robustly even in cases of misspecification as to the true form of heteroskedasticity.

#### 4. The conclusion

The Kenward-Roger method was originally proposed for small-sample inference in the general Gaussian linear regression model with applications intended principally for situations in which data consist of a collection of independent sets. However, its generality permits to employ it even for situations when all data are independent under the scheme of some model of heteroskedasticity. The article explores its usability in situations when the model of multiplicative heteroskedasticity is identified irrespective of what the true model of underlying heteroskedasticity is. To this end, two simulations with dependent settings (as to the true model of heteroskedasticity and as to sample sizes) were effected, and it was established that with the Kenward-Roger method the correct specification of heteroskedasticity model may not be of great importance as the model of multiplicative heteroskedasticity was found sufficiently descriptive. The Kenward-Roger method proved itself to be satisfactorily precise in samples of at least 20 observations.

#### 5. The literature

- [1.] BROWN, H., PRESCOTT, R. 2006. Applied mixed models in medicine. 2nd ed. Chichester [England]: Wiley, 2006. 455 p. ISBN 0-470-02356-2.
- [2.] FITZMAURICE, G. et al. (eds.) 2009. Longitudinal data analysis. Boca Raton [Florida]: Chapman & Hall/CRC, 2009. 618 p. ISBN 978-1-58488-658-7.
- [3.] KENWARD, M. G., ROGER, J. H. 1997. Small sample inference for fixed effects from restricted maximum likelihood. In: Biometrics, 1997, vol. 53, iss. 3, pp. 983-997. ISSN 0006-341X.
- [4.] KENWARD, M. G., ROGER, J. H. 2009. An improved approximation to the precision of fixed effects from restricted maximum likelihood. In: Computational Statistics and Data Analysis, 2009, vol. 53, iss. 7, pp. 2583-2595. ISSN 0167-9473.
- [5.] LITTEL, R. C. et al. 2006. SAS<sup>®</sup> for mixed models. 2nd ed. Cary [North Carolina]: SAS Institute, 2006. 814 p. ISBN 978-1-59047-500-3.
- [6.] MEYER, K. 1997. An 'average information' restricted maximum likelihood algorithm for estimating reduced rank genetic covariance matrices or covariance functions for animal models with equal design matrices. In: Genetics Selection Evolution, 1997, vol. 29, pp. 97-116. ISSN 0999-193X.

#### The author's address:

Martin Bod'a, Ing. et Bc.  
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici  
Fakulta prírodných vied, Katedra matematiky  
Tajovského 40, 974 01 Banská Bystrica  
Ekonomická fakulta, Katedra kvantitatívnych metód a informačných systémov  
Tajovského 10, 975 90 Banská Bystrica  
martin.boda@umb.sk



## Existencia a stabilita ekonomického cyklu v podmienkach Slovenskej republiky Existence and stability of a business cycle in the milieu of the Slovak Republic

Martin Boďa, Leontína Striežovská

**Abstract:** In the paper, a version of the Schinasi model of a four-sector economy under the regime of fixed exchange rate is applied to the environment of the Slovak economy. The Schinasi model modified to accommodate the fixation of exchange rate is estimated on Slovak macroeconomic data, and, on this basis, investigated and checked for the existence and stability of business cycles. It is shown that the analyzed model allows for the existence of a stable business cycle in the macroeconomic environment of the Slovak Republic.

**Key words:** Schinasi model, business cycle, equilibrium, bifurcation.

**Kľúčové slová:** Schinasiho model, ekonomický cyklus, rovnováha, bifurkácia.

**JEL classification:** C39, C62, E32.

### 1. Úvod

Od začiatku 50. rokov 20. storočia sa vplyvom prác Roberta A. Mundella a Jamesa M. Fleminga začala venovať pozornosť matematickému skúmaniu a modelovaniu makroekonomických procesov prebiehajúcich v trojsektorových a štvorsektorových ekonomikách. Obzvlášť veľký význam majú práve modely štvorsektorovej (otvorenej) ekonomiky, ktoré umožňujú vyhodnocovať účinky medzinárodného pohybu kapitálu na makroekonomické procesy a účinnosť hospodárskych politík pri rôznych režimoch devízových kurzov. Možnosti stabilizačnej orientácie hospodárskej politiky sú pre štvorsektorovú ekonomiku určené mierou zapojenia ekonomiky do medzinárodného (v súčasnosti azda globálneho) ekonomického systému a jej vyjednávacej pozície v ňom. Sekerka (2007, s. 431) uvádza dva kľúčové faktory, ktoré determinujú možnosti stabilizačnej politiky v štvorsektorovej ekonomike, a to (a) uplatňovaný systém devízových kurzov a (b) miera medzinárodnej kapitálovej mobility danej ekonomiky. Túto skutočnosť je potrebné mať pri definícii vhodného matematického modelu na deskripciu a vysvetlenie makroekonomických procesov. V podmienkach slovenskej ekonomiky sa musí zohľadňovať štvorsektorový charakter ekonomiky s vysokou mierou závislosti na zahraničí a taktiež účasť Slovenskej republiky v európskej menovej únii s režimom fixného devízového kurzu, počnúc 1. januárom 2009. Berúc na zreteľ tieto rámcové podmienky, v článku sa zaoberáme matematickým (Schinasiho upraveným) modelom slovenskej ekonomiky, prezentujeme jeho vhodnú ekonometrickú verziu s cieľom vyšetriť existenciu rovnovážneho stavu a preskúmať existenciu cyklov.

### 2. Matematická formulácia

Východiskom pre formuláciu modelu je Schinasiho model (1982) trojsektorovej ekonomiky s čistým financovaním

$$\begin{aligned}\dot{Y} &= \alpha [I(Y, R) + G - S(Y^D) - T(Y)], \\ \dot{R} &= \beta [L(Y, R) - L_S], \\ \dot{L}_S &= G - T(Y),\end{aligned}\tag{1}$$

v ktorom  $Y$  je výstup ekonomiky,  $R$  je úroková miera,  $L_S$  je peňažná zásoba,  $I$  zastupuje investície,  $G$  denotuje štátne výdavky,  $S$  značí úspory,  $T$  sú dane,  $Y^D$  je disponibilný príjem určený vzťahom  $Y^D = Y - T$ ,  $L$  znamená dopyt po peniazoch, výrazy s bodkou označujú deriváciu funkcie podľa času a v ktorom  $\alpha$  a  $\beta$  sú kladné parametre. Premenné  $Y$ ,  $R$ ,  $L_S$ ,  $I$ ,  $S$ ,  $T$  a  $L$  majú endogénny charakter a premenná  $G$  je exogénna. Schinasi za predpokladu okamžitého prispôsobovania na peňažnom trhu transformoval model (1) do dvojdimenziálnej podoby a zistil, za akých podmienok v modeli existujú cykly. Sasakura (1996) našiel podmienky, ktoré garantujú existenciu cyklov v originálnom trojdimenziálnom modeli (1).



Zimka a Zimková (2002a, 2002b) rozšírili Schinasiho model (1) pre prostredie štvorsektorovej ekonomiky s čistým financovaním a voľným devízovým kurzom do podoby

$$\begin{aligned}\dot{Y} &= \alpha [I(Y, R) + G(Y) + X(Y, \rho) - S(Y^D, R) - T(Y) - M(Y, \rho)], \\ \dot{\rho} &= \beta [M(Y, \rho) + C_x(R, \rho) - X(Y, \rho) - C_m(R, \rho)], \\ \dot{R} &= \gamma [L(Y, R) - L_s], \\ \dot{L}_s &= \delta [G(Y) + M(Y, \rho) + C_x(R, \rho) - T(Y) - X(Y, \rho) - C_m(R, \rho)],\end{aligned}\tag{2.a}$$

s podmienkami

$$\begin{aligned}\partial I / \partial Y > 0, \quad \partial I / \partial R < 0, \quad \partial G / \partial Y > 0, \quad \partial S / \partial Y^D > 0, \quad \partial S / \partial R > 0, \\ \partial L / \partial R < 0, \quad \partial X / \partial Y > 0, \quad \partial X / \partial \rho > 0, \quad \partial M / \partial Y > 0, \quad \partial M / \partial \rho < 0, \\ \partial C_x / \partial \rho < 0, \quad \partial C_x / \partial R < 0, \quad \partial C_m / \partial \rho > 0, \quad \partial C_m / \partial R > 0, \quad \partial T / \partial Y > 0,\end{aligned}\tag{2.b}$$

kde okrem už zavedených symbolov  $\rho$  reprezentuje devízový kurz,  $X$  vývoz,  $M$  dovoz,  $C_x$  denotuje vývoz kapitálu a  $C_m$  dovoz kapitálu. Všetky štyri parametre modelu (2)  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  a  $\delta$  sú kladné a všetky uvažované premenné endogénne.

Na základe modelu (2) možno položením  $\rho$  konštantným zostrojiť model pre štvorsektorovú ekonomiku s pevným devízovým kurzom a s čistým financovaním, čo je charakteristické pre podmienky slovenskej ekonomiky v súčasnosti. Konštantný devízový kurz  $\rho$  však implikuje  $\dot{\rho} = 0$  a zavedením čistého exportu  $J = X - M$  a čistého kapitálového vývozu  $Q = C_x - C_m$  model (2) prechádza do podoby

$$\begin{aligned}\dot{Y} &= \alpha [I(Y, R) + G(Y) - S(Y^D, R) - T(Y) + J(Y)], \\ \dot{R} &= \gamma [L(Y, R) - L_s], \\ \dot{L}_s &= \delta [G(Y) + J(Y) + Q(R) - T(Y)],\end{aligned}\tag{3.a}$$

s predpokladmi

$$\begin{aligned}\partial I / \partial Y > 0, \quad \partial I / \partial R < 0, \quad \partial G / \partial Y > 0, \quad \partial S / \partial Y^D > 0, \quad \partial S / \partial R > 0, \\ \partial L / \partial R < 0, \quad \partial Q / \partial R > 0, \quad \partial T / \partial Y > 0,\end{aligned}\tag{3.b}$$

pričom charakter  $\partial J / \partial Y$  nemožno určiť. Tento model a jeho vlastnosti vyšetrovala Striežovská (2010).

### 3. Ekonometrická formulácia modelu

Pri definovaní ekonometrickej (empirickej) verzie modelu (3) sme vyšli z prvej rovnice systému (3.a) a predpokladov (3.b). Predpokladáme, že funkcie  $T$ ,  $G$ ,  $L$ ,  $J$  a  $Q$  sú lineárne vzhľadom na determinujúce premenné a premenné  $I$  a  $S$  sú lineárne vzhľadom na premennú  $R$  a nelineárne na premennú  $Y$ . V oboch prípadoch sme zvolili jednoduchý tvar korešpondujúci s predpokladmi. Pre funkciu úspor  $S$  sme zvolili rýdzokvadratický funkcionál premennej  $Y^D$  a pre funkciu investícií  $I$  sme vybrali mocninný vzťah nepriamej úmernosti vzhľadom k premennej  $Y$  (teda akúsi podobu rýdzopolynomického funkcionálu). Tieto voľby korešpondujú so zadaním numerických príkladov navrhnutých Makovínyiovou (2008), ktorá skúmala rozšírenú verziu Schinasiho modelu v dikcii trojsektorovej ekonomiky s čistým financovaním.

Spojité diferenciálne podoba systému (3) prešla následne do ekonometrickej verzie modelu reprezentovaného diskretným systémom simultánných rovníc

$$\begin{aligned}
\text{(a)} \quad \Delta Y &= \theta_0 [I + G - S - T + J] + v_0, \\
\text{(b)} \quad I &= \theta_{10} + \theta_{11} \sqrt{Y} + \theta_{12} R + v_1, \\
\text{(c)} \quad S &= \theta_{20} + \theta_{21} (Y^D)^2 + \theta_{22} R + v_2, \\
\text{(d)} \quad T &= \theta_{30} + \theta_{31} Y + v_3, \\
\text{(e)} \quad G &= \theta_{40} + \theta_{41} Y + v_4, \\
\text{(f)} \quad L &= \theta_{50} + \theta_{51} Y + \theta_{52} R + v_5, \\
\text{(g)} \quad J &= \theta_{60} + \theta_{61} Y + v_6, \\
\text{(h)} \quad Q &= \theta_{70} + \theta_{71} R + v_7, \\
\text{(i)} \quad Y &= C + I + G + J, \\
\text{(j)} \quad Y^D &= Y - T,
\end{aligned} \tag{4}$$

v ktorom  $C$  je spotreba, disturbancie  $v_0, v_1, v_2, v_3, v_4, v_5, v_6, v_7$  sú súbežne navzájom korelované, (prípadne) heteroskedastické, ale sériovo nekorelované. Iba parametre  $\theta_{12}$  a  $\theta_{52}$  sú záporné, kým ostatné parametre sú kladné. Rovnice (a) – (h) sú behaviorálne a vzťahy (i) a (j) sú identitami. Všetky zahrnuté premenné s výnimkou spotreby  $C$  sú endogénne. Ďalšia vlastnosť modelu (4) spočíva v tom, že s výnimkou úrokovej miery  $R$  budú všetky premenné v dôsledku svojich ekonomických vlastností a tendenčného priebehu zrejme nestacionárne (čo bolo následne preukázané na dostupných dátach v praktickej časti); a s úmyslom zmierniť negatívne dôsledky spojené s nestacionaritou sme uvažovali všetky premenné s výnimkou úrokovej miery  $R$  po logaritmickej transformácii a odhadovali sme simultánne rovnice

$$\begin{aligned}
\text{(a)} \quad \Delta y &= \phi_0 [i + g - s - t + j] + v_0, \\
\text{(b)} \quad i &= \phi_{10} + \phi_{11} \sqrt{y} + \phi_{12} R + v_1, \\
\text{(c)} \quad s &= \phi_{20} + \phi_{21} (y^D)^2 + \phi_{22} R + v_2, \\
\text{(d)} \quad t &= \phi_{30} + \phi_{31} y + v_3, \\
\text{(e)} \quad g &= \phi_{40} + \phi_{41} y + v_4, \\
\text{(f)} \quad l &= \phi_{50} + \phi_{51} y + \phi_{52} R + v_5, \\
\text{(g)} \quad j &= \phi_{60} + \phi_{61} y + v_6, \\
\text{(h)} \quad q &= \phi_{70} + \phi_{71} R + v_7, \\
\text{(i)} \quad y &= c + i + g + j, \\
\text{(j)} \quad y^D &= y - t,
\end{aligned} \tag{5}$$

v ktorých malé písmená latinskej abecedy denotujú logaritmy pôvodných premenných označovaných zodpovedajúcimi veľkými písmenami. Ďalšie vlastnosti modelu (5) sú kompatibilné s vlastnosťami modelu (4). Je zřejmé, že vlastná stacionarizácia diferencovaním nie je, prihliadnuc na odmocninný vzťah v rovnici (b), adekvátna.

#### 4. Dáta a výsledky

K dispozícii boli sezónne neočistené údaje týkajúce sa prostredia slovenskej ekonomiky a jej výsledkov za roky 1997 – 2008 kvartálnej frekvencie vystupujúce ako časový rad o 48 pozorovaniach. Použité premenné, ich obsahové vymedzenie a provenienciu sprehl'adňuje tabuľka 1. Pôvodne boli premenné získané v nominálnom vyjadrení v slovenských korunách (resp. p. a.), ale podľa postupu naznačeného v poznámkach \*, † a ‡ boli transformované na reálne vyjadrenie v eurách k prvému kvartálu roku 1997 (resp. p. a.). Premenné  $Y, L, I, G, S, T, J$  a  $Q$  mali výrazne sezónny charakter, ktorý bol (po adjustáciách \* a †) vyhladený Hodrickovým-Prescottovým filtrom s obvyklými parametrami pre kvartálne údaje. Všetky uvažované premenné s výnimkou úrokovej miery vizuálne indikovali nestacionárny charakter, ktorý bol potvrdený aj rozšíreným Dickeyovým-Fullerovým testom jednotkového koreňa. Väčšinu nestacionárnych premenných možno považovať za integrované rádu 2. Pretože sme mali záujem na odhade parametrov čo najbližších formulácii modelu (4), boli premenné iba logaritmicke transformované do modelu (5), čím sa nezmenili matematické vlastnosti simultánnych vzťahov.

Hoci skúmame model (3) za predpokladu pevného výmenného kurzu, od roku 2008 je dostupných iba málo pozorovaní na spoľahlivý a obhájitelný odhad parametrov nami skúmaného korešpondujúceho ekonometrického modelu (5). Tiež sa dá predpokladať, že slovenská ekonomika sa neprispôsobila vo svojej vnútornej štruktúre okamžite podmienkam pevného výmenného kurzu, a preto i odhad z obdobia podmienok voľného výmenného kurzu možno chápať ako pomerne vierohodnú, možno menej presnú, aproximáciu skutočných hodnôt parametrov, ktoré sú v súčasnosti príznačné pre slovenskú ekonomiku. Ekonometrický model bol odhadnutý v softvéri Eviews 6.0 Student Version metódou najmenších štvorcov (OLS).

**Tabuľka 1. Vstupné premenné, ich obsah a pôvod** (Zdroj: vlastné spracovanie.)

Premenná	Obsah	Pôvod
<i>Y</i>	Hrubý domáci produkt (mil. €) <sup>*†</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>R</i>	12-mesačný BRIBOR (priemer bid a ask) (% p. a.) <sup>‡</sup>	NBS
<i>L</i>	Množstvo peňazí merané agregátom M3 (mil. €) <sup>*†</sup>	NBS
<i>I</i>	Tvorba hrubého kapitálu (mil. €) <sup>**</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>G</i>	Konečná spotreba verejnej správy a konečná spotreba neziskových inštitúcií slúžiacich domácnostiam (mil. €) <sup>*†</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>S</i>	Hrubé úspory domácností (mil. €) <sup>*†</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>T</i>	Bežné dane z dôchodkov, majetku (mil. €) <sup>*†</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>J</i>	Čistý export (vývoz výrobkov a služieb mínus dovoz výrobkov a služieb, mil. €) <sup>*†</sup>	Databáza SLOVSTAT, ŠÚ SR
<i>Q</i>	Saldo kapitálového a finančného účtu platobnej bilancie (mil. €) <sup>*†</sup>	NBS

\* Prepočítané z Sk na € konverzným kurzom 30.126 Sk/€.

† V stálych cenách ku Q1/1997 (tzn. prepočítané z bežných cien zohľadnením miery inflácie na báze indexu spotrebiteľských cien k Q1 1997).

‡ Vyjadrujúce reálne zhodnotenie p. a. (tzn. po zohľadnení miery inflácie meranej na báze indexu spotrebiteľských cien).

\* Pôvodné hodnoty boli vyhladené Hodrickovým-Prescottovým filtrom na odstránenie sezónnosti.

Na základe uvedeného postupu sme odhadli sústavu (5) v podobe (6). Za každým odhadovaným parametrom je v zátvorke uvedená smerodajná chyba odhadu a ku každej rovnici je doložený adjustovaný koeficient determinácie. Napriek tomu, že adjustovaný koeficient determinácie (a), (d) a (h) nenaznačuje správnosť lineárneho preloženia vysvetľovaných veličín a že všetky parametre s výnimkou  $\phi_{21}$  a  $\phi_{31}$  možno považovať za štatisticky významné, domnievame sa, že na účely matematickej analýzy modelu (5) sme dospeli k aproximatívne dobrým odhadom vstupov pre hlbšiu analýzu a overovanie existencie cyklov.

$$\begin{aligned}
 (a) \quad \Delta \hat{y} &= 0.0027(0.0003)[i + g - s - t + j], & R_{adj}^2 &= 0.217, \\
 (b) \quad \hat{i} &= -6.8971(1.1428) + 4.8669(0.3853)\sqrt{y} + 0.3824(0.0993)R, & R_{adj}^2 &= 0.772, \\
 (c) \quad \hat{s} &= 7.2623(0.2157) + 0.2280(0.2052)(y^D)^2 - 0.1299(0.0198)R, & R_{adj}^2 &= 0.536, \\
 (d) \quad \hat{t} &= 4.4142(0.7130) + 0.1248(0.0811)y, & R_{adj}^2 &= 0.028, \\
 (e) \quad \hat{g} &= 2.1589(0.1231) + 0.5743(0.0140)y, & R_{adj}^2 &= 0.972, \\
 (f) \quad \hat{l} &= 5.0426(0.1224) + 0.5199(0.0140)y - 0.0607(0.0213)R, & R_{adj}^2 &= 0.970, \\
 (g) \quad \hat{j} &= -2.1947(0.2572) + 0.2418(0.0293)y, & R_{adj}^2 &= 0.589, \\
 (h) \quad \hat{q} &= 0.0456(0.0024) + 0.0508(0.0276)y, & R_{adj}^2 &= 0.068.
 \end{aligned} \tag{6}$$

## 5. Analýza modelu

Dosadením odhadnutých rovníc do logaritmickej verzie rovníc (3.a) získavame skúmaný model v podobe

$$\begin{aligned}
 \dot{y} &= 0.0027 \times [-23,05191685 + 2.443327174y + 0.5123R + 4.8669\sqrt{y} - 0.173367552y^2], \\
 \dot{R} &= \gamma[5.0246 + 0.5199y - 0.0607R - l_s], \\
 \dot{l}_s &= \delta[-4.4044 + 0.6881y + 0.0508R].
 \end{aligned} \tag{7}$$

Položením pravých strán modelu (7) rovných nule, nachádzame rovnovážny stav modelu v bodoch  $y^* = 6.01246$ ,  $R^* = 5.26$ ,  $l_s^* = 7.849174119$  a jeho transformáciou do počiatku  $y = y_1 - y^*$ ,  $R = R_1 - R^*$ ,  $l_s = l_{s1} - l_s^*$  a rozvinutím funkcií na pravej strane do Taylorovho radu získavame

$$\begin{aligned} \dot{y}_1 &= 0.003647749y_1 + 0.00138321R_1 + 0.001541562y_1^2 - 5.571 \times 10^{-5}y_1^3 + 1.45 \times 10^{-7}y_1^4 + O(y_1^5), \\ \dot{R}_1 &= \gamma[0.5199y_1 - 0.0607R_1], \\ \dot{l}_{s1} &= \delta[0.6881y_1 + 0.0508R_1]. \end{aligned} \quad (8)$$

Pre nájdenie hodnoty parametrov, v ktorých bude skúmaný rovnovážny stav stabilný, použijeme maticu lineárnej aproximácie  $A(\gamma, \delta)$  systému (8) a jej charakteristickú rovnicu

$$A(\gamma, \delta) = \begin{pmatrix} 0.003647749 & 0.00138321 & 0 \\ 0.5199\gamma & -0.0607\gamma & -\gamma \\ 0.6881\delta & 0.0508\delta & 0 \end{pmatrix},$$

$$\lambda^3 - (0.00364768 - 0.0607\gamma)\lambda^2 + (0.0508\gamma\delta - 0.000940545\gamma)\lambda + 0.000766485\gamma\delta = 0.$$

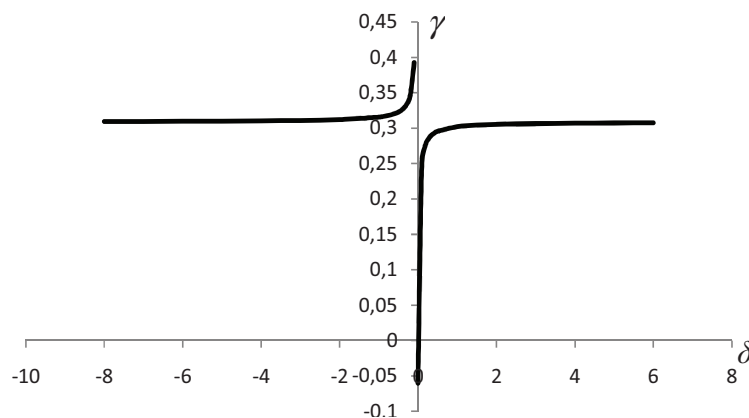
V článku sa zameriavame na hľadanie cyklických riešení modelu. Cyklus môže vzniknúť pre také hodnoty parametrov, pre ktoré má charakteristická rovnica dvojicu čisto imaginárnych komplexne združených vlastných čísel a tretie vlastné číslo má zápornú reálnu časť. Splnenie Liouvoho kritéria zaručuje práve hľadanú trojicu vlastných čísel:

$$\begin{aligned} (P1) & \quad -(0.00364768 - 0.0607\gamma) > 0, \\ (P2) & \quad 0.000766485\gamma\delta > 0, \\ (P3) & \quad -(0.00364768 - 0.0607\gamma) \cdot (0.0508\gamma\delta - 0.000940545\gamma) - 0.000766485\gamma\delta = 0 \end{aligned}$$

Podmienka (P1) je splnená pre  $\delta > 0.06009471$  a podmienka (P2) platí vždy. Tretia podmienka umožňuje nájsť kritické hodnoty parametrov  $\gamma_0$ ,  $\delta_0$ , pre ktoré môže mať skúmaný model cyklické riešenie. Kritické hodnoty parametrov sa nachádzajú na krivke

$$D^c = \left\{ [\delta_0, \gamma_0] \in R^+ \times R^+; \gamma_0 = \frac{0.000951787\delta_0 - 3.43081 \times 10^{-6}}{0.00308356\delta_0 - 0.0000570911} \right\}, \quad (9)$$

ktorá je znázornená na obrázku 1.



**Obrázok 1. Hodnoty parametrov  $\delta$  a  $\gamma$  pripúšťajúce cyklické riešenie** (Zdroj: vlastné spracovanie.)

Cyklus môže vzniknúť pre ľubovoľnú dvojicu parametrov ležiacich na krivke  $D^c$ . Podľa predpokladu sú oba parametre kladné. Analýzou priebehu funkcie  $\chi(\delta)$  môžeme určiť, že  $\delta > 0$  a hodnotu parametra  $\gamma$  stanovíme pomocou vzťahu (9). Pre  $\delta = 0.1$  je  $\gamma = 0.365144$ . Keďže skúmaný model je závislý na parametroch, môžu v ňom vzniknúť bifurkácie, t. j. pri malej zmene parametra môže dôjsť k zmene stability modelu na nestabilitu, a naopak. Pri fixácii parametra  $\gamma$  a ponechaní parametra  $\delta$  voľným, dovoľujeme parametru  $\delta$  meniť svoju hodnotu v malom intervale  $(\delta_0 - \varepsilon, \delta_0 + \varepsilon)$ . Postupom opísaným napr. u Striežovskej (2010) sa dá previesť matica lineárnej aproximácie  $A(\gamma, \delta)$  na Jordanov tvar a model (9) sa dá upraviť na čiastočný normálny tvar s prvými dvoma nenulovými rezonantnými členmi  $\sigma_1^{(1,0,1)} = -0.00038742 - 0.00244835i$  a  $\sigma_1^{(2,1,1)} = -0.00011382 - 0.003867i$ .

Prevedením modelu do polárnych súradníc možno získať bifurkačnú rovnicu, ktorej koeficienty sú reálnymi časťami rezonančných členov, a jej tvar je

$$-0.00011382r^2 - 0.00038742(\delta - \delta_0) = 0. \quad (10)$$

Každé riešenie bifurkačnej rovnice (10) korešponduje s cyklickým riešením. Rovnica má riešenie pre hodnoty parametra  $\delta < \delta_0$ . Skúmaný rovnovážny stav je nestabilný pre  $\delta < \delta_0$  a asymptoticky stabilný pre  $\delta \geq \delta_0$  s asymptoticky stabilným cyklom pre  $\delta < \delta_0$ .

## 6. Záver

Článok má interdisciplinárny charakter, nakoľko prepája poznatky matematickej teórie ekonomických cyklov s aplikovaným ekonometrickým prístupom. V článku bola prezentovaná verzia Schinasiho modelu s čistým financovaním upravená podmienkam Slovenskej republiky, ktorej ekonomika má štvorsektorový charakter a nachádza sa v súčasnosti v režime fixného devízového kurzu. Parametre Schinasiho modelu boli ekonometricky odhadnuté na reálnych slovenských dátach a model bol skúmaný vzhľadom na prítomnosť a stabilitu ekonomických cyklov. Bolo ukázané, že ekonomický cyklus v podmienkach slovenskej ekonomiky môže jestvovať a môže byť asymptoticky stabilný.

Článok bol pripravený s podporou projektu VEGA č. 1/0828/10 Dynamické modelovanie ekonomických procesov.

## 7. Literatúra

- [1.] MAKOVÍNYIOVÁ, K. 2007. Existence of an equilibrium and business cycles in the economy model. In Proceedings of the 10th international scientific conference AMSE Applications of Mathematics and Statistics in Economy. [CD-ROM] Banská Bystrica: Občianske združenie Financ, 2007. S. 145-153. ISBN 978-80-969535-7-8.
- [2.] SASAKURA, K. 1996. The business cycle model with a unique stable limit cycle. In: Journal of Economic Dynamics and Control. 1996. Č. 9-10. Zv. 20. S. 1763-1773. ISSN 0165-1889.
- [3.] SEKERKA, B. 2007. Makroekonomie. Profess Consulting: Praha, 2007. 488 s. ISBN 978-80-7259-050-6
- [4.] SCHINASI, G. J. 1982. Fluctuations in a dynamic, intermediate-run IS-LM model: Applications of the Poincaré-Bendixon theorem. In: Journal of Economic Theory. 1982. Č. 2. Zv. 28. S. 369-375. ISSN 0022-0531.
- [5.] STRIEŽOVSKÁ, L. 2010. The existence and stability of business cycles in a macroeconomic model under fixed exchange rate regime. Príspevok prednesený na 13. medzinárodnej vedeckej konferencii AMSE Aplikácie matematiky a štatistiky v ekonómii v Demänovskej doline 26.08.2010 – 29.08.2010. Predložené na publikáciu.
- [6.] ZIMKA, R., ZIMKOVÁ, E. 2002a. The stability of an open economy model. In: Mundus Symbolicus 10. Vysoká škola ekonomická v Praze: Praha, 2002. S. 187-193. ISSN 1210-809X.
- [7.] ZIMKA, R., ZIMKOVÁ, E. 2002b. Analysis of an open economy model under fixed exchange rate regime. In: Acta oeconomica No 14. 2002. Ekonomická fakulta Univerzity Mateja Bela v Banskej Bystrici: Banská Bystrica, 2002. S. 73-77. ISBN 80-8055-599-0.

### Adresa autorov:

Martin Bod'a, Ing. et Bc.  
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici  
Ekonomická fakulta  
Katedra kvantitatívnych metód a IS  
Tajovského 10  
975 90 Banská Bystrica  
martin.boda@umb.sk

Leontína Striežovská, Mgr.  
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici  
Ekonomická fakulta  
Katedra kvantitatívnych metód a IS  
Tajovského 10  
975 90 Banská Bystrica  
leontina.striezovska@umb.sk

## Prieskum pracovnej motivácie v Bratislavskom a Prešovskom kraji Survey of work motivation in Bratislava and Presov region

Nadežda Fuksová

**Abstract:** Topic of work motivation is inherently dependent on the issue of work motivation factors analysis. The analysis of motivation factors extend the theoretical and practical knowledge of work motivation. Several studies show the valuable results on the effectiveness of various motivational factors and bring the continuously knowledge development of work motivation.

**JEL Klasifikácia:** J24, O15

**Key words:** work motivation, employee, Bratislava region, Prešov region

**Kľúčové slová:** pracovná motivácia, pracovník, Bratislavský kraj, Prešovský kraj

### 1. Úvod

Pracovná motivácia je jednou z kľúčových podmienok úspešného pracovného výkonu. Súvis závislosti pracovnej motivácie a spokojnosti pracovníka je takmer bezpochybný. Skúmanie spokojnosti pracovníkov sa stáva oblasťou, ktorá napomáha zároveň i k rozvoju poznatkov z oblasti pracovnej motivácie. Teoretické východiská problematiky pracovnej motivácie potvrdzujú vzájomnú interakciu problematiky pracovnej motivácie a spokojnosti pracovníka. Medzi spomínané teoretické východiská patrí aj dvojfaktorová teória Fredericka Herzberga. V krátkosti možno uviesť, že sa v Herzbergovej dvojfaktorovej teórii pojednáva predovšetkým o vonkajších a vnútorných činiteľoch, ktoré ovplyvňujú i spokojnosť pracovníka. [1] [2] [3]

Spokojnosť pracovníka a jeho pracovná motivácia odhaľujú mnohé štúdie zamerané na pozorovanie motivačných faktorov v preferenciách pracovníkov. V tejto súvislosti je dôležité upozorniť i na motivačné faktory, ktoré sú dôležitou skupinou aspektov, ktorá zásadným spôsobom ovplyvňuje pracovnú spokojnosť pracovníkov. [4] [5]

Najviac diskutovanou oblasťou v rámci pracovnej motivácie je práve nastavenie motivačného faktora – finančnej odmeny resp. mzdy. Z pohľadu aplikovaného výskumu sa ukazuje, že peniaze sú vo väčšine prieskumov pre pracovníkov dôležitým motivačným faktorom, a preto by podniky mali problematike správneho nastavenia mzdy venovať zvýšenú pozornosť. [6] [7]

V kontexte správneho nastavenia mzdy možno vychádzať z informácii o vývoji miezd v danom regióne, v ktorom pôsobí príslušný podnikateľský subjekt (zamestnávateľ). Jednou z úloh personálneho manažéra v podniku by preto malo byť sledovanie základných údajov o mzde, ktoré sú charakteristické pre daný región.

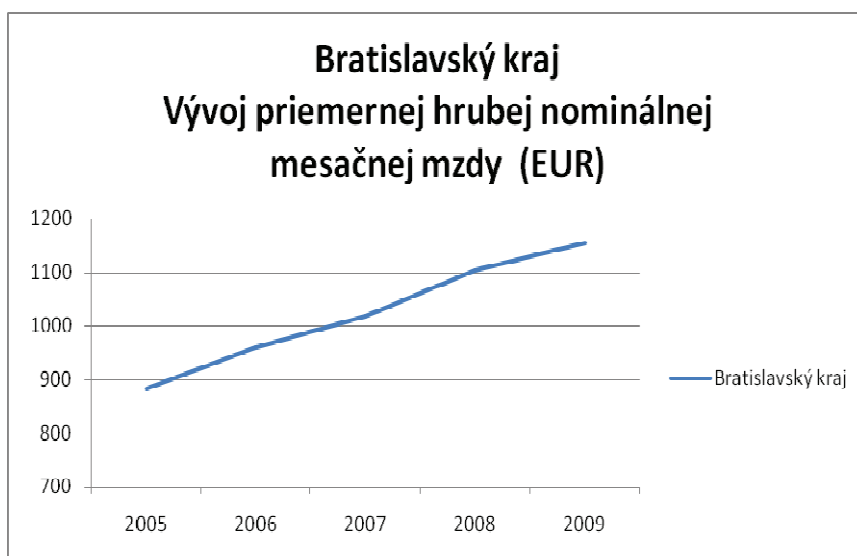
### 2. Analýza dát a diskusia

Na prieskum bola využitá dotazníková metóda. Dotazník bol zostavený pomocou štúdia literatúry z viacerých zdrojov. [4] [5] Dotazník vyplnilo 122 respondentov z rozoslaných 250 dotazníkov. Návratnosť dotazníkov bola na úrovni 48,8 %. Dotazník bol zameraný na prieskum motivačných faktorov v oblasti pracovníkov pracujúcich v súkromnom sektore na území Bratislavského a Prešovského kraja.

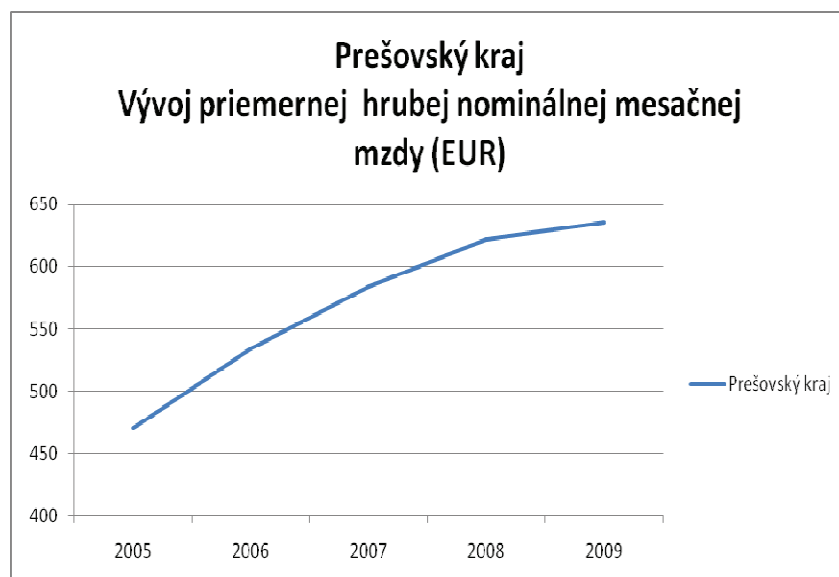


Pred realizáciou samotného prieskumu boli pri zostavení dotazníka použité i základné informácie získané z regionálnej štatistiky ŠÚ SR z údajov o priemernej nominálnej hrubej mesačnej mzde (2005-2009).

**Priemerná hrubá nominálna mesačná mzda** - zahŕňa plnenia, ktoré pripadajú na základnú (tarifnú) mzdu stanovenú podľa mzdových predpisov vrátane základných zložiek zmluvných platov a miezd za nadčasy, náhrady miezd za neodpracovaný čas, mesačné a dlhodobé prémie a odmeny vyplatené v závislosti od výkonu a splnenia hodnotiacich kritérií, príplatky a doplatky za nadčasovú prácu, nočnú prácu, prácu v sobotu a nedeľu, sviatky, za zdravie škodlivé prostredie, hluk, rizikovú a namáhavú prácu, naturálne mzdy vyjadrené v peňažnej forme a ostatné mzdy vo forme mzdových zvýhodnení, ktorých výška a periodicita sa vopred určuje bez ohľadu na situáciu podniku.



Graf 1: Bratislavský kraj – vývoj priemernej hrubej nominálnej mesačnej mzdy (EUR) [8]



Graf 1: Prešovský kraj – vývoj priemernej hrubej nominálnej mesačnej mzdy (EUR) [8]

Z počtu respondentov 122 bolo 68 respondentov z Bratislavského kraja a 54 respondentov z Prešovského kraja. Prieskum sa sústreďoval na 13 motivačných faktorov. Do pozornosti je z hľadiska porovnania preferencií motivačných faktorov u respondentov v Bratislavskom a Prešovskom regióne možné uviesť poradie na prvých štyroch miestach.

Respondent mal určiť na základe stupnice 1-5 poradie dôležitosti (1- najmenej dôležité, 5- najdôležitejšie). Z výsledkov prieskumu vyberáme podiel preferencií motivačných faktorov z hľadiska dôležitosti (prvé štyri miesta) pre príslušný kraj. V grafe č. 3 možno sledovať podiel preferencií respondentov z hľadiska motivačných faktorov na prvých štyroch miestach z hľadiska dosiahnutého aritmetického priemeru v Prešovskom kraji. V grafe č. 4 možno sledovať podiel preferencií respondentov z hľadiska motivačných faktorov na prvých štyroch miestach z hľadiska dosiahnutého aritmetického priemeru v Bratislavskom kraji.



Graf 3: Motivačné faktory (prvé štyri miesta z hľadiska preferencií) – Prešovský kraj [9]



Graf 3: Motivačné faktory (prvé štyri miesta z hľadiska preferencií) – Bratislavský kraj [9]

Aj keď počet respondentov nie je z hľadiska porovnania v oboch regiónoch rovnaký, na základe dosiahnutého aritmetického priemeru, ktorý získali jednotlivé faktory pri rozdelení respondentov došlo k vyhodnoteniu výsledkov samostatne pre Bratislavský kraj (počet respondentov 68) a samostatne pre Prešovský kraj (počet respondentov 54).

Odlíšnosti v dosiahnutých výsledkoch možno analyzovať i z pohľadu vývoja priemernej hrubej nominálnej mesačnej mzdy, kde možno pozorovať diferenciu medzi priemernou

hodnotou hrubej nominálnej mesačnej mzdy v Bratislavskom a v Prešovskom kraji. Poradie dôležitosti prvých štyroch motivačných faktorov nie je v oboch krajoch rovnaké. Najdôležitejšia z hľadiska motivačných faktorov v Prešovskom kraji je pre respondentov mzda, druhým najdôležitejším motivačným faktorom je istota pracovného miesta, tretím najdôležitejším faktorom z hľadiska pracovnej motivácie respondentov v Prešovskom kraji je pracovné prostredie a na štvrtom mieste z hľadiska preferencií jednotlivých motivačných faktorov sú pracovné vzťahy.

V Bratislavskom kraji je poradie na prvých štyroch miestach z hľadiska preferencií respondentov odlišné od Prešovského kraja. Na prvom mieste je z hľadiska preferencií respondentov motivačný faktor – mzda, na druhom mieste je z hľadiska preferencií respondentov pracovné prostredie, v poradí tretím najdôležitejším motivačným faktorom je v Bratislavskom kraji štýl vedenia a na štvrtom mieste sa z hľadiska preferencií umiestnil motivačný faktor pracovné vzťahy.

### 3. Záver

Pracovná motivácia tvorí dôležitú súčasť personálneho manažmentu. Téma pracovnej motivácie je v súčasnosti veľmi aktuálna aj pre jej vplyv na výsledky v pracovnom výkone pracovníkov. Proces pracovnej motivácie je zložitou oblasťou v rámci problematiky pracovnej motivácie. Analyzovaním faktorov pracovnej motivácie a ich podrobným sledovaním možno získať prehľad o pracovnej motivácii zamestnancov podnikov v jednotlivých regiónoch a rozšíriť tým teoretické i praktické poznatky z oblasti personálneho manažmentu.

### 4. Literatúra

- [1] Deci, L.E., Rayn R.M., Intrinsic and Extrinsic Motivations: Classic Definitions and New Directions, 2000, University of Rochester, Academic Press.
- [2] McCrae, R., R., Costa, P., T. (2006). Theories of personality. Eysenck, McCrae and Costa. Chapter 14. New York: McGraw-Hill.
- [3] Eysenck, H. J., Four ways five factors are not basic. Personality and Individual Differences. Vol 13(6), Jun 1992, 667-673.
- [4] Geen, G., 1995, Human Motivation. A Social Psychological Approach, CA: Brooks/Cole.
- [5] Higgins, R., 1994, Work Motivational in Organizational Behavior, NY: Van Nostrand Reinhold.
- [6] Fuksová, N. – Herzka, P., Motivácia zamestnancov, Verlag Dashofer, 2009, ISBN 978-80-89 010-28-8.
- [7] Fuksová, N. – Chajdiak, J., Dôležitosť faktorov motivácie v zamestnaní. The importance of motivation factors in employment. Forum Statisticum Slovacum roč.6, č.3. s. 240--243. ISSN 1336-7420.
- [8] <http://px-web.statistics.sk/PXWebSlovak>, 2010
- [9] Ekonomické a manažérske aspekty pracovnej motivácie v hospodárskej praxi, výskum, N. Fuksová, 2010

#### Adresa autora:

Nadežda Fuksová, Ing.  
Ústav manažmentu STU  
Oddelenie manažmentu chemických a potravinárskych technológií  
Vazovova 5  
Bratislava  
[nadezda.fuksova@stuba.sk](mailto:nadezda.fuksova@stuba.sk)

## Obojstranné tolerančné intervaly normálneho rozdelenia v stratégii 6-sigma Two-sided tolerance intervals for normal distribution in six sigma strategy

Ivan Garaj, Ivan Janiga

**Abstract:** In six sigma strategy process quality control there is often a need of knowledge of an interval covering a given part of the population at a given confidence level. In this contribution, there is the exact equation as well as the algorithm for the calculation of the coverage interval for a given proportion of values from normal distribution, the sample size and the confidence level. The generalization of the procedure for more than one distribution is also suggested.

**Key Words:** two-sided statistical tolerance interval, tolerance factor, normal distribution

**Kľúčové slová:** obojstranný štatistický tolerančný interval, tolerančný činiteľ, normálne rozdelenie

**JEL classification:** C13

### 1. Definition of $100p\%$ statistical tolerance interval with confidence $1 - \alpha$

Let measurements  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  be values of a random sample of size  $n$  from the population. The characteristic  $X$  to be measured is normally distributed, that is  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , with the unknown mean  $\mu$  and unknown variance  $\sigma^2$ . We will be looking for intervals which, with the confidence of  $1 - \alpha$ , contain at least the proportion  $p$  of values from the normal distribution  $N(\mu, \sigma^2)$ . Such intervals are called  $100p\%$  statistical tolerance intervals with confidence  $1 - \alpha$ . The  $100p\%$  two-sided statistical tolerance interval with confidence level  $1 - \alpha$  is constructed by

$$(\bar{x} - k s, \bar{x} + k s) \quad (1)$$

for which the following equation is valid

$$P[P(\bar{x} - k s < X < \bar{x} + k s) \geq p] = 1 - \alpha \quad (2)$$

where

$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  is the value of sample mean,

$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$  is the value of sample standard deviation and

$k = k(n, p, 1 - \alpha)$  is the tolerance factor for  $\nu = n - 1$  degrees of freedom.

Although the definition of a  $100p\%$  statistical tolerance interval with the confidence level  $1-\alpha$  is simple, the computation of precise values of tolerance factors  $k$  from equation (2) is fairly difficult, particularly without the use of a computer.

## 2. Exact computing of tolerance factors

When tolerance factors are required to be computed exactly, the numerical computing methods [1], [5], [6] and [7] have to be used. For given  $n$ ,  $\nu = n-1$ ,  $\alpha$ ,  $p$ , the tolerance factor  $k$  is the root of the equation

$$\sqrt{\frac{n}{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} F(x, k) e^{-\frac{nx^2}{2}} dx - 1 + \alpha = 0 \quad (3)$$

where

$$F(x, k) = \int_{\frac{\nu R^2(x)}{k^2}}^{\infty} \frac{t^{\frac{\nu}{2}-1} e^{-\frac{t}{2}}}{2^{\frac{\nu}{2}} \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)} dt.$$

$R(x)$  is the solution of the equation  $\Phi(x+R) - \Phi(x-R) - p = 0$  and  $\Phi$  is the standard normal distribution function. By means of a computer program that uses numerical integration we were able to compute the tolerance factors  $k = k(n, p, 1-\alpha)$  for different  $n$ ,  $p$  and  $1-\alpha$ . The factors were computed for  $\nu = n-1$  degrees of freedom. Later, the computed factors  $k$  were published in the book of extensive tables [2], which is cited in the Bibliography as well as in the text part of the [8]. These tables correspond to Annex E of ISO 16269-6, but the number of entries and the ranges of  $n$ ,  $p$  and  $\alpha$  are larger than in the tables in Annex E. The introduction to the tables is given in English, French, German and Slovak.

## 3. Statistical tolerance factors for $m \geq 2$ distributions with common variability

Let measurements  $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in})$   $i = 1, 2, \dots, m$ ;  $m \geq 2$  be values of  $m$  random samples  $(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in})$  of the same sizes  $n$  drawn from  $m$  populations. We assume that the measured values  $x_{ij}$  are realizations of independent normally distributed random variables  $X_{ij}$  with mean value  $\mu_i$  and common variability  $\sigma^2$ , that is  $X_{ij} \sim N(\mu_i, \sigma^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$ ;  $m \geq 2$ ;  $j = 1, 2, \dots, n$ . The parameters  $\mu_i$  and  $\sigma^2$  are supposed to be unknown. We are looking for two-sided intervals, which with confidence  $1-\alpha$  cover at least the fraction  $p$  of values of the distributions  $N(\mu_i, \sigma^2)$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$ ;  $m \geq 2$ . Now in the construction of statistical tolerance intervals for  $m$  samples the pooled standard deviation  $s_p$ , the estimate of the common standard deviation, can be used.

The  $100p\%$  two-sided statistical tolerance intervals with confidence  $1-\alpha$  are intervals

$$(\bar{x}_i - ks_p, \bar{x}_i + ks_p), \quad i = 1, 2, \dots, m; \quad m \geq 2 \quad (4)$$

for which the following equations are valid

$$P[P(\bar{x}_i - ks_p < X_i < \bar{x}_i + ks_p) \geq p] = 1 - \alpha, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (5)$$

where

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij} \text{ is the } i\text{th sample mean (estimate of } \mu_i)$$

$$s_P = \sqrt{\frac{1}{m(n-1)} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2} \text{ is the pooled standard deviation,}$$

$k = k(n, m, p, 1 - \alpha)$  is the tolerance factor common for  $m$  samples.

The tolerance factors  $k = k(n, m, p, 1 - \alpha)$  given in (4) and (5) were also computed by the (3) for different  $n, m, p, 1 - \alpha$  and published in [3]. In this case, the tolerance factors were computed for  $\nu = m(n - 1)$  degrees of freedom. As far as we know, in the most complex tables published so far [4] there are factors  $k$  computed for  $\nu \neq n - 1$  and only for two decimal places, using of the Wald and Wolfowitz approximation [10] method.

#### 4. Example

Suppose the percentage of solids in each of four batches of wet brewer's yeast (A, B, C and D), each from a different supplier, was to be determined. The percentages of the four batches are normally distributed with unknown means  $\mu_i$   $i = A, B, C, D$  and unknown but common variance  $\sigma^2$ . The researcher wants to determine whether the suppliers differ so that decisions can be made regarding future orders. The random samples of size  $n = 10$  from each batch [9] were collected in Table 1.

**Table 1: Percentages of total solids in four batches of brewer's yeast**

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Batch A	20	18	16	21	19	17	20	16	19	18
Batch B	19	14	17	13	10	16	14	12	15	11
Batch C	11	12	14	10	8	10	13	9	12	8
Batch D	10	7	11	9	6	11	8	12	13	14

On the basis of the data the values of sample means  $\bar{x}_A = 18,4$ ,  $\bar{x}_B = 14,1$ ,  $\bar{x}_C = 10,7$ ,  $\bar{x}_D = 10,1$  and the values of standard deviations  $s_A = 1,7127$ ,  $s_B = 2,7669$ ,  $s_C = 2,0575$ ,  $s_D = 2,6013$  were computed. For comparing the suppliers it was decided to use 95 % two-sided statistical tolerance intervals with the confidence of 95 %. In the computation of tolerance factors we used the exact method. We compare the individual computation for each batch with the simultaneous computation for all four batches.

#### Case 1 – Individual computation for each batch ( $m = 1$ )

For  $n = 10$ ,  $m = 1$ ,  $\nu = m(n - 1) = 1(10 - 1) = 9$ ,  $p = 0,95$  and  $1 - \alpha = 0,95$  the value of the two-sided statistical tolerance factor for unknown common variability  $\sigma^2$  equals

$$k = k(n, m, p, 1 - \alpha) = k(10, 1, 0,95, 0,95) = 3,394$$



and can be found in Table 2 (see also Table 4b of the book [2] when  $k = 3,3935$ ). Then tolerance intervals for batches A, B, C, D are as follows

$$A: \bar{x}_A \mp 3,394 \times s_A = 18,40 \mp 3,394 \times 1,7127 \Rightarrow (12,59, 24,21)$$

$$B: \bar{x}_B \mp 3,394 \times s_B = 14,10 \mp 3,394 \times 2,7669 \Rightarrow (4,71, 23,49)$$

$$C: \bar{x}_C \mp 3,394 \times s_C = 10,70 \mp 3,394 \times 2,0575 \Rightarrow (3,72, 17,68)$$

$$D: \bar{x}_D \mp 3,394 \times s_D = 10,10 \mp 3,394 \times 2,6013 \Rightarrow (1,27, 18,93)$$

### Case 2 – Simultaneous computation for all batches ( $m = 4$ )

In this case we can use the estimate of the pooled standard deviation

$$s_p = \sqrt{\frac{1}{4}(s_A^2 + s_B^2 + s_C^2 + s_D^2)} = \sqrt{\frac{1}{4}(2,9333 + 7,6556 + 4,2333 + 6,7667)} = 2,3232$$

Then for  $n = 10$ ,  $m = 4$ ,  $\nu = m(n-1) = 4(10-1) = 36$ ,  $p = 0,95$  and  $1 - \alpha = 0,95$  the value of the two-sided statistical tolerance factors for unknown common variability  $\sigma^2$  is

$$k = k(n, m, p, 1 - \alpha) = k(10, 4, 0,95, 0,95) = 2,597$$

and can be found in Table 2 as well (see also Table 7 in [3] where  $k = 2,5964$ ). Then statistical tolerance intervals for batches A, B, C, D are as follows

$$A: \bar{x}_A \mp 2,597 \times s_p = 18,40 \mp 2,597 \times 2,3232 \Rightarrow (12,37, 24,43)$$

$$B: \bar{x}_B \mp 2,597 \times s_p = 14,10 \mp 2,597 \times 2,3232 \Rightarrow (8,07, 20,13)$$

$$C: \bar{x}_C \mp 2,597 \times s_p = 10,70 \mp 2,597 \times 2,3232 \Rightarrow (4,67, 16,73)$$

$$D: \bar{x}_D \mp 2,597 \times s_p = 10,10 \mp 2,597 \times 2,3232 \Rightarrow (4,07, 16,13)$$

When comparing the result of both cases it can be declared that the statistical tolerance intervals for batches B, C, D are significantly smaller in *Case 2* than in *Case 1*. But the statistical tolerance interval for batch A is only a little larger in the *Case 1*.

### 5. Conclusion

We can conclude that the statistical tolerance intervals computed simultaneously for several populations can yield intervals shorter than the tolerance intervals computed for each random sample separately, provided that the underlying normal populations have the same variance. This nice property follows from the fact that on the average, the estimate of the variance computed from several random samples is 'better' than the estimate computed from one random sample, because this is based on a smaller number of observations.

### 6. Acknowledgements

This contribution was elaborated with the support of the grant agency VEGA in the framework of the projects number 1/0543/10 and number 1/1247/08.

**7. References**

- [1] JANIGA, I. – MIKLÓŠ, R. 2001. Statistical tolerance intervals for a normal distribution. In *Measurement Science Review*. ISSN 1335-8871, Vol. 1, Sec. 1, No. 1, pp. 29-32.
- [2] GARAJ, I. - JANIGA, I. 2002. *Two-sided tolerance limits of normal distribution for unknown mean and variability*. Vydavateľstvo STU, Bratislava, pp. 147, ISBN 80-227-1779-7.
- [3] GARAJ, I. - JANIGA, I. 2004. Two sided tolerance limits of normal distributions with unknown means and unknown common variability. Vydavateľstvo STU, Bratislava, pp. 218, ISBN 80-227-2019-4.
- [4] TAGUTI, G. 1958. Tables of tolerance coefficients for normal populations. In *Reports of Statistical Application Research*, JUSE, Vol. 5, pp. 73-118.
- [5] JÍLEK, M. 1988. *Statistické toleranční meze*. Praha, SNTL, pp. 275 .
- [6] EBERHARDT, K. R. - MEE, R.W. - REEVE, C. P. 1989. Computing factors for exact two-sided tolerance limits for a normal distribution. In *Communications in Statistics. Part B*, Vol. 18, pp. 397-413.
- [7] FUJINO, T. 1989. Exact two-sided tolerance limits for a normal distribution. In *Japanese Journal of Applied Statistics*, Vol. 18, pp. 29-36.
- [8] ISO 16269, 2005. Statistical interpretation of data – Part 6: Determination of statistical tolerance intervals, pp. 30.
- [9] HAVLICEK, L.L. - CRAIN, R.D. 1988. *Practical Statistics for the Physical Sciences*. Washington, American Chemical Society, pp. 489, ISBN 0-8412-1453-0.
- [10] WALD, A. – WOLFOWITZ, J. 1946. Tolerance Limits for a Normal Distribution. In *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 17, pp. 208-215.

**Adresa autorov:**

Ivan Garaj, RNDr., PhD.  
Radlinského 9,  
812 37 Bratislava  
ivan.garaj@stuba.sk

Ivan Janiga, doc., RNDr., PhD.  
Nám, slobody 17,  
812 31 Bratislava  
ivan.janiga@stuba.sk



## Výberové skúmanie. Vyberanie s nerovnakými pravdepodobnosťami Survey Sampling. Selection with different probabilities

Lubica Hrnčiarová

**Abstract:** Horvitz-Thompson estimator (THE) and Hansen - Hurwitzov estimator (HHE) are unbiased under any method for which inclusion probabilities are known. Attention in this paper will be focused on the properties and construction HTE and HHE and Inclusion Probability Proportional to Size .

**Key words:** Horvitz - Thompson estimator. Hansen-Hurwitz estimator. Inclusion Probability Proportional to Size.

**Kľúčové slová:** Horvitz- Thompsonov odhad. Hansen-Hurwitzov odhad. Vyberanie jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti.

**JEL classification:** C13

### 1. Úvod

Pri jednotlivých metódach náhodného vyberania, t. j. pri jednoduchom, stratifikovanom, skupinovom, dvojstupňovom, pomerovom a regresnom vyberaní sa vyberajú jednotky z konečného základného súboru rozdielnym spôsobom.

Napríklad, pri stratifikovanom, skupinovom a dvojstupňovom vyberaní sa konečný základný súbor rozdelí do podsúborov, t.j. skupín (strát) a náhodné vyberanie pri stratifikovanom vyberaní sa realizuje z každého strata; pri skupinovom vyberaní sa náhodne vyberú skupiny a náhodný výber sa skladá zo všetkých jednotiek z vybratých skupín; pri dvojstupňovom vyberaní sa v prvom stupni náhodným vyberaním vyberajú primárne skupiny a náhodné vyberanie jednotiek z každej vybratej primárnej skupiny sa realizuje v druhom stupni vyberania. Na rozdiel od týchto metód vyberania, pri jednoduchom náhodnom vyberaní ide o priame náhodné vyberanie jednotiek z konečného základného súboru.

Zmenou metódy náhodného vyberania sa mení aj pravdepodobnosť vybratia jednotky do náhodného výberu. Keď ide o náhodné vyberanie bez opakovania a pravdepodobnosti vybratia jednotiek do náhodného výberu sú známe, Horowitz-Thompsonov odhad (HTE) je nevychýleným odhadom parametrov konečného základného súboru.

Keď majú štatistické jednotky veľmi rozdielny rozsah (priemyselné podniky, aglomerácie, domácnosti a pod.), výber jednotiek do náhodného výberu s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti (Inclusion Probability Proportional to Size, IPPS) môže spresniť odhady. V praxi sa pravdepodobnosti vybratia obyčajne určujú každej jednotke úmerne jej veľkosti na základe pomocných premenných  $Y$ .

Pri vyberaní s opakovaním, možno použiť Hansen - Hurwitzov odhad (HHE) parametrov konečného základného súboru a metódu PPS (Probability Proportional to Size) vyberania jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti.

V nasledujúcich častiach príspevku je HTE a HHE strednej hodnoty a úhrnu premennej  $X$  v konečnom základnom súbore a podielu jednotiek študovanej kategórie v konečnom základnom súbore. Nachádza sa tu tiež popis metód IPPS a PPS.

### 2. Horvitz- Thompsonov odhad (HTE)

Predpokladajme, že náhodné vyberanie jednotiek (alebo skupín jednotiek pri dvojstupňovom vyberaní) z konečného základného súboru je bez opakovania. To znamená, že neexistuje možnosť, že daná jednotka sa bude vyskytovať vo výbere viac ako jedenkrát. Inými slovami, ak hovoríme o náhodnom vyberaní bez opakovania, všetky vybraté

jednotky sú rôzne (jednoznačné), teda počet „jednoznačných“ jednotiek v náhodnom výbere sa rovná rozsahu výberu a vo výraze (1) môže byť symbol  $d$  (different) nahradený symbolom  $n$ .

Keď pravdepodobnosti vybratia jednotiek do výberu poznáme, parametre v konečnom základnom súbore môžeme odhadovať *nevychýleným HTE (Horvitz-Thompsnovým odhadom)*, pri každej zo spomínaných metód náhodného vyberania.

Bodovým HTE strednej hodnoty premennej  $X$  konečného základného súbora ( $\mu_K$ ) je

$$\bar{X}_{ht} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^d \frac{X_i}{p_i}, \quad (1)$$

kde  $d$  je počet „jednoznačných“ jednotiek vo výbere,  $p_i$  je pravdepodobnosť vybratia  $i$ -tej „jednoznačnej“ jednotky pri danej metóde vyberania a  $X_i$  jej hodnota.

Bodovým HTE úhrnu premennej  $X$  konečného základného súbora ( $\tau$ ) je

$$T_{ht} = N \bar{X}_{ht}$$

Rozptyl  $\bar{X}_{ht}$  sa vypočíta zo vzťahu

$$D(\bar{X}_{ht}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N (p_i p_j - p_{ij}) \left( \frac{X_i}{p_i} - \frac{X_j}{p_j} \right)^2, \quad (2)$$

kde  $p_{ij}$  je pravdepodobnosť, s ktorou dvojica ( $i$  a  $j$ ) jednotiek bola vybratá.

Bodovým HTE podielu jednotiek študovanej kategórie v konečnom základnom súbore ( $\pi$ ) je

$$P_{ht} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^d \frac{X'_i}{p_i} \quad \text{a jeho rozptyl je} \quad (3)$$

$$D(P_{ht}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j>i}^N (p_i p_j - p_{ij}) \left( \frac{X'_i}{p_i} - \frac{X'_j}{p_j} \right)^2, \quad (4)$$

kde  $X'_i$  (ako aj  $X'_j$ ) sa rovnajú 1 ak  $i$ -tá alebo  $j$ -tá jednotka patrí do študovanej kategórie a 0, ak do nej nepatrí. Odhadom celkového počtu jednotiek v konečnom základnom súbore, ktoré patria do študovanej kategórie je  $T'_{ht} = NP_{ht}$ .

HTE slúži ako nevychýlený odhad pre ktorúkoľvek metódu vyberania so známymi pravdepodobnosťami vyberania do výberového súbora a možno aplikovať tiež pri náhodnom vyberaní s opakovaním, ale je nutné brať do úvahy iba „jednoznačné“ jednotky. HTE sa dá aplikovať aj v prípade, keď rozsah náhodných výberov nie je rovnaký. Stáva sa to napríklad pri dvojstupňovom náhodnom vyberaní, kde počet jednotiek vybratých v druhom stupni sa môže líšiť na základe toho, ktorá skupina je vybraná v prvom stupni vyberania.

## 2.1. Vyberanie jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti (IPPS)

Keď medzi pomocnou premennou  $Y$  a študovanou premennou  $X$  je lineárna závislosť a pravdepodobnosti vybratia jednotiek konečného základného súbora študovanej premennej  $X$  sú úmerné hodnotám pomocnej premennej  $Y$ , potom je rozptyl HTE strednej hodnoty študovanej premennej  $X$  základného súbora približne nulový. Jeho veľkosť samozrejme závisí od kvality aproximácie  $X_i \approx bY_i$ . V časti 2.2 je postup IPPS (Inclusion Probability Proportional to Size) vyberania jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti.

Nech pravdepodobnosť vybratia  $i$ -tej jednotky do výberu  $p_i = cY_i$ , kde  $c$  je konštanta, pričom jej hodnota nie je ľubovoľná. Ak ide o *náhodné vyberanie bez opakovania* a rozsah náhodného výberu je rovnaký (povedzme  $n$ ) pre všetky možné výsledky výberov, potom suma pravdepodobností vybratia, jednotiek za celý základný súbor, sa rovná rozsahu výberu:

$$\sum_{j=1}^N p_j = n.$$

Keď  $\sum_{j=1}^N p_j = \sum_{j=1}^N cY_j = n$ , konštanta  $c = \frac{n}{\sum_{j=1}^N Y_j}$ . Z toho vyplýva, že pri použití IPPS,

pravdepodobnosť vybratia  $i$  – tej jednotky do náhodného výberu sa vypočíta:  $p_i = \frac{nY_i}{\sum_{j=1}^N Y_j}$ .

Bodovým HTE strednej hodnoty študovanej premennej  $X$  konečného základného súboru ( $\mu_k$ ) bude

$$\bar{X}_{ht} = \frac{1}{N} \left( \frac{X_1}{p_1} + \frac{X_2}{p_2} + \dots + \frac{X_n}{p_n} \right), \text{ kde } p_i = \frac{nY_i}{\sum_{j=1}^N Y_j}.$$

Na ilustráciu uvediem nasledujúci príklad. Predpokladajme lineárnu závislosť medzi úplnými nákladmi práce ( $X$ ) a počtom zamestnancov ( $Y$ ) v priemyselných podnikoch. V tab. 1 je základný súbor priemyselných podnikov. Za jednotlivé priemyselné podniky v sledovanom roku poznáme počet zamestnancov ( $Y$ ) a celkový počet zamestnancov za všetky priemyselné podniky je 436 273.

Ďalej predpokladajme, že náhodný výber bude pozostávať z 15 podnikov, vybraných do náhodného výberu *náhodným vyberaním bez opakovania s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti* (Inclusion Probability Proportional to Size, IPPS) a výsledný výber bude obsahovať podniky 840, 203, 1404, 1851, 1790, 2009, 12, 945, 1731, 294, 572 18, 16, 346, 484 (postup IPPS výberu podnikov bude popísaný v nasledujúcom príklade).

V tab. 2 je výberový súbor priemyselných podnikov (ročné úplné náklady práce ( $X$ ) sme zistili u vybraných priemyselných podnikov).

V sledovanom roku HTE priemerných ročných úplných nákladov práce v priemyselných podnikoch je

$$\begin{aligned} \bar{X}_{ht} &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{p_i} = \frac{1}{N} \left( \frac{3453731}{0,0111054} + \frac{405418}{0,0026474} + \dots + \frac{2391241}{0,0038164} \right) = \frac{1}{2140} 6481183525 = \\ &= 3028590 \text{ EUR} \end{aligned}$$

a priemerných mesačných nákladov práce na zamestnanca 1238 EUR.

## 2.2. IPPS. Postup vyberania

M.R. Sampford navrhol nasledujúci postup:

1. Prvú jednotku vyberieme s pravdepodobnosťou  $f_i = Y_i / \sum_{j=1}^N Y_j$ .
2. Zvyšných  $n - 1$  jednotiek vyberieme s pravdepodobnosťou  $g_i$ , úmernou k  $f_i / (1 - nf_i)$ .
3. Preskúmame výsledný výber:
  - 3a. Ak sú všetky jednotky „jednoznačné“, potom vybrané jednotky tvoria požadovaný výber.
  - 3b. Ak neplatí 3a., zamietneme celý výber a opakujeme celý postup od začiatku.



**Tabuľka 1: Základný súbor priemyselných podnikov**

Podnik Číslo	Úplné náklady práce <sup>1</sup> (EUR), $X_i$	Počet zamestnancov <sup>2</sup> , $Y_i$	Pravdepodobnosť (IPPS) $p_i = \frac{nY_i}{\sum_{j=1}^N Y_j}$
1	4885598	296	0,0101771
...	...	...	...
12	65882427	2 709	0,0931412
13	14804424	1 055	0,0362732
14	12537787	868	0,0298437
15	41562551	4 651	0,1599113
16	31248597	2 502	0,0860241
17	20694304	1 564	0,0537737
18	35909375	3 006	0,1033527
...	...	...	...
203	405418	77	0,0026474
...	...	...	...
294	104707438	4 112	0,1413794
...	...	...	...
346	856994	55	0,0018910
...	...	...	...
484	2391241	111	0,0038164
...	...	...	...
572	3211059	179	0,0061544
...	...	...	...
840	3453731	323	0,0111054
...	...	...	...
2140	3722096	802	0,0275745
<b>Spolu</b>	<b>6151101327</b>	<b>436 273</b>	<b>15,0000</b>

**Tabuľka 2: Výberový súbor  $n=15$  priemyselných podnikov**

Vybraté priemyselné podniky	Úplné náklady <sup>1</sup> práce(EUR) $X_i$	Počet zamestnancov <sup>2</sup> $Y_i$	Pravdepodobnosť (IPPS) $p_i = \frac{nY_i}{\sum_{j=1}^N Y_j}$
840	3453731	323	0,0111054
203	405418	77	0,0026474
1404	212837001	8 353	0,2871940
1851	10300481	1 519	0,0522265
1790	1430731	153	0,0052605
2009	5033624	665	0,0228641
12	65882427	2 709	0,0931412
945	5122643	664	0,0228297
1731	4181347	202	0,0069452
294	104707438	4 112	0,1413794
572	3211059	179	0,0061544
18	35909375	3 006	0,1033527
16	31248597	2 502	0,0860241
346	856994	55	0,0018910
484	2391241	111	0,0038164

<sup>1</sup> zahrnuté: priame náklady (mzdy a platy, náhrady mzdy, náhrady za pracovnú pohotovosť, peňažné plnenia zo zisku po zdanení), nepriame náklady (povinné príspevky na sociálne zabezpečenie, nepovinné príspevky na sociálne zabezpečenie, sociálne dávky, príspevky na sociálne zabezpečenie učňov,, sociálne výhody, náklady na školenie zamestnancov, poplatky a sankcie súvisiace so mzdami, ostatné nepriame náklady), subvencie

<sup>2</sup> priemerný evidenčný počet zamestnancov vo fyzických osobách

Tabuľka 3: Vyberanie podnikov (IPPS)

Podnik číslo	Počet zamestnancov <sup>2</sup>		Priradené štvormiestne čísla pre vybratie 1. podniku			Priradené štvormiestne čísla pre vybratie zvyšných $n-1$ podnikov
(1)	$Y_i$	$f_i$	(4)	$f_i/(1-nf_i)$	(5)/ 1,0925	(7)
1	296	0,0007	0007	0,0007	0,0006	0006
...	...	...	...	...	...	...
11	710	0,0016	0110	0,0017	0,0015	0102
<b>12</b>	2 709	0,0062	0172	0,0068	0,0063	<b>0165</b>
...	...	...	...	...	...	...
15	4 651	0,0107	0323	0,0127	0,0116	0323
<b>16</b>	2 502	0,0057	0380	0,0063	0,0058	<b>0381</b>
17	1 564	0,0036	0416	0,0038	0,0034	0415
<b>18</b>	3 006	0,0069	0485	0,0077	0,0071	<b>0486</b>
...	...	...	...	...	...	...
202	94	0,0002	1045	0,0002	0,0002	1006
<b>203</b>	77	0,0002	1047	0,0002	0,0002	<b>1008</b>
...	...	...	...	...	...	...
293	170	0,0004	1426	0,0004	0,0004	1367
<b>294</b>	4 112	0,0094	1520	0,0110	0,0101	<b>1468</b>
...	...	...	...	...	...	...
345	175	0,0004	1705	0,0004	0,0004	1641
<b>346</b>	55	0,0001	1706	0,0001	0,0001	<b>1642</b>
...	...	...	...	...	...	...
483	40	0,0001	2297	0,0001	0,0001	2193
<b>484</b>	111	0,0002	2299	0,0003	0,0003	<b>2196</b>
...	...	...	...	...	...	...
571	55	0,0001	2573	0,0001	0,0001	2450
<b>572</b>	179	0,0004	2577	0,0004	0,0004	<b>2454</b>
...	...	...	...	...	...	...
839	101	0,0002	3815	0,0002	0,0002	3636
<b>840</b>	323	0,0007	<b>3822</b>	0,0007	0,0007	3643
...	...	...	...	...	...	...
944	311	0,0007	4282	0,0007	0,0007	4074
<b>945</b>	664	0,0015	4297	0,0016	0,0014	<b>4088</b>
...	...	...	...	...	...	...
1403	140	0,0003	6096	0,0003	0,0003	5789
<b>1404</b>	8 353	0,0192	6288	0,0269	0,0246	<b>6035</b>
...	...	...	...	...	...	...
1730	51	0,0001	8534	0,0001	0,0001	8631
<b>1731</b>	202	0,0005	8539	0,0005	0,0005	<b>8636</b>
...	...	...	...	...	...	...
1789	53	0,0001	8764	0,0001	0,0001	8845
<b>1790</b>	153	0,0003	8767	0,0004	0,0003	<b>8848</b>
...	...	...	...	...	...	...
1850	112	0,0003	8910	0,0003	0,0002	8980
<b>1851</b>	1 519	0,0035	8945	0,0037	0,0033	9013
...	...	...	...	...	...	...
2008	185	0,0004	9539	0,0004	0,0004	9571
<b>2009</b>	665	0,0016	9555	0,0016	0,0014	<b>9585</b>
...	...	...	...	...	...	...
<b>Spolu</b>	<b>436 273</b>	<b>1,0000</b>	<b>X</b>	<b>1,0925</b>	<b>1,0000</b>	<b>X</b>

Vráťme sa k predchádzajúcemu príkladu . Predpokladajme, že  $n = 15$  priemyselných podnikov bude vybratých *s pravdepodobnosťou úmernou k ich veľkosti ( IPPS)*. Začneme s výpočtom pravdepodobností  $f_i$  a  $g_i$  , ako je to znázornené v tab. 3, v stĺpcoch (3), (5) a (6). Potom použitím kumulatívnej pravdepodobnosti priradíme čísla pre výber podnikov, tak ako je to znázornené v stĺpcoch (4) a (7) tab. 3.

Nakoniec vygenerujeme 15 náhodných čísiel. Prvé náhodné číslo je potom porovnané s číslom v stĺpci (4), ostatné s číslom v stĺpci (7). Napríklad, ak náhodne vybrané čísla sú 3821, 1008, 5965, 8991, 8846, 9585, 146, 4075, 8633, 1387, 2451, 456, 325, 1642, 2197, potom vo výbere budú podniky základného súboru s číslom 840, 203, 1404, 1851, 1790, 2009, 12, 945, 1731, 294, 572 18, 16, 346, 484.

### 3. Vyberanie s opakovaním. Vyberanie jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich veľkosti (PPS).

Vyberanie, odhad, ako aj výpočet jeho rozptylu sú omnoho jednoduchšie, ak sa rozhodneme pre vyberanie s opakovaním.

Predpokladajme, že náhodným vyberaním s opakovaním máme vybrať  $n$  jednotiek z  $N$  jednotiek konečného základného súboru. Nech  $q_i$  je pravdepodobnosť vybratia  $i$ -tej jednotky (pre jednoduché náhodné vyberanie s opakovaním  $q_i = 1/N$ ). Pri náhodnom vyberaní s opakovaním je Hansen - Hurwitzov odhad (HHE) nevychýleným odhadom parametrov konečného základného súboru.

Pravdepodobnosti vybratia  $i$ -tej jednotky  $q_i$  sú kladné čísla, ich súčet sa rovná jednej ( $\sum_{j=1}^N q_j = 1$ ). V niektorých situáciách  $q_i$  sú úmerné známej kladnej hodnote pomocnej

premennej ( $Y$ ), tj.  $q_i = cY_i$ . Keď  $\sum_{j=1}^N q_j = \sum_{j=1}^N cY_j = 1$ , konštanta  $c = \frac{1}{\sum_{j=1}^N Y_j}$ . Z toho vyplýva, že

pri metóde vyberania PPS sa pravdepodobnosť vybratia  $i$ -tej jednotky ( $q_i$ ) vypočíta:

$$q_i = \frac{Y_i}{\sum_{j=1}^N Y_j}.$$

#### 3.1. Hansen - Hurwitzov odhad

Pri náhodnom vyberaní s opakovaním, nevychýleným bodovým odhadom  $\mu_k$ , t.j. strednej hodnoty v konečnom základnom súbore premennej  $X$  je Hansen - Hurwitzov bodový odhad (HHE) definovaný vzťahom

$$\bar{X}_{hh} = \frac{1}{nN} \sum_{i=1}^n \frac{X_i}{q_i}, \text{ kde } q_i \text{ je pravdepodobnosť vybratia } i\text{-tej jednotky.} \quad (5)$$

Pri metóde vyberania PPS je  $q_i = Y_i / \sum_{j=1}^N Y_j$ .

Bodový HHE úhrnu ( $\tau$ ) premennej  $X$  konečného základného súboru je  $T_{hh} \bar{X}_{hh}$ .

Rozptyl  $\bar{X}_{hh}$  je vyjadrený vzťahom

$$D(\bar{X}_{hh}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \left( \frac{X_i}{Nq_i} - \mu_k \right)^2 q_i = \frac{1}{n} \left( \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \frac{X_i^2}{q_i} - \mu_k^2 \right) \quad (6)$$

Rovnaké výrazy platia pre nevychýlený bodový odhad podielu ( $\pi$ ) jednotiek konečného základného súboru zo študovanej kategórie výberovým podielom  $P_{hh}$  a pre jeho rozptyl

$D(P_{hh})$ , až na to, že  $\mu_k$  vo výraze (6) je nahradené  $\pi$  a vo vzťahoch (5) a (6) sa  $X_i=1$ , ak jednotka patrí do študovanej kategórie alebo  $X_i = 0$ , ak tam nepatrí.

Bodovým HHE počtu jednotiek študovanej kategórie v konečnom základnom súbore je  $T'_{hh} = NP_{hh}$

#### 4. Záver

Pri danej metóde vyberania, keď ide o náhodné vyberanie bez opakovania a poznáme pravdepodobnosti vybratia jednotiek do výberu, Horowitz-Thompsonov odhad (HTE) je nevychýleným odhadom parametrov konečného základného súboru.

Keď medzi pomocnou premennou  $Y$  (hodnoty pomocnej premennej  $Y$  v základnom súbore poznáme) a študovanou premennou  $X$  je lineárny vzťah, teda  $X \approx bY$  a pravdepodobnosti vyberania jednotiek sú úmerné hodnotám pomocnej premennej  $Y$ , rozptyl HTE je približne nulový. V prípade, keď máme k dispozícii hodnoty pomocnej premennej  $Y$  v konečnom základnom súbore, vyberanie jednotiek s pravdepodobnosťami, úmernými ich hodnotám (IPPS) je vhodnou alternatívou jednoduchého náhodného vyberania pri pomerových alebo regresných odhadoch, ale aj pri stratifikovanom vyberaní.

Pri vyberaní s opakovaním HHE je nevychýleným odhadom parametrov konečného základného súboru. Keď medzi pomocnou premennou  $Y$  a študovanou premennou  $X$  je lineárny vzťah, teda  $X \approx bY$  a pravdepodobnosti vyberania jednotiek sú úmerné hodnotám pomocnej premennej  $Y$ , rozptyl HHE je približne nulový. V praxi auditu sa pre túto metódu vyberania používa názov dolárové (eurové, peňažné) jednotkové vyberanie. Názov je odvodený z anglického slova Dollar Unit Sampling (DUS).

*Tento príspevok vznikla s príspevom grantovej agentúry VEGA v rámci projektu číslo 1/0437/08 Kvantitatívne metódy v stratégii šesť sigma a projektu číslo č. 1/0545/10 s názvom Nové prístupy pri uplatnení metódy šesť sigma pri zlepšovaní kvality produkcie strojárskeho a automobilových produktov.*

#### 5. Literatúra

- [1] TEREK, M. – HRNČIAROVÁ, Ľ, 2008. Výberové skúmanie. Bratislava: Vydavateľstvo Ekonóm, 2008, ISBN 978-80-225-2440-7, s. 66-70.
- [2] TRYFOS, P., 1996. Sampling Methods for applied research. US: Wiley & Sons, Inc., 1996. ISBN 0-471-04727-9, s. 225-245.
- [3] SHARON L. LOHR, 1999. Sampling: Design and Analysis. Arizona State University: Duxbury Press, 1999. ISBN 0-534-35361-4, s. 196-199.

#### Adresa autora

Ľubica Hrnčiarová, doc. Ing. PhD.

Katedra štatistiky

FHI, EU, Dolnozemska 1/b

85235 Bratislava

hrnciario@euba.sk.

## Odhad miesta Slovenskej republiky v Európskej únii v oblasti výskumu a vývoja v roku 2007

### Estimate position of the Slovak republic in EU in area R&D in year 2007

Jozef Chajdiak

**Abstract:** Paper includes data about country EU27 arrange in order of rank research and development, application methods uniform standardization and dendrogram centroid method applied on this data.

Príspevok obsahuje údaje o krajinách EU27 usporiadané podľa úrovne výskumu a vývoja, aplikáciu metódy rovnomerného normovania a dendrogram centroidnej metódy zhukovej analýzy znormovaných hodnôt.

**Key words:** R&D, uniform standardization ,EU, ordering, cluster, dendrogram

**Kľúčové slová:** výskum a vývoj, rovnomerné normovanie, EU, usporiadanie, zhuk

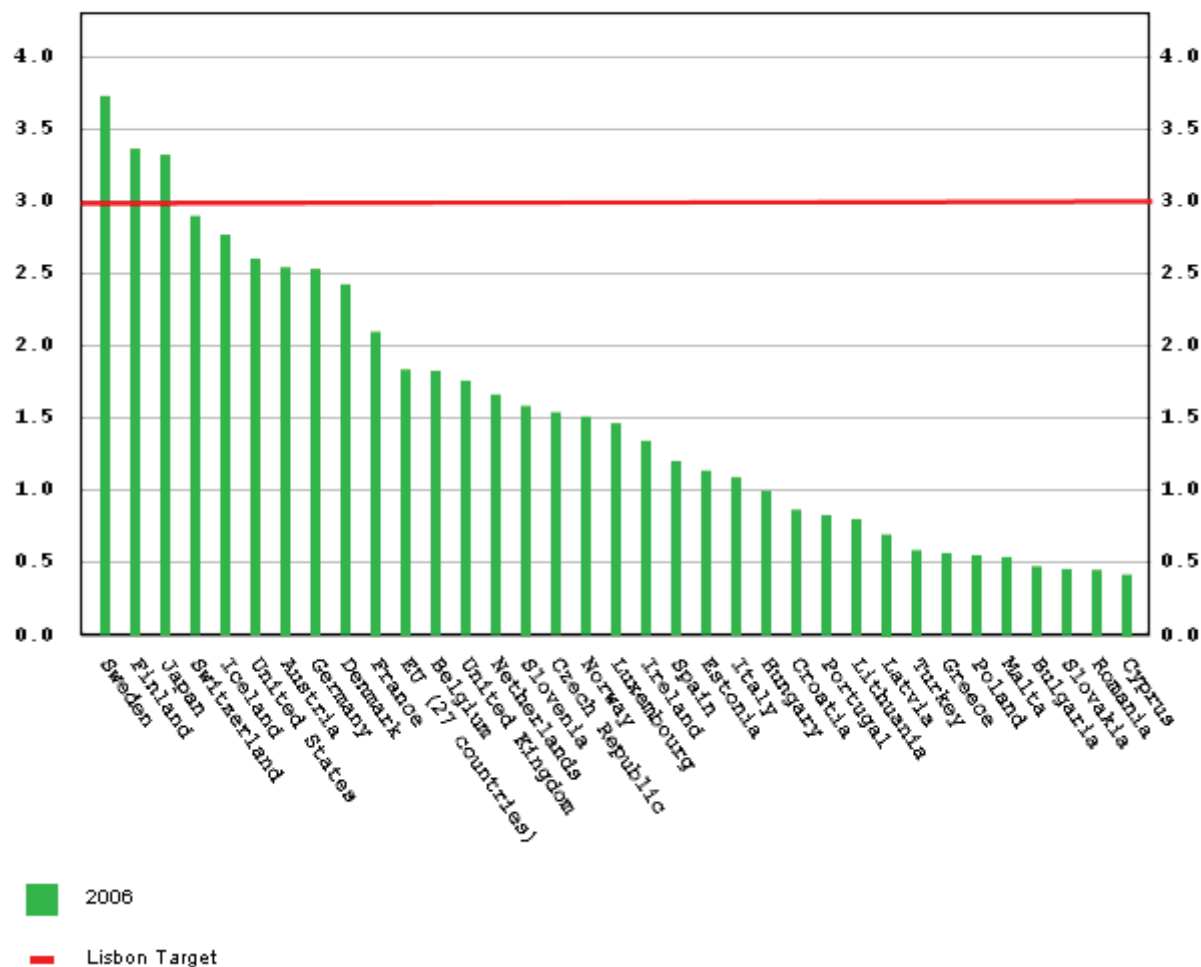
**JEL classification:** C13, C19, C81, D29, R59

## 1. Úvod

Ukazovateľov charakterizujúcich oblasť výskumu a vývoja je pomerne veľa. Hodnoty jedného z nich sú na obrázku 1.

### Gross domestic expenditure on R&D (GERD)

Percentage of GDP



Obrázok 1 Hrubé domáce výdavky na výskum a vývoj v % z HDP za rok 2006 a za krajiny EU27 a ďalšie vybrané krajiny

Z obrázku 1 môžeme získať určitý koncentrovaný pohľad, na ktorom sú krajiny usporiadané podielu hrubých domácich výdavkov na výskum a vývoj v % z HDP v roku 2006. Slovensko s podielom menej ako 0,5% je na tretie od konca. Lisabonskou stratégiou odporúčanú hodnotu 3 % prekročili z EU27 len Švédsko a Fínsko.

## 2. Usporiadanie krajín EU27 podľa R&D

Z množiny ukazovateľov za všetky krajiny EU27 sme vybrali údaje za rok 2007, konkrétne ukazovatele, ktoré v určitej miere vyjadrujú pojem výskumu a vývoja:

X01 – výdavky na výskum a vývoj (v % z HDP),

X02 – zamestnanci vo výskume a vývoji (v % z pracovnej sily),

X07 – podiel vládnych rozpočtových úhrad alebo výdavkov na výskum a vývoj (v % z vládnych výdavkov spolu).

Konkrétne hodnoty ukazovateľov sú uvedené v tabuľke 1 a 2. Tabuľka 1 obsahuje údaje usporiadané podľa vstupného poradia určeného Eurostatom a tabuľka 2 obsahuje údaje usporiadané podľa syntetickej miery R charakterizujúcej úroveň výskumu a vývoja.

V prvej časti tabuľky obsahujú údaje za 27 krajín EU27 spolu a Euro priestor (16), potom nasleduje blok 27 krajín EU27 a záverečnú časť tvoria Japonsko a USA.

V stĺpcoch X01, X02 a X07 sú východiskové hodnoty ukazovateľov. V stĺpcoch R01, R02 a R07 sú normované hodnoty ukazovateľov X01, X02 a X07. K normovaniu sa použila metóda rovnomerného normovania:

$$R_i = \frac{X_i - X_{MIN}}{X_{MAX} - X_{MIN}} \quad (1)$$

kde  $R_i$  je normovaná hodnota z hodnoty  $X_i$ , a  $X_{MAX}$  a  $X_{MIN}$  sú maximálna a minimálna hodnota ukazovateľa X z krajín E27.

Výsledná syntetická hodnota R je priemerom znormovaných hodnôt R01, R02 a R07. Najvyššia možná hodnota je 1 a najhoršia možná hodnota je 0. Tabuľky obsahujú normalizované hodnoty podľa (1) aj pre EU27, Euro16 (v hornej časti tabuľky) a USA a Japonsko (v dolnej časti tabuľky).

## 3. Zhľukovanie krajín EU27 podľa R&D

K zhľukovaniu sme použili centroidnú metódu a k realizácii systém SAS. R&D vyjadrovali znormované hodnoty R01, R02 a R07. Dendrogram výsledkov je na Obrázku 2.

## 4. Záver

Najvyššiu úroveň v oblasti R&D má Fínsko a Švédsko. Na druhej strane peletónu je Cyprus, Poľsko, Slovensko, Bulharsko a Malta.



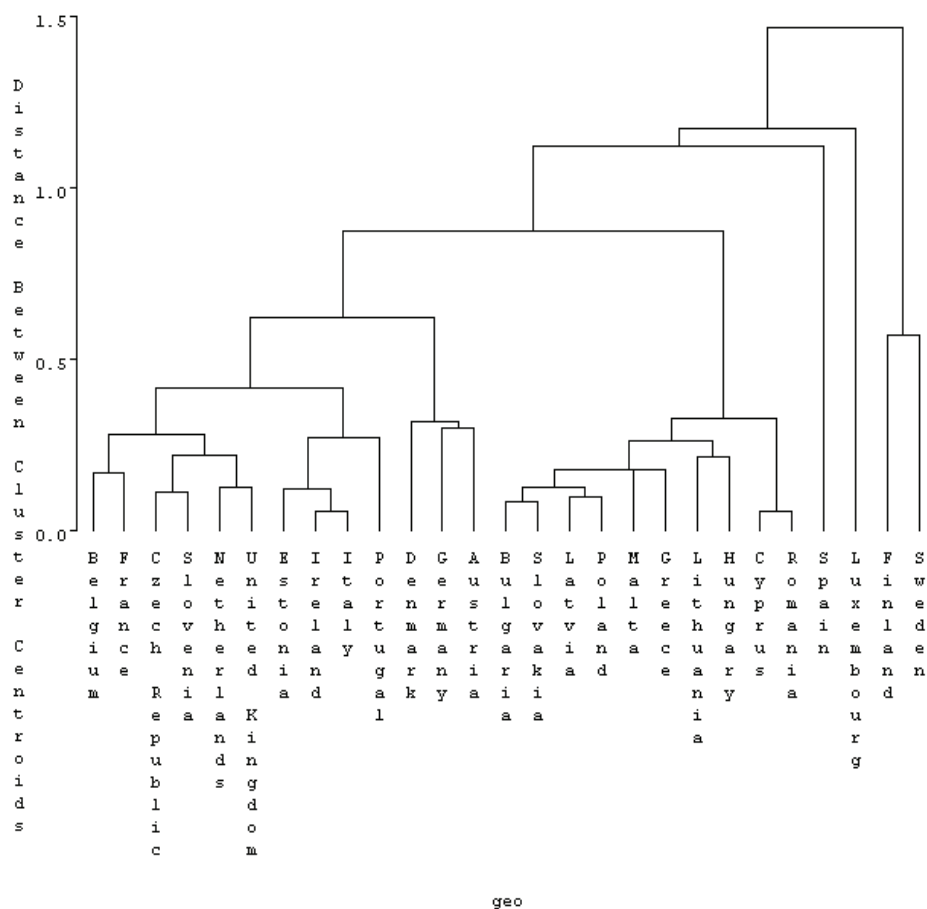
*Tabuľka 1 Ukazovatele výskumu a vývoja – usporiadanie podľa Eurostatu*

	X01	X02	X07	R01	R02	R07	R	Poradie
geo\time	2007	2007	2007	2007	2007	2007	2007	
EU (27 countries)	1,85	1	1,55	0,44	0,38	0,48	0,43	
Euro area (16 countries)	1,87	1,08	1,62	0,45	0,42	0,51	0,46	
Belgium	1,9	1,22	1,25	0,46	0,49	0,34	0,43	10
Bulgaria	0,48	0,49	0,66	0,01	0,11	0,08	0,07	26
Czech Republic	1,54	0,95	1,36	0,35	0,35	0,39	0,36	12
Denmark	2,55	1,61	1,56	0,67	0,70	0,48	0,61	3
Germany	2,53	1,21	1,76	0,66	0,49	0,57	0,57	4
Estonia	1,11	0,73	1,43	0,21	0,23	0,42	0,29	17
Ireland	1,28	0,82	1,36	0,26	0,28	0,39	0,31	15
Greece	0,58	0,72	0,67	0,04	0,23	0,09	0,12	20
Spain	1,27	0,91	2,74	0,26	0,33	1,00	0,53	5
France	2,04	1,33	1,42	0,50	0,55	0,42	0,49	8
Italy	1,18	0,84	1,34	0,23	0,29	0,38	0,30	16
Cyprus	0,44	0,32	1	0,00	0,02	0,23	0,08	23
Latvia	0,59	0,54	0,83	0,05	0,13	0,16	0,11	21
Lithuania	0,81	0,79	0,96	0,12	0,26	0,22	0,20	18
Luxembourg	1,58	2,18	0,92	0,36	1,00	0,20	0,52	7
Hungary	0,97	0,61	0,78	0,17	0,17	0,14	0,16	19
Malta	0,58	0,52	0,47	0,04	0,12	0,00	0,06	27
Netherlands	1,71	1,01	1,52	0,40	0,38	0,46	0,41	11
Austria	2,54	1,26	1,34	0,66	0,51	0,38	0,52	6
Poland	0,57	0,45	0,75	0,04	0,08	0,12	0,08	24
Portugal	1,21	0,63	1,7	0,24	0,18	0,54	0,32	14
Romania	0,52	0,29	1,03	0,03	0,00	0,25	0,09	22
Slovenia	1,45	1	1,23	0,32	0,38	0,33	0,34	13
Slovakia	0,46	0,58	0,62	0,01	0,15	0,07	0,08	25
Finland	3,48	2,1	2,05	0,96	0,96	0,70	0,87	1
Sweden	3,61	1,59	1,54	1,00	0,69	0,47	0,72	2
United Kingdom	1,82	1,14	1,49	0,44	0,45	0,45	0,44	9
United States	2,65		2,76	0,70	-0,15	1,01	0,52	
Japan	3,44	:	1,88	0,95		0,62	0,78	

**Tabuľka 2 Ukazovatele výskumu a vývoja – usporiadanie podľa úrovne R&D**

	X01	X02	X07	R01	R02	R07	R	Poradie
geo\time	2007	2007	2007	2007	2007	2007	2007	
EU (27 countries)	1,85	1	1,55	0,44	0,38	0,48	0,43	
Euro area (16 countries)	1,87	1,08	1,62	0,45	0,42	0,51	0,46	
Finland	3,48	2,1	2,05	0,96	0,96	0,70	0,87	1
Sweden	3,61	1,59	1,54	1,00	0,69	0,47	0,72	2
Denmark	2,55	1,61	1,56	0,67	0,70	0,48	0,61	3
Germany	2,53	1,21	1,76	0,66	0,49	0,57	0,57	4
Spain	1,27	0,91	2,74	0,26	0,33	1,00	0,53	5
Austria	2,54	1,26	1,34	0,66	0,51	0,38	0,52	6
Luxembourg	1,58	2,18	0,92	0,36	1,00	0,20	0,52	7
France	2,04	1,33	1,42	0,50	0,55	0,42	0,49	8
United Kingdom	1,82	1,14	1,49	0,44	0,45	0,45	0,44	9
Belgium	1,9	1,22	1,25	0,46	0,49	0,34	0,43	10
Netherlands	1,71	1,01	1,52	0,40	0,38	0,46	0,41	11
Czech Republic	1,54	0,95	1,36	0,35	0,35	0,39	0,36	12
Slovenia	1,45	1	1,23	0,32	0,38	0,33	0,34	13
Portugal	1,21	0,63	1,7	0,24	0,18	0,54	0,32	14
Ireland	1,28	0,82	1,36	0,26	0,28	0,39	0,31	15
Italy	1,18	0,84	1,34	0,23	0,29	0,38	0,30	16
Estonia	1,11	0,73	1,43	0,21	0,23	0,42	0,29	17
Lithuania	0,81	0,79	0,96	0,12	0,26	0,22	0,20	18
Hungary	0,97	0,61	0,78	0,17	0,17	0,14	0,16	19
Greece	0,58	0,72	0,67	0,04	0,23	0,09	0,12	20
Latvia	0,59	0,54	0,83	0,05	0,13	0,16	0,11	21
Romania	0,52	0,29	1,03	0,03	0,00	0,25	0,09	22
Cyprus	0,44	0,32	1	0,00	0,02	0,23	0,08	23
Poland	0,57	0,45	0,75	0,04	0,08	0,12	0,08	24
Slovakia	0,46	0,58	0,62	0,01	0,15	0,07	0,08	25
Bulgaria	0,48	0,49	0,66	0,01	0,11	0,08	0,07	26
Malta	0,58	0,52	0,47	0,04	0,12	0,00	0,06	27
United States	2,65		2,76	0,70	-0,15	1,01	0,52	
Japan	3,44	:	1,88	0,95		0,62	0,78	

**The TREE Procedure**  
**Centroid Hierarchical Cluster Analysis**



**Obrázok 2 Dendrogram – zhlukovanie krajín EU27 podľa R&D**

## 5. Literatúra

- [1] CHAJDIAK, J. 2009. ŠTATISTIKA V EXCELI 2007. Bratislava: Statistika, 2009, 304 s. ISBN 978-80-85659-49-8
- [2] CHAJDIAK, J. 2010: Štatistika jednoducho (3. vydanie). Bratislava: Statistika, 2010, 194 strán. ISBN 978-80-85659-60-3
- [3] [www.statistics.sk](http://www.statistics.sk)

### Adresa autora (-ov):

Jozef Chajdiak, Doc., Ing., CSc.  
Ústav manažmentu STU  
Bratislava  
Jozef.Chajdiak@stuba.sk

Vypracované v rámci riešenia úlohy VEGA č.1/0536/10 „Inovácia ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR“

**Vplyv vekovej štruktúry na plodnosť obyvateľov krajín sveta  
skúmaný na základe metódy nepriamej štandardizácie**  
**Effect of age structure on fertility of the world population  
studied by the method of indirect standardization**

Andrej Chromeček

**Abstract:** This article presents general analysis effect of age structure on fertility, studied by the method of indirect standardization. Analyse is based on datas from Population Division of United Nations.

**Key words:** Indirect method of standardisation, world population, general fertility rate, age-specific fertility rate

**Kľúčové slová:** nepriama štandardizácia, svetová populácia, všeobecná miera plodnosti, špecifická plodnosť podľa veku.

**JEL clasification:** Y50

## 1. Úvod

Všeobecná miera plodnosti nám udáva, koľko detí sa narodí za skúmané obdobie (najčastejšie rok) tisíce žien v reprodukčnom veku 15 až 49 rokov. [1] Hodnoty plodnosti sú preto závislé od pohlavnej, ale najmä vekovej štruktúry danej skúmanej populácie. My sme sa pokúsili analyzovať plodnosť na úrovni štátov sveta. Aby sme odstránili rozdiely vo vekových štruktúrach jednotlivých krajín, použili sme techniku nepriamej štandardizácie.

## 2. Metodický postup

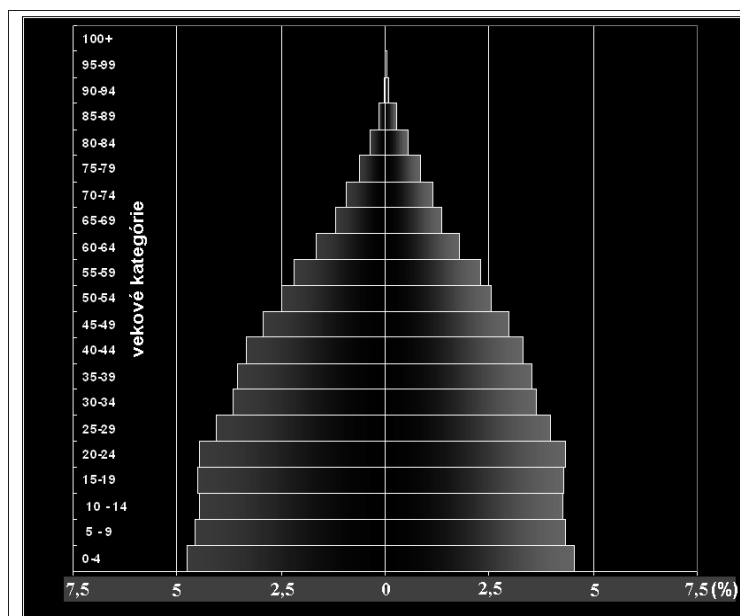
Zvyčajne sa ako štandard zvykne používať veková štruktúra hierarchicky vyššej populácie, v ktorej sú jednotlivé subpopulácie zahrnuté. Rovnaký postup sme využili aj pri tejto štandardizácii. Za štandardnú vekovú štruktúru sme zvolili súčasnú vekovú štruktúru celosvetovej populácie. Na základe dostupnosti údajov sme boli nútení pracovať s 5 ročnými vekovými kategóriami. Vstupnými dátami boli absolútne súčasné počty všetkých obyvateľov každej jednotlivé krajiny, ktoré boli vždy podľa pomerných čísel vyrátaných z celosvetovému priemeru (viď tab. 1) prerozdelené do jednotlivých vekových kategórií.

**Tabuľka 1: Percentuálne podiely počtu obyvateľov podľa vekových kategórií svetovej populácie (2010)**

Vekové kategórie	0-4	5 - 9	10 - 14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54
Muži (%)	4,889	4,715	4,686	4,695	4,462	4,039	3,782	3,603	3,288	2,874	2,494
Ženy (%)	4,564	4,399	4,383	4,426	4,260	3,895	3,664	3,509	3,228	2,849	2,507

Vekové kategórie	55-59	60-64	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90-94	95-99	100+	spolu
Muži (%)	2,056	1,556	1,209	0,920	0,615	0,338	0,138	0,042	0,009	0,001	50,412
Ženy (%)	2,111	1,645	1,342	1,095	0,809	0,519	0,255	0,098	0,028	0,005	49,588

Z nich získané vekové kategórie žien v reprodukčnom veku (15 – 49 rokov) boli následne prenasobené aktuálnymi reálnymi špecifickými plodnosťami podľa veku v jednotlivých krajinách. Ako výsledok sme dostali štandardizované počty narodených detí podľa vekových kategórií matiek. Po zosumovaní narodených detí a prerátaní na 1000 matiek v reprodukčnom veku sme dostali štandardizované miery plodnosti pre jednotlivé krajiny sveta. Štandardizáciu sme robili pre všetky krajiny sveta s počtom obyvateľov vyšším ako 100 000 obyvateľov.



Obrázok 1: Veková štruktúra svetovej populácie, zvolená za štandard (2010)

### 3. Výsledky

Prvotný predpoklad, z ktorého sme vychádzali pred začatím výskumu bol, že vo všeobecnosti majú rozvinuté krajiny staršiu populáciu, ako rozvojové krajiny. Preto sme aj predpokladali, že u viac rozvinutých krajín bude štandardizovaná všeobecná plodnosť vyššia ako reálna a u rozvojových krajín tomu bude presne naopak. Avšak ako sa ukázalo, takto jednoducho problém nestojí. Zistili sme, že u niektorých z demograficky vyspelých krajín by došlo k poklesu miery všeobecnej plodnosti, pokiaľ by sa veková štruktúra ich populácie prerozdělila do jednotlivých kategórií podľa celosvetového priemeru. Príklady takýchto krajín sú Španielsko, Írsko, Poľsko Česká Republika, ale aj Japonsko. Naopak niektoré málo rozvinuté krajiny by paradoxne „po zostarnutí“ ich vekovej štruktúry, pri zachovaní špecifických mier plodnosti ešte viac zvýšili mieru všeobecnej plodnosti.

Hodnoty plodnosti sú priamo závislé od podielu žien vo fertilnom veku zo všetkých obyvateľov v jednotlivých populáciách. Tento podiel je dobre ilustrovateľný aj hodnotou Billeterovho indexu. Špecifické plodnosti podľa veku sú druhou rozhodujúcou zložkou vplyvajúcou na intenzitu celkovej plodnosti.

Z pohľadu reprodukcie, sú najdôležitejšie vekové kategórie obyvateľov od 15 do 49 rokov. V súčasnosti tvoria obyvatelia v týchto vekových skupinách približne niečo viac ako polovicu celosvetovej populácie (presne 52,6%). Približne polovica z tohto podielu potom pripadá na ženy (25,8%). Pokiaľ sa pozrieme na percentuálne podiely žien vo fertilnom veku na úrovni jednotlivých štátov sveta, tak zistíme, že ich odchýlky od celosvetového priemeru sú spravidla veľmi malé. Už Sundborg totiž zistil, že podiel obyvateľov v reprodukčnom veku tvorí takmer v každej populácii približne polovicu celkového počtu. Následne približne

polovicu z tohto počtu pripadá vo väčšine populácií na ženy. Výnimku tvoria len niektoré krajiny s vysokým podielom imigrantov v populácii, čo sú prevažne obyvatelia v reprodukčnom veku. Typ vekovej štruktúry pri približne rovnakých podieloch reprodukčnej zložky diferencujú, podiely zvyšných dvoch vekových skupín, predreprodukčnej a poreprodukčnej.

Progresívna PredRep > PoRep

Stacionárna PredRep = PoRep

Regresívna PredRep < PoRep

Teda zjednodušene môžeme tvrdiť, že podiely žien vo fertilmom veku sú vo väčšine krajín konštantné. V krajinách s progresívnou vekovou štruktúrou (väčšina rozvojových krajín) sú silnejšie zastúpené mladšie vekové kategórie (15 – 25 rokov) spomedzi žien v reprodukčnom veku a v demograficky vyspelých krajinách, ktorých veková štruktúra je odlišná je toto prerozdelenie pravidelnejšie. Vzájomne sa dajú hodnoty plodnosti dobre porovnať, pokiaľ zjednotíme vekové štruktúry všetkých krajín pomocou metódy nepriamej štandardizácie. Úroveň vypočítanej všeobecnej plodnosti je potom závislá od hodnôt reálnych špecifických plodností podľa veku, ktorými štandardizované vekové štruktúry prerátame. Špecifické plodnosti podľa veku sú v tomto prípade jedinou diferenciou ovplyvňujúcou hodnotu plodnosti následne prerátanú na 100 žien v reprodukčnom veku.

Rozdiely v hodnotách štandardizovanej plodnosti medzi jednotlivými krajinami (pokiaľ za štandard zvolíme svetovú populáciu) nie sú vo všeobecnosti až také výrazné, ako by sme vopred očakávali. Len u pomerne malého počtu krajín došlo po štandardizácii k nárastu, resp. poklesu plodnosti oproti reálnym hodnotám o viac ako 5%. Ako je to možné? Väčšinu svetovej populácie tvoria rozvojové krajiny, z ktorých mnohé majú podobnú vekovú štruktúru so širokou základňou (podobnou tej na obr 1.), ktorú sme si zvolili za štandard. Maximálne špecifické plodnosti v málo rozvinutých krajinách sú v nižších vekových kategóriách do 25 rokov. Naopak v hospodársky a demograficky rozvinutých krajinách dochádza k odkladaniu pôrodov do vyššieho veku kategórií, takže ženy dosahujú maximálnu špecifickú plodnosť vo vekových kategóriách 25 – 34 rokov. Keďže vo vekovej štruktúre sveta, ktorú sme zvolili za štandard tvoria ženy vo vekových kategóriách 25 - 29 a 30 - 34 omnoho menší podiel, ako je tomu u mnohých rozvinutých krajín, ktoré majú maximálnu plodnosť práve v týchto vekových kategóriách, dochádza napriek relatívnemu „omladeniu“ iba k miernemu nárastu, či u niektorých krajín dokonca k poklesu všeobecnej miery plodnosti prepočítanej na všetky ženy v reprodukčnom veku. Napríklad pokiaľ by Slovenská republika mala vekovú štruktúru zhodnú so svetovou, pri zachovaní reálnych súčasných špecifických plodností podľa veku, tak miera všeobecnej plodnosti by stúpila iba o 0,2%. Štáty, v ktorých je veľká časť reprodukčného správania realizovaná vo vyšších vekových kategóriách, by iba málo profitovali so zvýšeného počtu žien v nižších vekových kategóriách (do 24 rokov), ale naopak by strácali zúžením vekovej pyramídy vo vrchnej časti reprodukčného spektra (25 až 49 rokov). Preto krajiny ako Maďarsko, Poľsko, Írsko, Česko, alebo Japonsko by dosahovali nižšie hodnoty štandardizovanej všeobecnej plodnosti ako pri svojej reálnej vekovej štruktúre, aj keď rozdiely by boli štatisticky nevýznamné (viď. obrázok 2). Na mape je možné sledovať, ktoré krajiny by svoju mieru všeobecnej plodnosti zvýšili, vďaka zmenenej pohlavnej štruktúre, a u ktorých by sme zaznamenali pokles.



#### 4. Záver

Pomocou metódy nepriamej štandardizácie sme zistili, že vplyv zmien vekovej štruktúry na súčasnú plodnosť je pomerne limitovaný vďaka tomu, že podiel žien vo fertílno-  
m veku tvorí v takmer každej populácii približne štvrtinový podiel. Dôležitú úlohu však zohráva  
podiel žien v predreprodukčnom veku. Tieto ženy sú akousi zásobárňou pre budúci rast,  
pretože ich počty budú rozhodujúce pre ďalší populačný vývoj. A práve preto aj napriek  
pozorovanému poklesu mier plodnosti v mnohých rozvojových krajinách, vďaka ich  
progresívnym vekovým štruktúram majú garantovaný rast počtu obyvateľov aj  
v nasledujúcich dekádach. Nepriama štandardizácia nám pomohla ilustrovať rozdiely  
v špecifických plodnostiach podľa veku medzi jednotlivými krajinami. Zatiaľ, čo rozvojové  
krajiný majú spravidla vysokú špecifickú mieru plodnosti v nižších vekových kategóriách  
žien, na druhej strane existujú krajiny, v ktorých hlavná časť reprodukcie je realizovaná  
ženami, ktoré ju odkladajú do vyššieho veku.

#### 5. Literatúra

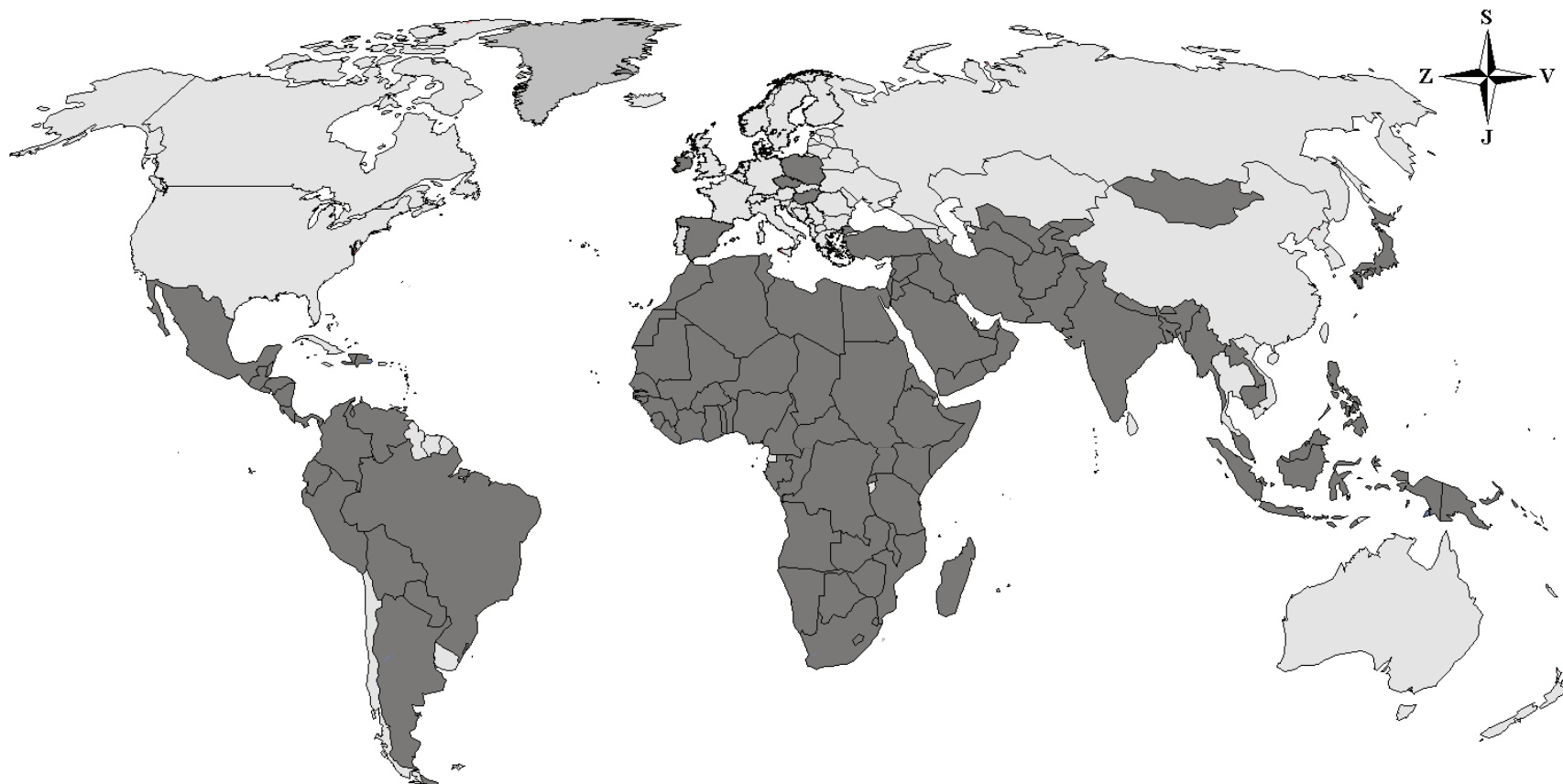
[1] JURČOVÁ, D. 2005, Slovník Demografických pojmov, Infostat. ISBN 50-85659-40-9

[2] World Population Prospects The 2006 Revision, <http://esa.un.org/unpp/index.asp?panel=2>

článok vznikol s príspevím grantu UK142/2010

#### Adresa autora:

Andrej Chromecek, Mgr.  
Prírodovedecká fakulta UK, Mlynská dolina  
Bratislava  
[chromecek@fns.uniba.sk](mailto:chromecek@fns.uniba.sk)



zdroj:



World Population Prospects The 2006 Revision



<http://esa.un.org/unpp/index.asp?panel=2>

0 1500 3000 km



*Obrázok 2: Rozdiel hodnôt všeobecnej plodnosti a nepriamo štandardizovanej všeobecnej plodnosti*

**Stanovenie simultánných obojstranných tolerančných intervalov  
v lineárnom modeli založené na oblasti spoľahlivosti parametrov modelu  
Determination of simultaneous tolerance intervals in a linear regression  
model based on confidence set of regression parameters**

Martina Chvosteková

**Abstract:** The simultaneous tolerance intervals are important for many measurement procedures. In this article we describe general approach to determine a tolerance interval based on a given confidence set for unknown parameters of a regression model, which is described in terms of a set for pivotal quantities. We consider a confidence set constructed from the likelihood ratio test for testing null hypothesis about all parameters of the regression model. Solving graphically a non-linear equation, we present a preliminary comparison of the suggested method with other known results.

**Key words:** Linear regression model, Tolerance interval, Tolerance factor, Pivot.

**Kľúčové slová:** lineárny regresný model, tolerančný interval, tolerančný faktor, pivot.

**JEL classification:** C10, C30

## 1. Úvod

Lineárny regresný model je často využívaný v biomedicínskych, v inžinierskych, či v ekonomických úlohách na popísanie štatistickej závislosti medzi vysvetľujúcimi a odpovedajúcimi pozorovanými premennými. V príspevku budeme uvažovať tolerančné intervaly pre model viacrozmernej lineárnej regresie

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \sigma\mathbf{Z}, \quad (1)$$

kde  $\mathbf{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)^T$  predstavuje vektor nezávislých pozorovaní rozmeru  $n \times 1$ ,  $\mathbf{X}$  je  $n \times q$  známa matica vysvetľujúcich premenných (jej prvky nemajú náhodný charakter) s hodnotou  $q$ . Vektor  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{q-1})^T$  je  $q$ -rozmerný vektor regresných parametrov,  $\mathbf{Z}$  je  $n \times 1$  rozmerný vektor štandardných nezávislých chýb, tj.  $\mathbf{Z} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_n)$  a  $\sigma$  je smerodajná odchýlka,  $\sigma > 0$ . Odhady neznámych parametrov regresného modelu  $\boldsymbol{\beta}, \sigma$  získané metódou najmenších štvorcov budeme označovať  $\hat{\boldsymbol{\beta}}, S$ , pričom platí

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \quad \text{a} \quad S^2 = \frac{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})}{n - q}. \quad (2)$$

Pripomeňme, že  $\hat{\boldsymbol{\beta}} \sim N_q(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1})$  a  $(n - q)S^2 / \sigma^2 \sim \chi_{n-q}^2$  označuje centrálnu  $\chi$ -kvadrát rozdelenú náhodnú premennú s  $n - q$  stupňami voľnosti. Náhodné premenné  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  a  $S^2$  sú nezávislé.

Tolerančný interval je určený *pokrytím*, ozn.  $\gamma$  a *úrovňou spoľahlivosti*, ozn.  $1 - \alpha$ . V texte budeme uvádzať skrátený zápis  $(\gamma, 1 - \alpha)$  tolerančný interval, pričom platí  $0 < \gamma < 1, 0 < \alpha < 1$ . Budúce pozorovanie, ozn.  $Y(\mathbf{x})$ , pre daný vektor  $\mathbf{x}^T = (1, x_1, \dots, x_{q-1})^T$  zapisujeme  $Y(\mathbf{x}) = \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta} + \sigma Z$ , kde  $Z \sim N(0, 1)$  a  $Y(\mathbf{x})$  je nezávislé od  $\mathbf{Y}$ .

Nesimultánny (tj. pevné  $\mathbf{x}$ ) obojstranný  $(\gamma, 1 - \alpha)$  tolerančný interval v lineárnom modeli (1) uvažujeme v tvare  $\langle L(\mathbf{Y} | \mathbf{x}, \gamma, 1 - \alpha), U(\mathbf{Y} | \mathbf{x}, \gamma, 1 - \alpha) \rangle$ . Skonstruovaný je na základe vektora pozorovaní  $\mathbf{Y}$  tak, aby pokryl aspoň  $\gamma$  časť rozdelenia náhodnej premennej

$Y(\mathbf{x})$  so spoľahlivosťou  $1-\alpha$ . Pre štatistiky  $\langle L(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha), U(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha) \rangle$  závislé od vektora pozorovaní  $\mathbf{Y}$  pri pevnom  $\mathbf{x}$ , pokrytí  $\gamma$ , danej úrovni spoľahlivosti  $1-\alpha$  a pevnej matici plánu  $\mathbf{X}$  platí

$$P_{\mathbf{Y}}\{P_{Y(\mathbf{x})}(L(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha,\mathbf{X})\leq Y(\mathbf{x})\leq U(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha),\mathbf{X}|\mathbf{Y})\geq\gamma\}=1-\alpha. \quad (3)$$

Simultánne obojstranné tolerančné intervaly (SOTI) pre lineárny regresný model s normálne rozdelenými nezávislými chybami sú skonštruované použitím vektora pozorovaní  $\mathbf{Y}$  z (1) tak, aby obsahovali aspoň  $\gamma$  časť pozorovaní náhodnej premennej  $Y(\mathbf{x}) = \mathbf{x}^T\boldsymbol{\beta} + \sigma Z$  zároveň pre všetky  $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^q$  s koeficientom spoľahlivosti  $1-\alpha$ , kde  $\mathbb{R}^q$  ozn.  $q$  - rozmerný vektorový priestor. Dolná a horná hranica intervalu  $L(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha,\mathbf{X}), U(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha,\mathbf{X})$  sú závislé od vektora pozorovaní  $\mathbf{Y}$  pri pevnom  $\mathbf{x}$ , pokrytí  $\gamma$ , danej úrovni spoľahlivosti  $1-\alpha$  a pevnej matici plánu  $\mathbf{X}$ , pričom spĺňajú

$$P_{\mathbf{Y}}\{P_{Y(\mathbf{x})}(L(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha,\mathbf{X})\leq Y(\mathbf{x})\leq U(\mathbf{Y}|\mathbf{x},\gamma,1-\alpha,\mathbf{X})|\mathbf{Y})\geq\gamma \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^q\}=1-\alpha. \quad (4)$$

Vzťah na výpočet presného nesimultánneho tolerančného intervalu (tj. pevné  $\mathbf{x}$ ) pre lineárny regresný model možno nájsť v [2], vzťah pre približný tolerančný interval odvodil Wallis [8] na základe Waldových - Wolfowitzových [7] približných tolerančných intervalov pre jednorozmerné normálne rozdelenie.

Lieberman a Miller [3] ako prvý uvažovali SOTI pre lineárny regresný model, prezentovali výsledok pre prípad jednoduchej lineárnej regresie. Tvar tolerančného intervalu je vyjadrený pomocou odhadov neznámych parametrov modelu (2) a tzv. *tolerančného faktora*. V sekcii 2 je popísaný všeobecný postup pri riešení SOTI v regresnom modeli, v ktorom sú zavedené pivotné premenné a princíp stanovenia hodnoty tolerančného faktora založený na definovaní množiny týchto pivotných premenných. Medzi metódy na stanovenie SOTI pre regresný model založených na princípe definovania tvaru pivotnej oblasti patrí Wilsonová (W) [9], Limamova - Thomasová (LT) [4] a modifikovaná Wilsonová metóda (MW) [4], kde však oblasti pivotov nedosahujú požadovanú úroveň spoľahlivosti. Na inom princípe je založená Meeova - Eberhardtova - Reeveova metóda [5], v ktorej sa tolerančné intervaly uvažujú pre ohraničenú množinu možných hodnôt vysvetľujúcich premenných. V sekcii 3 na základe testu pomerom vierohodnosti pre testovanie hypotézy o všetky parametroch regresného modelu zároveň definuje presnú oblasť pivotov a pomocou postupu z Wilsonovej metódy načrtneme spôsob výpočtu tolerančného faktora pre SOTI v modeli (1). V závere porovnáme predbežné výsledky načrtnutého riešenia na stanovenie hodnôt tolerančných faktorov pre vybrané hodnoty vysvetľujúcich premenných, pokrytia a úrovne spoľahlivosti na ilustračnom príklade s hodnotami tolerančných faktorov stanovenými metódami založenými na definovaní tvaru pivotnej oblasti, tj. W, LT, MW.

## 2. Všeobecný prístup

Simultánne obojstranné tolerančné intervaly v lineárnom regresnom modeli s normálne rozdelenými nezávislými chybami sú skonštruované na základe vektora pozorovaní  $\mathbf{Y}$  z modelu (1) pri danej matici plánu  $\mathbf{X}$  tak, aby pokryli aspoň  $\gamma$  časť rozdelenia náhodnej premennej  $Y(\mathbf{x}) = \mathbf{x}^T\boldsymbol{\beta} + \sigma Z$  pre všetky  $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^q$  zároveň s koeficientom spoľahlivosti  $1-\alpha$ , kde  $\boldsymbol{\beta}, \sigma$  sú neznáme parametre rozdelenia  $\mathbf{Y}$  a  $Z \sim N(0,1)$ .

Obojstranný  $(\gamma, 1-\alpha)$  tolerančný interval pre rozdelenie náhodnej premennej  $Y(\mathbf{x})$  v danom  $\mathbf{x}$  má tvar

$$\langle \mathbf{x}^T\boldsymbol{\beta} - \lambda(\mathbf{x}|\gamma, 1-\alpha, \mathbf{X})S, \mathbf{x}^T\boldsymbol{\beta} + \lambda(\mathbf{x}|\gamma, 1-\alpha, \mathbf{X})S \rangle, \quad (5)$$

kde  $\hat{\beta}$  a  $S$  sú odhady neznámych parametrov modelu definované v (2) a  $\lambda(\mathbf{x} | \gamma, 1-\alpha, \mathbf{X})$  je *tolerančný faktor* pri pevných hodnotách  $\gamma, 1-\alpha, \mathbf{X}$ , budeme používať skrátenejší zápis  $\lambda(\mathbf{x})$ . Na stanovenie SOTI v modeli (1) je nutné určiť  $\lambda(\mathbf{x})$  tak, aby pre každé  $\mathbf{x}$  intervaly v tvare (5) zároveň pokryli  $\gamma$  časť rozdelenia  $Y(\mathbf{x})$  so spoľahlivosťou  $1-\alpha$ .

Závislosť hraníc tolerančného intervalu na  $\mathbf{Y}$  je vyjadrená pomocou  $\hat{\beta}, S$  a teda (4) môžeme ekvivalentne zapísať

$$P_{\hat{\beta}, S}(C(\mathbf{x}; \hat{\beta}, S) \geq \gamma \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbf{R}^q) = 1 - \alpha, \quad (6)$$

kde  $C(\mathbf{x}; \hat{\beta}, S) = P_{Y(\mathbf{x})}(\mathbf{x}^T \hat{\beta} - \lambda(\mathbf{x})S \leq Y(\mathbf{x}) \leq \mathbf{x}^T \hat{\beta} + \lambda(\mathbf{x})S | \hat{\beta}, S)$  označuje pokrytie intervalu (5) v  $\mathbf{x}$ , pre dané  $\hat{\beta}, S$ .

Označme

$$\mathbf{b} = \frac{(\hat{\beta} - \beta)}{\sigma} \sim N(0, (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}) \quad \text{a} \quad u = \frac{S}{\sigma}, \quad (n-q)u^2 \sim \chi_{n-q}^2. \quad (7)$$

Náhodné premenné  $\mathbf{b}, u$  sú nezávislé a ich rozdelenie nezávisí od neznámych parametrov regresného modelu  $\beta, \sigma$ , len od danej matice plánu  $\mathbf{X}$ . Pomocou pivotných premenných  $\mathbf{b}, u$  môžeme pokrytie zapísať

$$C(\mathbf{x}; \hat{\beta}, S) = \Phi(\mathbf{x}^T \mathbf{b} + \lambda(\mathbf{x})u | \mathbf{b}, u) - \Phi(\mathbf{x}^T \mathbf{b} - \lambda(\mathbf{x})u | \mathbf{b}, u) = C(\mathbf{x}; \mathbf{b}, u), \quad (8)$$

kde  $\Phi$  označuje distribučnú funkciu štandardného normálneho rozdelenia. Tolerančný faktor  $\lambda(\mathbf{x})$  hľadáme tak, že platí

$$P_{\mathbf{b}, u}(C(\mathbf{x}; \mathbf{b}, u) \geq \gamma \quad \forall \mathbf{x} \in \mathbf{R}^{q \times 1}) = 1 - \alpha. \quad (9)$$

Množinu pivotov  $\mathbf{b}, u$  spĺňajúcich (9) pri danej matici plánu  $\mathbf{X}$  budeme nazývať  $(1-\alpha)$ -pivotná množina a označovať  $G(\mathbf{X})$ . Oblasť spoľahlivosti pre parametre modelu môžeme vyjadriť pomocou  $(1-\alpha)$ -pivotnej množiny  $\{(\beta, \sigma) = (\hat{\beta} - \mathbf{b}S/u, S/u) : (\mathbf{b}, u) \in G(\mathbf{X})\}$ .

Pri konštrukcii SOTI na základe  $(1-\alpha)$ -pivotnej množiny tolerančný faktor spĺňa

$$\lambda(\mathbf{x}) = \min\{\lambda : C(\mathbf{x}; \mathbf{b}, u) \geq \gamma \quad (\mathbf{b}, u) \in G(\mathbf{X})\}. \quad (10)$$

Pivotné množiny zadané vo Wilsonovej [9], Limamovej-Thomasovej [4], modifikovanej Wilsonovej [4] metóde na stanovenie SOTI v lineárnom modeli dosahujú len približne požadovanú úroveň spoľahlivosti  $(1-\alpha)$  a teda nimi stanovené tolerančné intervaly pre regresný model s normálne rozdelenými chybami sú približne  $(\gamma, 1-\alpha)$ .

### 3. LRT metóda

V nasledujúcej časti uvedieme tvar presnej  $(1-\alpha)$ -pivotnej oblasti odvodenéj pomocou testu pomerom vierohodnosti (LRT) [1] na testovanie hypotézy o všetkých parametroch regresného modelu s normálne rozdelenými nezávislými chybami zároveň a s využitím časti postupu z Wilsonovej metódy načrtneme spôsob výpočtu tolerančných faktorov založený na odvodenéj pivotnej množine.

Tvar presnej  $(1-\alpha)$ -pivotnej oblasti, tj. platí  $P((\mathbf{b}, u) \in G(\mathbf{X})) = 1 - \alpha$  odvodíme pomocou testu pomerom vierohodnosti pre testovanie hypotézy  $H_0 : (\beta, \sigma) = (\beta_0, \sigma_0)$  proti  $H_1 : (\beta, \sigma) \neq (\beta_0, \sigma_0)$ . Testovacia štatistika odvodená aj v [1] pre uvedený test pomerom vierohodnosti má tvar

$$D(\mathbf{Y}|\mathbf{X}) = \frac{1}{\sigma_0^2} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_0)^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_0) - n \ln \left( \frac{\sigma_{ML}^2}{\sigma_0^2} \right) - n, \quad (11)$$

kde  $\sigma_{ML}^2 = \frac{1}{n} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$  je odhad neznámeho parametra  $\sigma^2$  metódou maximálnej virohodnosti, pričom platí  $\sigma_{ML}^2 = \frac{n-q}{n} S^2$ , kde  $\hat{\boldsymbol{\beta}}, S$  sú odhady neznámych parametrov regresného modelu  $\boldsymbol{\beta}, \sigma$  metódou najmenších štvorcov (2). Za platnosti nulovej hypotézy pre rozdelenie testovacej štatistiky platí

$$D(\mathbf{Y}|\mathbf{X}) : W_q + W_{n-q} - n \ln(W_{n-q}) + n(\ln(n) - 1), \quad (12)$$

kde  $W_k \sim \chi_q^2$  a  $W_{n-q} \sim \chi_{n-q}^2$  sú nezávislé náhodné premenné s  $\chi$ -kvadrát rozdelením s  $q$  a  $n-q$  stupňami voľnosti. Presné rozdelenie testovacej štatistiky  $D(\mathbf{Y}|\mathbf{X})$  závisí od počtu pozorovaní a počtu komponentov neznámeho vektora  $\boldsymbol{\beta}$ . Kritické hodnoty  $D_{1-\alpha}(n, q)$  pre test pomerom virohodnosti sú uvedené v tabuľkách priložených v [1] pre rôzne počty komponentov vysvetľujúcej premennej  $q = 1, \dots, 10$ , pre vybrané počty pozorovaných meraní  $n = q+1 : (1) : 40$ ,  $n = 45 : (5) : 100$  a  $\infty$  pre zvyčajné hladiny významnosti  $\alpha = \{0.1, 0.05, 0.01\}$ .

Pomocou uvedeného testu pomerom virohodnosti môžeme skonštruovať pre parametre regresného modelu  $(\boldsymbol{\beta}, \sigma)$  presnú  $(1-\alpha)$ -konfidenčnú oblasť

$$C_{1-\alpha}(\mathbf{Y}|\mathbf{X}) = \{(\boldsymbol{\beta}, \sigma) : D(\mathbf{Y}|\mathbf{X}) \leq D_{1-\alpha}(n, q)\}. \quad (13)$$

Dosadením (17) za  $D(\mathbf{Y}|\mathbf{X})$  vo vyjadrení pre konfidenčnú oblasť (13) skonštruovanú pomocou LRT a po jednoduchých úpravách dostaneme presnú  $(1-\alpha)$ -pivotnú oblasť

$$G_{LRT} = \{(\mathbf{b}, u) : u^2(n-q) + \mathbf{b}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{b} - n \ln(u^2(n-q)) + n(\ln(n) - 1) \leq D_{1-\alpha}(n, q)\} \quad (14)$$

Tvar odvodenej pivotnej množiny  $G_{LRT}(X)$  je analogický definovanej pivotnej množine vo Wilsonovej metóde [9], preto navrhujeme aplikovať postup z tejto metódy.

Wilsonov optimálny tolerančný faktor  $\lambda(\mathbf{x})$  založený na pivotnej množine je hodnota odpovedajúca vzťahu  $\lambda(\mathbf{x}) = \min\{\lambda : H(\mathbf{x}, \lambda) \subset S_\gamma\}$ , kde  $H(\mathbf{x}, \lambda)$  je definovaná množina v  $\mathbb{R}^2$  pri daných  $\mathbf{x}$  a  $\lambda$

$$H(\mathbf{x}, \lambda) = \{(a, r) : a = \mathbf{x}^T \mathbf{b}, r = \lambda u, (\mathbf{b}, u) \in G_{LRT}(X)\} \quad (15)$$

a  $S_\gamma = \{(a, r) : C^*(a, r) \geq \gamma\}$ , kde  $C^*(a, r) = \Phi(a+r) - \Phi(a-r)$  a Wilsonovu oblasť pivotov sme nahradili odvodenou  $G_{LRT}(X)$ .

Označme  $\delta(\mathbf{x}) = \sqrt{\mathbf{x}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{x}}$ , matica  $(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1}$  spĺňa predpoklady Scheffého výsledku [6] a teda pre ľubovoľné  $\mathbf{b}$  platí

$$\frac{|\mathbf{x}^T \mathbf{b}|}{\delta(\mathbf{x})} \leq \sqrt{\mathbf{b}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X}) \mathbf{b}} \quad \text{pre každé } \mathbf{x}. \quad (16)$$

Presnú  $(1-\alpha)$ -pivotnú oblasť  $G_{LRT}(X)$  môžeme projektovať do dvojrozmernej oblasti

$$H^*(\mathbf{x}, \lambda) = \left\{ (a, r) = (\mathbf{x}^T \mathbf{b}, \lambda u) : \frac{a^2}{\delta^2(\mathbf{x})} - n - n \ln \left( \frac{r^2}{\lambda^2} \frac{n-q}{n} \right) + \frac{r^2}{\lambda^2} (n-q) \leq D_{1-\alpha}(n, q) \right\}, \quad (17)$$



pričom platí  $G_{LRT}(X) \subset H^*(\mathbf{x}, \lambda)$  Wilson ohraničil dolnú hranicu množiny  $S_\gamma$  hornou vetvou hyperboly  $(r-r_0)^2 - a^2 = h^2$ , kde  $r_0 = \Phi^{-1}(\gamma)$  a  $\Phi^{-1}(\gamma)$  označuje  $\gamma$ -kvantil štandardného normálneho rozdelenia. Pre vybrané hodnoty  $\gamma$  tabeloval numericky získané hodnoty  $h^2$  v [9], napr. pre  $\gamma = 0.75$  je  $h^2 = 0.25$ , pre  $\gamma = 0.95$  hodnota  $h^2 = 0.0438$ .

Optimálny tolerančný faktor leží na prieniku tejto hyperboly a množiny  $H^*(\mathbf{x}, \lambda)$ , teda pre konkrétne  $\alpha, \gamma$  je to najmenšie  $\lambda(\mathbf{x})$  také, že žiaden bod  $H^*(\mathbf{x}, \lambda)$  neleží pod hyperbolou. Preto nahradíme znamienko nerovnosti vo vzťahu (17) na znamienko rovnosti a dosadíme vzťah  $a^2 = (r-r_0)^2 - h^2$ . Teda

$$(r-r_0)^2 - h^2 - n\delta^2(\mathbf{x}) - n\delta^2(\mathbf{x}) \ln\left(\frac{r^2}{\lambda^2} \frac{n-q}{n}\right) + \delta^2(\mathbf{x}) \frac{r^2}{\lambda^2} (n-q) - D_{1-\alpha}\delta^2(\mathbf{x}) = 0. \quad (18)$$

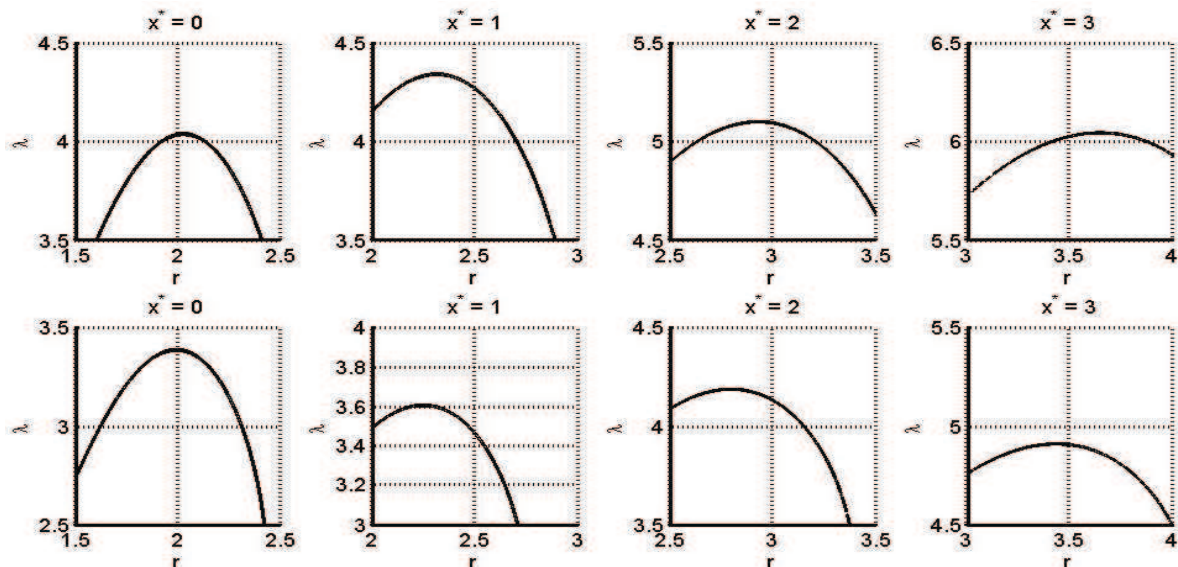
Výraz má zmysel pre  $n, \lambda^2, r^2, \delta^2(\mathbf{x}) \neq 0, n > q$ , pričom uvažujeme premenné  $r, \lambda \in (0, \infty)$ .

#### 4. Záver

Na ľavej strane výrazu (18) sme získali funkciu pre  $r$  danú implicitne, tj.  $f(r, \lambda(r)) = 0$ . Na ilustračnom príklade graficky znázorníme predbežné riešenia (18) pre vybrané hodnoty vysvetľujúcich premenných  $\mathbf{x}, \gamma, \alpha$ .

Uvažujeme prípad jednoduchej lineárnej regresie  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \sigma Z_i$ , kde  $Z_i \sim N(0,1), i=1, \dots, 15$  sú nezávislé. Model je použitý na modelovanie vzťahu medzi vysvetľujúcou premennou veľkosťou hlavne a pozorovanou odpovedajúcou rýchlosťou výstrelu. Konkrétne údaje z príkladu možno nájsť v [3].

Na obrázku 1 sú vykreslené predbežné (tj. vybrané dvojice  $(r, \lambda)$ ) riešenia rovnosti (18) pre dané  $n=15, q=2$ , pokrytie  $\gamma=0.95$ , úroveň spoľahlivosti v prvom riadku pre  $\alpha=0.01$  a v druhom riadku  $\alpha=0.05$  postupne pre vysvetľujúce premenné  $x^* = |x - \bar{x}|/S = \{0, 1, 2, 3\}$ . Kritické hodnoty  $D_{1-0.01}(15, 2) = 12.616$   $D_{1-0.05}(15, 2) = 8.6813$ .



Obrázok 1: Grafické znázornenie predbežných riešení (18) pre zvolené pokrytie  $\gamma = 0.95$ , hodnoty vysvetľujúcich premenných a úroveň spoľahlivosti  $\alpha = \{0.01, 0.05\}$ .

Ak porovnáme maximálne hodnoty  $\lambda$  odčítané z grafického znázornenia predbežných riešení (18) s hodnotami tolerančných faktorov z Tabuľky 1 dopočítanými známymi metódami vidíme, že použitie odvodennej oblasti pivotov z testu pomerom vierohodnosti pre testovanie hypotézy o všetkých parametroch regresného modelu a následným aplikovaním časti postupu z Wilsonovej metódy môže viesť k získaniu najužších SOTI pre model (1) spomedzi známych metód.

**Tabuľka 1: Tolerančné faktory pre SOTI v lineárnom regresnom modeli pre zvolené  $\gamma = 0.95$  a vybrané hodnoty vysvetľujúcich premenných a úrovni spoľahlivosti  $\alpha = \{0.05, 0.01\}$  dopočítané Wilsonovou ( $W$ ), modifikovanou Wilsonovou ( $MW$ ) a Limamovou - Thomasovou metódou ( $LT$ )**

$x^* =  x - \bar{x}  / S$	$\alpha$	$W$	$MW$	$LT$	$\alpha$	$W$	$MW$	$LT$
0	0.01	5.81	5.01	4.24	0.05	4.3	3.85	3.52
1		5.94	5.15	4.66		4.43	3.97	3.84
2		6.60	5.74	5.55		4.95	4.43	4.52
3		7.55	6.58	6.55		5.68	5.07	5.31

## 5. PodĎakovanie

Práca bola podporená VEGA grantmi 1/0077/09, 2/0019/10.

## 6. Literatúra

- [1]CHVOSTEKOVÁ, M., WITKOVSKÝ, V. 2009. Exact Likelihood Ratio Test for the Parameters of the Linear Regression Model with Normal Errors. In: Measurement Science Review, č. 1, 2009, s. 1 - 8.
- [2]KRISHNAMOORTHY, K. - MATHEW, T. 2009. Statistical Tolerance Regions: Theory, Applications, and Computation, Wiley, 2009. 484 s. ISBN 978-0-470-38026-0
- [3]LIEBERMAN, G. J. - MILLER, R. G., Jr. 1963. Simultaneous Tolerance Intervals in Regression. In: Biometrika, č. 1/2, 1963, s. 155 - 168.
- [4]LIMAM, M. M. T. - THOMAS, R. 1988. Simultaneous Tolerance Intervals for the Linear Regression Model. In: Journal of the American Statistical Association, č. 403, 1988, s. 801 - 804.
- [5]MEE, R. W. - EBERHARDT, K. R. - REEVE, C. P. .1991. Calibration and Simultaneous Tolerance Intervals for Regression. In: Technometrics, č. 2, 1991, s. 211 - 219.
- [6]RAO, C. R. 1979. Lineární statistické metody a jejich aplikace. Academia, 1979. Praha.
- [7]WALD, A., WOLFOWITZ, J. 1946. Tolerance Limits for a Normal Distribution. In: The Annals of Mathematical Statistics, č. 2, 1946, s. 208-215.
- [8]WALLIS, W. A. 1951. Tolerance Intervals for Linear Regression, In: SECOND BERKELEY SYMPOSIUM ON MATHEMATICAL STATISTICS AND PROBABILITY. 1951, Universita of California, s. 43-51.
- [9]WILSON, A. L. 1967. An Approach to Simultaneous Tolerance Intervals in Regression. In: The Annals of Mathematical Statistics, č. 38, 1967, s. 1536 - 1540.

## Adresa autora:

Martina Chvosteková, Mgr.  
 Ústav merania SAV, Dúbravská cesta 9, 841 04  
 chvosta@gmail.com

## **Chudoba a sociálne vylúčenie na Slovensku z pohľadu cieľov Stratégie Európa 2020**

### **Poverty and Social Exclusion in Slovakia from point of view Europe 2020**

Ludmila Ivančíková, Róbert Vlačuha

**Abstract:** One of five main goals of European Union is to reduce number of Europeans at risk-of-poverty under 25% up to 2020, what means nearly 20 millions of citizens. In article we describe aggregated poverty indicator, which was defined for measurement of this target and analyse its development in Slovakia based on data from EU SILC 2005 – 2008.

**Key words:** Europe 2020 Strategy, Poverty, Social Exclusion, EU SILC

**Kľúčové slová:** Európa 2020 stratégia, chudoba, sociálne vylúčenie, EU SILC

**JEL classification:** I32

#### **1. Úvod**

Podľa oznámenia Európskej komisie boli aj v dôsledku poslednej svetovej hospodárskej krízy odhalené štrukturálne nedostatky európskeho hospodárstva. Začiatkom roku 2010 bola Európskou komisiou vyhlásená Stratégia na zabezpečenie inteligentného, udržateľného a inkluzívneho rastu tzv. Európa 2020. Základom stratégie je vytvorenie podmienok pre udržateľný rast (podpora ekologického a konkurencieschopného hospodárstva) a inkluzívny rast (vysoká miera zamestnanosti na podporu sociálnej a územnej súdržnosti). Hlavné ciele EÚ 2020 boli na základe odporúčania Rady ministrov pre zamestnanosť, sociálnu politiku, zdravie a spotrebiteľské záležitosti zo dňa 7. júna 2010 schválené Európskou radou dňa 17. júna 2010. Európska stratégia 2020 má päť hlavných cieľov:

Miera zamestnanosti obyvateľov vo veku 20-64 rokov by mala dosiahnuť minimálne 75%.

Úroveň investícií do výskumu a vývoja by mala dosiahnuť aspoň 30% HDP EÚ.

Dosiahnutie cieľa 2020 v oblasti klímy a energie.

Podiel ľudí, ktorí predčasne ukončia školskú dochádzku by sa mal znížiť pod 10% a minimálne 40% mladých ľudí by malo mať vysokoškolské vzdelanie.

O 20 miliónov ľudí menej by malo byť ohrozených chudobou.

Na základe týchto cieľov si majú členské štáty stanoviť svoje vlastné národné ciele, ktoré budú predmetom bilaterálnych rokovaní a ktoré sa po prepočte na úrovni EÚ premietnu do spoločného cieľa.

Pri procese stanovenia cieľov je potrebné vychádzať z merateľného ukazovateľa. V tomto príspevku sa budeme zaoberať cieľom pre oblasť sociálnej inklúzie, ktorým je do roku 2020 znížiť počet Európanov ohrozených chudobou o 20 miliónov ľudí. Na meranie tohto cieľa bol stanovený agregovaný indikátor chudoby, ktorý má presnú definíciu a metodiku cieľovej skupiny na úrovni EÚ. Cieľová skupina predstavuje ľudí, ktorí sú ohrození rizikom chudoby a/alebo materiálnou depriváciou a/alebo žijú v domácnostiach s nízkou pracovnou intenzitou. Zdrojom údajov pre výpočet jednotlivých zložiek agregovaného indikátora chudoby je štatistické Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach (EU SILC). EU SILC je harmonizovaným zdrojom údajov o príjmoch, úrovni chudoby a sociálnom vylúčení v EÚ a poskytuje časový rad dát od roku 2005.

Úlohou štatistického úradu je nielen zabezpečiť relevantný, kvalitný zdroj údajov (EU SILC), ale v spolupráci s ministerstvami sa podieľať na stanovení metodiky pre výpočet indikátorov, zabezpečovať po schválení ich výpočet a poskytovať podklady pre

monitorovanie ich vývoja vo vzťahu k naplňaniu daného cieľa Stratégie na národnej a európskej úrovni.

## 2. Metodika agregovaného indikátora chudoby pre sociálnu inklúziu

Metodika vymedzenia indikátora pre zníženie počtu ľudí ohrozených chudobou a sociálnym vylúčením bola navrhnutá viacerými expertmi Eurostatu a národných štatistických úradov a bola predmetom diskusií na úrovni podskupiny pre indikátory sociálnej inklúzie. Dôležitým faktom je, že pri jeho vymedzení sa vychádza z multidimenzionálneho prístupu k meraniu chudoby. Indikátor je definovaný ako počet ľudí, ktorí sú ohrození rizikom chudoby a/alebo sú materiálne deprivovaní a/alebo žijú v domácnosti s nízkou pracovnou intenzitou. Často sú označovaní spoločným názvom ako „vulnerable groups“, čomu v podmienkach Slovenska môže zodpovedať pojem „skupina ohrozených osôb“.

V tejto časti príspevku vymedzíme metodiku jednotlivých zložiek agregovaného indikátora chudoby a uvedieme, ako sa od začiatku zisťovania EU SILC vyvíjali ich relatívne miery.

### 2.1. Miera rizika chudoby

Osoby sú ohrozené rizikom chudoby, ak ich ekvivalentný disponibilný príjem je pod hranicou chudoby, ktorá je definovaná ako 60% mediánu národného ekvivalentného disponibilného príjmu (po sociálnych transferoch).

*Tabuľka 1 Podiel osôb ohrozených rizikom príjmovej chudoby (v %)*

Miera rizika chudoby	EU SILC 2005	EU SILC 2006	EU SILC 2007	EU SILC 2008
Spolu	13,3	11,6	10,5	10,9

Na Slovensku sme v prvých troch rokoch zisťovania EU SILC zaznamenali pozitívny vývoj v miere rizika chudoby, keď podiel ohrozených obyvateľov klesol z hodnoty 13,3% v roku 2005 na 10,5% obyvateľov v roku 2007. V roku 2008 sme zaznamenali mierny nárast o 0,4 percentuálne body (p.b.).

Počas celého sledovaného obdobia sa v celkovej miere rizika chudoby neprejavil výraznejšie rodový rozdiel. Vo všeobecnosti môžeme povedať že ženy boli celkovo mierne viac ohrozené rizikom chudoby ako muži. Z pohľadu veku boli počas celého obdobia najohrozenejšou vekovou skupinou deti od 0 do 17 rokov. Vo všeobecnosti môžeme konštatovať, že s rastúcim vekom podiel osôb ohrozených rizikom chudoby klesá, teda čím vyšší vek, tým nižšia miera rizika chudoby.

### 2.2. Miera materiálnej deprivácie

Pojem deprivácia vo všeobecnosti vyjadruje pocit nedostatočného uspokojenia potrieb domácnosti a jej členov. Indikátor miera materiálnej deprivácie je definovaný ako podiel populácie, ktorá čelí vynútenému nedostatku v aspoň 4 z 9 nasledovných položiek, ktoré si domácnosť nemôže finančne dovoliť:

a) čeliť neočakávaným výdavkom, b) ísť raz za rok na jeden týždeň dovolenky mimo domu, c) uhrádzať nedoplatky spojené s hypotékou alebo nájomným, úhradou za energie alebo splácaním nákupov na splátky a iných pôžičiek, d) jesť jedlo s mäsom, kuraťom alebo rybou každý druhý deň, e) udržiavať primerané teplo v byte, alebo nemôcť si finančne dovoliť, aj keď by domácnosť chcela:

f) práčku, g) farebný televízor, h) telefón a i) automobil.

**Tabuľka 2 Podiel osôb ohrozených materiálnou depriváciou (v %)**

Miera materiálnej deprivácie	EU SILC 2005	EU SILC 2006	EU SILC 2007	EU SILC 2008
Spolu	22,0	18,2	13,6	11,8

Na Slovensku podľa údajov EU SILC 2005 až 2008 sa podiel osôb postihnutých materiálnou depriváciou pohyboval v rozpätí od 22% v roku 2005 po 11,8% v roku 2008. Z hľadiska vekových skupín bola počas celého sledovaného obdobia miera deprivácie najnižšia u ľudí vo veku 18 až 64 rokov. Naopak, najvyššia miera deprivácie bola vo vekovej kategórii 65 a viacročných osôb.

### 2.3. Miera nízkej pracovnej intenzity

Pracovná intenzita domácnosti predstavuje pomer medzi počtom mesiacov, ktoré všetci členovia domácnosti v pracovnom veku odpracovali počas príjmového referenčného obdobia na strane jednej a celkovým počtom mesiacov, ktoré by mohli byť teoreticky odpracované týmito členmi domácnosti na strane druhej. Definícia pracovného veku sa vzťahuje na osoby vo veku 18-59 rokov, s vylúčením osôb, ktoré sú študentmi vo veku 18-24 rokov.

Indikátor miera nízkej pracovnej intenzity následne vyjadruje podiel osôb, ktoré žijú v domácnostiach s veľmi nízkou pracovnou intenzitou (menej než 20%), k celkovej populácii.

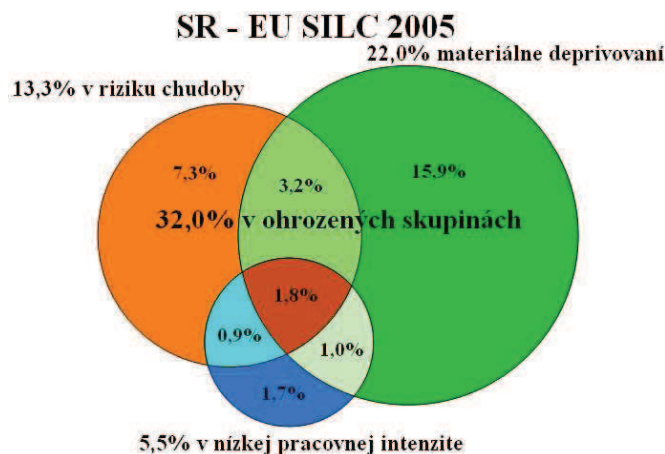
**Tabuľka 3 Podiel osôb ohrozených nízkou pracovnou intenzitou (v %)**

Miera nízkej pracovnej intenzity	EU SILC 2005	EU SILC 2006	EU SILC 2007	EU SILC 2008
Spolu	5,5	5,1	5,3	4,2

Od začiatku zisťovania EU SILC môžeme pri tomto indikátore sledovať pozitívny vývoj. Pri zohľadnení iných ukazovateľov v danom období, ako napríklad miery nezamestnanosti vo 4. štvrtroku 2008 (prepúšťanie zamestnancov v dôsledku svetovej hospodárskej krízy) je v ďalšom období predpoklad jeho negatívneho vývoja.

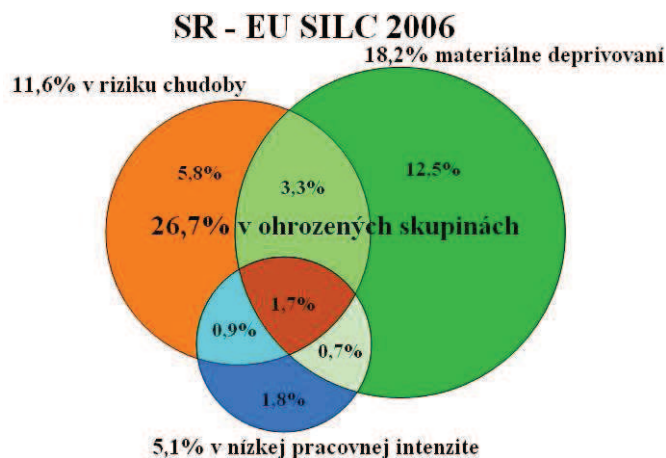
### 3. Vývoj agregovaného indikátora chudoby na Slovensku v rokoch 2005-2008

Ako je vidieť z nasledujúceho obrázku 1, podľa údajov z EU SILC 2005 bolo na Slovensku 32% obyvateľov v ohrozených skupinách.

**Obrázok 1: Miera agregovaného indikátora chudoby pre SR z údajov EU SILC 2005**

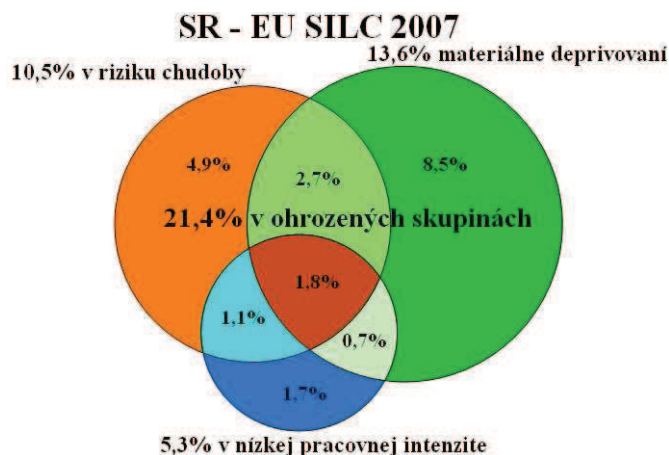


Miera materiálnej deprivácie patrí na Slovensku od začiatku zisťovania EU SILC k najvyšším spomedzi všetkých krajín EÚ. Negatívne sa tento fakt prejavil aj na miere agregovaného indikátora chudoby. Len materiálne deprivovaných bolo takmer 16% obyvateľstva, čo tvorilo polovicu z celkového počtu ohrozených obyvateľov. Len v riziku chudoby bolo 7,3% ľudí, čo je o viac ako polovicu menej ako deprivovaných. Len v nízkej pracovnej intenzite sa nachádzalo 1,7% obyvateľstva. Zvyšných takmer 7% ohrozených skupín obyvateľstva bolo rozdelených do jednotlivých prienikov čiastkových indikátorov. Najpočetnejšiu skupinu tvoril prienik osôb v riziku chudoby a zároveň materiálne deprivovaných, čo predstavovalo 3,2%.



**Obrázok 2: Miera agregovaného indikátora chudoby pre SR z údajov EU SILC 2006**

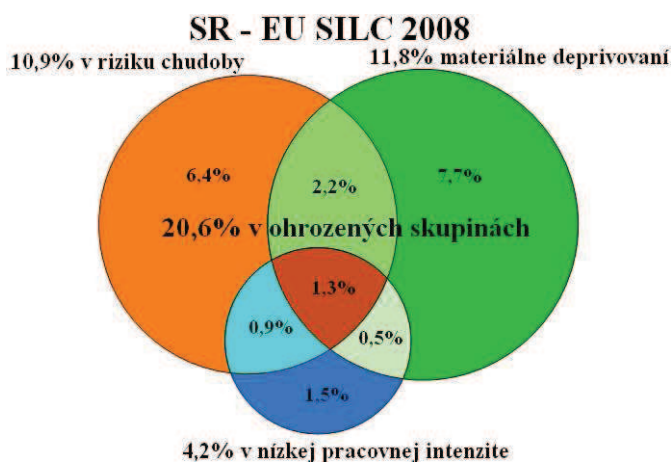
Oproti predchádzajúcemu roku došlo v roku 2006 k zníženiu ohrozených skupín obyvateľstva o 5,3 p.b.. K zníženiu došlo u všetkých 3 čiastkových indikátoroch, pričom najväčší pokles bol zaznamenaný v miere materiálnej deprivácie. Len materiálne deprivovaných bolo v tomto roku 12,5% obyvateľov, čo je pokles o 3,4 p.b.. V skupine osôb, ktoré boli ohrozené len rizikom chudoby, sme zaznamenali pokles o 1,5 p.b. a pri osobách len v nízkej pracovnej intenzite to bol pokles o 0,4 p.b.. V prienikoch čiastkových indikátorov sa nachádzalo 6,6% ohrozených skupín obyvateľstva, pričom najpočetnejšiu skupinu tvoril opäť prienik osôb v riziku chudoby a zároveň materiálne deprivovaných (3,3%).



**Obrázok 3: Miera agregovaného indikátora chudoby pre SR z údajov EU SILC 2007**



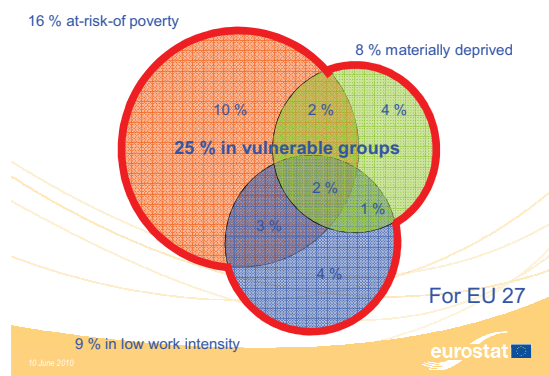
Medzi rokmi 2006 a 2007 došlo k presne rovnakému zníženiu ohrozených skupín obyvateľstva ako medzi rokmi 2005 a 2006, a to o 5,3 p.b.. K zníženiu však nedošlo u všetkých ukazovateľoch. K najväčšiemu poklesu ohrozených osôb došlo opäť v skupine osôb len materiálne deprivovaných (o 4 p.b.). Pokles bol zaznamenaný aj v skupine ľudí, ktorá bola ohrozená len rizikom chudoby, a to o 0,9 p.b.. Percentuálny počet osôb len v nízkej pracovnej intenzite zostal takmer nezmenený (zvýšil sa len o 0,1 p.b.). V prienikoch všetkých 3 ukazovateľov sa v tomto roku nachádzalo 6,3% ohrozených skupín obyvateľstva. Napriek tomu, že percentuálny počet osôb v riziku chudoby a zároveň materiálne deprivovaných klesol oproti prechádzajúcemu roku o 0,6 p.b., zostala táto skupina najpočetnejšou v rámci prienikov indikátorov.



**Obrázok 4: Miera agregovaného indikátora chudoby pre SR z údajov EU SILC 2008**

V roku 2008 sa zníženie celkového počtu ohrozených skupín obyvateľstva oproti roku 2007 výrazne spomalilo a zaznamenali sme pokles len o 0,8 p.b.. Kým v skupine materiálne deprivovaných osôb sa zachoval pozitívny trend z predchádzajúcich rokov (oproti roku 2007 pokles o 0,8 p.b.), v skupine osôb ohrozených len mierou rizika chudoby sme zaznamenali nárast oproti predchádzajúcemu roku o 1,5 p.b.. Percentuálny počet osôb len v nízkej pracovnej intenzite zostal opäť takmer nezmenený (znížil sa len o 0,2 p.b.). V prienikoch čiastkových indikátorov sa nachádzalo 4,9% ohrozených skupín obyvateľstva, čo je najmenej z doteraz nami analyzovaných rokov. Niečo menej ako polovicu (2,2%) z nich tvorili osoby v riziku chudoby a zároveň materiálne deprivované.

#### 4. Agregovaný indikátor chudoby – medzinárodné porovnanie



**Obrázok 5: Miera agregovaného indikátora chudoby pre EÚ27 z údajov EU SILC 2008**

Podľa posledných dostupných údajov Eurostatu agregovaný indikátor chudoby vypočítaný na úrovni EÚ27 vymedzil pre rok 2008 celkovo 120 miliónov ľudí v riziku chudoby alebo v sociálnej exklúzii. Ide o 25% obyvateľov EÚ27 žijúcich v súkromných domácnostiach.

Podľa rovnakého zdroja (EU SILC 2008) je na Slovensku celkovo 20,6% ľudí v riziku chudoby alebo v sociálnej exklúzii. Miera agregovaného indikátora chudoby bola teda o 4,4 p.b. nižšia ako priemer EÚ27. Neplatí to však u všetkých troch zložkách tohto indikátora.

Miera rizika príjmovej chudoby patrí na Slovensku od začiatku zisťovania EU SILC k najnižším v rámci EÚ. V sledovanom období bola na Slovensku celková miera rizika chudoby približne o 5 p.b. pod európskym priemerom. Miera nízkej pracovnej intenzity bola o viac ako polovicu nižšia ako európsky priemer. Naopak, miera materiálnej deprivácie patrí na Slovensku k najvyšším spomedzi všetkých krajín EÚ. Od roku 2005 sme však na Slovensku podľa výsledkov zisťovania EU SILC zaznamenali pozitívny trend, keď miera materiálnej deprivácie klesla o takmer polovicu. Napriek tomuto výraznému poklesu bolo na Slovensku v roku 2008 takmer o 4 p.b. viac deprivovaných osôb ako bol celoeurópsky priemer.

Najohrozenejšou skupinou osôb je prienik všetkých troch indikátorov. Aj v tejto najohrozenejšej skupine osôb sme na Slovensku zaznamenali pozitívny trend, keď od roku 2005 klesol tento podiel z 1,8% na 1,3% osôb v roku 2008. Celoeurópsky priemer sa pohyboval okolo 2% obyvateľov.

## 5. Záver

Hlavné ciele EÚ 2020 a indikátory pre ich nastavenie a meranie boli schválené Európskou radou dňa 17. júna 2010. Jedným z jej hlavných piatich cieľov je vymaniť do roku 2020 z rizika chudoby alebo sociálnej exklúzie 20 miliónov ľudí. Na meranie tohto cieľa na národných úrovni, ako aj na celoeurópskej úrovni, bol stanovený agregovaný indikátor chudoby, ktorý bol predmetom našej analýzy.

Cieľom nášho príspevku bola analýza vývoja agregovaného indikátora chudoby a prienikov čiastkových indikátorov v časovom horizonte rokov 2005 až 2008. Zo záverečného porovnania tohto indikátora s dostupnými údajmi z Eurostatu nám vyplynulo, že celkovo je na Slovensku menej ohrozených obyvateľov ako je celoeurópsky priemer. Po porovnaní jednotlivých zložiek indikátora je vidieť, že výrazne pod európskym priemerom je miera príjmovej chudoby a podiel ľudí v nízkej pracovnej intenzite. Naopak, nad európskym priemerom je na Slovensku počet ľudí, ktorí sú materiálne deprivovaní. Z časového hľadiska sme však práve v tejto kategórii zaznamenali najvýraznejší pozitívny trend, keď miera materiálnej deprivácie klesla od roku 2005 do roku 2008 o takmer polovicu. Pozitívny trend sme zaznamenali aj v znížení počtu obyvateľov žijúcich v domácnostiach s nízkou pracovnou intenzitou. V prípade miery rizika chudoby sme však v poslednom roku zaznamenali mierny nárast.

Cieľom EÚ 2020 je do roku 2020 zníženie počtu obyvateľov ohrozených chudobou a sociálnou exklúziou na Európskej úrovni o 20 miliónov ľudí. Za Slovenskú republiku je to približne 1,113 miliónov obyvateľov. Na tomto počte sa podieľajú 3 skupiny čiastkových indikátorov. Pre naplnenie nášho cieľa je preto potrebné, aby znižovanie počtu ohrozených obyvateľov prebiehal vo všetkých skupinách, ktoré pokrývajú čiastkové ukazovatele agregovaného indikátora chudoby.

## 6. Literatúra

- [1] COURARD, Ph. 2010. Foreword by Mr. Philippe Courard, Belgian Secretary of State for Social Integration and Combating Poverty, In: FRAZER, H., MARLIER, E., NICAISE, I.,: *A Social Inclusion Roadmap for Europe 2020*: Amtwerp: Garant, 2010, 9-13
- [2] EUROPEAN COMMISSION (2010b). *Europe 2020: A European Strategy for smart, sustainable and inclusive growth*, Communication NO COM (2010) 2020, Brussels: European Commission, 2010.
- [3] FRAZER, H., MARLIER, E., NICAISE, I., (2010). *A Social Inclusion Roadmap for Europe 2020*. Amtwerp: Garant, 2010.

### Adresa autora (-ov):

Ľudmila Ivančíková, PhDr.  
Budatínska 5  
851 05 Bratislava  
ludmila.ivancikova@statistics.sk

Róbert Vlačuha, Mgr.  
J. Kráľa 1321  
925 21 Sládkovičovo  
robert.vlacuha@statistics.sk

# PROGNÓZA NÁKLADOV NA VYKUROVANIE RODINNÝCH DOMOV

## COST PROJECTIONS OF HEATING OF HOUSES

Gabriela Ižaríková

**Abstract:** Paper includes comparison of cost projections for the heating using an estimate of the price trend according to the function.

**Key words:** heating of houses, trend functions, forecast, comparison.

**Kľúčové slová:** vykurovanie rodinných domov, trendové funkcie, prognóza, porovnanie.

**JELL Classification:** C10, C13.

### 1 Úvod

Pri neustálom náraste cien za energie sa každý z nás snaží hľadať spôsoby, ako ušetriť prevádzkové náklady na domácnosť. Najvyššie ročné prevádzkové náklady sú spojené s prípravou tepla na vykurovanie a s prípravou teplej vody. Ak bývame v panelových domoch, ktoré sú vo väčšine prípadov napojené na centrálny zdroj vykurovania, nemáme možnosť výberu, akým spôsobom zabezpečíme vykurovanie. Naopak, v rodinných domoch táto možnosť existuje a my máme priestor pre voľbu nielen zdroja, ale aj spôsobu vykurovania. Neexistuje žiadna šablóna, podľa ktorej by sa jednoducho, bez výpočtov a posúdenia, dala zvoliť optimálna vykurovací systém. Každý objekt musíme posudzovať samostatne. Používanie prognostických metód nám ale v týchto prípadoch poskytne dodatočné informácie, ktoré nám pomôžu posúdiť alternatívne možnosti v kontexte s budúcimi podmienkami a vyhodnotiť budúce dôsledky súčasných rozhodnutí.

### 2 Základné energetické zdroje vykurovania

- *Zemný plyn* - je u nás najrozšírenejším zdrojom vykurovania. Jeho jednoznačnou výhodou je pohodlná obsluha a žiaden odpad zo spaľovania. Spotrebu odberateľ reguluje sám a zároveň sleduje veľkosť odberu na vlastnom plynomeri. Cena ropy na svetových trhoch, od ktorej sa odvíja cena zemného plynu, neustále rastie a nikto neočakáva, že sa to v budúcnosti zmení.

- *Elektrická energia* - elektrina je zavedená takmer všade, hoci elektrická sieť nie je vždy dostatočne nadimenzovaná na prevádzkovanie elektrokotla. Výhody elektrického zdroja sú podobné ako v prípade plynu. Elektrina sa u nás používa nielen na vykurovanie, ale aj na ohrev úžitkovej vody (ústredné a etážové vykurovanie, teplovzdušné vykurovanie, lokálne elektrické vykurovacie zariadenia, akumulčné pece, olejové radiátory, vykurovacie panely, elektrické ventilátory, elektrické kozuby, vykurovacie rohože, infražiariče...).

- *Uhlie a kusové drevo* - hlavnou prednosťou uhlia a kusového dreva je pomerne nízka nákupná cena, ale v tomto prípade vyvstávajú problémy s dovozom, so skladovaním, pri dreve so sušením, s manuálnou a fyzickou obsluhou. V súčasnosti je už možné vymeniť technologicky zastaralé spaľovacie kotly za splyňovacie, ktoré majú vyššiu účinnosť a sú lepšie regulovateľné. Z pohľadu súčasných trendov vo vykurovaní nie je uhlie efektívnym nosičom energie, lebo vo väčšine prípadov nespĺňa stále náročnejšie normy ochrany ovzdušia.

- *Biomasa* - patrí medzi ekologické zdroje tepla (pelety, štiepky), ktorá si nevyžaduje častú obsluhu kotla (niektoré typy kotlov na biomasu kúria aj vyše týždňa) a umožňuje reguláciu celého systému. Biomasa je v podstate zakonzervovaná slnečná energia, ktorú

rastliny vďaka fotosyntéze premieňajú na organickú hmotu. Zostávajú však problémy s obstarávaním, so skladovaním, s vynášaním popola a občasným dopĺňaním zásobníka kotla. Na vykurovanie sa biomasa najčastejšie používa vo forme palivového dreva a slamy. Modernejšou formou sú pelety a brikety, ktoré umožňujú automatické dávkovanie paliva a reguláciu, čím značne zvyšujú komfort a zjednodušujú prevádzku [4].

- *Slnčná energia* - slnko a jeho energia, ktorú môžeme využiť prostredníctvom slnečných kolektorov, predstavuje jeden z najekologickejších zdrojov. Ich obstarávacia cena je pomerne vysoká, prevádzkové náklady sú nízke. Zjavnými nevýhodami sú sezónnosť a nestálosť využitia.

- Iné alternatívne zdroje vykurovania - využívanie alternatívnych zdrojov energie je jednou z ciest, ktoré smerujú k budúcemu uspokojeniu našej potreby energie v čo najlepšom súlade s prírodou. Veľmi významnými zdrojmi sú taktiež energia vetra, vody a geotermálna energia.

### 3 Teoretické východiská

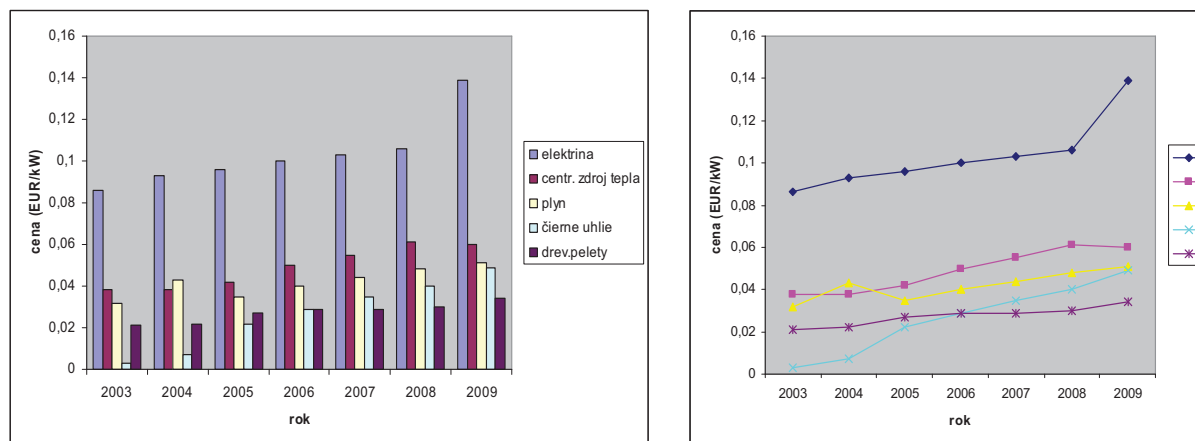
Voľba vykurovacieho paliva závisí od mnohých skutočností. V prvom rade od toho, o akú budovu, dom, či byt sa jedná, aké palivo je k dispozícii, od technických podmienok v danom objekte, od požiadavky na tepelný komfort, od obstarávacej ceny vykurovacieho systému i od nákladov na prevádzku, od vplyvu na kvalitu životného prostredia a pod.

Každé palivo má pochopiteľne svoje výhody a je za určitých predpokladov najvhodnejšie. Je určite nutné zväžiť investičné a prevádzkové náklady vykurovania. Pri voľbe paliva máme najčastejšie k dispozícii plyn, elektrickú energiu, drevo v rôznych formách a uhlie. V súčasnosti, najmä v súvislosti s rastom cien spomínaných palív, sa na Slovensku začínajú používať aj tepelné čerpadlá a slnečné kolektory.

Aj napriek uvedeným výhodám a nevýhodám, hlavnú úlohu pri takomto rozhodovaní, zohráva cena energie. V tabuľke 1 sú uvedené ceny najviac využívaných energií a palív na vykurovanie v EUR/kWh (prepočet podľa európskej legislatívy). Na to, aby sme mohli efektívne vyhodnocovať namerané údaje, je potrebné zvoliť správnu metodiku ich spracovania. Jednu z možností, ako tieto údaje pripraviť pre ďalšie spracovanie, môžeme nájsť v práci [1].

*Tabuľka 1: Vývoj cien palív a energií v EUR/kWh*

Palivo/rok	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Elektrina (EUR/kWh)</b>	0,086	0,093	0,096	0,100	0,103	0,106	0,139
<b>Centrálny zdroj tepla (EUR/kWh)</b>	0,038	0,038	0,042	0,050	0,055	0,061	0,060
<b>Plyn (maloodber) (EUR/kWh)</b>	0,032	0,043	0,035	0,040	0,044	0,048	0,051
<b>Čierne uhlie (EUR/kWh)</b>	0,003	0,007	0,022	0,029	0,035	0,040	0,049
<b>Drevené pelety (EUR/kWh)</b>	0,021	0,022	0,027	0,029	0,029	0,030	0,034



Obrázok 1: Graf vývoja cien palív a energií v EUR/kWh

#### 4 Výsledky

Na základe získaných údajov o vývoji cien palív za posledných sedem rokov v EUR/kWh, môžeme určiť trendovú funkciu, ktorá bude vystihovať rast cien v budúcnosti pre jednotlivé druhy palív (ceny palív tvoria určitý časový rad). Pri výbere vhodnej funkcie nám môže pomôcť grafické znázornenie časového radu. Tradičným spôsobom popisu trendu časového radu je jeho vyrovnanie pomocou vhodnej matematickej funkcie. Pre odhad parametrov trendovej funkcie môžeme využiť napríklad metódu najmenších štvorcov, ktorej princíp spočíva v hľadaní funkcie, ktorá čo najlepšie popíše namerané hodnoty (súčet štvorcov odchýliek empirických hodnôt od hodnôt teoretických má byť minimálny).

Použijeme tieto trendové funkcie:

- lineárny trend  $y = a_0 + a_1 t$
- kvadratický trend  $y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$
- exponenciálny trend  $y = A \cdot B^t = A \cdot e^{bt}$

Nech  $(t_1, y_1), \dots, (t_n, y_n)$  je postupnosť bodov ( $t$  - rok,  $y_t$  - cena v EUR/kWh).

Priamka  $y = a_0 + a_1 t$  sa nazýva regresnou priamkou (lineárnym trendom), ak pre všetky  $a_0, a_1 \in R$  platí :

$$\frac{\partial S(a_0, a_1)}{\partial a_0} = 0, \quad \frac{\partial S(a_0, a_1)}{\partial a_1} = 0,$$

$$\text{kde } S(a_0, a_1) = \sum_{i=1}^n (y_i - a_0 - a_1 t_i)^2.$$

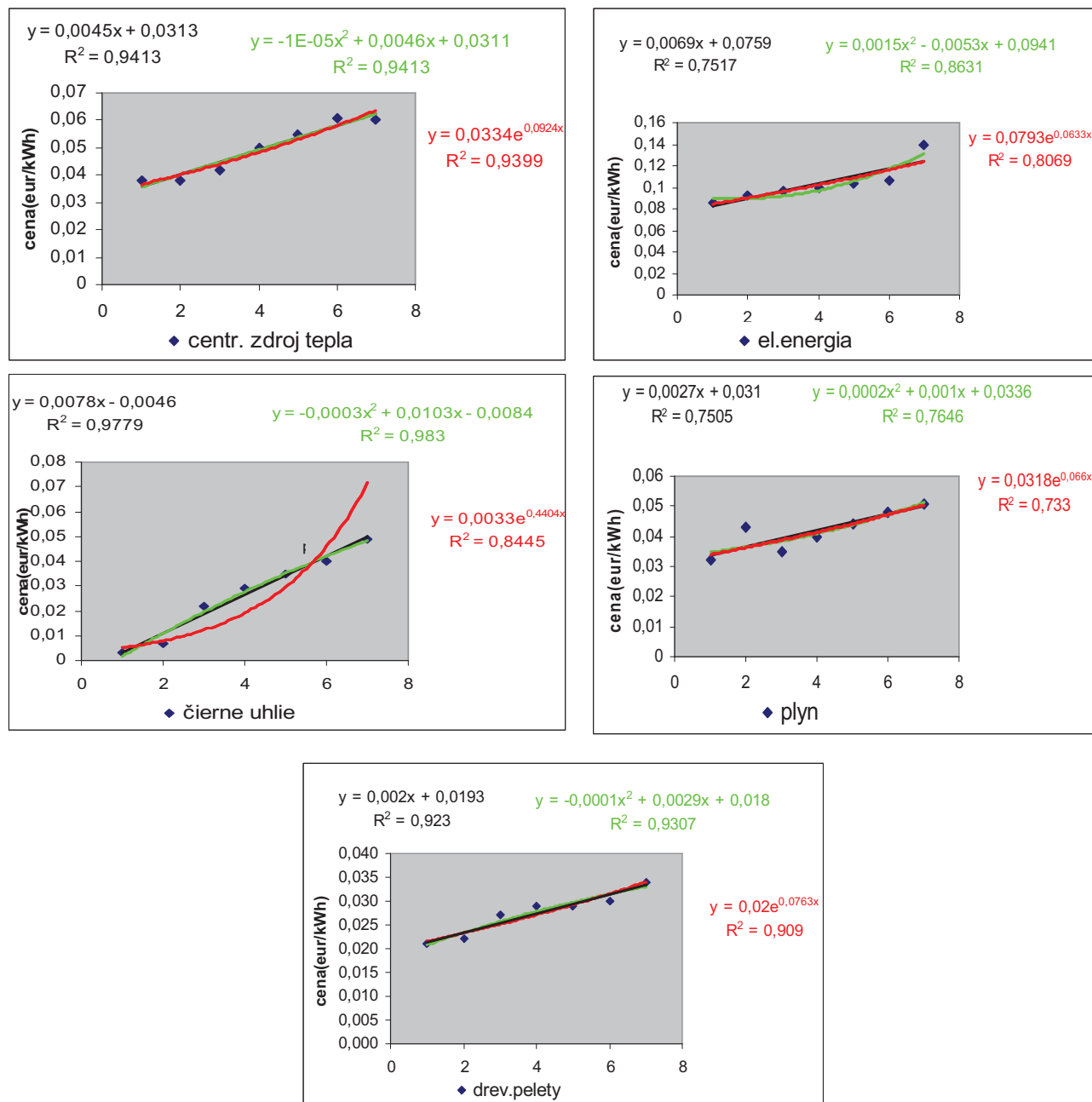
Konštanty  $a_0, a_1$  sú riešením sústavy rovníc:

$$a_0 n + a_1 \sum_{i=1}^n t_i = \sum_{i=1}^n y_i,$$

$$a_0 \sum_{i=1}^n t_i + a_1 \sum_{i=1}^n (t_i)^2 = \sum_{i=1}^n t_i y_i.$$

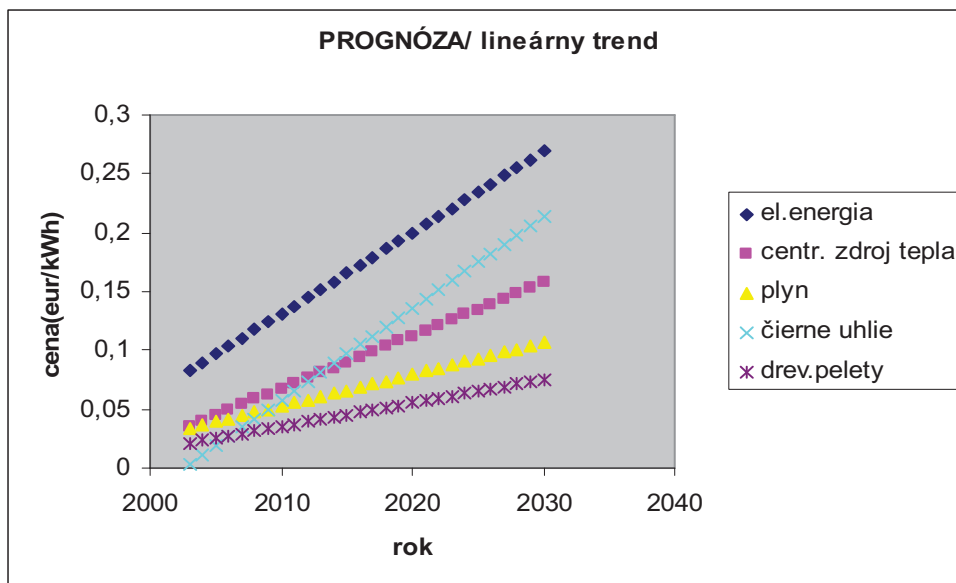


Ak chceme získať predpoveď očakávanej hodnoty v čase  $t_{n+1}$ , dosadíme túto hodnotu do nájdenej rovnice priamky, teda  $y_{n+1} = a_0 + a_1 t_{n+1}$ . Parametre ostatných trendových funkcií sa vypočítajú podobne ako v prípade lineárneho trendu. Trendové funkcie pre vývoj cien jednotlivých druhov palív a energií (v EUR/kWh) sú uvedené na obrázku 2:



**Obrázok 2: Trendové funkcie pre vývoj cien palív a energií v EUR/kWh**

Z uskutočnených analýz je známy tvar funkcií, podľa ktorých teoreticky narastú (poklesnú) ceny palív v budúcnosti [3]. Na obrázku 3 sú znázornené prognózy do roku 2030, v prípade, že uvažujeme lineárnu závislosť ceny palív a energií na čase.



Obrázok 3: Graf prognózy v EUR/kWh - lineárny trend

Na základe porovnania  $R^2$ - indexu spoľahlivosti (koeficient determinácie, index determinácie) pre jednotlivé druhy energie a palív, najvhodnejšími funkciami sa javia:

$$y = 0,0015t^2 - 0,0053t + 0,0941 \quad (\text{elektrická energia})$$

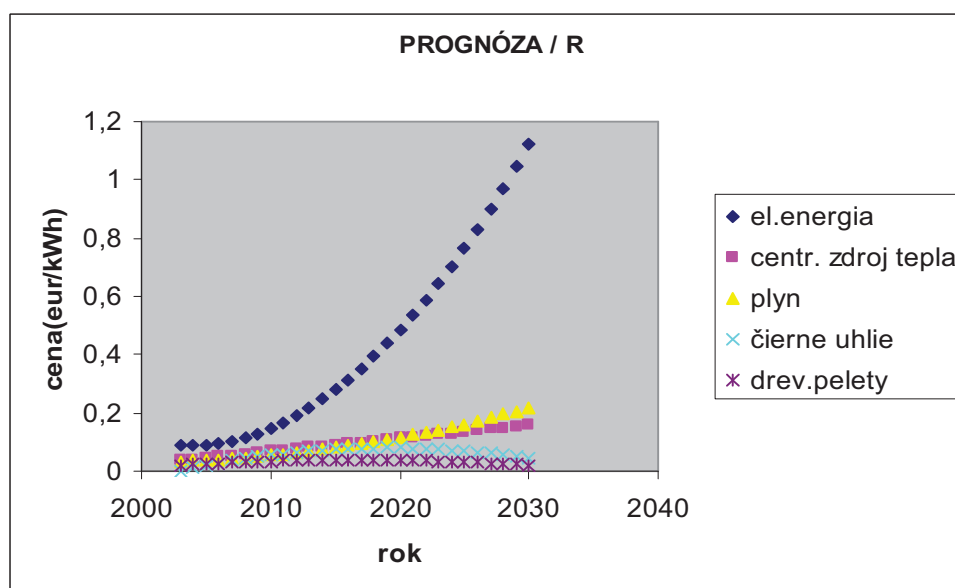
$$y = 0,0045t + 0,0313 \quad (\text{centrálny zdroj tepla})$$

$$y = 0,0002t^2 + 0,001t + 0,0336 \quad (\text{plyn pre maloodber})$$

$$y = -0,0003t^2 + 0,0103t - 0,0084 \quad (\text{čierne uhlie})$$

$$y = -0,0001t^2 + 0,0029t + 0,018 \quad (\text{pelety drevené})$$

Na obrázku 4 sú znázornené prognózy do roku 2030 vypočítané na základe najvhodnejšieho trendu podľa indexu spoľahlivosti.



Obrázok 4: Graf prognózy v EUR/kWh na základe porovnania  $R^2$

## 5 Záver

Najvhodnejším spôsobom vykurovania sa na základe jednak porovnania lineárnych závislostí a rovnako aj na základe porovnania indexov spoľahlivosti, javí ako najvhodnejší spôsob vykurovania, vykurovanie drevenými peletami. Ďalšie možnosti, ako spracovať a vyhodnotiť údaje podobného typu, sú uvedené v práci [2].

Pri rozhodovaní, aké palivo, resp. energiu využiť pri vykurovaní, by otázka ceny nemala byť na prvom mieste, naopak najdôležitejším rozhodovacím kritériom by mala byť účinnosť a výhrevnosť. Vzhľadom na súčasnú platnú legislatívu nesmieme zabúdať ani na dopady zvolených spôsobov vykurovania na životné prostredie.

## 6 Literatúra

- [1] BEREŽNÝ, Š., ANDREJKOVIČ, M.: Statistical processing of flights on Košice. In: Acta Avionica. ISSN 1335-9479. - Roč. 11, č. 17 (2009), s. 9-14
- [2] GRINČOVÁ, A., BEREŽNÝ, Š., MARASOVÁ, D.: Tvorba regresného modelu na základe experimentálnych skúšok dopravných pásov proti prierazu. In: Acta Montanistica Slovaca. ISSN 1335-1788. - Roč. 14, č. 1 (2009), s. 113-120
- [3] CHAJDIAK J.: Štatistické úlohy a ich riešenie v Exceli. Statis Bratislava 2005, ISBN 80-85659-39-5
- [4] ŽIDEK, L.: Vykurovanie drevenými peletami (Plánovanie/Inštalácia/Vykurovanie/Trh s peletami.) Kysucký Lieskovec: Biomasa, 2006, ISBN : 80-96946-58-7.

### Adresa autorky:

Mgr. Gabriela Ižaríková, PhD.  
Letná 9  
040 01 Košice  
gabriela.izarikova@tuke.sk

**Základné inovačné trendy v rozvoji manažmentu  
a diferencie medzi druhmi/generáciami manažmentu I.  
Basic Innovative Trends in Development of Management  
and Differences between Types/Generations of Management I.**

Ľubomír Jemala

**Abstract:** Managerial innovation creates a starting point throughout each innovation process. In particular, Strategic management is awaiting a radical change within the next decade. This change should/must respect a trajectory of development in the subsequent line: past - present - future. This contribution attempts to generally identify selected attributes and trends of management development for about hundred years ago and by the support of the selected experts to outline the possible way forward in the context of world projections for the nearest decade.

**Key words:** Industrial management, Knowledge management, Management of first-generation [M 1.0], Management of second-generation [M 2.0].

**Kľúčové slová:** industriálny manažment, poznatkový manažment, manažment prvej generácie [M 1.0], manažment druhej generácie [M 2.0].

**JEL classification:** M10, M31, O30, O31.

## 1. Vstupné informácie

Hneď na začiatku chceme predoslať túto poznámku: *v tomto príspevku uvádzame prvú časť tejto aktuálnej témy; druhú časť uvidíme vo vedeckom časopise FSS č. /2010.* Manažment má viacero rozličných definícií. Jednou z nich je aj fakt, že **manažment je technológiou technológií**. V súčasnosti možno spolu s G. Hamelom a B. Breenom konštatovať, že táto „technológia manažmentu sa v jednotlivých firmách líši len nepatrne. (...) Šokové zmeny, prchavé výhody, technologické zlomy, dotierajúci konkurenti, roztrieštené trhy, všemocní zákazníci, svojhlaví akcionári – tieto **výzvy 21. storočia** preverujú koncepčné medze organizácií po celom svete a **obnažujú obmedzenia modelu riadenia**, ktorý nedokáže držať krok s dobou. (...) **Manažment je zastaralý.** (...) **Manažment** – schopnosť organizovať zdroje, vypracovávať plány, programovať prácu a podnecovať úsilie – **má ústredný význam pre dosiahnutie ľudských zámerov.** (...) To, čo najviac obmedzuje výkonnosť vašej organizácie, nie je ani jej prevádzkový model, ani jej podnikateľský model, ale **model jej riadenia.** (...) Preto **inovácia manažmentu** má jedinečnú schopnosť zabezpečiť vašej firme dlhodobú výhodu, a načrtnúť kroky, ktoré musíte urobiť, aby ste si najprv mohli predstaviť a potom **vytvoriť budúcnosť manažmentu**“ [1]. A našou skromnou ambíciou v tomto príspevku teda je aspoň čiastočne načrtnúť možné zásady, postupy, resp. metódy, nástroje, techniky či parciálne technológie, ktoré môžu viesť k tvorbe nových modelov, druhov/typov či generácií manažmentu smerom k jeho avizovanej zásadnej inovácii. V pokore hľadania sa usilujeme dostať do myšlienkových pochodov v systéme tvorby – niektorými autormi tak označovaného – **manažmentu M 2.0**, teda **manažmentu druhej generácie** a kreovania

niektorých východísk pre formulovanie jeho nových stratégií pre nasledujúce dekády 21. storočia. Tieto náročné cieľové zámery však nemožno dosiahnuť bez významných poučení z histórie, z minulosti, z vývoja manažmentu.

## 2. Generácie manažérov a etapy vývoja manažmentu v 20. storočí.

Jednotlivé elementy manažmentu mali svoju genézu, svoj dlhodobý vývoj. zhruba od začiatku 20. storočia, kedy sa v USA oficiálne eviduje vznik manažmentu ako teórie riadenia/vedy o manažmente. Prvopočiatky istých spôsobov riadenia však logicky siahajú oveľa hlbšie do minulosti.

**Genézu manažmentu** ako obraz vývoja riadenia možno hutne teda v skratke predložiť jednak opisom typických generácií riadiacich pracovníkov/manažérov a jednak približnou etapizáciou vývoja jednotlivých „škôl“ či koncepcií manažmentu.

**Štyri generácie manažérov** možno – v dlhodobej genéze vývoja riadenia – identifikovať takto:

a) **Generácia spontánnych manažérov.** V dávnej minulosti, kedy sa samozrejme o manažmente ako teórii a praxi riadenia ešte nehovorilo, možno hovoriť o prvopočiatkoch riadenia. Avšak mnohé geniálne ľudské aktivity či diela už pred stáročiami poverení ľudia múdro riadili (napríklad stavba egyptských pyramíd, rekonštrukcie stredovekých miest, stavba obrovských katedrál, ktoré dominujú aj na starom kontinente aj na Slovensku a pod.). Vtedy neexistovala žiadna manažérska pedagogika či edukácia manažérov ani veda o riadení, ale výkony, výsledky práce boli naozaj veľkolepé... V podstate však nevyhnutne išlo aj o metódu pokusov a omylov.

b) **Klasická generácia manažérov.** Začala sa formovať začiatkom 20. storočia v USA. Obdobie, v ktorom sa presadil najmä triumvirát osobností Američan F. Taylor, Francúz H. Fayol a Nemeč M. Weber, sa označuje ako etapa vedeckého riadenia. Ku nim sa čoskoro pridali praktici či empirici manažmentu (H. Ford, A. P. Sloan, L. A. Iacocca, v našom teritóriu úspešne aj Tomáš Baťa, st. atď.). Snaha týchto reprezentantov manažmentu smerovala ku generovaniu vtedajších poznatkov a postupnému vytváraniu teórie riadenia či vedy o manažmente. Známa je najmä kniha H. Fayola *General and Industrial Management*. V nej autor identifikoval 14 kľúčových princípov a 5 správnych úkonov (činností, subprocesov) manažmentu. Tak sa začala formovať funkčná koncepcia manažmentu, z ktorej sa postupom desaťročí vyvinuli základné manažérske funkcie – plánovanie, organizovanie, vedenie ľudí, kontrola atď. Túto funkčnú paradigmu dotváral súbor metód, nástrojov a techník, ktoré sa viazali na jednotlivé manažérske funkcie. Špecifikom bola vtedajšia orientácia na masovú produkciu, hromadnú výrobu, ktorá zväčša dominovala ešte aj po 2. svetovej vojne. Postupne sa však už začali „rodiť“ nové paradigmy manažmentu, ktorá sa dotvárali prakticky do súčasnosti.

c) **Procesná generácia manažérov.** Predstavuje významné kontúry novej paradigmy manažmentu. Už sa hovorí a píše o procesných manažéroch, o procesnom manažmente, ale so zameraním najmä na riadenie výrobných (zväčša strojárskych a podobne orientovaných) podnikov a na kľúčový cieľový zámer – dosahovanie zisku. Ešte však prevládal funkčný model riadenia a hierarchická organizácia, ale už sa črtali prvky reorganizácie či neskôr reinžinieringu. Vo „vojenskej“ organizácii a príkazovacom riadení sa už začali objavovať aj nové pozitívne signály rozvoja manažmentu – okrem procesného zamerania napr. decentralizácia riadenia, tímová práca, pružná výroba a pod.

d) **Poznatková (vedomostná) generácia manažérov.** V myslení a konaní týchto manažérov možno identifikovať najmä pokusy o integrovanie pozitív uvedených vývojových generácií či etáp formovania manažmentu. Do princípov a postupov manažmentu sa teda pragmaticky prevzali mnohé osvedčené zásady a metódy z predchádzajúceho vývoja. Toto kreatívne dotváranie vedy o manažmente vlastne trvá aj v prvej decade 21. storočia. Ide o ďalšie zdokonaľovanie procesného, integrovaného, systémového poňatia manažmentu s výrazným ťahom na rozvoj poznatkového manažmentu a jeho holistickej (celostnej) dimenzie. Možno hovoríť o špecifických atribútoch manažmentu na začiatku tohto storočia, ktoré niektorí autori zahŕňajú aj do modernej (či skôr módnej?) kategórie s názvom euromanažment. Tieto náročné procesy hľadania by však mali vyústiť práve do zásadných inovácií manažmentu pre budúce dekády tohto storočia (viac o tom v 2. časti tohto príspevku). K tomuto úsiliu nám môže poslúžiť aj skúmanie jednotlivých „škôl“ manažmentu v rámci jeho evolučnej etapizácie.

**Etapy vývoja jednotlivých koncepcií, teórií či „škôl“ manažmentu** zhruba po roku 1900 možno rámcovo identifikovať a poznatkovo rozpoznávať aj takto:

a) **V r. 1910 – 1920** sa kládol dôraz na **vedeckosť manažmentu**. Patria sem najmä dve školy – klasický manažment a behavioristická teória manažmentu. Predstavitelia klasického manažmentu zastávali tri teórie: *vedecké riadenie* (Taylor), *správne riadenie* (Fayol) a *byrokratické riadenie* (Weber). V behavioristickej (človekovednej) koncepcii išlo najmä o rozvoj motivačných metodológií typu teória X a teória Y (McGregor, Maslow, Folletová, Mayo a iní). O niekoľko desaťročí pribudla aj motivačná teória Z.

b) **V r. 1930 – 1990** možno rozpoznávať desaťročia **pragmatizmu (empirizmu) v riadení**, v ktorých sa kládol väčší akcent na **umenie riadiť**. Zhruba v desaťročných podetapách sa presadzovala najprv neoklasická teória manažmentu (Herzberg, Likert), potom spomenuté teórie rozvíjajúce procesné prístupy k manažmentu (Koontz, Weihrich, Gulick), ďalej išlo o významný nárast akcentu na systémové prístupy v riadení (Simon, Barnard a d.). Zhruba v šiestej dekáde sa začali viac presadzovať kvantitatívne, exaktno-matematické prístupy (Dantzig, Ackoff a i.), približne v siedmom a ôsmom desaťročí boli zasa evidentné empiricko-pragmatické koncepcie s dôrazom na vedenie ľudí, motivačnú teóriu Z. Došlo teda k istému ústupu matematizácie v riadení (Sloan, Ford, Baťa, Drucker, Davis a d.). V poslednej dekáde 20. storočia možno hovoriť o zrode ďalších nových trendov a postupov v manažmente, ktoré ovplyvnili take závažné faktory ako: silný rozvoj informatizácie a nástup nových IKT, rozvoj globalizácie, uplatňovanie teórie excelentnosti, ale aj teórie chaosu v manažmente (Peters, Waterman, Iacocca, Gleick a i.).

c) **Prelom 20. a 21. storočia**, roky tesne pred a po roku 2000 možno nazvať aj obdobím rozvoja supertrendov v rozvoji manažmentu, kedy sa zvlášť zosilňuje **kombinácia umenia riadiť s vedekosťou manažmentu**. Identifikujú sa ďalšie nové paradigmy najmä v podmienkach stále zosilňujúcej informatizácie, využívania najmodernejších generácií IKT (vrátane prípravy sfunkčnenia odborníkmi avízovaného internetu/webu 2.0 a pod.). Evidentné je taktiež ďalšie zosilňovanie globalizácie, integrovania procesov, zdrojov, poznatkov, resp. tvorby strategických aliancií v náročných podmienkach stále silnejšej hyper- či superkonkurencie. Dochádzalo aj k ďalšiemu rozvoju teórie učiacich sa/učiteľných organizácií, rozvoju e-commerce, e-business, rozvoja manažmentu a marketingu v prostredí business intelligence, akcentujú sa väzby manažmentu aj na biológiu a viaceré iné hraničné vedy, podnik sa stále viac poníma ako zložitý systém, ako komplexný živý organizmus atď.



Keďže na niektorých vodcovských a manažérskych postoch ešte stále dožívajú “staré” spôsoby myslenia a riadenia, požaduje sa identifikovať, rešpektovať a v praxi tvorivo implementovať aj ďalšie závažné fenomény/vedomosti. Zvlášť kľúčové je rozpoznať podstatné rozdiely takpovediac medzi riadením v industriálnej ére a riadením v súčasnej poznatkovej (postmodernej) ére. Rámcová charakteristika entity industriálneho manažmentu, ktorú uvádzame v tabuľke 1, načrtáva aj hlavné atribúty možno povedať manažmentu rozlične sa premieňajúcej a formujúcej jeho prvej generácie (ďalej M 1.0). Podstatné znaky a tendencie postupného formovania manažmentu aj marketingu novej (druhej) generácie (M 2.0) obsahuje pravá strana uvedenej tabuľky 1. Kľúčovými slovami či zásadami avizovanej radikálnej zmeny či zásadnej inovácie manažmentu teda predovšetkým majú byť: holistika, integrovanosť, systémovosť, sofistikácia, finalizácia, globálnosť, interkultúrnosť, resp. aj väzby ekonomiky a etiky, morálky, bezpečnosti, ekológie/environmentalistiky atď.

### 3. Základné diferencie medzi industriálnym manažmentom a poznatkovým manažmentom/marketingom

Tabuľka 1

	<b>INDUSTRIÁLNY MANAŽMENT</b>	<b>ZNALOSTNÝ MANAŽMENT</b>
<b>A</b>	Parciálnosť riadenia. Dôsledná deľba (rozčleňovanie) práce. Ťah smerom k hromadnej výrobe.	<b>Integrácia prv rozčlenených činností do reťazcov, celkov, systému. Holistika! Integrovaný manažment (IM).</b>
<b>B</b>	Úzka špecializácia manažérov. Akcent na analýzu, rozloženie celku na operácie uskutočňované menej kvalifikovanými pracovníkmi (najmä „R“ kategórie). Krátkodobé horizonty a nastavenia riadiacich koncepcií. Podceňovanie fenoménu ekonomie času, manažmentu času, systému JIT, flexibility, rýchlosti a adaptability.	<b>Manažéri: hlboké poznatky, komplexné analýzy aj syntézy poznania. Hlboké myslenie v širokých súvislostiach. Flexibilita, kreativita, rýchlosť a adaptabilita v myslení aj v konaní. Schopnosť integrovania multi- a interdisciplinárnych vedomostí, širokospektrálnych poznatkov. Dlhodobosť koncepcií, stratégií, metódy foresightu.</b>
<b>C</b>	Model riadenia výroby na báze kultúry a postupov danej doby industrializácie. Dezintegrácia, riadenie reťazcov rozpojených krokov. Dlhé inovačné cykly. Pomalé výskumno-vývojové [R&D] a prípravné procesy. Prioritou technická príprava výroby [TPV].	<b>Nový model riadenia: systémový, integratívny prístup. Sofistikovaná, finalizovaná, simultánna produkcia! Krátke inovačné cykly. Dominancia R&amp;D a komplexnej prípravy výroby [KPV]. Horizontálny manažment. Väzby: predvýrobných – výrobných – povýrobných (komerčných) procesov!</b>
<b>D</b>	Manažéri smerovali od úzkej špecializácie k celku. Nižšia tvorivosť, invenčnosť, inovatívnosť. Lokálna zväčša len málo ekologicko-bezpečnostná orientácia riadenia.	<b>Znalostní manažéri – integrovaný prístup. Kreatívne myslenie od celku k častiam, špeciálnym poznatkom. Globálny záber riadenia. Vysoký dôraz na ekológiu, etiku, bezpečnosť atď.</b>

E	Dominancia špeciálnych (najmä technických) odborných vedomostí. Nekomplexný prístup. Technokratická dimenzia riadenia (dominovali manažéri-technokrati). Málo rozvinutý, necelostný marketing.	<b>Vysoká odborná aj všeobecná vzdelanosť, širokospektrálny rozhl'ad, neustála kreativita, inovatívne typy manažérov. Celoživotné hlboké, holistické štúdium. Manažéri/lídri využívajú aj vlastných koučov.</b>
F	Vrcholoví manažéri boli (a niekde ešte stále sú) prevažne špecialisti – najmä technici a pod.	<b>Top manažéri (zvlášť CEO) sú a budú najmä generalisti. Vysoký dôraz aj na etiku, morálku, psychológiu, znalosť viacerých jazykov a poznatkov aj z iných spoločensko-vedných disciplín.</b>
G	Pasívna výchova vodcov a manažérov, spravidla bez využívania PC, internetu či iných IKT.	<b>Dobe prispôbená a trvalá edukácia lídrov a manažérov! Aktívne metódy výchovy a vzdelávania, manažérske hry, skúsenostné manažérske príbehy, metódy e-learningu, videokonferencie, aktívne využívanie IKT najnovších generácií. Integrovanie webu I. a II. s pripravovanými postupmi, metódami a nástrojmi manažmentu 2. generácie.</b>
H	Modelom bol spravidla predovšetkým veľký strojársky podnik s hromadnou výrobou. V štátnych podnikoch v postkomunistických krajin išlo aj o značnú anonymitu, výrobu na sklad, ignorovanie marketingového inštrumentária atď.	<b>Modelom je predovšetkým učennivá či učiacia sa/poznatková/skúsenostná organizácia. Špirálový manažment. Manažér excelencie (Manex I. – VIII.). Komplexita. Biologické princípy v znalostnom manažmente. Podnik - živý organizmus. Gradujúce „šitie“ na mieru zákazníkov. Synergetika a globalistika v strategickom riadení.</b>

Dosiaľ uvedené niektoré podstatnejšie konfrontácie typických elementov a a tribútov takpovediac „starého“ a „nového“ spôsobu riadenia sú istou východiskovou bázou smerom k novým inováciám manažmentu. Samozrejme nemôžu postačovať k veľmi náročnému a dlhodobějšímu procesu kreovania expertmi avizovaných zásadných inovácií modelov manažmentu pre budúce dekády tohto storočia. Potrebné je teda poznať a do kontextu zakomponovať aj mnohé ďalšie relevantné súvzťažnosti, vývojové tendencie a identifikované trendy pre budúci rozvoj manažmentu. Potrebné je poznať aj dlhodobé prognózy vývoja sveta (pozri aj pokračovanie tohto príspevku v budúcom čísle FSS) a najmä pracovať v multi- a interdisciplinárnych tímoch expertov a špičkových odborníkov v lokálnom aj globálnom zábere. O tieto kardinálne otázky rozvoja či inovácií manažmentu a širšie aj vedenia a motivovania ľudí by bolo potrebné doplniť napríklad aj dlhodobú víziu a stratégiu rozvoja SR aj EÚ, ktorá pred nedávnom konečne a vo veľmi rozsiahlej verzii uzrela svetlo sveta... S pokorou tu načrtnuté impulzy na premýšľanie lídrov a manažérov sa samozrejme týkajú aj každej organizácie výrobnéj i nevýrobnéj sféry, ale zvlášť každej firmy a každého podniku v SR aj EÚ. (Ucelenejší výstup riešenia tejto problematiky bude aj v úlohe VEGA č. 1/0536/10 OEMP ÚM STU.)

#### 4. Literatúra

- [1] HAMEL G. – BREEN, B.: *Budoucnost managementu*. Praha, Management Press 2008, 248 s. ISBN 9788072611881.
- [2] *Global Trends 2025: A Transferred World 2025* ([www.dni.gov/nic/NIC\\_2025\\_project.html](http://www.dni.gov/nic/NIC_2025_project.html)).
- [3] JEMALA, E.: *Stratégia a systém manažmentu predvýrobných procesov. Výzva pre lídrov a manažérov učiacich sa organizácii i štátu po roku 2000*. Bratislava, vydal Ľubomír Jemala 1998, 332 s. ISBN 80-900467-1-1.
- [4] JEMALA, E.: *Podnikateľský manažment a marketing*. Bratislava, Vydavateľstvo STU 2008, 312 s. ISBN 978-80-227-2860-7.
- [5] JEMALA, E.: *Souřadnice rozvoje managementu*. *Moderní řízení*, XLV., 2010, č. 5, s. 52 – 53.
- [6] JEMALA, E.: *O 10 až 15 rokov sa očakáva nová kríza aj prevrat storočia v oblasti manažmentu*. *Zrno*, XXI., 2010, č. 16, s. 14 – 17 (úvod do diskusie).
- [7] JEMALA, M.: *Vstup do metodológie foresightu a príčiny možných procesných nedostatkov*. *Studia commercialia Bratislavensia*. Ročník/Volume 3, Číslo/No. 9 (1/2010). ISSN 1337-7493, s. 44 - 59.
- [8] JEMALA, M.: *Innovative Methodics of Technology Management Assessment and its Criteria*. *Ekonomika a management organizací – výzkum, výuka a praxe*. Recenzovaný sborník příspěvků mezinárodní vědecké konference. Brno, 9, září 2010, s. 124 - 132. CD-ROM, ISBN 978-80-210-5273-4.
- [9] JIRÁSEK, J. A.: *Management budoucnosti (řízení z prvního sledu)*. Praha, Professional Publishing 2008. ISBN 978-80-86946-82-5.
- [10] JIRÁSEK, J. A.: *Na obzoru převrat managementu?* *Moderní řízení*, XLV., 2010, č. 2, s. 16 až 18.
- [11] KISLINGEROVÁ, E.: *Je třeba najít novou strategii*. *Moderní řízení*, XLV., 2010, č. 2, s. 19.
- [12] KISLINGEROVÁ, E.: *Podnik v čase krize*. Praha, Grada Publishing 2009.
- [13] Kolektív: *Vízia a stratégia rozvoja slovenskej spoločnosti. Úplná verzia*. (Podklad na verejnú diskusiu). Bratislava, február 2010, 522 s.
- [14] KOPČAJ, A.: *Spirálový management Hledání jádra dynamiky růstu bohatství*. Alfa Publishing, SILMA 90, 2007, 268 s. ISBN 978-80-86851-71-6.
- [15] KOŠTURIÁK, J.: *Manažéri a zmena systému*. *Diskusia pokračuje!* *Zrno*, XXI., 2010, č. 26, s. 14 – 17. (*Diskusia k príspevku [6]*).
- [16] MARTINICKÝ, P.: *Manažéri a zmena systému (1. časť)*. *Zrno*, XXI., 2010, č. 23, s. 11 – 13. (*Diskusia k [6]*).
- [17] MARTINICKÝ, P.: *Manažéri a zmena systému (2. časť)*. *Zrno*, XXI., 2010, č. 24, s. 10 -12. (*Diskusia k [6]*).
- [18] SOUČEK, Z. – KOŘENÁ, D.: *Předpověď vývoje světa do roku 2025*. *Moderní řízení*, XLV., 2010, č. 4, s. 18 – 22.
- [19] ZAJKO, M. – CHODASOVÁ, Z. – JEMALA, E. – MATERÁK, M.: *Riadenie malých a stredných podnikov*. Bratislava, Vydavateľstvo STU 2010, ... s. ISBN 978-80-227-3344-1.
- [20] ZELENÝ, M. – KOŠTURIÁK, J.: *Do východiskového bodu krízy sa nikdy nemôžeme vrátiť*. *Zrno*, XXI., 2010, č. 9, s. 10 – 14.

[21] [www.dni.gov/nic/NIC\\_2025\\_project.html](http://www.dni.gov/nic/NIC_2025_project.html)).

[22] [gh@managmentlab.org](mailto:gh@managmentlab.org).

[23] <http://lotescentrum.com/Manex> I. - VIII.

**Adresa autora:**

Ľubomír JEMALA, Doc. Ing. PhD.

Oddelenie ekonomiky a manažmentu podnikania

Ústav manažmentu STU

Vazovova 5, 812 43 Bratislava

[lubomir.jemala@stuba.sk](mailto:lubomir.jemala@stuba.sk)

*Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy Oddelenia EMP ÚM STU – VEGA č.1/0536/10: Inovácie ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR. (Smerovanie, meranie a podpora inovačných procesov.)*

(Pozn. redakcie: druhú časť – pokračovanie tohto príspevku ďalšími impulzmi a radami na možné inovácie modelov manažmentu – uvedieme v niektorom z najbližších čísiel časopisu FSS).

## Niektoré aspekty štatistiky zahraničného sťahovania Some Aspects of the International Migration Statistics

Mária Katerinková

**Abstract:** The article describes some aspects of the international migration statistics in the conditions of the Slovak Republic by comparison of national and international concepts used for this statistics. By example of basic statistical data processed for the comparison purposes, the article aims to highlight the differences between these two approaches, based on permanent residence and usual residence.

**Key words:** permanent residence, usual residence, usual residence population, acquisition of citizenship of the SR.

max. two rows.

**Kľúčové slová:** trvalý pobyt, obvyklý pobyt, obvykle bývajúce obyvateľstvo, udelenie štátneho občianstva SR.

**JEL classification:** J11.

### 1. Úvod

V roku 2007 bolo schválené Nariadenie Európskeho parlamentu a Rady (ES) č. 862/2007 o štatistike Spoločenstva o migrácii a medzinárodnej ochrane (ďalej už len nariadenie o štatistike migrácie), ktoré definuje okrem iného aj povinnosť členských štátov Európskej únie poskytovať štatistiky o zahraničnom sťahovaní a o obyvateľstve na území členského štátu na báze obvyklého pobytu.

### 2. Niektoré aspekty metodiky štatistiky zahraničného sťahovania

Štatistika zahraničného sťahovania spracovávaná podľa národnej legislatívy v gescii Štatistického úradu SR je založená na tradícii registrovaného pobytu prihlásenej migrujúcej osoby na trvalý pobyt v SR, resp. odhlásenej osoby z trvalého pobytu v SR. Zahraničným sťahovaním (pristťahovanie zo zahraničia, resp. vystťahovanie do zahraničia) sa teda podľa metodiky ŠÚ SR rozumie zmena krajiny trvalého pobytu bez ohľadu na štátne občianstvo. Tieto informácie sú zbierané v zmysle zákona NR SR č. 540/2001 Z. z. o štátnej štatistike a ďalších aktuálnych všeobecne záväzných predpisov ako sú zákon NR SR č. 500/2004 Z. z. o hlásení pobytu občanov Slovenskej republiky a registri obyvateľov Slovenskej republiky, zákon NR SR č. 463/2006 Z. z. o pobyte cudzincov a zákon NR SR č. 480/2002 Z. z. o azyle a o zmene a doplnení niektorých zákonov v znení neskorších predpisov.

Pokiaľ ide o medzinárodnú terminológiu a naplnenie požiadaviek článku 3 o „Štatistike medzinárodnej migrácie, obyvateľoch s obvyklým pobytom a o nadobúdaní občianstva“ hore uvedeného nariadenia, obvyklý pobyt osoby môže byť zisťovaný dvomi spôsobmi, a to: kde osoba bežne trávi denný čas odpočinku, ak nie je k dispozícii, je to registrovaný pobyt, ktorý spĺňa požiadavku zamýšľaného alebo skutočného pobytu rok a viac.

Pod pojmom legálnej migrácie sa chápe vstup osoby na územie SR, pobyt na území SR a opustenie územia SR za podmienok, že sú splnené medzinárodné dohody a zákonné predpisy SR. Podmienky vstupu, pobytu cudzincov na území SR a opustenia územia SR upravuje zákon NR SR č. 463/2006 Z. z. o pobyte cudzincov. Podľa tohto zákona sa za cudzinca považuje každý, kto nie je štátnym občanom SR alebo je osobou bez štátnej príslušnosti. Cudzincom sú teda občania iného štátu Európskej únie (ďalej len EÚ), občania štátu, ktorý je zmluvnou stranou Dohody o Európskom hospodárskom priestore (ďalej len EHP), občania Švajčiarskej konfederácie a ich rodinní príslušníci, občania tretích krajín



a občania bez štátnej príslušnosti. Pre vstup a pobyt občanov EÚ a Európskeho hospodárskeho priestoru platí na Slovensku osobitný právny režim, ktorý ich zrovnoprávňuje s občanmi SR. Podľa týchto zásad rozlišujeme v právnom systéme SR tieto základné skupiny cudzincov, ktorí spĺňajú hore uvedené požadované podmienky a to sú: cudzinci s prechodným pobytom, na ktorý cudzinec nemá právny nárok a s trvalým pobytom.

### 3. Spracovanie štatistík zahraničného sťahovania podľa konceptu obvyklého pobytu

Pre medzinárodné účely a naplnenie požiadaviek Nariadenia o štatistike migrácie sa z migračnej štatistiky ŠÚ SR využívajú informácie o sťahovaní občanov SR na báze trvalého pobytu a informácie o sťahovaní cudzincov sa čerpajú z informačného systému "Evidencia cudzincov" Úradu hraničnej a cudzineckej polície MV SR.

Podľa druhu a charakteru pobytu do migračných štatistík poskytovaných Eurostatu boli zahrnuté skupiny cudzincov s trvalým a prechodným pobytom na území SR, ktoré spĺňajú požiadavku pobytu na území SR rok a viac.

Do počtu prisťahovaných a celkového stavu obyvateľov s obvyklým pobytom na území SR sú zahrnutí aj cudzinci, ktorým bol udelený azyl a súčasne im bolo udelené povolenie na trvalý pobyt na území SR a osoby, ktorým bola udelená doplnková ochrana a bolo im súčasne udelené povolenie na prechodný pobyt. Žiadatelia o medzinárodnú ochranu nie sú započítaní do počtu prisťahovaných a do celkového počtu osôb s legálnym pobytom na území SR. Osoby s tolerovaným pobytom na území Slovenskej republiky taktiež nie sú započítané do počtu prisťahovaných ani do celkového počtu osôb s legálnym pobytom, čo vyplýva z charakteru druhu príslušného pobytu (maximálna dĺžka tolerovaného pobytu je udelená na 180 dní avšak môže byť opakovane predĺžená).

### 4. Porovnanie základných štatistík zahraničného sťahovania, spracovaných podľa konceptu trvalého pobytu a obvyklého pobytu

V tabuľke 1 a v analýze pod uvedenou tabuľkou sú prezentované údaje ŠÚ SR o zahraničnom sťahovaní, založené na báze zmeny trvalého pobytu migrujúcej osoby za obdobie rokov 2002 až 2008.

**Tab. č. 1 Zahraničné sťahovanie obyvateľov Slovenskej republiky na báze zmeny trvalého pobytu v rokoch 2002 – 2008**

(v osobách)

Ukazovateľ	Rok						
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
<b>Objem sťahovania</b>	3 723	3 797	6 046	7 149	7 324	10 455	10 470
<b>Pristťahovaní</b>	2 312	2 603	4 460	5 276	5 589	8 624	8 765
<b>Vystťahovaní</b>	1 411	1 194	1 586	1 873	1 735	1 831	1 705
<b>Saldo sťahovania</b>	901	1 409	2 874	3 403	3 854	6 793	7 060

Zdroj: ŠÚ SR

Meniaca sa politická a sociálno-ekonomická situácia po roku 1989 a s ňou súvisiace aspekty, ako napríklad možnosť štúdia v zahraničí, zamestnania, podnikania sa prejavili aj



na migračných procesoch v Slovenskej republike. Rok 2004 sa vyznačuje vstupom SR do EÚ a realizáciou voľného pohybu osôb v rámci Európskej únie. V tejto súvislosti sa zmenila legislatíva o pobyte cudzincov a občania EHP, ktorí majú v úmysle zotrvať na území SR dlhšie ako 3 mesiace, sú povinní prihlásiť sa na trvalý pobyt na území SR. Táto skutočnosť sa prejavila aj v počte prisťahovaných v nasledujúcich rokoch. V analyzovanom období došlo v zahraničnej migrácii k najvýraznejšiemu zväčšeniu objemu sťahovania v roku 2007 (medziročne o 43 %), čo bolo spôsobené rozšírením EÚ od 1. januára 2007 o Bulharsko a Rumunsko. Objem zahraničného sťahovania medzi Slovenskou republikou a zahraničím dosiahol 10 455 osôb, čo znamenalo oproti predvstupovému obdobiu Slovenska do EÚ takmer trojnásobok. V roku 2008 medziročný rast objemu zahraničného sťahovania nepokračoval, mierne sa zmenil pomer vystťahovaných a prisťahovaných, čo spôsobilo zvýšenie migračného salda.

V štatistikách uvedených nižšie, ktoré spracoval ŠÚ SR v spolupráci s Úradom hraničnej a cudzineckej polície MV SR je prezentovaný koncept obvyklého pobytu, to znamená osoba má na území SR legálny pobyt rok a viac alebo má úmysel zotrvať na území SR rok a viac.

V referenčnom roku 2004 Úrad hraničnej a cudzineckej polície spustil do prevádzky nový informačný systém pod názvom "Evidencia cudzincov (ECU)". Z tohto dôvodu aj časový rad v tejto časti je analyzovaný od uvedeného roka.

**Tab. č. 2 Prisťahovaní na územie SR podľa základných skupín štátneho občianstva a pohlavia v rokoch 2004 - 2008**

Ukazovateľ	Rok				
	2004	2005	2006	2007	2008
	Absolútny počet				
Prisťahovaní spolu	10 390	9 410	12 611	16 265	17 820
v tom: občania SR	2 471	1 745	1 302	1 417	1 350
cudzinci	7 919	7 665	11 309	14 848	16 470
Cudzinci EÚ 25, EÚ 27	7 499	6 189	6 926	10 600	9 873
Občania tretích krajín	2 891	3 221	5 685	5 665	7 947
	Štruktúra prisťahovaných (%)				
Prisťahovaní spolu	100	100	100	100	100
v tom: občania SR	24	19	10	9	8
cudzinci	76	81	90	91	92
Cudzinci EÚ 25, EÚ 27	72	66	55	65	55
Občania tretích krajín	28	34	45	35	45

Zdroj: ÚHCP a ŠÚ SR

Vstup SR do EÚ znamenal vo sfére legálnej imigrácie do krajiny prudký rozvojový impulz, čo sa prejavuje na rastúcom trende celkového počtu prisťahovaných do krajiny, ktorí sa prihlásili na legálny pobyt na území SR. Počet prisťahovaných v roku 2008 sa oproti roku 2004 takmer zdvojnásobil.

Charakteristickým trendom v období rokov 2004 – 2008 bol pokles podielu prisťahovaných občanov Slovenskej republiky a naopak rast podielu cudzincov v rámci

prist'ahovaných do krajiny. V sledovanom období sa tento podiel zmenil o 16 percentuálnych bodov.

Pri pohľade na štátne občianstvo prist'ahovaných, zaujímavým faktom je pokles podielu občanov Európskej únie v prospech občanov tretích krajín. Tento podiel sa zmenil o 17 percentuálnych bodov v roku 2008 oproti roku 2004.

Ďalším trendom v prist'ahovalectve na územie SR v rokoch 2004 – 2008 bola pomerne silná „maskulinizácia“. Medzi prist'ahovanými v celom období prevládajú muži, ktorí tvoria takmer  $\frac{3}{4}$  z celkového počtu prist'ahovaných. Podiel mužov vzrástol v tomto období o 7 percentuálnych bodov v neprospech žien.

Z celkového počtu prist'ahovaných osôb v roku 2008, ktorí sa registrovali na trvalý pobyt alebo im bolo udelené povolenie na prechodný pobyt, cudzinci tvorili až 92 %. Slováci, ktorí sa vrátili z obvyklého pobytu v cudzine a prihlásili sa znovu na trvalý pobyt na území SR boli zastúpení 8 %. Takmer 77 % prist'ahovaných malo štátne občianstvo európskych krajín vrátane Slovenska, 18 % malo občianstvo ázijských krajín, 3 % amerických krajín, 1 % afrických krajín, a štatisticky nevýznamné zastúpenie mali prist'ahovaní so štátnym občianstvom krajín Austrálie a Oceánie.

V rámci skupiny krajín európskeho občianstva, najväčší podiel na počte prist'ahovaných podľa štátneho občianstva mali: Rumunsko (17 %), Ukrajina (13 %), Česká republika (10 %), Nemecko a Maďarsko (8 %).

Najväčší podiel na imigrantoch so štátnym občianstvom ázijských krajín mali Vietnam (40 %), Kórejská republika (24 %) a Čína (15 %).

Z amerického kontinentu najvyšší počet prist'ahovaných malo štátne občianstvo USA (64 %), Brazílie (10 %) a Kanady (7 %).

Vývoj v celkovom počte vyst'ahovaných zo Slovenskej republiky v rokoch 2004 – 2008 má striedavo klesajúcu a neskôr od roku 2006 znova rastúcu tendenciu. Rovnako sa mení aj podiel vyst'ahovaných cudzincov oproti podielu vyst'ahovaných občanov Slovenskej republiky.

Z celkového počtu vyst'ahovaných osôb v roku 2008, ktorí sa odhlásili z trvalého alebo prechodného pobytu a ktorým skončila platnosť povolenia na pobyt cudzinci tvorili 68 %. Slováci sa na celkovom počte vyst'ahovaných podieľali 32 %.

Takmer 76 % vyst'ahovaných malo štátne občianstvo európskych krajín vrátane Slovenska, 16 % ázijských krajín, 6 % amerických krajín, 1 % afrických krajín, a opäť štatisticky nevýznamné zastúpenie mali vyst'ahovaní so štátnym občianstvom krajín Austrálie a Oceánie. V rámci skupiny občianstiev krajín Európy najväčší podiel na počte vyst'ahovaných podľa štátneho občianstva mali okrem občanov Slovenska (42 %), Ukrajina (14 %), Rumunsko a Nemecko (7 %), Česká republika (6 %) a Maďarsko (3 %). Najväčší podiel na emigrantoch so štátnym občianstvom ázijských krajín mali Kórejská republika (39 %), Vietnam (17 %) a Čína (12 %). Z amerického kontinentu najvyššie zastúpenie mali občania USA (76 %) a Brazílie (8 %).

Z hľadiska pohlavia, muži v roku 2008 tvorili 57 % na celkovom počte vyst'ahovaných.

**Tab. č. 3 Vyst'ahovaní z územia SR podľa základných skupín štátneho občianstva a pohlavia v rokoch 2004 - 2008**

Ukazovateľ	Rok				
	2004	2005	2006	2007	2008
	Absolútny počet				
Vyst'ahovaní spolu	6 525	2 784	3 084	3 570	4 857
v tom: občania SR	1 523	1 704	1 560	1 574	1 547
cudzinci	5 002	1 080	1 524	1 996	3 305
Cudzinci EÚ 25, EÚ 27	3 906	1 955	2 065	2 530	2 736
Občania tretích krajín	2 619	829	1 019	1 040	2 121
	Štruktúra vyst'ahovaných (%)				
Vyst'ahovaní spolu	100	100	100	100	100
v tom: občania SR	23	61	51	44	32
cudzinci	77	39	49	56	68
Cudzinci EÚ 25, EÚ 27	60	70	67	71	56
Občania tretích krajín	40	30	33	29	44

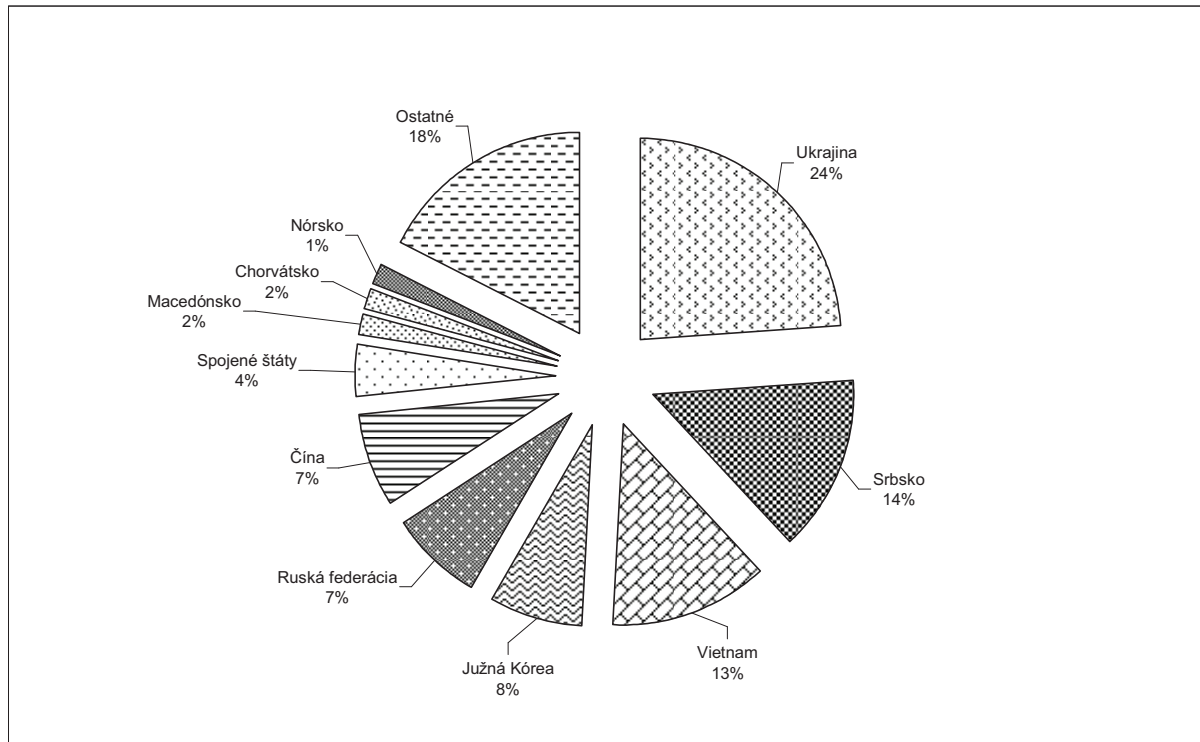
Zdroj: ÚHCP a ŠÚ SR

Slovenská republika mala k 1. 1. 2009 celkom 5 412 254 obyvateľov, z toho bolo 52 545 cudzincov, ktorí sa podieľali na štruktúre obyvateľov s obvyklým pobytom 0,97 %. Z celkového počtu cudzincov na území SR až 62,25 % tvorili občania EÚ 27. Občania pôvodných krajín EÚ predstavovali 33,17 % podiel v štruktúre cudzincov. Občania tretích krajín v štruktúre cudzincov tvorili 37,75 % podiel.

Najpočetnejšími skupinami občanov tretích krajín k 1.1. 2009 boli občania Ukrajiny (4 717 osôb), Srbska (2 853), Vietnamu (2 517), Južnej Kórey (1 492), Ruskej federácie (1 483), Číny (1 477), Spojených štátov amerických (826), Macedónska (349), Chorvátska (338), Nórska (295). Celkový počet osôb z ostatných tretích krajín s obvyklým pobytom bol 3 489. Ak porovnáme početnosť občanov tretích krajín v ročnom predstihu, teda k 1. 1. 2008 zistíme iba veľmi malé odchýlky v poradí: Ukrajina (3 745 osôb), Vietnam (1 432), Srbsko (1 418), Ruská federácia (1 354), Čína (1 198), Južná Kórea (1 136), Spojené štáty americké (769), Macedónsko (651), Chorvátsko (328), Turecko (171).

Z analýzy štruktúry cudzincov podľa štátneho občianstva za referenčný rok 2008 vyplýva, že medziročne stúpol počet občanov tretích krajín o 1,09 % bodu na celkovom počte cudzincov.

**Graf 1. Štruktúra občanov tretích krajín na území SR k 1.1. 2009**



Zdroj: ÚHCP

Podľa článku 3 (1d) nariadenia ES č. 862/2007 o štatistike migrácie v roku 2008 bolo udelené štátne občianstvo Slovenskej republiky celkove 478 osobám s obvyklým pobytom na území SR, v tom bolo 222 mužov a 256 žien.

Pri analýze týchto osôb s udeleným občianstvom SR podľa predchádzajúceho štátneho občianstva, 142 osôb malo štátne občianstvo iného členského štátu EÚ, 332 osôb malo štátne občianstvo tretích krajín a v 4 prípadoch bolo ich predchádzajúce štátne občianstvo neuvedené.

Najviac prípadov udeleného štátneho občianstva SR občanom z iných krajín EÚ podľa poradia bolo z Českej republiky (90), Rumunska (19), Maďarska (13), Bulharska a Poľska (7).

Najviac prípadov udeleného štátneho občianstva SR občanom tretích krajín podľa poradia bolo z Ukrajiny (181), Vietnamu (37), Ruskej federácie (26) a Srbska (19), Bieloruska (9), Spojených štátov (8), Číny (6) a Arménska (4).

Analýzou veku osôb s udeleným štátnym občianstvom SR v roku 2008 sa zistilo, že až 83 % tvorila skupina v produktívnom veku 15-64 rokov, skupina osôb v predproduktívnom veku bola zastúpená 10 % a zvyšok, teda 7 % boli osoby v poproduktívnom veku. Produktívny vek podľa pohlavia bol takmer rovnomerne zastúpený, iba o 28 prípadov prevyšovali ženy nad mužmi v počte udeleného štátneho občianstva.

## 5. Záver

Analýza uvedených konceptov dokazuje, že štatistiky prispôhovaných na obvyklý pobyt v rokoch 2004 – 2008 v celom období vykazujú takmer dvojnásobné hodnoty oproti konceptu

trvalého pobytu a majú rastúcu tendenciu. Pri analýze štátneho občianstva prisťahovaných, zaujímavým faktom je pokles podielu občanov EÚ v prospech občanov tretích krajín (tento podiel sa zmenil o 17 % bodov v roku 2008 oproti roku 2004. Údaje prezentujú záujem občanov tretích krajín na pobyte na území SR, čo predstavuje predpoklad integrácie tejto skupiny osôb do domovského obyvateľstva.

Rovnakú vývojovú tendenciu ako štatistiky prisťahovaných majú aj štatistiky vystťahovaných pri porovnaní konceptu sťahovania na báze trvalého a obvyklého pobytu, to znamená, štatistické hodnoty vystťahovaných na obvyklý pobyt sú dvojnásobné oproti vystťahovaným na trvalý pobyt a v roku 2008 sa tento rozdiel ešte zvýraznil.

## 6. Literatúra

- [1] Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike (2002-2008). Bratislava: Štatistický úrad SR.
- [2] Vývoj obyvateľstva v Slovenskej republike (2009). Bratislava: Štatistický úrad SR.
- [3] Zahraničné sťahovanie a cudzinci v Slovenskej republike (2009). Bratislava: Štatistický úrad SR.

### Adresa autora:

Mária Katerinková, Ing.  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava  
maria.katerinkova@statistics.sk

## **Model časového radu s konštantným trendom a overenie predpokladov bieleho šumu**

### **Model of times series with constant trend and verification of white noise conditions**

Zuzana Kimáková , Miriam Andrejiová

**Abstract:** One of the most important applications of statistical methods in many areas of society life – social, economical, financial, environmental or production sphere, is time series analyses. Their advantage is that they enable to evaluate not only contemporary actual state but also on the basis of obtained results they enable to prepare prognosis and direction of future development of individual tracked parameters. The article deals with time series of values of one of sewage water pollution indicators and with analyses of random model part. The core of work is verification of white noise conditions.

**Key words:** sewage water, time series, constant model trend, random error, white noise.

**Kľúčové slová:** odpadová voda, časový rad, konštantný model trendu, náhodná zložka, biely šum.

**JELL Classification:** C10, C13, C32.

## **1. Úvod**

Voda je látkou podmieňujúcou život na Zemi a často je označovaná aj ako „ropa pre 21. storočie“. Stala sa základnou podmienkou rozvoja všetkých oblastí života spoločnosti a zaistenie dostatočného množstva kvalitnej vody je jedným zo strategických cieľov súčasnosti. Intenzívny rozvoj priemyslu, poľnohospodárstva, postupný rast počtu obyvateľstva a stále zvyšovanie životnej úrovne však má za následok postupné vyčerpanie zdrojov vody a neustále znečisťovanie vodných zdrojov. Aby voda mohla aj naďalej plniť svoje významné funkcie, ako v kolobehu prírody, tak i v živote človeka a spoločnosti, musí byť ochrana vody ako základu života prvoradým cieľom politiky každej krajiny.

Existuje množstvo noriem na medzinárodnej a národnej úrovni, ktoré stanovujú spôsoby odberu vzoriek a prípustné hodnoty nečistôt obsiahnutých vo vode. Medzi sledované ukazovatele znečistenia vody patrí: biologická spotreba kyslíka, chemická spotreba kyslíka, železo, ortuť, meď, zinok, selén, rozpustné látky, ropa a ropné látky, kadmium, kyanidy, fenoly a i. Na ďalšiu analýzu sme vybrali jeden z uvádzaných ukazovateľov znečistenia – železo.

## **2. Model trendu časového radu ukazovateľa znečistenia - železo**

**Železo** (Fe) je zdravotne nevýznamným ukazovateľom znečistenia odpadových vôd, ktorý však nepriaznivo ovplyvňuje senzorické vlastnosti vody a spôsobuje žltú až hrdzavú farbu príp. horkú chuť. Medzná hodnota pre obsah železa v pitnej vode 0,2 mg/l bola stanovená kvôli ovplyvňovaniu senzorických vlastností vody (farba) pri jeho vyšších obsahoch. Pri jeho prirodzenom pôvode je tolerovateľná hodnota 0,5 mg/l.

Namerané hodnoty sledovaného ukazovateľa, ktoré budeme spracovávať a analyzovať, predstavujú priemernú mesačnú koncentráciu celkového železa (mg/l) získanú

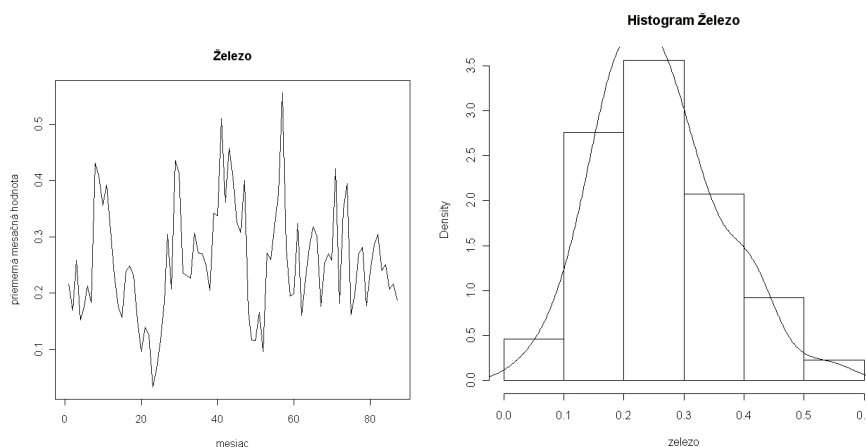


z kontinuálneho odberu vzoriek odpadovej vody vypúšťanej z ČOV Sokol'any za obdobie od septembra 2002 do novembra 2009.

Základné číselné charakteristiky polohy a variability sú uvedené v tabuľke 1. Na obrázku 1 je spojnicový graf a histogram časového radu Fe.

**Tabuľka 1: Číselné charakteristiky časového radu**

T	$y_p$	Mo	Me	Min	Max	$s^2$	s	$R_v$	$\gamma_3$	$\gamma_4$
87	0,2565	viacn.	0,2487	0,033	0,5564	0,01025	0,1012	0,5234	0,4894	0,1884



**Obrázok 1: Spojnicový graf a histogram**

Z vizuálneho posúdenia grafu hodnôt časového radu (obr.1) a absolútnych diferencií 1. rádu (obr.2) sme sa rozhodli uvažovať o časovom rade s konštantným modelom trendu.

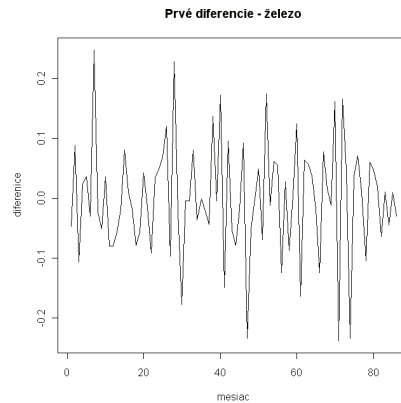
**Matematický model časového radu s konštantnou úrovňou** je určený rovnicou

$$y_t = \beta_0 + \varepsilon_t \text{ pre } t=1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

kde  $y_t$  je skutočná, pozorovaná hodnota a  $\varepsilon_t$  je náhodná premenná v čase, ktorá má vlastnosti bieleho šumu. Bodový odhad  $b_0$  trendovej zložky časového radu nájdeme metódou najmenších štvorcov a je rovný aritmetickému priemeru hodnôt  $y_t$ . Platí

$$b_0 = \bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t = 0,2531, \text{ čo môžeme interpretovať ako priemernú mesačnú hodnotu}$$

sledovaného parametra Fe. Testom významnosti strednej hodnoty časového radu sme overili, že stredná hodnota je štatisticky významne rozdielna od nuly.



Obrázok 2: Graf absolútnych diferencií 1. rádu

### 3. Overenie predpokladov bieleho šumu

**Bielym šumom** sa nazýva model náhodných premenných  $\varepsilon_t$ , ktorý spĺňa nasledujúce podmienky:

- stredná hodnota  $\varepsilon_t$  je rovná nule, t.j.  $E(\varepsilon_t) = 0$
- rozptyl  $\varepsilon_t$  je konštantný, t.j.  $D(\varepsilon_t) = \sigma_t^2$  (homoskedasticita)
- vzájomná lineárna nezávislosť, t.j.  $cov(\varepsilon_t; \varepsilon_{t-k}) = cov(\varepsilon_t; \varepsilon_{t+k}) = 0$
- náhodné zložky  $\varepsilon_t$  majú normálne rozdelenie, t.j.  $\varepsilon_t \sim N(0; \sigma_t^2)$ .

Ak je navrhovaný model vhodný, potom rezíduá  $e_i = y_t - \hat{y}_t$ , kde  $\hat{y}_t$  sú teoretické, vyrovnané hodnoty časového radu, by mali spĺňať vlastnosti náhodných chýb.

**Homoskedasticitu** overíme pomocou *parametrického testu homoskedasticity rezíduí* (voľíme  $\alpha = 0,05$ ). Testujeme hypotézu

$$H_0: \sigma_{\varepsilon-1}^2 = \sigma_{\varepsilon-2}^2 \text{ proti } H_1: \sigma_{\varepsilon-1}^2 \neq \sigma_{\varepsilon-2}^2.$$

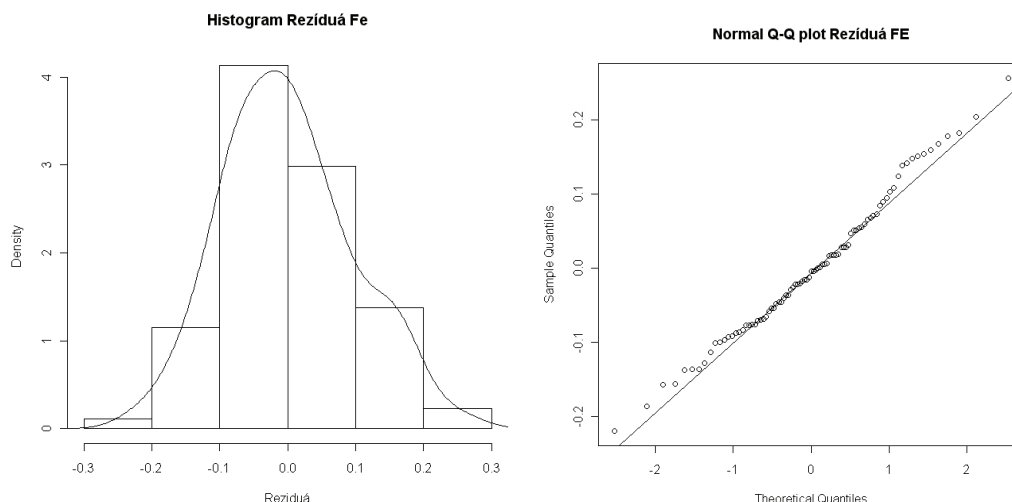
Rad rezíduí modelu sme rozdelili na dve rovnaké časti, pričom prvú hodnotu sme vynechali (nepárny počet hodnôt). Testovacia charakteristika je

$$F = \frac{\sigma_{\varepsilon-1}^2}{\sigma_{\varepsilon-2}^2} = \frac{0,012712}{0,00606} = 2,09736.$$

Nulovú hypotézu  $H_0$  zamietame na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , ak platí

$$F < F_{\frac{0,05}{2}}\left(\frac{86}{2} - 1, \frac{86}{2} - 1\right) = F_{0,025}(42,42) = 0,54164.$$

Z výsledkov testu vyplýva, že nulovú hypotézu o zhode rozptylov oboch radov rezíduí sa nepodarilo zamietnuť a teda predpoklad o homoskedasticite rezíduí nezamietame.



**Obrázok 3: Histogram a normal Q-Q plot**

**Normalitu rezíduí** overíme graficky (obr.3) pomocou histogramu a  $Q - Q$  grafu rezíduí modelu (normal Q-Q plot) a pomocou *Shapiro – Wilkovho testu* normality.

Testujeme hypotézy

$H_0$  : reziduá modelu pochádzajú z normálneho rozdelenia

proti

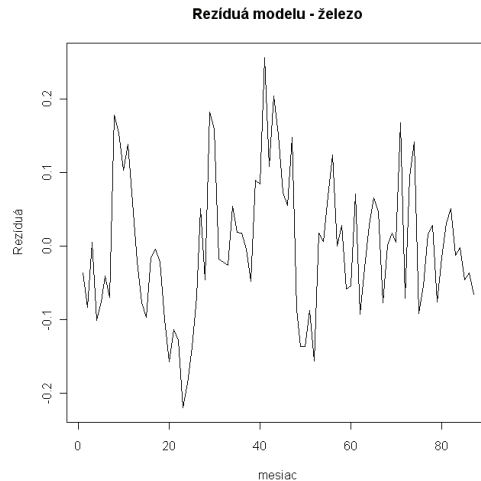
$H_1$  : reziduá modelu nepochádzajú z normálneho rozdelenia.

Pretože  $p = 0,554 \geq \alpha$ , nulovú hypotézu o normalite rozdelenia nezamietame. Rovnaký výsledok získame aj ďalším testom pomocou *normovaných koeficientov šikmosti a špicatosti*. Platí

$$\text{Std.skewness} = \frac{\gamma_3}{\sqrt{\frac{6}{T}}} = 1,23254, \quad \text{Std.kurtosis} = \frac{\gamma_4}{\sqrt{\frac{24}{T}}} = -0,309,$$

kde  $\gamma_3$  je koeficient šikmosti a  $\gamma_4$  koeficient špicatosti ( $\gamma_3 = 0,32368$ ,  $\gamma_4 = -0,1623$ ).

Podľa zjednodušeného pravidla [1] vyplýva, že ak normované koeficienty šikmosti a špicatosti sú z intervalu  $(-2; 2)$ , potom na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$  sa nezamieta hypotéza o normalite rozdelenia.



Obrázok 4: Graf rezíduí konštantného modelu trendu

**Nezávislosť rezíduí modelu** otestujeme pomocou neparametrického *testu náhodnosti založenom na bodoch obratu*. Z grafu prvých diferencií rezíduí (obr.4) určíme počet bodov obratu  $U$  a vypočítame očakávaný počet bodov obratu  $\mu_U$  a smerodajnú odchýlku  $\sigma_U$ .

Testujeme hypotézy

$$H_0: \mu_U = \frac{2(T-2)}{3} \text{ proti } H_1: \mu_U \neq \frac{2(T-2)}{3}.$$

Platí  $U = 51, \mu_U = \frac{2(T-2)}{3} = 56,67, \sigma_U = \sqrt{\frac{16T-29}{90}} = 3,89159$ . Hodnota testovacej charakteristiky je  $z = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U} = -1,45699$ , čo v absolútnej hodnote nie je väčšie ako  $u_{0,975} = 1,96$ . Z výsledkov testu vyplýva, že sa nepodarilo zamietnuť hypotézu o nezávislosti rezíduí.

Pre **Durbin – Watsonovu charakteristiku** platí  $D-W = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} = 0,18$ , čo

znamená, že reziduá modelu sú pozitívne autokorelované.

Pozitívnu autokoreláciu potvrdzuje aj *koeficient autokorelácie 1. rádu*

$$r = \frac{\sum_{t=2}^T e_t \cdot e_{t-1}}{\sum_{t=1}^T e_t^2} = 0,52.$$

Podľa zjednodušeného pravidla [2] je optimálne, ak hodnota

koeficientu autokorelácie bude z intervalu  $r \in \left\langle -\frac{2}{\sqrt{n}}; \frac{2}{\sqrt{n}} \right\rangle$ , t.j.  $r \in \langle -0,2144; 0,2144 \rangle$ , čo

v našom prípade nie je splnené. Z výsledkov vyplýva, že model konštantného trendu, ktorý sme získali regresnou analýzou nie je dostatočný, čo môže byť zapríčinené aj neprítomnosťou sezónnej zložky, ktorú sme v modeli neuvažovali.

#### 4. Záver

Pomocou vybraných metód sme ukázali, že rezíduá modelu časového radu ukazovateľa znečistenia odpadovej vody „železo“ spĺňajú podmienky bieleho šumu. Z výsledkov Durbin – Watsonovej charakteristiky a koeficientu autokorelácie 1. rádu vyplynulo, že model konštantného trendu, ktorý sme získali regresnou analýzou, nie je práve najvhodnejší a je vhodné doplniť ho modelom sezónnej zložky. Doteraz sme uvažovali o trende s konštantnými parametrami v čase. V nasledujúcej analýze sledovaného parametra by bolo vhodné použiť adaptívne metódy prístupu k trendovej zložke, poprípade využiť iné metódy analýzy (napr. harmonická analýza, metóda ARIMA modelov).

*Príspevok bol spracovaný s podporou grantového projektu VEGA 1/0543/10.*

#### 5. Literatúra

- [1]RUBLÍKOVÁ, E. 2007. Analýza časových radov. Bratislava: Iura Edition, 2007. 207 s. ISBN 978-80-8078-139-2.
- [2]HUDEC, O. 2007. Štatistické metódy v ekonomických vedách. Košice: Elfa, s.r.o., 2007. 196 s. ISBN 978-80-8086-059-2.
- [3]ŠOLTÉS, E. 2008. Regresná a korelačná analýza s aplikáciami. Bratislava: Iura Edition, 2008. 287 s. ISBN 978-80-8078-163-7.

#### Adresa autorov:

Miriám Andrejiová, RNDr. PhD.  
KAMA Sjf, TU Košice  
Letná 9  
040 10 Košice  
miriam.andrejiova@tuke.sk

Zuzana Kimáková, RNDr. PhD.  
KAMA Sjf, TU Košice  
Letná 9  
040 10 Košice  
zuzana.kimakova@tuke.sk

## **Regionálna analýza podielu fyzických osôb – podnikateľov v slovenských okresoch**

### **Regional Analysis of Natural Persons - Entrepreneurs Proportion in Slovak Districts**

Samuel Koróny

**Abstract:** Development and status of regions can be expressed by several various indicators. One of the most important is the proportion of natural persons – entrepreneurs. In the paper available regional district data from the years 2001 and 2008 (online database Regdat of Statistical Office of the Slovak Republic) are analyzed by regression and cluster analyses. Strong north-south regional differentiation is evident either from graphs or regression analysis results in case of increase of natural persons – entrepreneurs proportion. The plot of relative variance does not show optimum number of clusters. By linear discriminant analysis it was found that five clusters solution is predicted with zero error. What is more it has got almost disjunctive geographic distribution.

**Key words:** Exploratory data analysis, Data mining, Cluster analysis, Regional analysis.

**Kľúčové slová:** exploračná analýza dát, data mining, zhuková analýza, regionálna analýza.

**JEL classification:** C21, L26, R11

## **1. Úvod**

Jeden z najdôležitejších ukazovateľov vyspelosti regiónov je podiel fyzických osôb - podnikateľov na stredný stav počtu obyvateľov alebo počtu aktívneho obyvateľstva. Vzťah medzi podielom fyzických osôb - podnikateľov a úrovňou ekonomického rozvoja regiónu je v súčasnosti všeobecne akceptovaný (Korec 2005). Pritom platí, že v ekonomicky viac (menej) rozvinutom regióne je väčší (menší) podiel fyzických osôb – podnikateľov. V uvedenej knihe je aj upozornenie na regionálnu diferenciaciu Slovenska v podiele fyzických osôb – podnikateľov v znení „bohatý (severo-) západ a chudobný (juho-)východ.“ Príspevok by chcel na to nadviazať so súčasným odvolaním sa na ďalšie vlastné výsledky (Koróny 2010).

V ďalšej časti je opísaný zdroj údajov a vymedzenie použitých ukazovateľov.

## **2. Dáta**

Pre zistenie regionálneho rozdelenia podielu fyzických osôb - podnikateľov (ďalej FO) na Slovensku sme použili údaje za všetky okresy SR v rokoch 2001 a 2008 z voľne dostupnej online databázy Regdat Štatistického úradu SR.

Vychádzame z údajov vedených v registri organizácií ŠÚ SR, ktorý sa priebežne aktualizuje údajmi z obchodného registra, živnostenského registra a zo štatistických zisťovaní. Obsahuje identifikačné a klasifikačné charakteristiky o právnických osobách a fyzických osobách podnikateľoch. Údaje sa týkajú len takých právnických osôb a fyzických osôb - podnikateľov, ktoré sú v registri organizácií ŠÚ SR označené ako ekonomicky aktívne. Fyzické osoby - podnikatelia nezapísaní v obchodnom registri sú osoby podnikajúce na vlastnú zodpovednosť podľa osobitných predpisov. Sú to živnostníci (podnikajúci na základe živnostenského zákona), osoby so slobodným povoláním (osoby podnikajúce na základe



iného ako živnostenského zákona, napr. advokáti, lekári, audítori a i.) a samostatne hospodáriaci roľníci.

Kardinálnym problémom pri regionálnej analýze je voľba štatistických (priestorových) jednotiek.

### 3. Voľba štatistických jednotiek

V našej aplikácii štatistickej analýzy na regionálne dáta sme použili priestorové štatistické jednotky na úrovni okresov (NUTS 4 alebo LAU 1), pretože údaje na úrovni krajov (NUTS 3) alebo ešte vyššie na úrovni oblastí (NUTS 2) už skryjú akékoľvek konkrétne rozdiely medzi regiónmi na Slovensku. Nanešťastie sa práve údaje a ich analýzy na úrovni NUTS 3 alebo NUTS 2 prezentujú v publikáciách OECD.

S počtom zvolených priestorových jednotiek súvisí aj problém štatistického testovania. Z pohľadu klasickej štatistiky sa nesmú robiť štatistické testy na základné súbory. V moderných publikáciách sa používajú testy aj na základné súbory, ktoré nie sú príliš veľké (maximálny celkový počet niekoľko sto jednotiek). Z tohto pohľadu je okres ako priestorová jednotka SR v istom zmysle optimálny. Nie je ich príliš veľa (ako napr. zhruba 3000 obcí na Slovensku), kedy by sa označili za signifikantné aj zanedbateľné rozdiely. A na druhej strane dávajú okresy určité informácie o stave vo vnútri krajov.

Pred výsledkami analýzy údajov je nutné uviesť, ktoré metódy a akým spôsobom sme pri analýze dát použili.

### 4. Použité metódy

Pri výbere znakov sme zobrali do úvahy údaje za prvé a posledné dostupné obdobie z databázy Regdat (najčastejšie ide o roky 2001 a 2008). Takýmto spôsobom je možné zistiť aj vplyv vstupu Slovenska do EÚ v roku 2004. Ich časová „vzdialenosť“ navyše čiastočne potláča závislosť zvolených ukazovateľov - znakov.

Ako zhlukovú analýzu sme použili metódu  $k$ -priemerov s euklidovskou vzdialenosťou a hodnotami štandardizovanými smerodajnou odchýlkou. Pre overenie klasifikácie do nájdených zhlukov to bola lineárna diskriminačná analýza. Pre zobrazenie analyzovaných okresov a výsledkov analýzy regionálnych údajov sme využili možnosti grafov štatistických systémov NCSS 2001 a MYSTAT verzia 12.

### 5. Výsledky regionálnej analýzy podielu FO

V tabuľke 1 sú základné parametre podielu FO v percentách v roku 2001 (znak PFO1), 2008 (znak PFO8) a prírastok (rozdiel) medzi rokom 2008 a 2001 (znak PFO81).

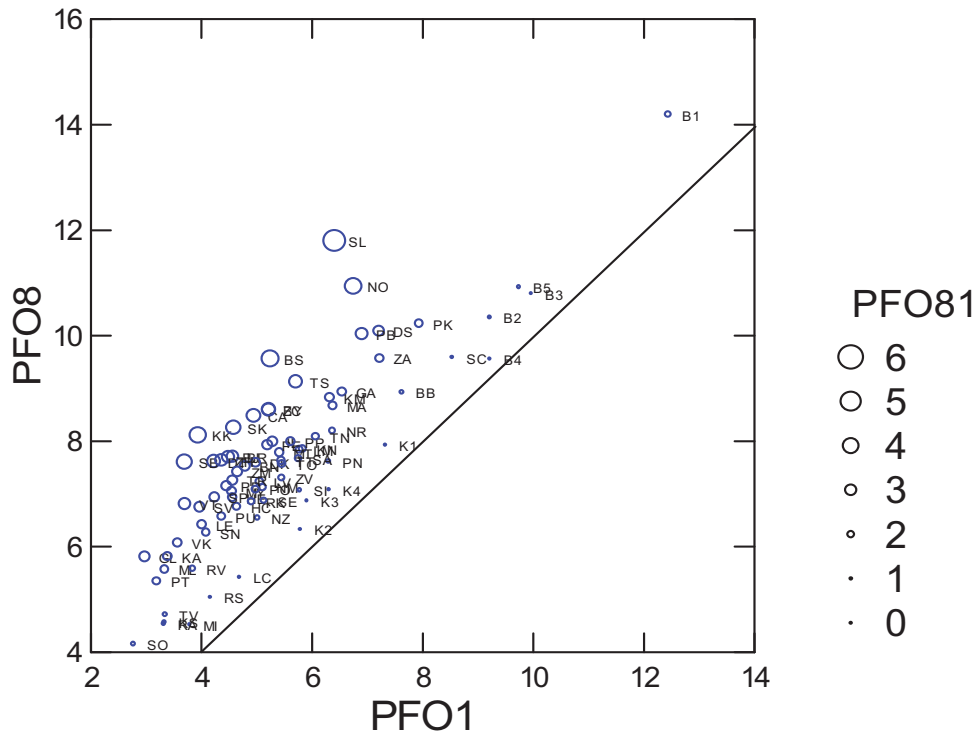
**Tabuľka 1: Štatistické parametre percentuálneho podielu FO v rokoch 2001, 2008 a ich vzájomného rozdielu**

Znak / Parameter	Priemer	Smer. odch.	Var. koef.	Minimum	Maximum
PFO1	5.42	1.75	0.32	2.78	12.45
PFO8	7.65	1.77	0.23	4.14	14.18
PFO81	2.24	0.98	0.44	0.32	5.37

Priemerný podiel FO za okresy sa medzi rokmi 2001 až 2008 signifikantne zvýšil z 5,42 na 7,65 % (Wilcoxonov test rovnosti parametra polohy,  $p < 0,001$ ). Smerodajná odchýlka zostala rovnaká (Levenov test rovnosti rozptylov,  $p = 0,856$ ). Variačný koeficient sa znížil z 32 na 23 %. Smerom k vyšším hodnotám sa posunuli aj minimálne a maximálne hodnoty. Minimálna hodnota podielu FO za obidva roky bola v okrese Sobrance (2,78 % (2001) a 4,14 % (2008)). Maximálna hodnota v roku 2001 bola 12,45 %, v roku 2008 to bolo 14,18 %,

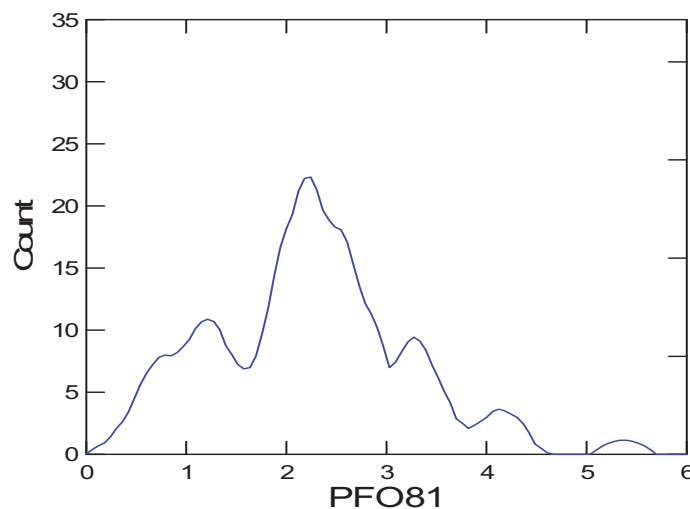
obidve v okrese Bratislava I. Minimálny rozdiel medzi rokom 2008 a 2001 je 0,32 % v okrese Bratislava IV a maximálny v okrese Stará Ľubovňa 5,37 %.

Pre celkovú orientáciu sme na bublinovom grafe 1 zobrazili empirickú závislosť podielu FO v roku 2008 od podielu roku 2001 a navyše aj informáciu o ich vzájomnom rozdiel (prírastku). Silná odľahlosť okresu Bratislava I v oboch znakoch je z neho evidentná. Zaujímavý je aj veľký prírastok podielu v okrese Stará Ľubovňa, ktorý je v najväčšej vzdialenosti od diagonály nulového prírastku  $y = x$ .



**Graf 1: Bublinový graf závislosti percentuálneho podielu FO v roku 2008 (PFO8) od podielu v roku 2001 (PFO1) pri zohľadnení ich rozdielu (PFO81)**

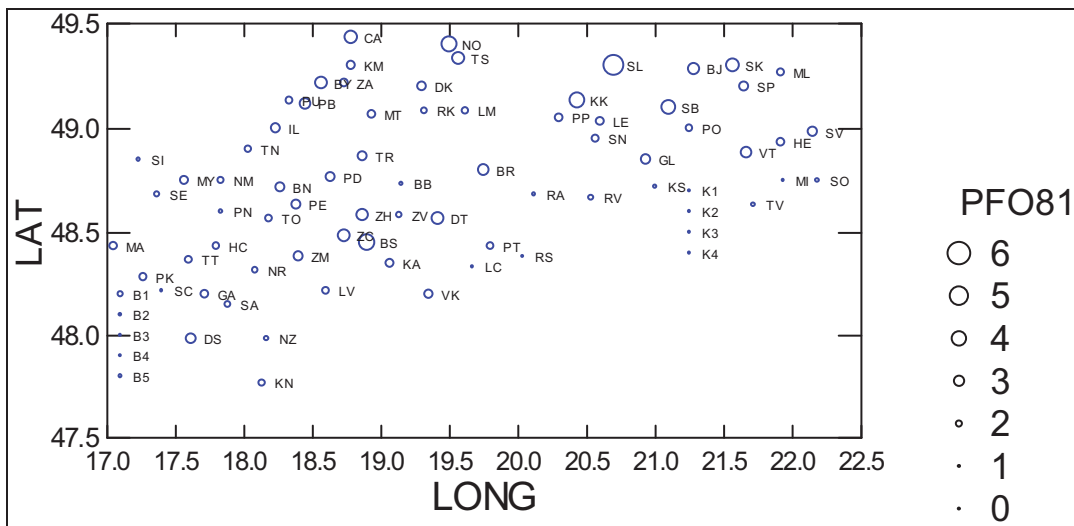
Pre zobrazenie prírastku podielu FO smerom k vyšším hodnotám v období 2001-2008 sme použili jadrový odhad hustoty na grafe 2. Z grafu je jasne vidieť, že prírastok je kladný vo všetkých okresoch a poukazuje aj na multimodalitu rozdelenia.



**Graf 2: Jadrový odhad hustoty prírastku podielu FO (2001-2008)**

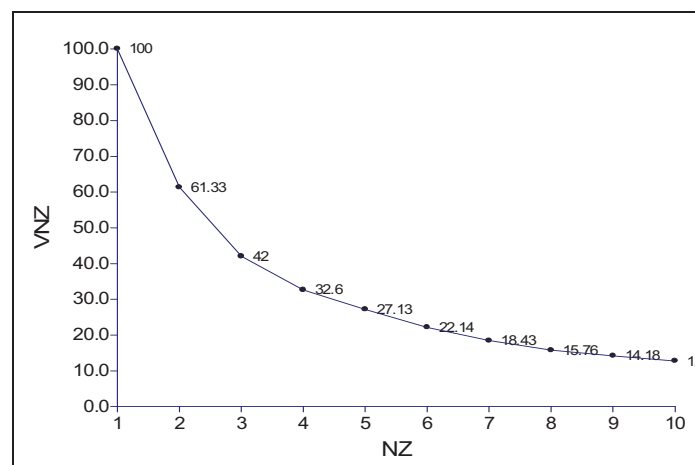
Stručne tu zhrnieme výsledky o podiele FO v rokoch 2001 a 2008 s odvolaním sa na príspevok poslaný na publikovanie (Koróny 2010). Potvrdili sme horizontálnu (východo-západnú) regionálnu diferenciáciu podielov FO (Korec 2005) pre údaje za roky 2001 a 2008. Z výsledkov lineárnej regresnej analýzy vyplýva: regresné parametre pre znak zemepisnej dĺžky za obidva roky sú záporné (-0,67 v roku 2001, -0,61 v roku 2008) a silne signifikantné ( $p < 0,001$ ). Ak je zemepisná dĺžka okresu väčšia o jeden stupeň, potom je podiel FO menší v priemere o 0,67 % (rok 2001) alebo o 0,61 % (2008). Závislosť podielu FO od zemepisnej šírky pritom nie je významná.

Ak v Mercatorovej projekcii v MYSTATE (graf 3) zobrazíme prírastok podielu FO medzi rokom 2008 a 2001 od zemepisnej polohy okresov, potom dostaneme iný, v istom zmysle inverzný obraz. Na prvý pohľad je nápadná vertikálna (severo-južná) regionálna diferenciácia. Čím je okres severnejšie (má väčšiu zemepisnú šírku), tým má väčší prírastok podielu FO a naopak. Lineárny regresný parameter je 1,2 ( $p < 0,001$ ). Ak je teda zemepisná šírka okresu väčšia o jeden stupeň, potom je prírastok podielu FO vyšší v priemere o 1,2 %. Závislosť prírastku podielu FO od zemepisnej dĺžky pritom nie je významná.



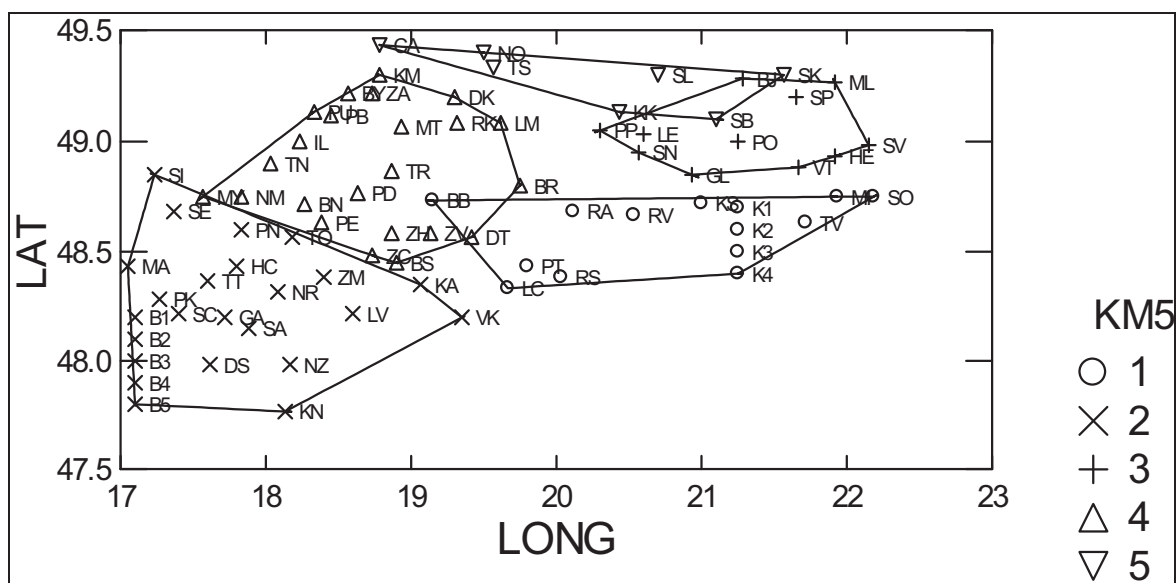
Graf 3: Geografická poloha okresov podľa prírastku podielu FO (2001 – 2008)

Na základe toho sme urobili zhlukovú analýzu  $k$ -priemerov na znaky - geografická poloha okresu (zemepisná šírka a dĺžka) a prírastok podielu FO v ňom (graf 4). Z grafu nie je jasné, aký počet zhlukov zvoliť.



Graf 4: Relatívny rozptyl zhlukovej analýzy zemepisnej polohy okresu a prírastku podielu FO v období 2001-2008

Pre overenie úspešnosti klasifikácie okresov pomocou zhlukovej analýzy na základe ich zemepisnej polohy a prírastku podielu FO sme použili lineárnu diskriminačnú analýzu. Vstupom boli všetky tri znaky zo zhlukovej analýzy – zemepisná šírka, zemepisná dĺžka a prírastok podielu FO v období 2001-2008. Výstupom bol znak príslušnosti k dvom až šiestim zhlukom, ktorý bol nájdený pomocou zhlukového rozdelenia metódou *k*-priemerov. Ukázalo sa, že pri rozdelení do piatich zhlukov je klasifikácia pomocou lineárnej diskriminačnej analýzy s nulovou chybou (stopercentná). To samozrejme neznamená reálnu predikčnú schopnosť pre nové okresy (v našom prípade ani nie sú). Takto nám pomohla diskriminačná analýza pri rozhodnutí o počte zhlukov. Na grafe 5 je výsledné rozdelenie územia SR do piatich nájdených zhlukov aj s ich príslušnými konvexnými obalmi.



**Graf 5: Geografická poloha zhlukov okresov podľa rozdelenia prírastku podielu FO v období 2001-2008 do piatich zhlukov**

Zhluk číslo 1 (14 okresov, symbol = ○) má najmenší priemerný prírastok podielu FO v období 2001-2008 (1,1 %). Z hľadiska zemepisnej polohy k nemu patria okresy juhovýchodnej časti Slovenska. Konkrétne ide o všetky okresy Košického kraja okrem okresov Spišská Nová Ves a Gelnica. Tiež k nim patria okresy Banskobystrického kraja s veľkým podielom rómskeho obyvateľstva (Lučenec, Rimavská Sobota, Poltár a Revúca). Jedinou zvláštnou výnimkou je okres Banská Bystrica.

Zhluk číslo 2 (24 okresov, symbol = x) má druhý najmenší priemerný prírastok podielu FO v období 2001-2008 (1,8 %). Podľa súčasného administratívneho členenia sem patria prevažne okresy Bratislavského, Trnavského a Nitrianskeho kraja.

Zhluk číslo 3 (11 okresov, symbol = +) s prírastkom podielu FO od 2 do 3 % (priemer 2,58 %). Patria sem okresy južnej a východnej časti Prešovského kraja.

Zhluk číslo 4 (23 okresov, symbol = Δ) s priemerným prírastkom podielu FO je 2,68 %. Obsahuje okresy Trenčianskeho kraja, väčšinu okresov Žilinského kraja a západnej časti Banskobystrického kraja.

Zhluk číslo 5 (7 okresov, symbol = ∇) má najväčší priemerný prírastok podielu FO na úrovni 4 %. Zahŕňa najsevernejšie okresy v Žilinskom a Prešovskom kraji.

**Tabuľka 2: Štatistické parametre piatich nájdenných zhlukov v zemepisnej polohe okresov a prírastku podielu FO**

Znak	Parameter / Zhluk	1	2	3	4	5
LAT	Priemer	48.59	48.25	49.04	48.88	49.29
	Smer. odchýlka	0.15	0.27	0.15	0.26	0.13
	Minimum	48.33	47.77	48.85	48.45	49.10
	Maximum	48.75	48.85	49.28	49.30	49.43
LONG	Priemer	20.80	17.76	21.29	18.72	20.24
	Smer. odchýlka	0.92	0.64	0.62	0.55	0.99
	Minimum	19.15	17.05	20.30	17.57	18.78
	Maximum	22.18	19.35	22.15	19.75	21.57
PFO81	Priemer	1.10	1.82	2.55	2.68	4.02
	Smer. odchýlka	0.46	0.64	0.38	0.60	0.66
	Minimum	0.52	0.32	2.09	1.83	3.40
	Maximum	2.14	2.85	3.19	4.30	5.37
	N	14	24	11	23	7

V tabuľke 2 sú štatistické parametre zistených zhlukov. Z nej je vidieť presnejšie vo forme čísel to, čo sme tu uviedli, napr. zhluk číslo 5 s najväčším prírastkom podielu FO má aj najväčšiu priemernú zemepisnú šírku (49,29) a pod.

## 6. Záver

Regionálna analýza prírastku podielu FO ukázala prípad, keď neexistuje „správny“ počet zhlukov v rámci zhlukovej analýzy. Niekedy je dobré zobrať si na pomoc iné viacrozmerne štatistické metódy ako je lineárna regresná a (alebo) diskriminačná analýza.

Ako vyplýva z geografickej polohy okresov je najväčší prírastok podielu FO medzi rokmi 2001 až 2008 v najsevernejších okresoch SR. Na grafe sa to prejaví ako výrazná severo-južná regionálna diferenciácia. V publikácii (Korec 2005) sa uvádzajú dve pravdepodobné príčiny. Jedna je v tom, že miestni zamestnávateľia vyžadujú od svojich zamestnancov, aby sa zaregistrovali ako nezávislí podnikatelia (kvôli odvodom). Druhá možnosť je v rastúcich službách v cestovnom ruchu.

Pre zistenie skutočnej príčiny severo-južnej regionálnej diferenciácie pre prírastok podielu fyzických osôb - podnikateľov na území SR je nutný ďalší výskum.

## 7. Literatúra

KOREC, P. et al. 2005. Regionálny rozvoj Slovenska v rokoch 1989-2004 : Identifikácia menej rozvinutých regiónov Slovenska. 1. vyd. Bratislava : Geo-grafika, 2005. ISBN 80-969338-0-9

KORÓNY, S. 2010. Využitie metód zhlukovej analýzy v regionálnej analýze (kapitola v plánovanej monografii v rámci projektu APVV-0649-07). Bratislava : EÚ SAV.

### Adresa autora:

Samuel Koróny, RNDr., PhD.  
 Ústav vedy a výskumu UMB  
 Cesta na amfiteáter 1  
 974 01 Banská Bystrica  
 Email: samuel.korony@umb.sk

Táto práca bola podporovaná Agentúrou na podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-0649-07.

## Komparácia inovačnej výkonnosti vybraných krajín EÚ Comparison of innovation performance of selected EU countries

Zlata Kropková

### Abstract:

The paper is aimed at the relationship between innovation performance of EU countries and their economic level. Despite the often criticized lack of explanatory variable was the ability to quantify the level of economic development of countries using an internationally established indicator of gross domestic product per capita and year in purchasing power parity. Innovation is considered by many authors as one of the key factors determining the economic welfare of countries. Innovation performance of the investigated countries is measured by summary innovation index (SII), which is annually elaborated by the European Commission within the Lisbon Strategy since 2001. Based on the results is possible to regard the technology transfers for accelerating the convergence power of the EU countries in the time period. The investigation of increasing of the output economy confirmed the opinion that technology innovation should be a major force in the growth of output in high industrialised economies. It is evident the approximation of the EU countries, it means the tendency of poorer countries converge to richer countries. Low-income countries create the export opportunities for high-income countries and the idea of technology transfers as a driver of convergence is based on experience and technology transfers from neighboring countries.

**Key words:** innovation performance, economic level, gross value added, cluster analysis, EU27 countries.

**Kľúčové slová:** inovačná výkonnosť, ekonomická vyspelosť, hrubá pridaná hodnota, cluster analýza, krajiny EU27.

**JEL classification:** O32, O40, O47, C38.

### 1. Úvod

Inovačný potenciál je mnohými autormi považovaný nielen za hnaciu silu rastu ekonomickej vyspelosti krajiny, ale i nesporne k determinantu, ktorý prispieva k zlepšovaniu kvality života obyvateľstva. Inovácie, sú v súčasnosti často skloňovaným pojmom a neustále diskutovaným pojmom, ktoré sa spája nielen s úrovňou produktu, ale i procesu, organizácie, marketingu, či environmentu.

### 2. Skúmanie vplyvu inovačnej výkonnosti krajín Európskej únie a ich ekonomickej vyspelosti

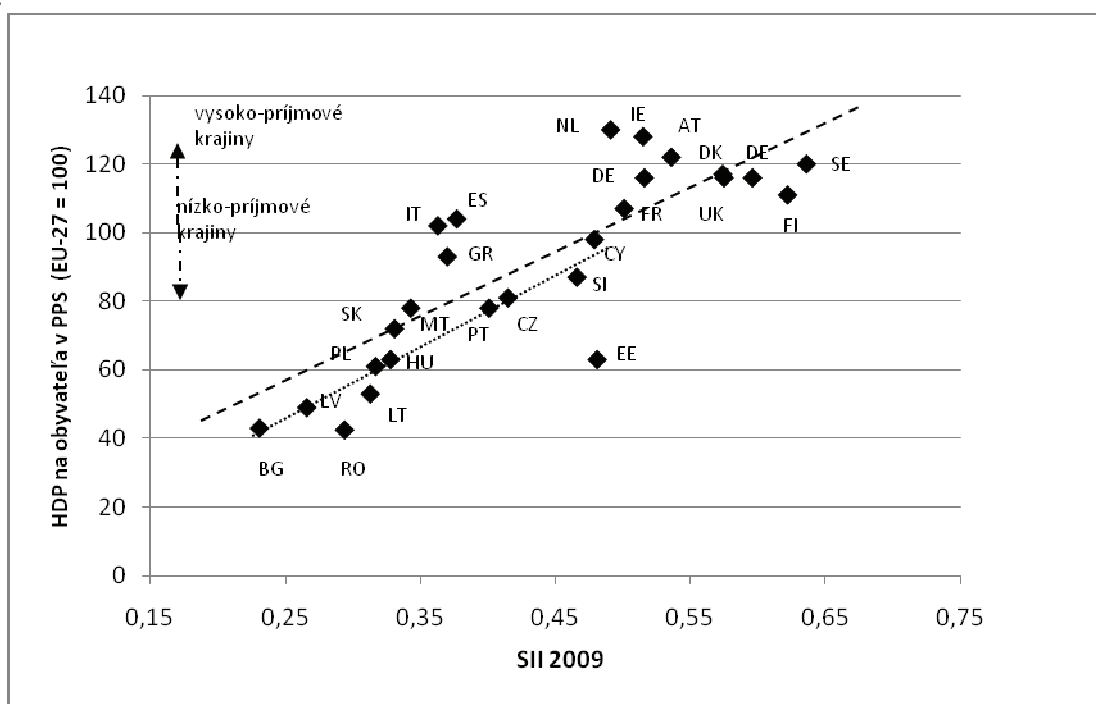
V príspevku je skúmaný vzťah medzi inovačnou výkonnosťou krajín Európskej únie a ich ekonomickou vyspelosťou. I napriek často kritizovaným nedostatkom vypovedacej schopnosti ukazovateľa bol na kvantifikáciu úrovne ekonomického rozvoja krajín použitý medzinárodné vykazovaný ukazovateľ hrubý domáci produkt v prepočte na obyvateľa a rok v parite kúpnej sily (HDP). Inovácie sú mnohými autormi považované za jeden z kľúčových faktorov podmieňujúcich ekonomický blahobyt krajín. Inovačná výkonnosť skúmaných krajín je meraná sumárnym inovačným indexom (SII), ktorý je raz ročne vydávaný Európskou komisiou v rámci Lisabonskej stratégie od roku 2001 a na základe ktorého sú krajiny zoradené do tzv. Európskeho inovačného rebríčka (EIS). V rámci hodnotenia inovačnej výkonnosti štátov je hodnotených niekoľko oblastí, ktoré sú prezentované vybranými indikátormi a to oblasť ľudských zdrojov (dostupnosť kvalifikovanej pracovnej sily), financií



a vládnej podpory (projekty zamerané na inovácie a podpora vlády v oblasti inovačných aktivít), firemných investícií (súkromný sektor a jeho inovačné aktivity), spolupráca a podnikavosť (inovační kooperácia súkromného sektora, ako aj kooperácia s verejným sektorom), patentová aktivita (úroveň práva duševného vlastníctva), inovátori (firmy, ktoré sú zdrojom inovácií na trhu), ekonomické efekty (úspešnosť inovačnej aktivity v zamestnanosti, ako aj a export v inovačne aktívnych odvetviach)

Príspevok je zameraný na verifikáciu hypotézy vplyvu inovačnej výkonnosti na ekonomickú vyspelosť krajín Európskej únie. Dosahovaná úroveň hrubého domáceho produktu v prepočte na obyvateľa a rok v parite kúpnej sily v roku 2009 je skúmaná na úrovni krajín, pričom krajiny sú rozdelené na základe jeho dosahovanej úrovne na dve skupiny krajín a to vysokoprijemové krajiny, ktorých hrubý domáci produkt v prepočte na obyvateľa a rok v parite kúpnej sily je vyšší ako priemer EU27) a nízko-priemové krajiny, ktorých dosahovaná ekonomická úroveň je nižšia ako priemer EU27). Luxembursko ako krajina s najvyššou ekonomickou vyspelosťou s pomedzi krajín EU27 je v rámci skúmaného územia tzv. „pozitívnym outlierom“. Údaje sú čerpané z EIS 2010 a z medzinárodnej databázy Eurostat. V súvislosti s údajovou základňou je však potrebné upozorniť na časové oneskorenie vykazovaných údajov.

Graf 1 prezentuje vzťah medzi inovačnou výkonnosťou krajín EÚ 27 a ekonomickou vyspelosťou meranou hrubým domácim produktom v parite kúpnej sily na obyvateľa v roku 2009.



**Graf 1: Korelácia inovačnej výkonnosti a ekonomickej úrovne krajín EU27 v roku 2009**

Z grafu je zrejmé, že v roku 2009 má inovačná výkonnosť krajín Európskej únie vplyv na ich ekonomickú vyspelosť. Tento fakt potvrdzuje pozitívna korelácia medzi inovačnou úrovňou krajín a hrubým domácim produktom v prepočte na obyvateľa a rok v parite kúpnej sily v roku 2009. V tabuľke 1 sú uvedené rovnice regresných modelov v rámci jednotlivých skupín krajín, ako aj v rámci krajín EU27 v skúmanom roku. Vzhľadom k limitovanému rozsahu v príspevku uvádzame výstupy len za rok 2009.

Zatiaľ čo korelačný koeficient medzi inovačnou výkonnosťou krajín a ich dosahovanou úrovňou hrubého domáceho produktu na obyvateľa v parite kúpnej sily (EU27 = 100) má v roku 2004 má vysokú hodnotu (0,807) Pre verifikáciu významnosti korelačného koeficientu

uvádzame hodnoty testovacej štatistiky pre Pearsonov korelačný koeficient ( $t$ ),  $t=6,71$ ); v roku 2009 je korelácia medzi SII a HDP o vyššia ( $0,84$ ,  $t=8,12$ ). Z výsledkov analýz je zrejmé, že inovačná aktivita krajín Európskej únie má signifikantný podiel na raste ich ekonomickej úrovne. Rozdelenie krajín podľa dosahovanej úrovne hrubého domáceho produktu v parite kúpnej sily na obyvateľa do dvoch skupín a to krajiny vysoko a nízkopříjmové ponúka komplexnejší pohľad na signifikantnosť inovačnej aktivity jednotlivých krajín v roku 2009. V rámci oboch skupín krajín, vysokopříjmová a nízkopříjmová skupina, existujú diferencie, kým v prípade vysoko-příjmových krajín korelačný koeficient vykazuje oveľa nižšiu hodnotu a regresný model nie je štatisticky významný pre vysokopříjmové krajiny je charakteristická opačná situácia (viď. tabuľka 1).

V tomto prípade, korelačný koeficient regresných modelov je v oboch skupinách krajín rozdielny. Je evidentné, že v prípade vysoko-příjmových krajín dochádza medzi SII a HDP v roku 2009 k nízkej korelácii, ktorá nie je štatisticky významná ( $r^2=0,204$ ,  $t=0,13$ ). Opačná situácia nastáva v prípade krajín s nižšou ekonomicou úrovňou. V rámci tejto skupiny európskych krajín je signifikantná pozitívna korelácia ( $r^2=0,567$ ,  $t=4,31$ ).

**Tabuľka 1: Regresný model jednotlivých skupín krajín EU27**

Regresná analýza 2009	HDP 2009				
	R <sup>2</sup>	Korel. koef.	Regresný model	Parameter	P-value
SII 2009 - všetky krajiny	0,70	0,84	$y = 200,18x + 3,10^{***}$	3,1**	0,02
				200,18***	$9,09 \cdot 10^{-8}$
SII 2009 - nízkopříjmové krajiny	0,56	0,75	$y = 172,23x + 6,73^{***}$	6,73*	0,680
				172,23***	0,001
SII 2009 - vysokopříjmové krajiny	0,20	0,45	$y = 45,67x + 91,76^*$	91,76***	0,0001
				45,67*	0,141

\*\*\*/\*\*/\* model ako celok, resp. parameter je štatisticky vysoko významný/významný/nevýznamný

Na základe výsledkov testov významnosti korelačných koeficientov možno konštatovať, že medzi ekonomicou vyspelosťou krajín a inovačnou výkonnosťou meranou sumárnym inovačným indexom existuje signifikantný vzťah s výnimkou vysokopříjmových štátov. Keďže skúmané krajiny vykazujú v sledovanom roku podobnú úroveň ekonomickej vyspelosti, avšak ich inovačná aktivita je na výrazne rozdielna, v nasledujúcej časti budeme venovať daným krajinám viacerozmerný pohľad.

U krajín s HDP nižším ako je priemer EÚ (nízkopříjmové krajiny) je z vysokej hodnoty korelačného koeficientu (v r. 2009 = 0,75) zrejmé, že rast inovačných aktivít krajín pôsobí pozitívne na rast ekonomickej úrovne. Je však nutné podotknúť, že k nízkopříjmovým krajinám patrí aj Slovensko, ktorého inovačná aktivita v roku 2009 v porovnaní s rokom 2004 vzrástla (SII=0,331). Tento posun potvrdzuje aj zmena jeho pozície v rámci krajín EU27, kedy sa v roku 2009 posunul nad trendovú čiaru nízkopříjmovej skupiny krajín, ale i jeho blízkosť k regresnej priamke pre všetky krajiny EU27. Na základe výsledkov je možné konštatovať, že inovačná aktivita Slovenska má pozitívny vplyv na rast ekonomickej úrovne krajiny, pričom intenzita korelácie SII na dosahovanú úroveň hrubého domáceho produktu za v priebehu posledných piatich rokov zosilnela.

Hypotézu o vzájomnom vplyve inovačnej aktivity na ekonomicú úroveň sa potvrdila pri skúmaní všetkých krajín EÚ ako aj v skupine nízkopříjmových krajín, ktorých úroveň hrubého domáceho produktu nedosahuje priemernú úroveň EU27. V prípade skupiny krajín, ktorých ekonomicá vyspelosť presahuje priemernú úroveň HDP sa hypotéza o pozitívnej korelácii v roku 2009 nepotvrdila. Na základe výsledkov je možné, ako uvádza aj (Elmslie,1995) považovať technologické transfery, za zrýchľujúcu silu konvergencie krajín,

ktoré vytvárajú prirodzenú tendenciu chudobnejších krajín konvergovať k bohatším krajinám. Nízkoprijímové krajiny znamenajú pre bohatšie krajiny exportné možnosti, z ktorých bohatšie krajiny profitujú. Fundament autorovej myšlienky technologických transferov ako hybnej sily konvergenzie spočíva v skúsenosti s Veľkou Britániou, ktorá bola podľa autora rozvinutá technologickými transfermi zo susedných krajín.

### 3. Viacrozmerná klasifikácia krajín EU27 z hľadiska vybraných ukazovateľov v roku 2009

Krajiny Európy sú viacrozmerne klasifikované na báze troch vybraných ukazovateľov prostredníctvom zhlukovej analýzy do troch *zhlukov*. Skúmané krajiny sú zoskupené do zhlukov krajín na báze vzájomnej podobnosti z hľadiska vybraných ukazovateľov: ukazovateľa ekonomickej vyspelosti krajiny meraného hrubým domácim produktom v parite kúpnej sily v prepočte na obyvateľa a rok (EU27=100), indikátora inovačnej výkonnosti krajiny SII v roku 2009, hrubej pridanej hodnoty v parite kúpnej sily v prepočte na obyvateľa a rok (EU27=100) a signifikantných medzizhlukových rozdielov. Pri aglomeratívnom postupe zhlukovania krajín bola použitá metóda „najvzdialenejšieho suseda“. Na verifikáciu správnosti zaradenia krajiny do príslušného zhluku krajín bola použitá diskriminačná analýza, pričom pri nesprávnom zaradení krajiny je krajiny preradená do iného zhluku.

Všeobecnú formuláciu úlohy zhlukovej analýzy je možné formulovať nasledovne. Nech je daný súbor  $n$  objektov a každý objekt je charakterizovaný  $p$  znakmi. Výsledky merania tvoria  $n$   $p$ -rozmerných vektorov  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . Množinu všetkých pozorovaní tvorí matica, ktorú označíme  $X$ . Úloha zhlukovej analýzy spočíva v rozklade množiny  $X$  do množiny  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_m\}$ , kde  $m$  je počet zhlukov, do ktorých bolo vykonané zoskupenie objektov  $x_i$ . Počet zhlukov  $m$  sa môže pohybovať od 1 do  $n$ .

Z definície zhlukovej analýzy vyplýva, že pojmy podobnosť resp. odlišnosť budú určujúcimi pri tvorbe zhlukov, pričom ich vyjadrením budú miery podobnosti. Podobnosť medzi objektmi môže byť meraná rozličnými spôsobmi. Najbežnejšie používanou je euklidovská metrika, ktorá je použitá aj v nami realizovaných analýzach, a ktorú môžeme vyjadriť nasledovne:

$$d_1(X_i, X_j) = \sqrt{\sum_{k=1}^p (x_{ik} - x_{jk})^2}, \quad (1)$$

kde  $x_{ik}$  je hodnota  $k$ -tej premennej  $i$ -teho objektu a  $x_{jk}$  je hodnota  $k$ -tej premennej  $j$ -teho objektu. Táto miera sa vyskytuje aj v tvare druhej mocniny.

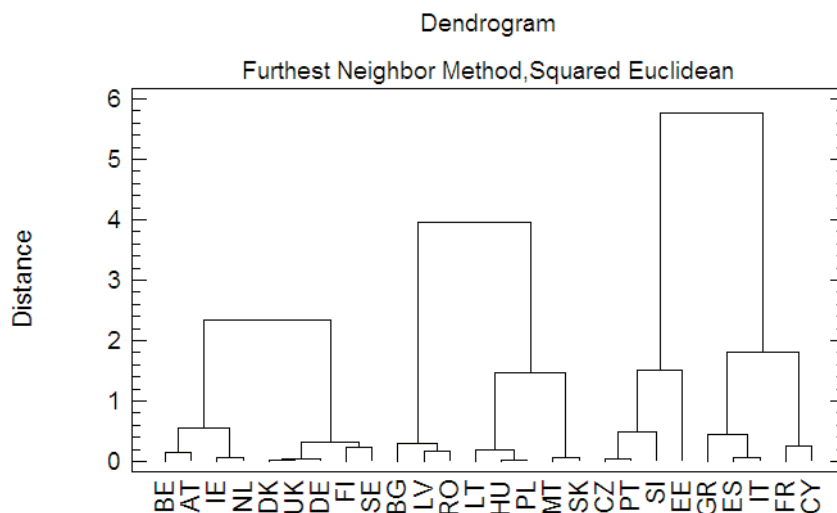
Graf 2 prezentuje aglomeratívny postup zhlukovania krajín Európy na báze aplikácie metódy „najvzdialenejšieho suseda“. Verifikácia účinnosti viacrozmernej klasifikácie viedla k preradeniu jednej krajiny (Francúzsko) z príslušného zhluku do iného zhluku. Na základe dendogramu je možné priamo identifikovať príslušnosť európskych krajín k danému zhluku a absolútnu početnosť jednotlivých zhlukov.

Výsledná klasifikácia krajín Európskej únie v roku 2009:

**1. skupina krajín:** Belgicko, Dánsko, Nemecko, Írsko, Francúzsko, Nórsko, Rakúsko, Fínsko, Švédsko, Veľká Británia,

**2. skupina krajín:** Bulharsko, Lotyšsko, Litva, Maďarsko, Malta, Poľsko, Rumunsko, Slovenská republika

**3. skupina krajín:** Česká republika, Estónsko, Grécko, Španielsko, Taliansko, Cyprus, Portugalsko, Slovinsko



**Graf 2: Zhlukovanie krajín podľa parciálnych indikátorov - dendrogram**

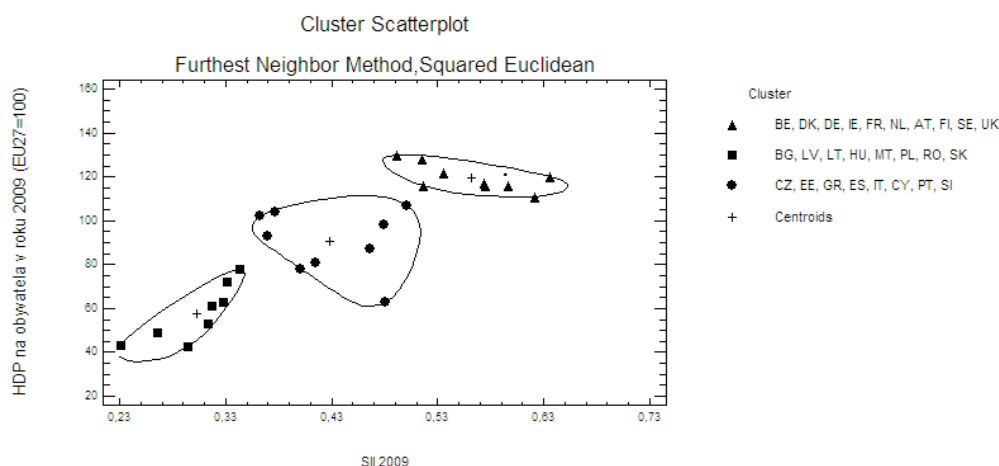
Je zrejmé, že **prvá skupina krajín** s najvyššou úrovňou inovačnej výkonnosti (priemerná úroveň inovačnej výkonnosti  $SII=0,5562$ ), ekonomickej vyspelosti ( $HDP=118,3$ ) v roku 2009, ako aj pridanej hodnoty ( $HPH=117,6$ ) je tvorená krajinami pôvodnej Európskej únie. Výnimku tvorí Luxembursko, pre ktoré i napriek najvyššej úrovni ekonomickej vyspelosti ( $HDP=267$ ), takmer trojnásobne prekračuje priemernú úroveň EU27, nie je typická najvyššia úroveň inovačnej výkonnosti ( $SII=0,525$ ). Vyššiu úroveň inovačnej výkonnosti majú krajiny Švédsko ( $SII=0,636$ ), Fínsko ( $SII=0,622$ ), Nemecko ( $SII=0,596$ ), Veľká Británia ( $SII=0,575$ ), Dánsko ( $SII=0,573$ ) a Rakúsko ( $SII=0,536$ ). Podľa Európskeho rebríčka vydávaného Európskou komisiou patria tieto krajiny do skupiny inovačných lídrov, pričom Rakúsko, Írsko, Francúzsko a krajiny Beneluxu sa na základe sumárneho inovačného indexu radia medzi inovačných nasledovníkov, t.j. krajiny ktoré majú  $SII$  vyšší ako priemer EÚ a nižší ako  $SII$  inovačných lídrov.

**Druhá skupina** krajín EU27 je typická práve opačnou situáciou. Zatiaľ, čo krajiny pôvodnej Európskej únie patria do skupiny inovačných lídrov a nasledovníkov, pre krajiny druhého zhluku je typická nielen najnižšia úroveň inovačnej výkonnosti, ale i ekonomickej vyspelosti. Z hľadiska európskej klasifikácie inovačnej aktivity sa tieto krajiny radia medzi dobiehajúce krajiny, pričom najnižšie inovatívnou krajinou je podľa Európskej komisie Bulharsko ( $SII=0,231$ ) a Lotyšsko ( $SII=0,266$ ). Priemerná úroveň inovačnej aktivity tejto skupiny krajín je skutočne nízka, čo potvrdzuje aj hodnota priemerná inovačného indexu ( $SII=0,302$ ). Ekonomicky najmenej vyspelými krajinami sú Rumunsko a Bulharsko, ktorá spolu s Lotyšskom nedosahujú ani 50 percent ekonomickej úrovne krajín EU27. K tejto skupine krajín patrí aj Malta ( $HDP=78$ ), Slovensko ( $HDP=72$ ), Poľsko ( $HDP=63$ ) a Maďarsko ( $HDP=118,3$ ), ktoré dosahujú viac ako 50 percentnú úroveň priemeru EU27, avšak v porovnaní s ostatnými krajinami EU27 sú tieto krajiny nízko-príjmovými krajinami Európskej únie. Zo sumárnej štatistiky krajín druhého zhluku je však zrejmé, aj nízka úroveň pridanej hodnoty skúmaných krajín ( $HPH=56,4$ ).

Do **tretej skupiny** krajín patrí osem krajín EU27. Krajiny tohto zhluku sú typické druhou najvyššou úrovňou ekonomickej vyspelosti ( $HDP=88,25$ ). Priemerná úroveň inovačnej

výkonnosti (SII=0,436), ako aj pridanej hodnoty (HPH=87,87) je však relatívne nízka. Najnižšiu úroveň hrubého domáceho produktu na obyvateľa v parite kúpnej sily dosahujú krajiny Portugalsko a Estónsko. Najvyššia inovačná úroveň je typická pre Slovinsko, Estónsko a Cyprus, ktoré sa však tvorbou pridanej hodnoty v parite kúpnej sily na obyvateľa v roku 2009 zaraďujú medzi krajiny s nízkou pridanou hodnotou. Index očakávanej dĺžky života tejto krajiny je taktiež relatívne nízky. Zaujímavými krajinami tretieho zhluku sú Cyprus a Slovinsko, ktoré majú takmer totožné hodnoty svojich skúmaných indikátorov. Podľa Európskej komisie sú krajiny tohto zhluku z hľadiska inovácií miernymi inovátormi, t.j. ich SII je pod priemerom EÚ, pohybuje sa od 0,35 do 0,47.

Recipročný vzťah medzi ekonomickou vyspelosťou európskych krajín a úrovňou ich ekonomickej vyspelosti, ako aj klasifikáciou krajín z hľadiska ich podobnosti graf 3.



**Graf 3: Zobrazenie umiestnenia krajín v zhlukoch podľa SII a HDP (EU27=100)**

Z daného grafu je možné priamo interpretovať vzťah medzi ekonomickou vyspelosťou krajín a sumárnym inovačným indexom jednotlivých zhlukov krajín Európy v roku 2009. Z uvedeného vzťahu je evidentný pozitívny vzťah medzi úrovňou hrubého domáceho produktu a úrovňou inovačnej aktivity. Zo štatistického aspektu je závislosť medzi ekonomickou vyspelosťou krajiny vyjadrenou indexom hrubého domáceho produktu a inovačnou aktivitou krajín vysoko preukazná.

#### 4. Záver

Existujú dva spôsoby zvyšovania úrovne produktu hospodárstva krajiny: buď zvyšovaním počtu vstupov, ktoré sa v rámci transformačného procesu premieňajú na výstupy, alebo modernizáciou výrobnotechnickej základne, ktoré umožnia vytvoriť z rovnakého počtu vstupov vyšší objem výstupu. I napriek snahám autorov vysvetliť odraz rastu výrobných faktorov v raste produktu ekonomiky, je identifikácia úrovne vstupov, ktorá by viedla k rastu ekonomiky obtiažna. Každý erudovaný ekonóm by sa však zamyslel, ktorá z možných ciest je žiaduca a hlavne o koľko žiadanejšia ako tá druhá. Otázne však zostáva prečo v niektorých krajinách prevláda tendencia akumulácie kapitálu a tvorbe nových poznatkov a iné evidujú opačný trend. Definovaniu a vysvetleniu zvyšných 85 percent ekonomického rastu (Amramovitz, 1986)) sa venovalo mnoho autorov. Zatiaľ čo niektorí považujú za východiskové faktory ekonomického rastu ekonomickú slobodu, iní hovoria o politickej stabilite a sociálnych schopnostiach (sociálny kapitál), či transferu technológií. Preto sa čoraz častejšie akcentuje potreba zvyšovania inovačných aktivít a prispôsobovania politik na zlepšovanie inovačných schopností, ktoré by prispeli k rastu konkurencieschopnosti,



ekonomickej úrovne hrubého domáceho produktu, ale i sociálnemu blahobytu. Európska komisia sa venuje tejto oblasti intenzívne a od roku 2001 medzinárodne eviduje úroveň inovačnej aktivity európskych krajín (EIS).

Z výsledkov kvantifikácie vplyvu inovačnej výkonnosti štátov vyjadrenej sumárnym inovačným indexom na dosahovanú ekonomickú úroveň krajín meranú hrubým domácim produktom v parite kúpnej sily na obyvateľa a rok (EU17=100), možno konštatovať, že ekonomická úroveň krajín Európskej únie je determinovaná úrovňou inovačného potenciálu tej-ktorej krajiny. V roku 2004 bola intenzita pozitívnej korelácie medzi úrovňou hrubého domáceho produktu a inovačnou aktivitou krajín na úrovni 0,807, pričom v roku 2009 je evidentný nárast korelácie na úroveň 0,84. Rozdelením krajín EU27 do dvoch skupín na krajiny vysokopříjmové a nízkopříjmové sme zaznamenali zníženie vplyvu inovačnej výkonnosti krajín na ich ekonomickú vyspelosť. Kým nízkopříjmové krajiny charakterizuje pozitívny vplyv inovačnej výkonnosti na ich ekonomickú vyspelosť, krajiny pôvodnej Európskej únie sa vyznačujú opačnou situáciou. Je možné predpokladať, že tento výsledok môže byť odrážať vplyv iných faktorov na ekonomickú úroveň vysokopříjmových krajín ako je to v prípade krajín, ktoré dosahujú nižšiu úroveň hrubého domáceho produktu. Tie totiž evidujú rastúcu tendenciu k inovačným aktivitám, čo má značný dôsledok na rast ich ekonomického potenciálu. Prikláňame sa k názoru, že krajiny hrubým domácim produktom nižším ako priemer Európskej únie majú možnosť zvýšiť svoju ekonomickú úroveň využitím inovačnej medzery, ktorá je medzi krajinami EU27 evidentná.

Príspevok bol vypracovaný v rámci riešenia projektu VEGA 1/0339/10 Ekonomický rast a jeho limitujúce faktory - Návrh nových ekonomických cieľov a indikátorov kvality života potrebných pre vytvorenie všeobecne platnej, novej metodiky hodnotenia kvality života a trvalo udržateľného rozvoja na území Slovenskej republiky.

## 5. Literatúra

- [1]BAUMOL, W.J.1986.“Productivity growth, convergence and welfare:What the long-run data show“, American Economic Review 76:1072-85
- [2]ELMSLIE, B.T.1995. The Convergence Debate David Hume and Josiah Trucker. In: Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):207-216
- [3]EUROPEAN COMMISSION. 2009. European innovation scoreboard 2009. [online]. Publikované 2010. 58 s. [cit. 15. 9. 2010]. Dostupné na internete: <<http://www.eis.eu/>>. ISBN 978-92-79-09675-4.
- [4]EUROPEAN COMMISSION. 2009. Science, technology and innovation in Europe. [online]. Luxembourg : Office for Official Publications of the European Communities, 2009. 211 s. [cit. 26.3.2010]. Dostupné na internete: <[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-30-09-148/EN/KS-30-09-148-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-30-09-148/EN/KS-30-09-148-EN.PDF)>. ISBN 978-92-79-12348-1.

### Adresa autora :

Zlata, Kropková, Ing., PhD.  
Katedra ekonómie  
Podnikovohospodárska fakulta so sídlom  
v Košiciach Ekonomická univerzita  
Tajovského 13  
041 30 Košice  
[kropkozlatka@gmail.com](mailto:kropkozlatka@gmail.com)



## Inovácie v zbere štatistických údajov vo výrobnom procese podniku Innovations in the collection of statistical data in the manufacturing process of company

Branislav Mišota<sup>1</sup>

Adam Sorokáč

**Abstract:** In this article we will try to bring the current state of data collection in the process of sub-assemblies, brake systems for cars. And also outline the options which can improve the quality of statistics in business management information systems.

**Key words:** radio-frequency identification (RFID), tag, flow of goods

**Kľúčové slová:** rádio-frekvenčná identifikácia (RFID), značka, tok výrobkov

**JEL classification:** M11, M15, L62

### 1. Úvod

V dôsledku narastajúcej globalizácie a neustále sa zvyšujúceho konkurenčného tlaku v odvetví regionálnych subdodávateľov komponentov pre výrobcov automobilov nielen v Slovenskej republike ale aj v okolitých štátoch je dôležité, aby producenti komponentov optimalizovali zber štatistických informácií v celom svojom procese výroby. V tomto článku sa budeme snažiť priblížiť súčasný stav na príklade producenta subkomponentov, ktorými sú opracované odliatky pre brzdové systémy automobilov. A zároveň načrtne možnosti, prostredníctvom ktorých je možné zvýšiť kvalitu získaných štatistických údajov v podnikových manažérskych informačných systémoch.

### 2. Technológia RFID

RFID technológia v oblasti získavania potrebných dát je resp. môže byť užitočná nielen v priemysle ale i v iných sektoroch. Najskôr pár informácií k samotnej technológii.

Skratka RFID v sebe skrýva pomenovanie *Rádio-frekvenčná identifikácia*, čo evokuje prenos údajov na diaľku pomocou rádiových vln. Prenos nastáva medzi značkou (tag, transpondér) čo je hierarchicky podriadený prvok čítačky, ktorá získava informácie zapísané na značke resp. RFID čipe. Poznáme niekoľko druhov značiek či princípov komunikácie medzi vyššie popísanou dvojicou. No ich konštrukcia je v podstate nemenná, t.j. značka obsahuje anténu a samotný riadiaci obvod s vnútornou pamäťou. Značka je sebestačná (až na pasívne), jej úlohou je po zahájení komunikácie s čítačkou *identifikácia* a následne poskytnutie zapísaných údajov poprípade ich prepis zo strany čítačky. Dnešné transpondéry je možné vyrábať v podobe nálepiek, alebo priamo vyrábať s obalmi na výrobkoch či aplikovať pod kožu zvieratá a aj človeka.

Ako bolo vyššie spomenuté jej hlavná výhoda tkvie v *bezkontaktnom čítaní* informácii, inými slovami povedané pri zbere údajov nemusíme byť v kontakte so

---

<sup>1</sup> Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0536/10 Inovácie ako strategický základ konkurenčnej schopnosti SR (Smerovanie, meranie a podpora inovačných procesov).

sledovaným objektom, či už je to výrobok alebo aj človek. Samotné čítanie prebieha s rádiom niekoľko od centimetrov až po kilometre, čo nám dáva nové možnosti pri získavaní dát, z ktorých v konečnom dôsledku nie je náročné pomocou počítačovej techniky vyhotoviť potrebnú štatistiku. Rádus čítania závisí od konštrukcie značky, kde rozlišujeme tri základné varianty: aktívne, pasívne a semi-aktívne.

Pasívne značky nemajú vlastný zdroj energie resp. ich napájania zabezpečuje čítačka prostredníctvom indukčnej väzby. Preto je ich možné čítať zo vzdialenosti od desiatok centimetrov až po desiatky metrov. Čo v prvom rade záleží od výkonu čítačky. Tieto značky je možné v prípade nízkych frekvencií implementovať priamo pod kožu človeka či zvieratá.

Aktívne značky narozdiel od pasívnych obsahujú vlastný zdroj energie preto i rádus čítania sa pohybuje v rozsahu stoviek metrov až kilometrov pričom životnosť baterií sa odhaduje na 10-ty roky. Semi-pasívne sítě obsahujú internú batériu, no tá slúži iba na napájanie riadiacej jednotky. Energiu potrebnú na odpoveď značke poskytuje čítačka.

### 3. Doterajší stav sledovania štatistických hodnôt toku výrobkov

Spoločnosť, ktorej výrobný proces je objektom nášho záujmu, sa špecializuje na výrobu brzd do osobných automobilov. V závode prebieha kompletná úprava dodaných odliatkov a následná montáž brzd. Všetky dodané výrobky (neopracované odliatky) sú umiestnené najskôr v príjmovom sklade, odkiaľ sa následne v závislosti od určenia rozdelia do oblastí zásobovania (pod oblasťou zásobovania rozumieme sklad s usporiadaným tovarom). Z jednotlivých zásobovacích oblastí sa výrobky premiestňujú priamo na pracoviská podľa potreby). Odliatky sa presúvajú v kovových nádobách (kontajneroch), na ktorých sa nachádza aj sprievodný dokument s informáciami o obsahu nádoby.

Po vykonaní pracovného úkonu (napr. frézovanie otvorov) sa pridáva na nádobu sprievodná poradová karta (ďalej len karta), kde sú informácie o pracovnom úkone, počte opracovaných kusov a pracovníkovi. Takto vykonaný úkon sa musí ešte ručne cez počítač zaúčtovať (zadáť počet kusov a druh výrobku). Samozrejme na každom pracovisku je potrebné dopisovať na kartu údaje a taktiež účtovať vykonané pracovné úkony. Medzi jednotlivými pracoviskami sú dočasné sklady. Táto karta postupuje spolu s kontajnerom po jednotlivých pracoviskách (konečné opracovanie, pokovovanie) až k montážnej linke, kde prebiehajú finálne operácie, ktorých výstupom je hotový výrobok. Tá je potom určená na expedovanie (viď Obr. 1).

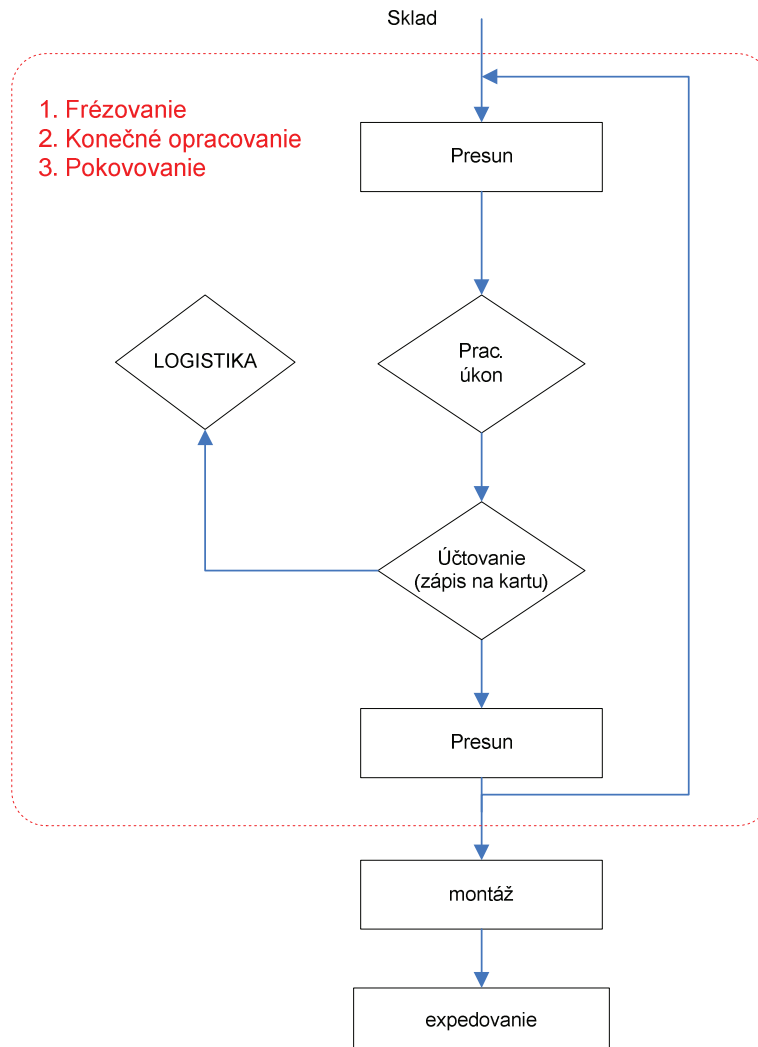
#### Aktuálny stav výkonu logistiky

- Pohyb materiálu je vykonávaný vysokozdvížnými vozíkmi (nie po dopravníkových pásoch)
- Požiadavky na materiál sú oznamované nie cez systém SAP (výnimka: montáž - pokovovanie), ale e-mailom, telefonicky alebo priamym kontaktom
- Pre WM skladovanie a typy BCS sú pohyby vykonávané na úrovni kontajnera
- Správa materiálu na IM miestach (najmä pred galvanikou) je založená na jednoduchom „očnom kontakte“ s FIFO tabuľkou

#### Dôsledky súčasného stavu

- Dlhé pracovné zmeny koordinátorov či skladníkov. Ručný záznam IT logistiky pohybu materiálov v systéme SAP.
- Pomerne veľké rozpory v inventúre kvôli zvýšenému množstvu účtovania

- Potreba väčšej pracovnej sily pre nájdenie materiálu na vykonanie fyzického transportu a účtovania jednotlivých operácií
- Rozhranie medzi logistikou a výrobou nie je dostačujúce (príklad: montáž - doprava)
- Zvýšené náklady na pracovné sily a na rozdiely pri inventarizácii



*Obrázok 1: Zjednodušená schéma toku výrobkov*

#### 4. Návrh systému s technológiou RFID

##### Potreba technológie

Doterajší systém kontroly pohybu jednotlivého materiálu (v našom prípade odliatok) určených na ďalšie opracovanie spočíva vo vyplňovaní poradových kariet. Každá karta (poradová karta) musí byť ručne vyplňovaná príslušným pracovníkom, čo môže pri takejto veľkovýrobe spomaľovať tok výrobkov a tým znižovať produkciu za čas. Na karte sú informácie o vykonanej pracovnej operácii, použitom materiály, stroji, na ktorom bola vykonaná pracovná operácia, v neposlednom rade informácie o množstve a pracovníkovi. Vyššie popísaná karta je pripevnená na nádobu a koluje s odliatkami.

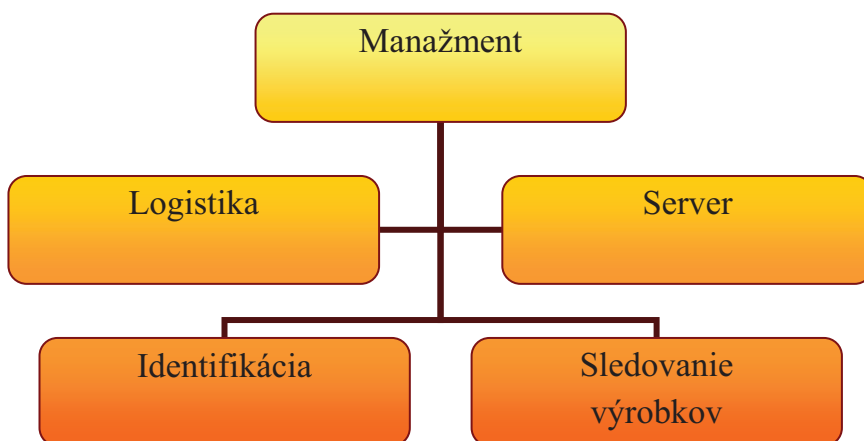
Nami uvažovaná spoločnosť z časti používa na zrýchlenie systému v dnešnej dobe zastaranú technológiu čiarových kódov. Práve tu je možné naplno využiť možnosti technológie RFID, ktorá v našom prípade môže skoro úplne vylúčiť ľudský faktor (bezkontaktné čítanie RFID značiek) pri sledovaní vnútorného toku výrobkov a zrýchliť samotnú výrobu. Taktiež umožňuje logistike sledovať pohyb výrobku, čiže bez badateľného časového oneskorenia voči predošlému systému kariet. Čiarové kódy vyžadujú v prvom rade osobu, ktorá nasmeruje lúč skenera na príslušný čiarový kód, aby mohlo dôjsť k načítaniu dát, pričom RFID čítačky môžu načítavať údaje zo značiek bez potreby prítomnosti dodatočnej obsluhy na veľkú vzdialenosť, čo v našom prípade nie je nutnosťou.

Načítavanie je vykonávané na princípe indukčnej väzby, ktorá vyžaduje na uskutočnenie výmeny dát vzdialenosť rádovo jednotky centimetrov, ale na druhej strane je takmer automatické. Pod pojmom takmer automatické rozumieme určitú prítomnosť pracovníka a to voľbu druhu a počtu výrobku, ktorý bol opracovaný. Zvyšné údaje budú známe zo systému (napr. meno pracovníka). Síce na kartu bol zavedený aj čiarový kód, no samotný kód nesie informáciu iba o druhu použitého materiálu. V tomto smere sú možnosti RFID značky (ďalej len značky) značne pokročilé, pretože pamäť zahrnutá v integrovanom obvode značky pojme niekoľkokrát viac informácií, čiže všetky údaje, ktoré boli pred tým písané na kartu a zároveň ešte ostane priestor v pamäti na ukladanie dodatočných informácií. Zaznamenávanie údajov do systému bude plne automatické bez potreby asistencie personálu, čo pri kartách nebolo možné. Medzi najväčšie výhody značiek považujeme sledovanie pohybu výrobkov v reálnom čase a čo je dôležité pre logistiku, možnosť sledovať pohyb i medzi jednotlivými pracovnými operáciami na diaľku. Taktiež sa vylučuje nutnosť prepisu údajov z kariet do systému, čo umožňuje pružne reagovať na prípadné urgentné požiadavky v rámci výroby. Mimo iného pomocou systému s RFID budeme môcť sledovať okrem samotných odliatkov aj pracovníkov, pretože už samotným príchodom pracovníka sa zaznamenáva do systému nie len jeho meno, či čas príchodu, ale aj náplň jeho práce a pracovisko na ktorom bude nasledujúcu zmenu pracovať.

### Implementácia technológie RFID

Zavedenie novej technológie bude prebiehať v niekoľkých samostatne funkčných blokoch spojených pomocou bezdrôtovej technológie WiFi do jedného celistvého systému.

Usporiadanie v systéme bude hierarchické (viď Obr. 2), pričom najvyššie postaveným prvkom voči jednotlivým blokom bude server, ktorý bude prijímať a dodatočne spracovávať prijaté údaje. Prvotné predspracovanie bude vykonané už v spomínaných blokoch. Server bude prijaté údaje ďalej triediť a v konečnej fáze usporadúvať podľa zvoleného predpisu do tabuliek, s ktorými bude ďalej pracovať logistika alebo iný správca výroby.



Obrázok 2: Hierarchické usporiadanie jednotlivých blokov

## 5. Záver

V našom príspevku sme sa snažili na vzorovom príklade priblížiť súčasný stav identifikácie a zberu štatistických údajov v procese výroby subdodávateľa pre automobilový priemysel. Následne sme navrhli možnosti inovácií, prostredníctvom ktorých je možné zvýšiť kvalitu získaných štatistických údajov v podnikových manažérskych informačných systémoch.

## Literatúra

- [1] Chajdiak, J. (2009). Štatistika v exceli 2007. Bratislava Statis 2009, ISBN 978-80-85659-49-8.
- [2] Dlhodobá vízia rozvoja slovenskej spoločnosti . Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied, Bratislava 2008, <http://vs.vlada.gov.sk/data/files/4180.pdf>
- [3] MICHÁLEK, Ivan - VACULÍK, Juraj - KOLAROVŠKI, Peter. Integrácia *RFID* do oblasti logistiky. In Ekonomicko-manažérske spektrum : vedecký časopis Fakulty prevádzky a ekonomiky dopravy spojov Žilinskej univerzity v Žiline. - Žilina : Fakulta prevádzky a ekonomiky dopravy a spojov Žilinskej univerzity, 2009. ISSN 1337-0839, 2009, roč. 3, č. 1, s. 44-55.
- [4] GABRIŠ, Miloš. Nasadenie *RFID* pri zvyšovaní efektívnosti distribučných procesov. In Merkúr 2008 : výsledky vedeckej práce mladých vedeckých pracovníkov [elektronický zdroj]. - Bratislava : [Obchodná fakulta EU], 2008. ISBN 978-80-225-2770-5, s. 63-67. VEGA 1/4598/07.
- [5] Od čiarového kódu k *RFID* a ďalej. In Doprava a logistika : odborný mesačník vydavateľstva Ecopress. - Bratislava : ECOPRESS, 2007. ISSN 1337-0138, November 2007, roč. 2, č. 11, s. 46-47.

## Adresa autorov:

Branislav Mišota, Ing	Adam Sorokáč, Bc.
ÚM STU – OEMP	FEI STU
Vazovova 5	Ilkovičova 3
812 43 Bratislava	812 19 Bratislava
branislav.misota@stuba.sk	asorokac@gmail.com

**Štatistika zamestnanosti v samosprávnych krajoch vo vybraných  
odvetviach hospodárstva Slovenska**  
**Statistics of districts employment in selected sectors of the Slovak national  
economy**

Ladislav Mura

**Abstract:** In this article we analyse sectoral employment in the selected sectors of the Slovak national economy according to spatial viewpoint at the regional level. Employment intensity in the individual regions is expressed by location coefficient, which answers, if an employment is concentrated in individual regions, or is regularly divided in comparison with overall area of the Slovak republic.

**Key words:** spatial statistics, national economy, positional coefficient, employment.

**Kľúčové slová:** priestorová štatistika, národné hospodárstvo, polohový koeficient, zamestnanosť.

**JEL classification:** C10, E24, J43.

## 1. Úvod

Medzi odbornou verejnosťou na Slovensku je okrem iných problémových okruhov veľmi často diskutovaná aj disparita jednotlivých regiónov. Charakter územia našej krajiny je natoľko rôznorodý, že samotné členenie na úroveň menších celkov, napríklad krajov a okresov, vytvára predpoklady vzniku výrazných rozdielov už na základe geografických daností. Ak berieme do úvahy diferencovanosť podmienok vývoja jednotlivých regiónov, prichádzame k záveru, že disparita medzi regiónmi je podmienená i historicky. Značný podiel na situácii regiónov Slovenska má minulý, ako aj súčasný ekonomický charakter prostredia a s ním súvisiace zastúpenie jednotlivých odvetví národného hospodárstva. Odvetvové zameranie regiónu výrazne ovplyvňuje regionálny trh zamestnanosti a jeho schopnosť absorbovať ponuku práce. Práve rozdielna absorpčná schopnosť trhu práce a ňou podmienená miera zamestnanosti, resp. nezamestnanosti, sú jedným zo významných príčin pretrvávajúcich disparít v rámci územia Slovenska.

Cieľom článku je na základe štatistických metód priestorovej štatistiky skúmať regionálnu a odvetvovú štatistiku zamestnanosti na úrovni jednotlivých samosprávnych krajov Slovenska vo vybraných odvetviach národného hospodárstva a so špecifickým zameraním na agrosektor. Parciálnymi cieľmi sú špecifikácia intenzity a rovnomernosti rozmiestnenia skúmaného javu. Vytýčením cieľom sa podriaďoval výber adekvátnych štatistických metód.

## 2. Materiál a metódy

Analýza pomocou metód priestorovej štatistiky umožňuje skúmať koncentráciu a intenzitu daného javu v stanovených oblastiach a určiť rovnomernosť rozmiestnenia v rámci regiónu ako celku. [4]

Z ukazovateľov koncentrácie plošných údajov sa často využíva polohový koeficient ( $LQ_i$ ). Ten hodnotí skúmaný jav, v prípade nášho skúmania je to zamestnanosť, z hľadiska jeho intenzity na danom území a v porovnaní s intenzitou základne. [5]



$$LQ_i = \frac{A_i / \sum_{i=1}^n A_i}{B_i / \sum_{i=1}^n B_i}$$

$A_i$  – intenzita skúmaného javu (počet zamestnaných v odvetví)

$B_i$  – intenzita základne (ekonomicky aktívny obyvatelia)

$n$  – počet oblastí v regióne

Hodnotu polohového koeficientu interpretujeme nasledovne:

- $LQ_i < 1$  jav na danom území má menšiu koncentráciu ako v regióne.
- $LQ_i > 1$  jav na danom území má väčšiu koncentráciu ako v regióne.
- $LQ_i = 1$  jav na danom území má rovnakú koncentráciu ako v regióne.

Spracovanie predmetnej problematiky si vyžiadalo sústredenie faktografického materiálu zo sekundárnych informačných prameňov. Zdrojmi údajov boli štatistické databázy Slovstat zo Štatistického úradu Slovenskej republiky a štatistické zisťovania Výskumného ústavu ekonomiky poľnohospodárstva a potravinárstva (VÚEPP). Vychádzali sme z ročných údajov, ktoré nevykazujú sezónnosť. Vzhľadom na skutočnosť, že počas skúmaného obdobia (diapazón 2001 - 2008) dochádzalo aj k zmenám v jednotlivých sledovaných štatistických jednotkách (zlučovanie alebo rozdeľovanie), rozhodli sme sa uskutočniť analýzu len v takých odvetviach, pre ktoré boli údaje konzistentné. Hlavnou štatistickou metódou je polohový koeficient, doplňujúcimi sú logické metódy.

Predkladaný článok je súčasťou riešenia čiastkovej etapy inštitucionálneho výskumu s názvom „Internacionalizácia podnikateľskej činnosti malých a stredných podnikov vo vybranom samosprávnom kraji“, ktorý sa rieši na Ústave odborných predmetov a informačných technológií Dubnického technologického inštitútu v Dubnici nad Váhom.

### 3. Výsledky a diskusia

**Tabuľka 1** Polohový koeficient zamestnanosti v regiónoch Slovenska na úrovni krajov

Rok/Región	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
2001	1,290	0,999	0,990	0,972	0,890	0,972	0,893	0,978
2002	1,273	0,985	0,994	0,981	0,886	0,939	0,881	0,981
2003	1,299	0,924	0,997	0,986	0,982	0,971	0,798	0,997
2004	1,276	0,871	1,080	0,957	0,959	0,932	0,880	0,994
2005	1,285	0,876	1,043	0,907	0,966	0,979	0,868	1,051
2006	1,344	0,929	1,057	0,907	0,975	1,011	0,827	0,990
2007	1,422	0,919	1,046	0,898	1,081	0,919	0,786	0,996
2008	1,410	0,940	1,057	0,912	1,099	0,925	0,801	0,930

Zdroj: databáza Slovstat, vlastné spracovanie

Vysvetlivky: Bratislavský kraj (BA), Trnavský kraj (TT), Trenčiansky kraj (TN), Nitriansky kraj (NR), Žilinský kraj (ZA), Banskobystrický kraj (BB), Prešovský kraj (PO) a Košický kraj (KE)

Vzhľadom na najväčšiu ekonomickú rozvinutosť regiónu má prirodzene najvyššiu intenzitu zamestnanosti zo všetkých regiónov Bratislavský kraj. Opačný trend – menšiu koncentráciu zamestnanosti sledujeme v Prešovskom samosprávnom kraji. V komparácii s ostatnými samosprávnymi kraji vidíme v prípade Nitrianskeho kraja slabšiu intenzitu zamestnanosti (tabuľka 1). Ak považujeme zamestnanosť za indikátor nerovnosti medzi regiónmi, potom môžeme tvrdiť, že disparity existujú, nedochádza však k silnej koncentrácii skúmaného javu len do jednej z oblastí. Sledovaním vývoja zamestnanosti zisťujeme a zároveň potvrdzujeme silný ekonomický rast na Slovensku v posledných rokoch skúmaného diapazónu (v rokoch 2006 – 2008 bol až dvojciferný). Ten bol výrazným generátorom nových pracovných príležitostí a prispel k zvyšovaniu zamestnanosti najmä v priemyselných regiónoch.

Pri komparácii vývoja hodnoty polohového koeficientu vo vybraných rokoch (2001 – 2008) je zrejmé, že v rámci regiónov dochádza k prehľbovaniu disparít, čo dokumentuje tabuľka 1. Disparity veľmi úzko súvisia s prílevom zahraničných investícií, predovšetkým do samosprávnych krajov na západnom Slovensku (Trnavský, Bratislavský, Trenčiansky, Žilinský) a následným efektom v podobe rastu zamestnanosti. V regiónoch východného Slovenska a v Nitrianskom kraji (ako jedinom zo západoslovenských krajov) sa intenzita znižuje, resp. ukazovateľ stagnuje. Tento negatívny trend v sledovanom období je ovplyvnený vývojom odvetvovej zamestnanosti v regiónoch (predovšetkým poľnohospodárstvom) a ich historicky podmieneným charakterom.

Do budúcnosti bude zaujímavé sledovať dynamiku zmien v zamestnanosti, vzhľadom na hospodársku recesiu, ktorá naplno zasiahla Slovensko v roku 2009 a pozvoľne pokračovala v prvom polroku 2010.

### **Regionálna zamestnanosť v agrosektore**

Problematika zamestnanosti je vo veľmi úzkom prepojení so sociálno-ekonomickou rozvinutosťou regiónov. Rozvoj podnikateľskej sféry generuje najviac pracovných ponúk vo väčšine odvetví národného hospodárstva. Monitoring zamestnanosti je v centre pozornosti mnohých inštitúcií, okrem iných aj Eurostatu. [1] Podľa Európskeho štatistického úradu je podiel zamestnanosti najnižší v agrosektore. K poklesu agrozamestnanosti v podmienkach Slovenska významne prispelo uplatňovanie zásad Spoločnej poľnohospodárskej politiky. Z uvedeného dôvodu sa v článku osobitne venujeme tejto oblasti. Útlm poľnohospodárstva na Slovensku zapríčinil zväčšovanie disparít jednotlivých regiónov.

**Tabuľka 2** *Polohový koeficient agrozamestnanosti v regiónoch Slovenska na úrovni krajov*

Rok/Región	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
<b>2001</b>	0,394	1,288	0,749	1,455	0,869	1,210	1,106	0,996
<b>2002</b>	0,410	1,306	0,720	1,424	0,839	1,222	1,139	1,008
<b>2003</b>	0,397	1,288	0,741	1,443	0,877	1,200	1,113	0,994
<b>2004</b>	0,401	1,231	0,724	1,490	0,880	1,221	1,102	1,011
<b>2005</b>	0,364	1,327	0,722	1,445	0,822	1,198	1,106	0,986
<b>2006</b>	0,408	1,403	0,874	1,431	0,853	1,261	0,992	0,849
<b>2007</b>	0,446	1,354	0,860	1,425	0,810	1,238	1,007	0,876
<b>2008</b>	0,438	1,386	0,881	1,428	0,787	1,190	0,944	0,883

Zdroj: VÚEPP, vlastné spracovanie

Vysvetlivky: Bratislavský kraj (BA), Trnavský kraj (TT), Trenčiansky kraj (TN), Nitriansky kraj (NR), Žilinský kraj (ZA), Banskobystrický kraj (BB), Prešovský kraj (PO) a Košický kraj (KE)

Slovenská republika bola niekoľko desaťročí považovaná za krajinu so silným zameraním na poľnohospodárstvo. Postupom času prešlo obdobím reštrukturalizácie, ekonomických reforiem, zmenami vlastníckych vzťahov k pôde a pozícia agrárneho sektora sa výrazne zmenila. [2]

Typickými poľnohospodárskymi regiónmi sú oblasti dnešného Nitrianskeho a Trnavského kraja, ktoré sú na koncentráciu tohto odvetvia priam predurčené. Ich geografická a klimatická charakteristika, kvalita pôdneho fondu sú ideálnymi podmienkami pre pestovanie aj najnáročnejších poľnohospodárskych plodín. [3]

Umiestnenie poľnohospodárstva v jednotlivých regiónoch úzko súvisí s urbanizáciou, respektíve vidieckym charakterom krajiny. Aj z tohto dôvodu je počet zamestnaných v agrárnom sektore Bratislavského kraja nízky v porovnaní s ostatnými krajinami. Na základe údajov v tabuľke 2 môžeme naopak tvrdiť, že väčšina poľnohospodárskej prvovýroby sa z hľadiska zamestnanosti vykonáva v Nitrianskom a v Trnavskom kraji. Pomerne vysokú intenzitu agrárnej zamestnanosti vykazuje aj v Banskobystrický kraj, keďže v južných okresoch tohto kraja rovnako prevláda poľnohospodárstvo nad inými odvetviami národného hospodárstva. Napriek tomu, že Prešovský kraj nemá najpriaznivejšie klimatické podmienky pre poľnohospodárstvo, agrosektor má aj tu veľký význam, najmä pri zabezpečovaní vidieckej zamestnanosti. Nevýhodné klimatické podmienky, horšia kvalita pôdy a členitosť terénu podmienili orientáciu poľnohospodárskej výroby a tieto regióny sa dnes považujú za zemiakárske a kukuričné. Do budúcnosti sa predpokladá, že prírodné danosti budú dôvodom ďalšej špecializácie oblastí, a to na oblasti zamerané na predovšetkým rastlinnú výrobu.

Rozmiestnenie agrárnej zamestnanosti je zo všetkých odvetví najviac ovplyvnené zemepisnou charakteristikou samotného regiónu. Aj na základe tohto faktu môžeme konštatovať, že väčšia koncentrácia zamestnanosti v nížinných oblastiach je prirodzeným javom. K rovnomernejšiemu rozmiestneniu agrárnej zamestnanosti môže prispieť hlbšie zameranie poľnohospodárskych podnikov na poskytovanie agrárnych služieb. Hornaté časti Slovenska, ako sú Orava, Liptov, Spiš a okolie Nízkych Tatier, skrývajú obrovský potenciál pre rozvoj vidieckeho cestovného ruchu a agroturistiky. Vidíme tu veľkú príležitosť zvyšovania zamestnanosti mnohých menších územných celkov, ktorých geografická poloha odrádza investorov od budovania rôznych výrobných podnikov.

Problematika agrárnej zamestnanosti predpokladá ustálenie počtu pracujúcich v tomto odvetví na úrovni, ktorá bude tvoriť zhruba 2% z celkovej zamestnanosti na Slovensku. Táto skutočnosť naznačuje, že sa vytvára len malý priestor na zvyšovanie zamestnanosti v agrosektore.

### ***Regionálna zamestnanosť v priemysle***

Zamestnanosť v priemysle úzko súvisí s minulým zameraním Slovenska na ťažký strojársky a zbrojný priemysel. Veľké podniky, ktoré boli schopné vytvoriť množstvo pracovných miest sa v procese reštrukturalizácie hospodárstva stali hlavným zdrojom nezamestnanosti a v niektorých prípadoch aj úpadku celých regiónov. Najvyššou koncentráciou priemyslu z hľadiska zamestnanosti sa vyznačuje Trenčiansky kraj. Dlhodobu sa tu sústreďuje gumársky a textilný priemysel. Horné Považie možno považovať za energetickú základňu celého Slovenska. Malé a stredné podniky pôsobiace okolí Prievidze, Myjavy a Považskej Bystrice sú zdrojom mnohých pracovných miest, aj keď ich počet sa v sledovanom období znížil. Uvedené dokumentuje tabuľka 3.

Žilinský kraj si udržuje stabilnú koncentráciu priemyselnej výroby a s tým súvisiaci počet pracovných pozícií. Zaniknuté elektrotechnické podniky pomaly nahrádza automobilový priemysel. S udomácnovaním automobilového priemyslu na území SR je úzko spätý aj vývoj v Bratislavskom kraji.

**Tabuľka 3 Polohový koeficient zamestnanosti v priemysle pre regióny Slovenska úrovni krajov**

Rok/Región	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
2001	0,650	0,914	1,501	0,997	1,078	0,997	0,884	0,988
2002	0,701	0,921	1,520	0,989	1,107	0,978	0,870	0,990
2003	0,722	0,902	1,538	0,943	1,103	0,966	0,855	0,993
2004	0,766	0,902	1,538	0,896	1,090	0,998	0,846	0,988
2005	0,744	0,914	1,569	0,874	1,110	1,041	0,818	0,966
2006	0,899	1,002	1,465	0,924	1,062	0,983	0,846	0,893
2007	0,908	1,002	1,469	0,979	1,096	0,857	0,829	0,882
2008	1,110	1,009	1,366	1,011	1,064	0,850	0,820	0,833

Zdroj: databáza Slovstat, vlastné spracovanie

Vysvetlivky: Bratislavský kraj (BA), Trnavský kraj (TT), Trenčiansky kraj (TN), Nitriansky kraj (NR), Žilinský kraj (ZA), Banskobystrický kraj (BB), Prešovský kraj (PO) a Košický kraj(KE)

Pozitívny vývoj bol zaznamenaný aj v Nitrianskom a Trnavskom kraji a zvyšovanie zamestnanosti v priemysle môžeme očakávať aj do budúceho obdobia. Prispievajú k nemu vybudované priemyselné parky v Trnave, Galante a v Nitre. Na rozvoji (nielen zamestnanosti) v týchto oblastiach majú najväčší podiel priame zahraničné investície. Tieto naopak chýbajú v oblasti stredného a východného Slovenska. Koncentrácia zamestnanosti v priemysle tu vykazuje negatívny trend. Príčinu vidíme v slabej infraštruktúre a vybavenosti regiónov.

### **Regionálna zamestnanosť v školstve**

**Tabuľka 4 Polohový koeficient zamestnanosti v školstve pre regióny Slovenska na úrovni krajov**

Rok/Región	Oblasť terciálnej sféry	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
2001	školstvo	1,208	0,972	0,831	0,926	0,977	1,053	0,993	1,061
2002	školstvo	1,242	0,886	0,802	0,898	1,047	0,994	1,038	1,065
2003	školstvo	1,234	0,990	0,810	0,878	1,022	0,991	1,038	1,028
2004	školstvo	1,240	0,886	0,806	0,881	1,038	1,007	1,031	1,041
2005	školstvo	1,242	0,872	0,802	0,898	1,047	0,994	1,038	1,065
2006	školstvo	1,276	0,856	0,812	0,885	1,023	1,012	1,030	1,090
2007	školstvo	1,290	0,847	0,809	0,865	1,014	1,008	1,021	1,103
2008	školstvo	1,301	0,841	0,812	0,882	1,014	1,012	1,028	1,108

Zdroj: databáza Slovstat, vlastné spracovanie

Vysvetlivky: Bratislavský kraj (BA), Trnavský kraj (TT), Trenčiansky kraj (TN), Nitriansky kraj (NR), Žilinský kraj (ZA), Banskobystrický kraj (BB), Prešovský kraj (PO) a Košický kraj (KE)

Rozmiestnenie jednotlivých odvetví v rámci územia je implikované charakterom samotného odvetvia. Školstvo je terciálna oblasť národného hospodárstva, ktorého koncentrácia je daná predovšetkým ústavne zakotveným právom občanov na vzdelávanie. Situáciu uvádza tabuľka 4.

Rozmiestnenie zamestnanosti v školstve je relatívne stabilné, s občasným poklesom. V posledných dvoch rokoch sledujeme silnejšie populačné ročníky, ktoré sa podpísali (aj keď mierne) pod zvýšenie zamestnanosti. K zvyšovaniu zamestnanosti v Bratislavskom kraji výrazne prispel vznik početných súkromných základných, stredných a vysokých škôl, v ktorých sa koncentrujú mnohí uznávaní pedagogickí pracovníci z celého územia SR.

#### 4. Záver

V predkladanom článku analyzujeme odvetvovú zamestnanosť vo vybraných odvetviach národného hospodárstva Slovenskej republiky z priestorového hľadiska na úrovni samosprávnych krajov. Z ukazovateľov koncentrácie plošných údajov sme na riešenie stanovenej problematiky použili polohový koeficient. Intenzita zamestnanosti v jednotlivých krajoch je vyjadrená práve polohovým koeficientom, ktorý dáva odpoveď na otázku, či je zamestnanosť koncentrovaná v jednotlivých regiónoch, alebo je rozdelená rovnomerne.

#### 5. Literatúra

- [1] EUROSTAT. 2010. Štatistika zamestnanosti a sociálnej politiky. [online]. [cit. 2010-07-17]. Dostupné na internete: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/employment\\_and\\_social\\_policy\\_indicators/introduction](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/employment_and_social_policy_indicators/introduction)
- [2] MP SR. 2009. Správa o poľnohospodárstve a potravinárstve v Slovenskej republike 2009 [online] [cit. 2010-08-29] Dostupné na internete: <http://www.land.gov.sk/sk/download.php?fID=2655>
- [3] VÚEPP. 2009. Úroveň slovenského poľnohospodárstva v číslach. [online]. [cit. 2009-12-20]. Dostupné na internete: <http://www.vuepp.sk/publikacie2.html>
- [4] STEHLÍKOVÁ, B. 2002. Priestorová štatistika. Nitra : Slovenská poľnohospodárska univerzita, 2002. 128 s., ISBN 80-8069-046-4
- [5] STEHLÍKOVÁ, B. 2006. Základy bioštatistiky v Exceli: e-cvičenia. Nitra: Agrogenofond, 2006. 32 s., ISBN 80-969068-8-7
- [6] ŠÚ SR. 2009. Databáza Slovstat. [online]. [cit. 2009-12-20]. Dostupné na internete: [http://www.statistics.sk/pls/elisw/katalog.K\\_search](http://www.statistics.sk/pls/elisw/katalog.K_search)

Adresa autora:

Ladislav Mura, Ing. et Bc., PhD.  
Ústav odborných predmetov a IT  
Dubnický technologický inštitút v Dubnici nad Váhom  
Ul. Sládkovičova 533/20  
018 41 Dubnica nad Váhom  
E mail: ladislav.mura@gmail.com



## ESSPROS – účely „bývanie“ a „sociálne vylúčenie“

### ESSPROS – functions housing and social exclusion

Alexandra Petrášová

#### Abstract:

The aim of the article is to give a view on social protection system – functions *housing* and *social exclusion* for the Slovak Republic in comparison with the Member States of the European Union in compliance with ESSPROS Methodology and using data of New Cronos Database.

In the EU 27 social protection expenditure on functions *housing* and *social exclusion* accounted for 0,9% of GDP in 2007. The EU-27 average masks major disparities between Member States. Social protection expenditure as a percentage of GDP was 1.4% and more in 2007 in United Kingdom and Denmark, and about 0,1% in Estonia, Cyprus and Italy.

**Key words:** ESSPROS Methodology, expenditure and receipts on social protection, functions *housing and social exclusion*.

**Kľúčové slová:** Metodika ESSPROS, výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, účely *bývanie a sociálne vylúčenie*.

**JEL classification:** I38 - Government Policy; Provision and Effects of Welfare Programs

#### 1. Úvod

Článok 2 **Dohody Európskej únie** stanovuje podporu vysokej úrovne sociálnej ochrany a rozvoja ekonomickej a sociálnej previazanosti členských štátov ako úlohu Spoločenstva. Z dôvodu monitorovania vývoja sociálnej ochrany v členských štátoch EÚ, Európska komisia vyžaduje dostupnosť k aktuálnym a podrobným údajom a informáciám o systémoch, súčasnom stave a rozvoji sociálnej ochrany v členských štátoch. Jedným zo základných nástrojov štatistického sledovania sociálnej ochrany je **Európsky systém jednotných štatistík sociálnej ochrany**.

Cieľom tohto príspevku je poskytnúť pohľad na systém sociálnej ochrany v účeloch *bývanie a sociálne vylúčenie* v Slovenskej republike v roku 2007 v porovnaní s členskými štátmi EÚ využitím údajov z databázy EUROSTATu New Cronos.

#### 2 Základné ukazovatele na dávky v účeloch *bývanie a sociálne vylúčenie* v roku 2007

V roku 2007 priemerné výdavky dosiahli v rámci systému sociálna ochrana na účel „bývanie“ 0,6 % a na účel „sociálne vylúčenie“ 0,3 % 0,9 % z HDP v EU-27 krajinách (*Tabuľka 1*).

Podľa ESSPROS metodiky do účelu *bývanie* sú zahrnuté vecné (vrátane refundácie) sociálne dávky, ktoré sú poskytované na náklady spojené s bývaním.

Účel *sociálne vylúčenie* predstavuje dávky peňažnej alebo vecnej podpory (okrem zdravotnej starostlivosti), ktoré sú konkrétne určené k odstráneniu alebo zmierneniu sociálneho vylúčenia.



Percentuálny podiel výdavkov na dávky (zo všetkých výdavkov na dávky) na účel bývanie predstavoval za EU27 hodnotu 2,3 % a 1,3 % na účel sociálne vylúčenie. Veľmi významné sú rozdiely medzi jednotlivými EÚ krajinami ak porovnávame ukazovatele v PPS a v Eur na obyvateľa.

Sociálne dávky v týchto účeloch sú financované zo štátneho rozpočtu a nie sú zdanené.

**Tabuľka 1 Základné ukazovatele výdavkov na sociálnu ochranu – bývanie a sociálne vylúčenie v EÚ, 2007**

	Účel sociálne vylúčenie				Účel bývanie			
	% HDP	% zo všetkých dávok	PPS na obyvateľa	Euro na obyvateľa	% HDP	% zo všetkých dávok	PPS na obyvateľa	Euro na obyvateľa
<b>EU27</b>	0,3	1,3	84,3	84,3	0,6	2,3	142,1	142,1
EU15	0,3	1,3	95,8	100,7	0,6	2,3	167,2	175,8
EA16	0,4	1,4	99,8	101,5	0,4	1,6	110,1	112
BE	0,7	2,3	191,3	205,1	0,1	0,5	42,6	45,7
BG	0,4	2,5	33,9	13,7	0	0	0,2	0,1
CZ	0,2	1,1	38,0	23,4	0,1	0,3	12,5	7,7
DK	0,7	2,6	221,3	307,3	0,7	2,5	207,5	288,1
DE	0,2	0,6	48,7	50,2	0,6	2,3	173,7	179
EE	0,1	0,6	13,0	8,7	0	0,2	3,8	2,5
IE	0,4	2,0	133,5	156,1	0,3	1,6	102,7	120,1
EL	0,6	2,3	129,9	112,2	0,5	2	112,6	97,2
ES	0,3	1,3	70,3	62,7	0,2	0,9	48,5	43,3
FR	0,5	1,6	122,2	133,9	0,8	2,6	205,5	225,2
IT	0,1	0,2	12,9	13,3	0	0,1	5,2	5,3
CY	0,9	5,2	213,8	189,0	0,6	3,5	145,2	128,4
LV	0,1	1,1	16,2	10,4	0,1	1,2	18	11,6
LT	0,2	1,3	27,5	15,6	0	0	0,2	0,1
LU	0,4	2,1	276,7	315,4	0,1	0,8	101,4	115,5
HU	0,2	0,7	24,8	16,0	0,9	4,1	141	91
MT	0,4	2,0	69,5	47,8	0,2	1,3	46,5	32
NL	1,7	6,4	557,9	592,7	0,4	1,4	124,4	132,1
AT	0,3	1,1	90,6	95,7	0,1	0,4	32	33,8
PL	0,2	0,9	22,3	13,6	0,1	0,5	11,9	7,3
PT	0,3	1,2	54,0	43,8	0	0	0,6	0,5
RO	0,4	3,5	46,5	25,5	:	:	:	:
SI	0,5	2,3	107,6	82,7	0	0,1	3,3	2,5
<b>SK</b>	0,5	3,3	83,6	50,9	:	:	:	:
FI	0,5	2,2	158,0	186,1	0,2	1	69,1	81,4
SE	0,6	2,1	183,8	218,6	0,5	1,7	146,4	174,1
UK	0,2	0,7	49,5	56,2	1,4	5,8	426,3	484,4

Zdroj Eurostat-ESSPROS

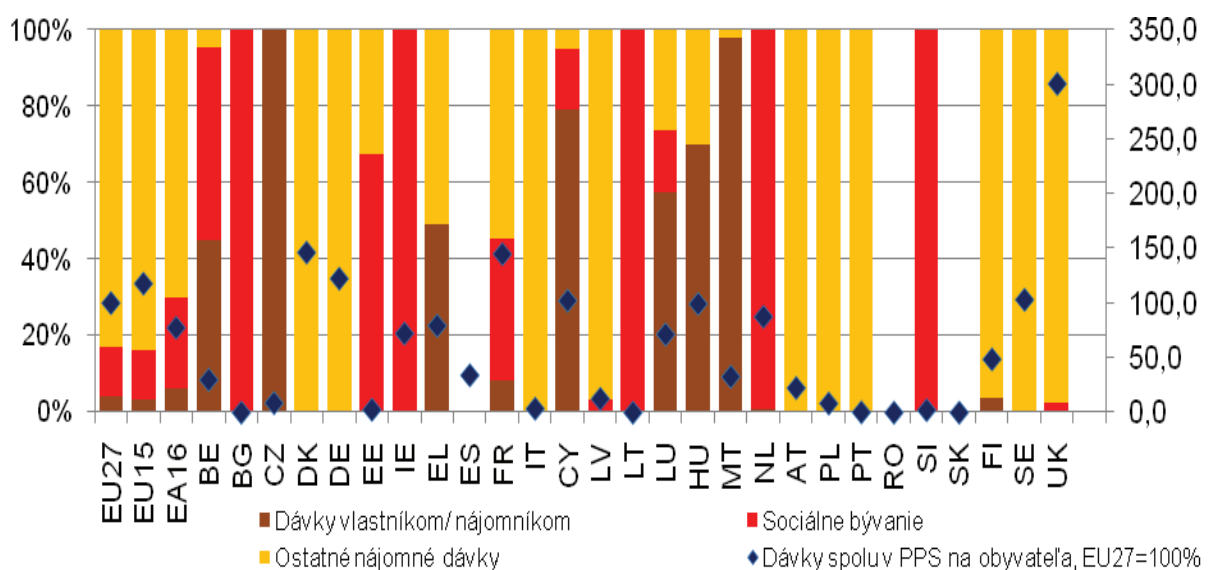
## 2. Výdavky na sociálne dávky v účele bývanie

Podľa metodiky do účelu *bývanie* môžu byť zahrnuté len výdavky na testované dávky na príjem alebo majetok poberateľa a zároveň ktoré sú vecné dávky, resp. sa nimi refundujú preukázané náklady poberateľa dávky. Slovenská republika nevykazujeme žiadne výdavky na tento účel. Príslušníci ozbrojených zložiek poberajú peňažné dávky bez preverovania príjmu alebo majetku a peňažný príspevok na bývanie, ktorý súčasťou dávok hmotnej núdze je určený pre sociálne vylúčených.. Dávky k tomuto účelu nevykázalo ani Rumunsko.

Ak vyjadríme celkové výdavky na dávky v účele bývanie v PPS na obyvateľa a súčasne prepočítame na ukazovateľ, že priemerný údaj EU-27 bude 100 %, výdavky v Spojenom Kráľovstve na účel bývanie sú trojnásobné a skoro 1,5 násobné sú v Dánsku a Francúzsku.

Sociálne bývanie vyjadrené v PPS na osobu je významnou dávkou v Holandsku a Írsku. Na Cypre aj v Maďarsku sa podporujú testovanými dávkami aj vlastníci, resp. nájomníci bytov a domov. Ostatné dávky na nájomné (väčšinou nešpecifikované) sú významné najmä v spojenom Kráľovstve a Dánsku.

Veľa EU krajín má problémy členiť dávky na bývanie podľa ESSPROS kategórií, napr. Španielsko a krajiny, ktoré 100% výdavkov na dávky v účele bývanie vložili do kategórie ostatné nájomné dávky.



Zdroj Eurostat-ESSPROS

**Graf 1 Štruktúra špecifických dávok a výdavky v spolu v PPS na osobu v účele bývanie, EU-27, 2007**

## 3. Výdavky na účel sociálne vylúčenie

Pravidelné peňažné sociálne dávky (vyplácané v pravidelných intervaloch) bez zisťovania príjmu alebo vlastníctva poberateľov dávok tvorili najväčší podiel z výdavkov na sociálne dávky v účele sociálne vylúčenie (*Tabuľka č. 2, graf 2 a 3*).

Nemecko, Španielsko, Francúzsko, Taliansko, Luxembursko, Holandsko, Portugalsko a Rumunsko deklarovalo, že všetky dávky boli vyplatené len po testovaní príjmu alebo

majetku poberateľa. Menej ako 50% tvorili netestované dávky v Lotyšsku (16,9 %), Grécku (26%), Malte (35 %) a tesne pod 50 % vo Fínsku, Spojenom Kráľovstve a Švédsku. Dánsko neposkytlo informáciu o podiele testovaných dávok.

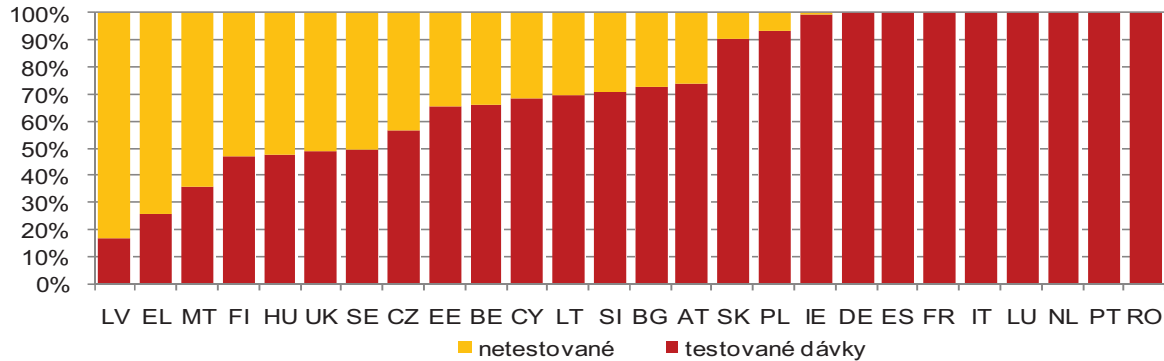
**Tabuľka 2 Výdavky na účel sociálne vylúčenie v EÚ-27 v PPS na osobu, 2007**

	Podľa formy			Podľa jednotlivých dávok			
	Peňažné pravidelné	Peňažné jednorázové	Vecné	Príjmová podpora	Ubytovanie	Rehabilitácia alkoholikov a drogovu závislých	Iné nešpecifikované dávky
<b>EU27</b>	51,9	4,8	27,6	43,8	4,3	2,5	33,7
EU15	59,0	5,3	31,5	49,2	4,9	3,0	38,7
EA16	59,9	6,0	33,9	56,9	5,1	1,1	36,7
<b>BE</b>	151,7	0,2	39,4	122,2	17,3	0,6	51,2
BG	10,9	8,0	15,0	10,8	0,3	0,0	22,8
CZ	20,4	7,2	10,4	19,6	5,3	0,3	12,8
DK	133,5	30,3	57,5	133,0	14,4	18,4	55,5
DE	38,7	0,2	9,7	37,7	0,0	0,0	10,9
EE	8,4	1,5	3,1	8,5	3,1	0,0	1,4
IE	100,8	0,9	31,8	100,8	0,0	0,0	32,7
EL	0,7	0,0	129,2	0,0	1,7	5,6	122,6
ES	21,9	7,4	41,0	10,4	14,7	1,6	43,6
FR	89,8	21,2	11,2	89,8	0,0	0,0	32,4
IT	0,9	0,0	12,0	0,0	12,0	0,0	0,9
CY	198,9	14,1	0,8	198,9	0,0	0,0	14,9
LV	2,7	5,7	7,8	2,3	2,6	3,1	8,2
LT	8,1	2,5	16,9	8,1	2,9	2,0	14,5
LU	191,2	26,9	58,7	191,2	28,6	0,0	57,0
HU	2,8	2,5	19,5	2,8	5,3	2,4	14,3
MT	24,8	0,0	44,7	23,4	2,4	7,6	36,1
NL	314,2	0,0	243,7	314,2	0,0	0,0	243,7
AT	16,9	17,8	55,9	15,6	3,9	5,9	65,2
PL	7,9	1,9	12,5	7,6	0,4	0,0	14,3
PT	43,5	0,1	10,4	43,3	0,1	0,0	10,6
RO	44,3	0,0	2,2	44,3	0,1	0,0	2,1
SI	76,5	4,4	26,7	76,1	1,7	1,5	28,3
<b>SK</b>	75,7	0,0	7,9	75,7	2,9	1,4	3,6
FI	83,6	0,0	74,4	77,2	12,8	26,4	41,6
SE	95,3	0,0	88,5	88,4	23,8	50,4	21,2
UK	42,6	0,1	6,8	0,0	0,0	2,7	46,8

Zdroj Eurostat-ESSPROS

Ak porovnáваме štruktúru vyplácaných dávok podľa formy priemerné hodnoty pre EU-27 v roku 2007 predstavovali: peňažné pravidelné dávky 61,6 %, vecné 32,7 % a peňažné jednorázové 5,7 %; a podľa špecifických dávok: príjmová podpora tvorila 52,0 %, ubytovacie služby pre sociálne vylúčených 5,1 %, liečenie alkoholikov a drogovu závislých 3,0 % a iné dávky 40 %.

Formou peňažných pravidelných sa vyplácali dávky najmä v Rumunsku (95,3 %), na Cypre (93,0 %) a v Slovenskej republike (90,6 %). V tomto účele sa v Grécku (99,5 %) a Taliansku (93,0 %) vyplácali najmä vecné dávky. Jednorázové peňažné dávky mali najvyšší podiel najmä v Lotyšsku (35,2 %) a Bulharsku (23,6 %).

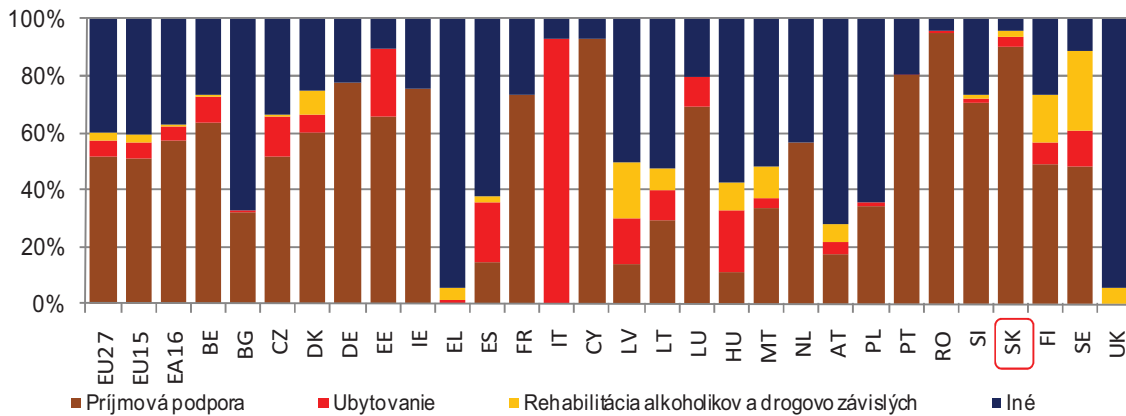


Zdroj Eurostat-ESSPROS

**Graf 2 Podiel testovaných dávok v účele sociálne vylúčenie, EU-27, 2007**

Z pohľadu špecifických dávok príjmová podpora mala dominantný podiel najmä v Rumunsku, v SR a na Cypre, na druhej strane podiel tejto dávky ja nulový v Grécku Taliansku a Spojenom Kráľovstve. V Taliansku až 93,0 % zo všetkých dávok bolo využitých na ubytovanie pre sociálne vylúčených. Viac ako štvrtinový podiel tvorili výdavky na liečenie drogovu závislých vo Švédsku.

Iné dávky boli významné najmä v Grécku (94,4 %), Spojenom Kráľovstve (94,5 %).



Zdroj Eurostat

**Graf 3 Štruktúra špecifických dávok v účele sociálne vylúčenie, EU-27, 2007**

## Záver

Článok poukazuje na veľkú rozmanitosť systémov sociálnej ochrany v účeloch „bývanie“ a „sociálne vylúčenie“ v členských štátoch Európskej únie. Analýza využitím polročne aktualizovanej databázy MISSOC a ESSPROS kvalitatívnych informácií podľa programov môže umožniť lepšie pochopiť túto rozdielnosť a jej efektívnosť.

**Poznámky:**

<sup>1)</sup> Štandarda kúpnej sily (PPS): nezávislá jednotka od národnej meny, ktorá odstraňuje skreslenie rozdielov v úrovni cien. PPS hodnoty sú odvodené z parít kúpnej sily (PPPs), ktoré sú získané ako vážené priemery relatívnych cien s ohľadom na homogénny kôš tovarov a služieb, porovnateľný a reprezentatívny pre každý členský štát

**Skratky**

EU 15: Belgicko (BE), Dánsko (DK), Nemecko (DE), Grécko (EL), Španielsko (ES), Francúzsko (FR), Írsko (IE), Taliansko (IT), Luxembursko (LU), Holandsko (NL), Rakúsko (AT), Portugalsko (PT), Fínsko (FI), Švédsko (SE) a Spojené kráľovstvo (UK).

EU 25: EU 15 štáty rozšírené o Českú republiku (CZ), Estónsko (EE), Cyprus (CY), Lotyšsko (LV), Litvu (LT), Maďarsko (HU), Maltu (MT), Poľsko (PL), Slovinsko (SI) a Slovensko (SK).

EU 27: EU 25 a nové členské štáty Rumunsko (RO) a Bulharsko (BG).

EA 16 zahŕňa BE, DE, EL, ES, FR, IE, IT, LU, NL, AT, PT, FI, SI, MT, CY a SK.

**Literatúra**

[1] EK, ESSPROS MANUAL, kat. číslo: KS-RA-07-027-EN-N, dostupný na webe:

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product\\_details/publication?p\\_product\\_code=KS-RA-07-027](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=KS-RA-07-027)

[2] Alexandra Petrášová, Social protection in the European Union, EK, kat. číslo: KS-SF-08-048-EN-N, dostupné na webe:

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-SF-08-046/EN/KS-SF-08-046-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-SF-08-046/EN/KS-SF-08-046-EN.PDF)

[3] Alexandra Petrášová, Sociálna ochrana v Európskej únii, číslo: 600-0146/2008, dostupné na webe:

[http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek\\_600/Socialne\\_statistiky/Socialne\\_statistiky/Socialna\\_ochrana/SO\\_2008\\_20090109.pdf](http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek_600/Socialne_statistiky/Socialne_statistiky/Socialna_ochrana/SO_2008_20090109.pdf)

[4] Alexandra Petrášová, ESSPROS – Výdavky a príjmy na sociálnu ochranu, 200-2007, dostupné na webe:

[http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek\\_600/Socialne\\_statistiky/Socialne\\_statistiky/Socialna\\_ochrana/so\\_2000-2007o1.pdf](http://portal.statistics.sk/files/Sekcie/sek_600/Socialne_statistiky/Socialne_statistiky/Socialna_ochrana/so_2000-2007o1.pdf)

[5] Európska komisia – EUROSTAT - databáza

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/social\\_protection/introduction](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/social_protection/introduction)

[6] Európska komisia, MISSOC databáza

[http://ec.europa.eu/employment\\_social/social\\_protection/missoc\\_tables\\_en.htm](http://ec.europa.eu/employment_social/social_protection/missoc_tables_en.htm)

**Adresa autora:**

Alexandra Petrášová, Ing., Mgr., PhD.

Tomášiková 10/E

821 02 Bratislava

[alexandra.petrasova@statistics.sk](mailto:alexandra.petrasova@statistics.sk)

# Metodológia a prax zberu demografických údajov v Európskom štatistickom systéme

## Methodology and practice of demographic data collection in the European Statistical System

Zuzana Podmanická

**Abstract:** This paper gives an overview on the current progress in the field of demographic data provision within the European statistical system. It analyses main problematic issues resulting from the discussions about upcoming regulations. Today, the demographic changes are an important phenomenon significantly affecting development of the society and that is way the statistical institutions and other stakeholders should provide correct and comparable data.

**Key words:** European Statistical System, demography, legal framework, demographic data

**Kľúčové slová:** Európsky štatistický systém, demografia, právny rámec, demografické údaje

**JEL classification:** C80

### 1. Úvod

Európsky štatistický systém (ESS) je tvorený Eurostatom, národnými štatistickými úradmi (štáty EÚ a Island, Nórsko, Lichtenštajnsko), vybranými ministerstvami, európskymi agentúrami a centrálnymi bankami. V rámci ESS má riadiacu úlohu Eurostat. Činnosť ESS je zosúlad'ovaná i s medzinárodnými organizáciami (OSN, MMF, Svetová banka, OBSE).

Eurostat nie je samostatnou inštitúciou EÚ, je súčasťou Európskej komisie ako jedno z generálnych riaditeľstiev. Hlavnou úlohou je poskytovať EÚ korektné a porovnateľné štatistické dáta, na podporu rozhodovacích procesov EÚ. Eurostat pracuje výhradne s dátami, ktoré poskytujú národné inštitúcie členských krajín, v tejto sfére však usiluje a zosúlad'ovanie pojmov, metodiky, štatistických zisťovaní, štatistických metód, dátových štruktúr, technických noriem, atď.

Základný právny rámec ESS je tvorený:

a) primárnym právom: Zmluva o fungovaní Európskej únie - Článok 338:

1. Bez toho, aby bol dotknutý článok 5 Protokolu o štatúte Európskeho systému centrálnych bánk a Európskej centrálnej banky prijímú Európsky parlament a Rada v súlade s riadnym legislatívnym postupom opatrenia na vypracovanie štatistík tam, kde je to nevyhnutné pre výkon činností Únie.

2. Štatistiky vypracované Úniou sú v súlade s požiadavkami nestrannosti, spoľahlivosti, objektivity, vedeckej nezávislosti, hospodárnosti a štatistického utajenia dôverných dát; hospodárskym prevádzkovateľom pritom nemajú spôsobiť nadmerné bremeno.

b) sekundárnym právom

- Nariadenie Európskeho parlamentu a Rady (ES) č. 223/2009 z 11. marca 2009 o európskej štatistike a o zrušení nariadenia (ES, Euratom) č. 1101/2008 o prenose dôverných štatistických údajov Štatistickému úradu Európskych spoločenstiev, nariadenia Rady (ES) č. 322/97 o štatistike Spoločenstva a rozhodnutia Rady 89/382/EHS, Euratom o založení Výboru pre štatistické programy Európskych spoločenstiev. Text s významom pre EHP a Švajčiarsko



- Rozhodnutie Európskeho parlamentu a Rady č. 234/2008/ES z 11. marca 2008, ktorým sa zriaďuje Európsky poradný výbor pre štatistiku, a ktorým sa zrušuje rozhodnutie Rady 91/116/EHS. Text s významom pre EHP
- Rozhodnutie Komisie 97/281/ES z 21. apríla 1997 o úlohe Eurostatu v súvislosti s tvorbou štatistiky spoločenstva.

## 2. Demografické dáta a ESS

V súčasnosti sa poskytujú Eurostatu demografické dáta na základe džentlmenovej dohody. Zvyšovanie politickej významnosti demografických údajov viedlo na európskej politickej scéne k snahám dať demografickej štatistike právny rámec, ktorý by zaistil poskytovanie porovnateľných, koherentných a aktuálnych dát.

V roku 2009 Eurostat začal prípravu legislatívy vo vzťahu k demografickej štatistike. Vzhľadom na potrebu právnej sily pôjde o nariadenie, pretože nariadenie, prijaté Radou spolu s Parlamentom alebo samotnou Komisiou, je všeobecným a záväzným aktom vo všetkých svojich častiach. Na rozdiel od smerníc, ktoré sú adresované členským štátom a rozhodnutí, ktoré majú presne stanovených adresátov, je nariadenie adresované všetkým, je priamo aplikovateľné, čo znamená, že predstavuje právo, ktoré je okamžite platné vo všetkých členských štátoch a má rovnakú silu ako národná legislatíva, a to bez akéhokoľvek zásahu zo strany národných orgánov.

Od konca roku 2009 prebieha diskusia k návrhu **Nariadenia o demografickej štatistike**. Potreba takéhoto Nariadenia je plne uznaná štatistickými úradmi ESS.

Najzávažnejším problémom v Nariadení je „koncept obyvateľstva“ („concept of population“) a následne poskytovanie dát podľa tohto konceptu. Obyvateľstvo v tomto prípade totiž neznamená len základňu pre demografickú štatistiku, ale „výsledné čísla“ o počte obyvateľstva sú priamo používané pre politické rozhodnutia. Diskusie, ktoré prebehli v súvislosti s touto problematikou nevedli ku konsenzu, Eurostat v súčasnosti pripravuje návrh, ktorý by mal integrovať návrhy demografov členských krajín a potrebu pre striktnú harmonizáciu tejto štatistiky pre politické oblasti bezprostredne využívajúce predmetné údaje.

Hlavné problémy z hľadiska obsahu dát v návrhu Nariadenia môžeme zhrnúť do nasledujúcich okruhov:

*Koncept obyvateľstva* (registrovaný pobyt/obvyklý pobyt; resident/non resident)

Problematika štatistiky obyvateľstva na základe druhu pobytu je závažná, členské štáty majú rozdielne metodologické prístupy i národnú legislatívu. Možnými dôsledkami sú napr. nebezpečie dvojitého započítavania obyvateľov, nebezpečie nezapočítania (dieťa narodené matke bez obvyklého pobytu), problematický je limit 12 mesiacov (trvanie, zámer) predovšetkým na regionálnej úrovni (imigranti sa môžu sťahovať v rámci územia), štatistika sobášnosti, kde obvyklý pobyt je odlišný od miesta uzavretia sobáša,...

Požaduje sa vypracovanie metodického usmernenia pre použitie „obvyklého“ pobytu na jednotlivé demografické udalosti.

*Rodinný stav*

Nariadenie požaduje i dáta o registrovaných partnerstvách, potom termín „marital“ nezodpovedá požiadavke. Zdôrazňuje sa, že v prípade registrovaných partnerstiev musí ísť o zákonný zväzok, kohabitácie teda nepatria do tejto skupiny spolužitia. Poskytovanie dát sa týka krajín, kde legislatíva umožňuje tento typ zväzkov.

*Štatistika „on unions and disunions“*

Problematiká je početnosť týchto partnerstiev, predovšetkým homosexuálnych, čo ohrozuje ochranu osobných údajov, navyše u týchto partnerstiev je diskutabilný súvis s demografiou ako vedou o reprodukciu obyvateľstva. Nejasnosti sú o okolo aplikácie obvyklého pobytu partnerov.

### *Vzdelanie*

Dosiahnuté vzdelanie nie je typický demografický ukazovateľ a väčšina krajín tieto údaje v súčasnosti nespracováva na ročnej báze. Sú návrhy na vylúčenie povinnosti poskytovať tieto dáta. Protiargumentom je, že dosiahnuté vzdelanie, aj keď nejde o typický demografický ukazovateľ, bude v budúcnosti veľmi potrebnou charakteristikou, predovšetkým ako denominátor. Je teda správnejšie hľadať riešenia, ako zamietnuť poskytovanie týchto dát. Krajiny, ktoré nemajú registre a nebilancujú tento ukazovateľ by mali využívať LFS.

### *Vitálna štatistika*

Obsah požadovaných dát je vo všeobecnosti problematický, odporúča sa jeho prehodnotenie v spolupráci s OSN. Otvorené zostávajú problémy predovšetkým v súvislosti s dátami podľa regiónu bydliska, parity, dosiahnutého vzdelania, úmrtí detí do 1 roka, mesačné dáta.

Hlavné záležitosti z hľadiska manažmentu poskytovania dát v návrhu Nariadenia môžeme zhrnúť do nasledujúcich okruhov:

### *Obsah*

Demografický pohyb (na národnej úrovni, na úrovni NUTS2 a NUTS3), fertilita & mortalita (na národnej úrovni), rodinný stav, registrované partnerstvá (na národnej úrovni).

### *Prenos dát*

Dáta musia byť poskytované Eurostatu cez eDAMIS. Systém umožňuje monitoring posielených dát, posielanie vysvetliviek, šifrovanie dôverných údajov pred ich prenosom, základné dátové kontroly, rýchlu identifikáciu súborov (ak budú názvy sú podľa dohovoru alebo v GEMES alebo SDMX-ML formáte).

### *Referenčné obdobie a referenčný rok*

Viaceré členské štáty odporúčali posun prvého referenčného roku 2010 na 2011 – rok cenov.

### *Lehoty na prenos dát*

V súčasnosti sa demografické údaje referenčného roku na národnej úrovni poskytovali do 15.09. a na regionálnej úrovni do 15.12. nasledujúceho roku. Nový návrh predpokladá do 8 mesiacov od skončenia referenčného roka poskytnutie údajov o definitívnom počte obyvateľov a poskytovanie dát na národnej a regionálnej úrovni v jednom termíne (kvôli koherencii), a to do 30.10. Viaceré štáty žiadali posun navrhovaného termínu, o. i. i v súvislosti s poskytovaním údajov za migračnú štatistiku, ktoré sa poskytujú až do 12 mesiacov od skončenia referenčného roku.

### *Revízia dát*

Štáty revidujúce poskytované dáta považujú za problematické časové ohraničenia Nariadenia, pretože pri zistení chyby tieto opravujú okamžite, odmietajú fixovať termíny.

Ďalšou pripravovanou legislatívou, ktorá sa týka demografickej štatistiky je návrh **Nariadenia Komisie o príčinách smrti** implementujúceho Nariadenie EP a Rady (ES) č. 1338/2008 o štatistikách Spoločenstva v oblasti verejného zdravia a bezpečnosti a ochrany zdravia pri práci.

Boli definované jednotlivé ukazovatele úmrtnosti a príčin smrti i územné štruktúry, za ktoré bude potrebné údaje podľa Nariadenia č. 1338/2008 poskytovať (viď Príloha 2). Dáta o príčinách smrti boli analyzované z hľadiska dostupnosti, metadát a ich šírenia. Diskusie ukázali, že ide o náročnú úlohu.

Hlavné problémy v návrhu Nariadenia môžeme zhrnúť do nasledujúcich okruhov:

### *Metodika*

Sú nekonzistentné definície mŕtvonarodeného dieťaťa; používajú sa 9. i 10. revízia Medzinárodnej klasifikácie chorôb (MKCH); jej aktualizácia je na rôznych úrovniach v jednotlivých krajinách; používajú sa 3-miestne a 4-miestne kódy (podľa Nariadenia bude požiadavka na 4-miestne kódovanie).

### *Úplnosť dát*

Problematická je evidencia úmrtí v súvislosti rôznymi typmi pobytov obyvateľov. Predpokladá sa, že evidencia nie je úplná a štatistická chyba v rámci ESS značná.

### *Kvalita*

Je vyvíjaný medzinárodný software pre kódovanie príčin smrti (IRIS), ktorého cieľmi sú zlepšenie kvality a medzinárodnej porovnateľnosti dát o príčinách smrti (IRIS je „free“, ale nie „open“). Názory na náklady implementácie sú však rôzne, napr. Rakúsko pracuje na implementácii „full“ verzie, zatiaľ bolo potrebných 3,5 pracovníkov navyše, 2 roky pracujú na jazykovej štandardizácii, 10-14 mesiacov zabralo programovanie, ďalej je potrebná aktualizácia MKCH, realizácia kurzov,... Francúzski experti tvrdia, že pre najrýchlejšiu (najlacnejšiu) adaptáciu IRIS na národnej úrovni „postačuje“ práca IT experta – cca 3 dni (implementácia technickej podpory), používanie ORACLE, nákup PC, štúdium manuálu a zvládnutie práce – cca 5 dní (ak je pracovník kódovač). Pozn. v Slovenskej republike sa kóduje manuálne.

Je potrebné venovať pozornosť i koherencii dát poskytovaných za demografickú štatistiku a štatistiku o zdraví (štatistika príčin smrti).

## **3. Záver**

Demografické informácie tvoria osobitnú, relatívne samostatnú časť štatistických dát produkovaných v rámci ESS.

Demografický vývoj má dopad na rôzne stránky spoločenského vývoja a v budúcnosti sa určite budeme musieť pozerieť na všetky politiky cez okuliare demografie. Na jednej strane napomáhajú rozhodovaniu v politickej i ekonomickej oblasti na strane druhej umožňujú spätné kontroly a možnosť reálne posudzovať stav spoločnosti. Objektívne demografické údaje sú teda nepostrádateľnou údajovou základňou pre každú ľudskú spoločnosť.

Je jasné, že systém demografickej štatistiky nebude dokonalý, ale je potrebné nachádzať spôsoby a procesy na jeho skvalitňovanie a minimalizovanie chýb.

Aby sme sa však dopracovali k čo najlepšiemu systému demografickej štatistiky na európskej úrovni je nevyhnutná spolupráca na medzinárodnej i národnej platforme. Náležité sú diskusie medzi akademickou obcou, producentmi štatistických dát a užívateľmi, či už z verejnej alebo komerčnej oblasti. Ako základnú je potrebné riešiť otázku počtu obyvateľstva a problematiku jej aktualizácie (trvale bývajúcce obyvateľstvo verzus prítomné obyvateľstvo verzus denné obyvateľstvo,...). Ďalej je potrebné zaoberať sa výberom dát o danom obyvateľstve, ktorý by sa mal podriaďovať predovšetkým predmetu demografie (populačná reprodukcia) a v rámci vonkajších podmienok selektovať a následne skúmať zložky, ktoré najvýznamnejšie pôsobia na ľudskú reprodukciu. Rovnako je tiež potrebné diskutovať do akej územnej úrovne má zmysel spracovávať, zhromažďovať a zverejňovať jednotlivé údaje v demografickom dátovom fonde.

Skúsenosti ukazujú, že takéto diskusie sú užitočné pre hlbšie poznávanie sledovaných javov, pretože prekonávajú viac-menej prirodzenú jednostrannosť účastníkov a zvyšujú pravdepodobnosť, že sa na nič podstatné nezabudne. Cieľom tohto článku je práve poukázať na závažnosť problematiky demografickej štatistiky a pozvať k spoločenskej diskusii o jej budúcnosti v rámci ESS.

## **4. Literatúra**

[1] <http://eur-lex.europa.eu/cs/index.htm>

[2] <http://circa.europa.eu/Public/irc/dsis/Home/main?index>

[3] <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>

[4] <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=4>

## **Príloha 1 Zoznam skratiek**

eDAMIS(electronic Data files Management and Information System) – elektronický riadiaci a informačný systém pre tok dát

EHP – Európsky hospodársky priestor

ESS – Európsky štatistický systém

EÚ – Európska únia

EURATOM (European Atomic Energy Community) – Európske spoločenstvo pre atómovú energiu

Eurostat – Európsky štatistický úrad

IRIS (A language-independent coding system based on the Mortality Medical Data System) – nástroj pre automatizované kódovanie príčin smrti

LFS (Labour Force Survey) – Výberové zisťovanie pracovných síl

MKCH – Medzinárodná klasifikácia chorôb

MMF – Medzinárodný menový fond

NUTS (Nomenclature des Unites Territoriales Statistique) – Nomenklatúra územných štatistických jednotiek

OBSE – Organizácia pre bezpečnosť a spoluprácu v Európe

OSN – Organizácia spojených národov

## **Príloha 2 Návrh zoznamu demografických dát pre ESS**

### **Statistics on population**

The Member States shall supply to the Commission (Eurostat) the statistics on population disaggregated as follows:

- (a) population by age, sex and region of residence;
- (b) population by age, sex and legal marital status;
- (c) population by age, sex and educational attainment.

### **Statistics on vital events**

The Member States shall supply to the Commission (Eurostat) the statistics on vital events disaggregated as follows:

- (a) live births by sex and mother's age and year of birth;
- (b) live births by mother's age, year of birth and region of residence;
- (c) live births by mother's age, year of birth and legal marital status;
- (d) live births by mother's age, year of birth and educational attainment;
- (e) live births by mother's age, year of birth and parity;
- (f) live births by month of occurrence;
- (g) infant deaths by age and sex;
- (h) deaths by age, sex, year of birth and region of residence;
- (i) deaths by age, sex, year of birth and legal marital status;
- (j) deaths by age, sex, year of birth and educational attainment;
- (k) deaths by month of occurrence.

### **Statistics on legal unions and disunions**

The Member States shall supply to the Commission (Eurostat) the statistics on legal unions and disunions disaggregated as follows:

- (a) marriages by previous legal marital status of marrying persons;
- (b) registered partnerships by previous legal marital status of registering partners;
- (c) first-time marrying persons by age, sex and year of birth;
- (d) first-time registering partners by age, sex and year of birth;
- (e) person contracting legal union for first-time by age, sex and year of birth;
- (f) divorces by duration and year of the marriage;
- (g) registered partnerships legally dissolved by duration and year of the registered partnership.

**Príloha 3 Návrh zoznamu demografických dát pre ESS**

- 1) Year of death (date of occurrence);
- 2) Sex;
- 3) Underlying cause of death ICD (4 digits);
- 4) Age (0 days, 1,2,3,4,5,6 days, 7-27 days, 28-365 days, 1year, 2,3,4, 5-9, ...85-89, ...105+);
- 5) Country of occurrence;
- 6) Region of occurrence (NUTS 2);
- 7) Region of residence (NUTS 2) / Region of residence of the mother (NUTS 2);
- 8) Country of residence/Country of residence of the mother;
- 9) First group of stillbirth
  - birth weight from 500g up to 999g or when birth weight does not apply
  - gestational age from 22 up to 27 completed weeks or when none of the two applies
  - crown-heel length from 25 up to 34 cm;
- 10) Second group of stillbirth
  - birth weight of 1000g and more or when birth weight does not apply
  - gestational age after 27 completed weeks or when none of the two applies
  - crown-heel length of 35 cm or more;
- 11) Age of mother by age group (less than 15 years of age, 5 years age groups thereafter up to 49 years of age and 50+);
- 12) Parity.

**Adresa autora**

Zuzana Podmanická, RNDr.  
Štatistický úrad SR  
Odbor štatistiky obyvateľstva  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava  
e-mail: [zuzana.podmanicka@statistics.sk](mailto:zuzana.podmanicka@statistics.sk)



## Inovácia v kontexte novej racionality<sup>1</sup> Innovation in context of new rationality

Milan Potančok

**Abstract:** The article analyses the problem innovation and rational thinking connected with conception creative society. New thinking must be developed which will bridge the difference between knowing and creation, and which can be described with attributes such as critical, innovative, self-transforming and practical optimistic. Discussion arising from the principles of creative society have helped somewhat to clarify the new perspectives human creative activity.

**Key words:** science, new rationality, innovation, rational thinking, creative society, practical optimism, self-transformation.

**Kľúčové slová:** veda, nová racionalita, inovácia, kritické myslenie, kreatívna spoločnosť, praktický optimizmus, sebatransformácia.

Kríza konvenčnej paradigmy vedy sa postupne dostáva do všetkých sfér a zahŕňa predefinovanie samotných základov toho, čo sa považuje za vedecké poznanie. Paradigmatická pointa vyjadrujúca hĺbku tejto zmeny spočíva azda v tom, že od začiatku 20. storočia veda postupne prestala byť pozorovaním sveta (a informáciou) a stala sa tvorením sveta. Toto mení postavenie človeka vo svete.

Táto kríza vedie k hlbokému predefinovaniu spôsobov, ako robiť vedu, a predovšetkým miesta samotnej vedy a poznania vnútri spoločnosti. Ide o otázku, vychádzajúcu z myšlienky, že zmeny, ktoré sa dejú v súčasnom vedeckom myslení, modifikujú súčasne perspektívu poznania, ale aj ideály racionality. Z hľadiska zmeny v poznaní jestvujú dve základné zmeny: prvou je, že v súčasnej vede má prevahu *tvorenie*, a druhou je *neklasický* charakter nových vedeckých výtvorov, predmetov a nástrojov, ktoré sú v nich zahrnuté, pretože tieto nové výtvory majú neklasický charakter. Nie sú to výtvory ako tie predchádzajúce. Neklasické nástroje a predmety majú prvky vlastné neistote a autonómnosti. Účinky fungovania týchto výtvorov neumožňujú predpovede a riadenie zo strany ich tvorcov, čo spôsobuje problémy pri určovaní korelácií predpovedí a efektívnej kontroly z dlhodobého hľadiska.

V dôsledku toho sa zmenila veda aj každodenný život, sformulovali sa nové problémy a prebieha revolúcia v poznaní. Obsah revolúcie je stanovený revolúciou v koncepcii človeka, v spôsoboch chápania a produkovania poznatkov a v samotnej vede. Jedna z podstatných zmien, ktorá je spôsobená touto revolúciou, je modifikácia miesta vedeckého poznania v systéme ľudských poznatkov, čo vedie k vypracovaniu nového poznania, ktoré napreduje s takými inovatívnymi teoretickými riešeniami, ako je hľadisko „komplexnosti“.

Idey komplexnosti sú výzvou pre klasický ideál racionality. Voči tomu, čoho štruktúra pochádza z ideálu zjednodušovania zodpovedajúceho klasickej racionalite, sa stavia *nová racionalita*, ktorá dáva prednosť pohľadu komplexnosti ako podstatnej charakteristike sociálnej i nesociálnej reality okolo nás. Je to nové chápanie sveta v kategóriách dynamických systémov, kde interakcie medzi prvkami systému a ich prostredím sa stávajú rovnako dôležitými ako analýza samotných prvkov.

---

<sup>1</sup> Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0536/10 „Inovácie ako strategický základ zvyšovania konkurenčnej schopnosti SR.“



Hľadisko „komplexnosti“ navrhuje prekonanie klasického ideálu racionality, sústredeného na prevahu rozumu, objektivitu poznania, metódu a poňatie poznatkov v službe človeku, aby len uspel. Táto nová racionalita nie je založená na kauzálnom vzťahu a na vysvetľovaní reality, o ktorom predpokladá, že je nemenný a so zákonmi, ktoré môžu byť poznané. Éra poznania sa zakladá na inej znalosti, takej, čo chápe zmenu nie ako porušenie poriadku, ale ako sľubnú *inováciu*. Inováciu, pri ktorej veda nie je len opisom „prírodných zákonov“ a vysvetlením javov, ale zahŕňa aj tvorbu, modifikovanie prírody, a preto zabezpečuje ľudskej role nové miesto. Inováciu, v ktorej produkcia znalosti nie je jednou vecou a etika druhou.

Je prirodzené, že sféra faktorov, stimulov alebo determinantov technických inovácií a technických zmien je veľmi široká a rôznorodá. Preto tvrdenie, že moderná technika je aplikovanou vedou, vystihuje síce dôležité zdroje technických zmien a technických inovácií, ale samo o sebe je len zjednodušeným tvrdením. Inovačné procesy a na ne nadväzujúce procesy technických zmien prebiehajú spravidla v slede určitých fáz, ktoré na seba nadväzujú a ktorých sled môže byť narušený pôsobením nevhodných podmienok nie len technickej, ale predovšetkým sociálno-ekonomickej povahy. Ako hlavné fázy inovačných procesov sú považované tzv. na seba nadväzujúce skupiny činností: *invenčné činnosti* (t.j., aktivity, v ktorých prevládajú kognitívne činnosti, teoreticko-výskumne práce smerujúce k novým koncepciám, k novým konceptuálnym schémam apod. a *inovačné činnosti* (v užšom slova zmysle), v ktorých sa už konkretizujú podmienky realizovateľnosti, podmienky novej inštitucionalizácie, technicko-ekonomické a organizačné podmienky zavedenia a pod.) ([4], 139-140).

Inovácie budú predovšetkým prevíťvať všade tam, kde sa uznáva otvorenosť voči fyzickému i myšlienkovému svetu, kde všetci sú pripravení na neistotu, lebo žiadna firma, žiadny proces a nijaký vynález nemá zaručenú budúcnosť. Stručne povedané inovácie sa skutočne rozvinú len pochopením toho, že svet sa rýchle mení, že je mimoriadne dynamický a rozkolísaný a že budúcnosť nemožno predvídať.

Škola racionálnej kritiky tvrdí, že keď existujúce teórie nedokážu vysvetliť ani vyriešiť aktuálne problémy, budú formulácie nových hypotéz – a tým aj nové vedecké znalosti – podobne ako inovácie pravdepodobnejšie rozkvitáť tam, kde sa otvorene liberalizuje a podnecuje konštruktívna kritika. Tu tiež pomerne často dochádza k formulácii nových myšlienok a hypotéz ďaleko od autority expertov, lebo experti podobne ako manažéri v podnikateľskej sfére sa často stávajú zajatcami svojej špecializácie a prostredia.

Vedecké znalosti sa budú s vyššou pravdepodobnosťou objavovať v prostredí, kde sa akceptuje, že neexistujú žiadne predpísané alebo logické metódy pre formuláciu hypotéz, že tieto hypotézy môžu byť výsledkom náhlej inšpirácie, z iných odborov alebo od ľudí, ktorí vykonávajú odlišné profesie alebo sa pohybujú v odlišnom prostredí.

Všetky tieto podmienky súvisia s tým, čo je v programoch vedy, inovačnej a technickej politiky pre toto storočie označované ako „aktívna spoločnosť“ ([4], 167), resp. „**kreatívna spoločnosť**“. Pojem „kreatívna spoločnosť“ je treba pokladať za „ideálny typ“, t.j. za abstraktnú schému slúžiacu na charakteristiku empirických situácií, za súbor žiaducich atribútov alebo postulátov, ktoré sú dôležité tak pre pozitívne ovplyvňovanie, ako aj pre pozitívnu recepciu stimulujúcich iniciatív vo vede, v inováciách a v spoločnosti.

„Kreatívnu spoločnosť“ možno charakterizovať ako *otvorenú spoločnosť* ([3]). Otvorená spoločnosť je charakteristická, čo je dôležité pre recepciu stimulujúcich iniciatív, tým, že je pluralistická, že uznáva a toleruje rozmanitosť názorov, postojov a hodnôt, právo občana slobodne sa rozhodovať, prijať alebo odmietnuť tie alebo oné názory a hodnoty. Súčasne tiež platí, že otvorená spoločnosť usiluje o rozumnú rovnováhu medzi toleranciou

vzhľadom k pluralite v uvedenom zmysle a k netolerancii vzhľadom k všetkým javom, krokom alebo pokusom o zneužitie slobôd.

Pluralita názorov, hodnotových postojov a možných a prijateľných preferencií, ktorou sa vyznačuje otvorená spoločnosť, vyžaduje tiež dostatočnú trpezlivosť, trpezlivé hľadanie prijateľného riešenia alebo konsenzu. Jej účastníci si však musia byť vedomí, že aj nakoniec prijaté riešenie, ktoré sa javí ako maximálne vyhovujúce, spojené s minimálnym rizikom, pre ktoré je nájdené najlepšie zdôvodnenie, môže byť chybné. Musia byť preto schopní uznať svoj omyl, ak sa ukáže, že prijaté rozhodnutie je spojené s neúnosným rizikom a viedlo k chybám alebo stratám. Preto pluralizmus otvorenej spoločnosti musí byť kritickým pluralizmom.

Otvorená spoločnosť chráni slobodnú výmenu názorov, slobodu kritiky a slobodu experimentovania. Jej aktéri oponujú nedobrovoľne vnúteným „autoritám“, sú skeptickí k donucovacím politickým riešeniam, proti pasívnej a nespytujúcej sa poslušnosti k vodcom, proti neflexibilným hierarchiám, ktoré potláčajú iniciatívu a inteligenciu. Aplikujú kritický racionalizmus v spoločnosti, pretože všetky naše inštitúcie a procesy sú otvorené pre ďalšie zdokonaľovanie. Spoločnosti s donútenou centralizovanou kontrolou nepovoľujú iný názor alebo diverzitu, zatiaľ čo otvorená spoločnosť umožňuje existenciu všetkých možných typov inštitúcií. Otvorená spoločnosť slúži ako základný rámec, v ktorom sa môže začať spoločenská experimentácia, a taktiež rozvoj a podpora pre objavovanie, inováciu a pokrok.

Jedine čo „kreatívna spoločnosť“ spoločnosť uznáva je *kritické myslenie*, zdôvodňovanie, intelektuálnu nezávislosť a čestnosť. „Kreatívna spoločnosť“ odmieta slepú vieru a pasívne, konformné rozmyšľanie, ktoré vedie k dogme a stagnácii. Použitím kritického a kreatívneho myslenia môžu aktéri danej spoločnosti objavovať nové myšlienky, odfiltrovať neobhájiteľné myšlienky, či už nové alebo staré. Ak sa chce človek v „kreatívnej spoločnosti“ zdokonaľovať, či už na individuálnej alebo spoločenskej úrovni, potrebuje kriticky útočiť na dogmy a predsudky minulosti a odmietať populárne dezilúzie prítomnosti. V „kreatívnej spoločnosti“ jej členovia neakceptujú žiadne konečné intelektuálne autority. Žiadny jedinec, žiadna inštitúcia, žiadna kniha a žiadny jednotlivý princíp nemôže slúžiť ako zdroj alebo štandard pravdy. Všetky presvedčenia môžu mať svoju chybu a preto musia byť otvorené neustálemu testovaniu. „Osvietenie“, autorita, alebo emócie sa nepovažujú za spoľahlivé zdroje vedomostí. Vyhlásenia, ktoré nemôžu byť overené sa berú na ľahkú váhu. Najväčší dôraz sa preto kladie na dôvod, to však neznamená, že sa odmieta emócia a intuícia. Tieto môžu vniesť dôležitú informáciu a hrať dôležitú rolu v myslení, ale nemožno ich považovať za nespochybniteľné autority. Považujú sa iba za nevedomé spracovanie informácií, ktorých správnosť je neistá. Iba kritické myslenie dokáže nájsť objektívnu pravdu a dopracovať sa k objektívnym vedomostiam. Len na jeho základe možno pochopiť realitu a pomocou vedy môže človek progresívne obísť svoje vlastne kognitívne a zmyslové nedostatky a spoznať svet taký aký je.

„Kreatívna spoločnosť“ je principiálne postavená na pozitívnej *sebatransformácii*, čo vyžaduje kritickú analýzu momentálneho presvedčenia, chovania a stratégie. Aktéri takejto spoločnosti sú experimentátori, ktorí rešpektujú a aplikujú výskum na dosiahnutie efektívnejších myšlienok a ktorí sú ochotní skúmať nové technológie sebatransformácie. V snahe o dosiahnutie kontinuálneho zlepšovania sa spoliehajú na vlastný úsudok, odmietajú byť spútaní dogmou, či už náboženskou, politickou alebo intelektuálnou. Ľudia tohto typu preto študujú pokročilé, vznikajúce a budúce technológie, ktoré by mohli podporiť ich sebatransformujúci potenciál. Neodmietajú biologicky a neurologicky sa rozvíjať, preto sa zaujímajú o prostriedky ako napr. neurochemické stimulanty, počítače a elektronické siete, kritické a kreatívne metódy učenia, meditáciu a vizualizačné techniky a aplikovanú kognitívnu psychológiu. Zbavovaním sa limitov, ktorými ľudí obdarovala matka príroda sa

snažia ľudia usilujúci o sebatransformáciu, využiť dar racionálnej, empirickej inteligencie pri prekračovaní ľudských limitov. Vybrali si výzvu namiesto pohodlia, inováciu namiesto emulácie, transformáciu namiesto letargie.

Nezanedbateľným pre „kreatívnu spoločnosť“ je taktiež *praktický optimizmus*. Jedná sa pozitívny a dynamický postoj k životu. Namiesto prežívania ničím nenaplneného života podporovaného fantáziami o ďalšom živote, praktický optimizmus entuziasticky smeruje energiu aktérov „kreatívnej spoločnosti“ k naplneniu vízie nekonečného vývoja vpred. Optimistický pohľad na budúcnosť im umožňuje hľadať lieky na choroby minulosti, a prevziať zodpovednosť za budúcnosť a začať ju tvoriť. Praktický optimizmus im nedovoľuje pasívne čakanie, ale okamžitú činnosť, konfrontujúc dnešné výzvy a vytvárajúc ešte schodnejšie východiska pre budúcnosť. Sú schopní a odhodlaní dostať osobnú, sociálnu a technologickú evolúciu do ešte vyšších foriem. Namiesto strachu z budúcnosti, aktéri praktizujúci neobmedzený optimizmus pokračujú vo vylepšovaní vlny evolučného pokroku. Ako nástroj evolučného pokroku presadzujú inovácie, ktoré chápu ako *cieľ spoločnosti*, spôsob ako využiť ľudskú tvorivosť na vytvorenie novej podoby civilizácie. Ako príklad možno uviesť transhumanistickú filozofiu Maxa Mora ([2], 34).

Praktický optimizmus a pasívna viera sú nekompatibilné. Praktický optimizmus znamená kritický optimizmus. Viera je pevné presvedčenie, že nejaká externá sila, či už boh, štát vyriešia naše problémy. Viera zasieva pasivitu príslubom pokroku, ktorý bude spoločnosti udelený nadradenou mocou. Lenže za tento dar si od nás viera vyžaduje fixnú dôveru a podriadenie sa týmto externým silám, čím vytvára dogmatické zmýšľanie a iracionálne správanie. Praktický optimizmus podporuje iniciatívu a inteligenciu, uisťuje nás, že sme schopní zlepšiť život vlastnými prostriedkami a skutkami. Možnosti a príležitosti sú všade, sú výzvou pre aktérov „kreatívnej spoločnosti“, aby ich uchopili a stavali na nich. Dosiachnutie cieľov vyžaduje, aby verili sami v seba, aby horlivo pracovali a boli schopní revidovať svoje stratégie.

Zo všetkých uvedených princípov „kreatívnej spoločnosti“ vyplýva pre školský systém dôležitý dôsledok. Nové znalosti zahŕňajú úlohu navyknúť študentov na skutočnosť, že to, čo sa očakáva ako výsledok edukácie, je človek, ktorý rozmýšľa ako riešiť problémy, a ktorý sa ich naučil riešiť. Preto treba formovať človeka tak, aby sa už neučil len myslieť, ale tvorivo myslieť.

## Literatúra

- [1] FUKUYAMA, F. 1990. Konec dejín? In: Revue pro stredoevropskou kulturu a politiku, 1990, roč. 6., č. 15.
- [2] KLINEC, I. 2010. Zelené myslenie pre zelenú budúcnosť. Alternatívne ekonomické a sociálne teórie podporujúce smerovanie k udržateľnému rozvoju. Študijné texty. In: [http://development.upol.cz/soubory/studium/study\\_text.pdf](http://development.upol.cz/soubory/studium/study_text.pdf).
- [3] POPPER, K. R. 1994. Otvorená spoločnosť a její nepřátelé. II. Praha: Oikoymeneh, 1994. ISBN 80-85241-54-4.
- [4] TONDL, L. 1994. Věda, technika a společnost. Praha: Filosofia, 1994. ISBN 80-7007-051-X.

## Adresa autora

Milan Potančok, Ing. Mgr. PhD.

Vazovova 5

812 43 Bratislava

milan.potancok@stuba.sk

## Demografická rozmanitosť regiónov Slovenska Demographic Diversity of Regions of Slovakia

Monika Prochádzková

**Abstract:** Comparison of basic demographic indicators among regions (NUTS3) of Slovakia is based on a comparison of development in individual regions, according to the administrative-territorial regionization of the Slovak Republic, divided into eight regions since 1996: Bratislava, Trnava, Trenčín, Nitra, Žilina, Banská Bystrica, Prešov and Košice. Variability in the regions of Slovakia is characterized by the development of various demographic characteristics. The article aims to highlight the regional differences in demographic characteristics of citizens of Slovakia.

**Key words:** regions, population growth, demographic variables, demographic characteristics.  
**Kľúčové slová:** regióny, demografický vývoj, demografické ukazovatele, demografické procesy.

**JEL classification:** J11.

### 1. Úvod

V posledných desaťročiach pre demografický vývoj na Slovensku sú charakteristické nasledujúce trendy v demografických procesoch: klesajúci trend v sobášnosti, zvyšujúci sa sobášny vek, neustále rastúca rozvodovosť, zvyšujúci sa vek matky pri prvom pôrode, rast počtu detí narodených mimo manželstva, dlhodobý pokles pôrodnosti, nízky prirodzený prírastok, mierny rast očakávaného veku dožitia, stabilizovaná úmrtnosť, ktorá je ešte stále pomerne vysoká. Cieľom príspevku je poukázať na existujúce regionálne rozdiely v demografických procesoch obyvateľov Slovenska.

### 2. Veková štruktúra a starnutie populácie v krajoch SR

Aj napriek rozlohe 49 037 km<sup>2</sup> a relatívne nízkemu počtu obyvateľov Slovenskej republiky je populačný vývoj tejto krajiny značne územne diferencovaný. Rozlohou najväčším krajom je Banskobystrický (9 454 km<sup>2</sup>) a počtom obyvateľov Prešovský kraj s počtom obyvateľov 807 011. Najhustejšie obývaným krajom je Bratislavský kraj s hustotou osídlenia 303,4 obyvateľa na km<sup>2</sup>. Porovnanie základných demografických ukazovateľov na úrovni regiónov Slovenska je založené na porovnaní vývoja v jednotlivých krajoch, ktoré vychádza z administratívnej územnej regionizácie, podľa ktorej Slovenská republika je od roku 1996 členená na osem krajov - Bratislavský, Trnavský, Trenčiansky, Nitriansky, Žilinský, Banskobystrický, Prešovský a Košický. Variabilitu regiónov Slovenska charakterizuje vývoj jednotlivých demografických ukazovateľov. Koncom roka 2009 mala Slovenská republika 5 424 925 obyvateľov, od sčítania obyvateľov v roku 2001 (26.5.) sa zvýšil počet obyvateľov o viac ako 45 tisíc. Z celkového počtu obyvateľov bolo 2 787 987 tisíc žien. Podiel žien na počte obyvateľov v jednotlivých krajoch Slovenskej republiky bol najvyšší v Bratislavskom (52,5%), v Banskobystrickom (51,7%) a v Nitrianskom (51,6%) kraji. V Bratislavskom kraji pripadá na 1 000 mužov 1 105 žien. Naopak, najnižšie podiely žien sú v kraji Prešovskom, kde na 1 000 mužov pripadá 1 033 žien. V Žilinskom kraji je to 50,8 percentný podiel žien. [1]

Ako sme už v úvode spomínali, demografické ukazovatele už niekoľko rokov naznačujú starnutie populácie, ktoré je už charakteristickou črtou súčasného demografického vývoja.



Samotná veková štruktúra populácie sa tvorí dlhodobým vývojom demografických procesov pôrodnosti, úmrtnosti a migrácie. Na vekovú štruktúru Slovenskej republiky mal najvýraznejší vplyv pokles pôrodnosti. Demografické starnutie predstavuje zmeny vo vekovej štruktúre prejavujúce sa poklesom podielu detskej zložky a nárastom počtu staršieho obyvateľstva. Index starnutia (počet osôb vo veku 65<sup>+</sup> na 100 detí vo veku 0 - 14) sa neustále a dlhodobo zvyšuje, a to od polovice 80-tych rokov minulého storočia; v roku 2009 dosiahol hodnotu 58,2 u mužov a 102,9 u žien. Oproti roku 2001 stúpol takmer o 20 bodov. V tomto indexe sú výrazné rozdiely medzi mužmi a ženami. V ženskej časti populácie prevláda poproduktívna zložka nad produktívnou, na 100 dievčat pripadá 103 žien vo veku 65+, v mužskej časti populácie je to opačne; na 100 chlapcov pripadá 59 mužov v poproduktívnom veku.

Pri porovnávaní vekovej štruktúry v regiónoch, východná časť územia a sever stredného Slovenska sú mladšie ako západná časť krajiny. Index starnutia, ktorý je daný pomerom ekonomických generácií, ktoré sú v medzinárodných škálach vyhranené pre produktívny vek od 0 až 14 rokov a pre vek poproduktívny nad 65<sup>+</sup> rokov, pri porovnávaní regiónov je tento index najnižší v Prešovskom kraji (58,2 %), kde podiel detskej zložky je najvyšší a podiel poproduktívnej zložky najnižší, rozdiel je 7,8 bodov v prospech vekovej skupiny 0 až 14 ročných. Proces starnutia v krajoch prebieha rôznou intenzitou. Najvyššia je v Trenčianskom, v Nitrianskom a Bratislavskom kraji, kde je aj najvyšší priemerný vek. V týchto krajoch je podiel predproduktívnej a poproduktívnej vekovej skupiny takmer na rovnakej úrovni. Z hľadiska ekonomických vekových skupín na úrovni krajov má predproduktívnu zložku najlepšie zastúpenú Prešovský. Rozdiel priemerných vekov medzi krajom Prešovským a Bratislavským je takmer štyri roky v prospech Prešovského kraja. Najvyšší priemerný vek obyvateľov bol zaznamenaný v Bratislavskom kraji, kde dosiahol hodnotu 40 rokov, u mužov 38, 28 a u žien 41, 56 roka. Najnižší priemerný vek je u mužov 34, 68 roka v Prešovskom kraji a u žien 37, 63 roka.

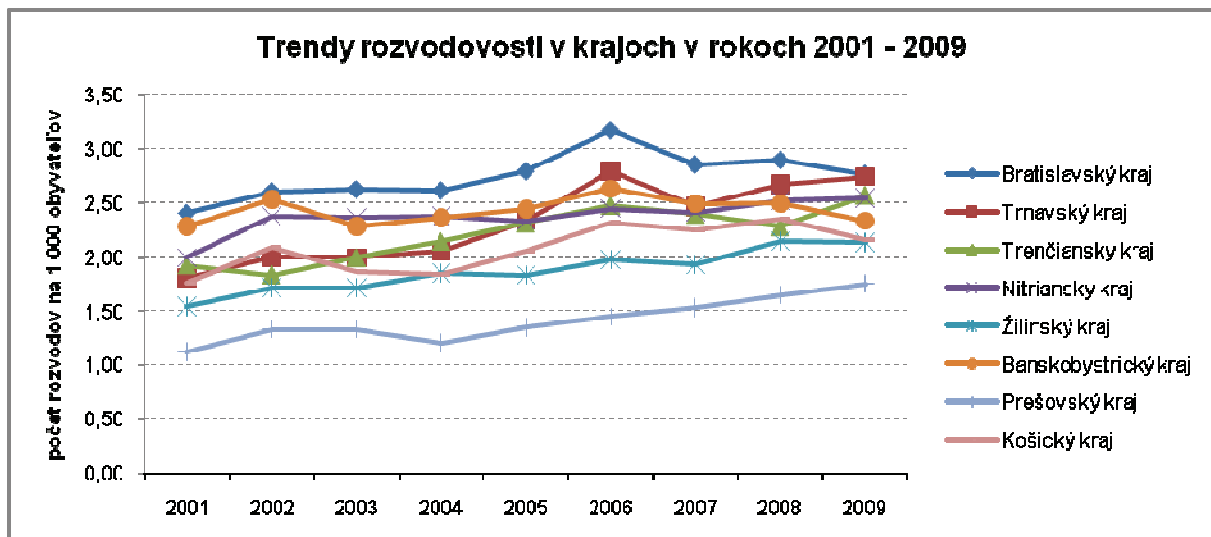
Index ekonomického zaťaženia je charakteristikou miery hospodárskeho zaťaženia práceschopného obyvateľstva závislými osobami. Rok 2009 je prvým rokom, v ktorom sa pokles hodnôt tohto indexu zastavil. Hoci ide o zanedbateľné zvýšenie, dochádza od spomínaného roku k otočeniu trendu, takže index ekonomického zaťaženia sa bude v nasledujúcich rokoch zvyšovať aj vplyvom zvyšovania početnosti poproduktívneho obyvateľstva. V roku 2009 podľa indexu ekonomického zaťaženia pripadlo na 100 obyvateľov vo veku 15-64 rokov 38 ekonomicky závislých osôb, čo v porovnaní s rokom 2001 predstavuje jeho zníženie o 5 bodov. [1] Prehlbovanie starnutia populácie sa odzrkadľuje v každej oblasti života spoločnosti, má samozrejme výrazný sociálno-ekonomický dopad. Na konci 90. rokov zaznamenala viac ako jedna tretina regiónov Európskej únie výrazný pokles počtu obyvateľstva. Ide o zmeny, ktoré ovplyvňujú život celej spoločnosti, rodinné štruktúry, spotrebu, dôchodkové režimy, čo nastoľuje mnohé otázky. Európa sa musí vyzbrojiť novým politickým umením v službách jednej z najhlbších ľudských solidarít - solidarity medzi generáciami. [2]

### 3. Sobášnosť a rozvodovosť v slovenských regiónoch

Mnohé sociologické výskumy podporujú pozitívne postoje k tradičnej rodine založenej manželstvom. Ešte stále najrozšírenejšou inštitucionalizovanou formou spolužitia muža a ženy na Slovensku je práve manželstvo. A to aj napriek tomu, že inštitúcia rodiny prechádza v ostatných desaťročiach určitou transformáciou, zvyšuje sa tolerancia ku kohabitáciám a ďalším formám spolužitia, podobne ako v iných Európskych štátoch, aj keď stále v oveľa nižšej miere. Aj na Slovensku je manželstvo postupne nahrádzané inými formami spolužitia,

no aj napriek tomu väčšina populácie si praje vytvoriť trvalý vzťah, založený na láske a podpore pri výchove spoločných detí. Najvyšší počet sobášov v roku 2009 v prepočte na 1000 obyvateľov stredného stavu sme zaznamenali v Prešovskom kraji (5,62), nasledoval Bratislavský kraj s 5,52. V Prešovskom kraji relatívne vysokú sobášnosť zrejme determinuje pretrvávajúca hodnotová orientácia zameraná na tradičnú rodinu, čo dokumentuje aj nízka úroveň rozvodovosti. V Bratislavskom kraji je hrubá miera sobášnosti vyššia, čo je zrejme spôsobené tým, že sa v kraji koncentruje vysoký počet prisťahovaných osôb práve v sobášnom veku. V roku 2009 bolo na Slovensku uzavretých 26 356 manželstiev; z hľadiska veku sú základnými trendmi poklesy sobášov v najmladších vekových skupinách 20 - 24 rokov a to o vyše 20 bodov u mužov aj žien. Výrazný vzostup sme zaznamenali u mužov vo vekových skupinách 30-34 a 35-39 ročných, kde počet a podiely sa viac ako zdvojnásobili. U žien to boli vekové skupiny 24-29, kde došlo k zvýšeniu o 60% vo vekovej skupine 30-34 ročných. V tejto vekovej skupine bol počet sobášov v roku 2009 trojnásobne vyšší ako v roku 2001. Medziročný pokles sme zaznamenali takmer vo všetkých ostatných skupinách, najvýraznejšie však u skupiny 20-24 ročných, u mužov o 15% u žien o 16% sobášov menej. U vekovej skupiny 35-39 ročných mužov bol zaznamenaný zvýšený počet o 11,5% a u žien o 4%. Z hľadiska vzdelania snúbencov sa zvyšuje počet vysokoškolsky vzdelaných. Počet sobášov, v ktorých boli vysokoškolsky vzdelaní obaja snúbenci, tvoril takmer 17% oproti roku 2001, kedy sme zaznamenali len necelých 9%. [1]

Počet nemanželských spolužití sa pravdepodobne neustále zvyšuje, zrýchľuje sa rast rozvodovosti, zvyšuje sa počet domácností s jedným členom. Trend rozvodovosti sa prejavil vo všetkých krajoch Slovenska, aj keď s rozdielnou intenzitou. Intenzita rozvodovosti v našej spoločnosti má za posledných 10 rokov rastúci trend. Je potrebné zdôrazniť, že dôležitou charakteristikou v procese rozvodovosti je podiel realizovaných rozvodov z celkového počtu návrhov na rozvod. Kým v roku 2001 bolo v SR rozvedených 9 817 manželstiev, v roku 2009 to už bolo 12 671 rozvodov.



**Graf 1: Trendy rozvodovosti v krajoch rokoch 2001 - 2009**

Najvyššiu hrubú mieru rozvodovosti vykazuje Bratislavský kraj, ktorý sa na celkovom počte rozvedených manželstiev podieľal 1 713 prípadmi, čo bolo 2,76 rozvodov na 1 000 obyvateľov stredného stavu, nasleduje Trnavský kraj (2,74 na 1 000 obyvateľov). Naopak najnižšiu hrubú mieru rozvodovosti zaznamenávame dlhodobo v Prešovskom kraji (1,75 ‰).



#### 4. Plodnosť žien v regiónoch Slovenska

Demografickými dôsledkami zmien v hierarchii hodnôt jednotlivcov je aj pokles pôrodnosti v kontraste s rastom počtu detí narodených mimo manželstva a zvyšovanie veku matiek pri pôrode, čo však neplatí pre Prešovský kraj, nakoľko v roku 2009 v tomto kraji je na 1 000 obyvateľov stredného stavu najväčší prírastok narodených (13,53 ‰), nasleduje kraj Košický s 13,16 ‰. Avšak najvýraznejšiu zmenu vo vývoji pôrodnosti zaznamenali v Bratislavskom kraji, kde nárast v porovnaní s rokom 2001 je o 4,3 bodu.

K zníženiu hodnoty úhrnnej plodnosti došlo aj v dôsledku odkladania materstva do vyššieho veku a to u viacerých generácií, čo bolo spôsobené zmenami v spoločnosti a zmenami hodnotovej orientácie mladého obyvateľstva. Úhrnná plodnosť žien (priemerný počet živo narodených detí pripadajúcich na jednu ženu počas jej celého reprodukčného obdobia) dosiahla vlani hodnotu 1,411 a pohybuje sa pod kritickou hodnotou celé sledované obdobie. Pri úhrnnej plodnosti 1,3 sa populácie považujú za populácie s veľmi nízkou plodnosťou. Pod touto hodnotou v roku 2009 sú naďalej kraje: Trnavský (1,20), Trenčiansky (1,21) a Nitriansky (1,23). Najvyššiu úhrnnú plodnosť sme zaznamenali v Prešovskom a Košickom kraji, kde hodnoty úhrnnej plodnosti dosiahli hodnotu takmer 1,7 dieťaťa na 1 ženu vo fertilnom veku. Súčasná úroveň pôrodnosti nestačí populáciu obnovovať. Jednoduchý reprodukčný proces výraznou mierou ovplyvňujú faktory aktuálne pôsobiace v ekonomickom, sociálnom, politickom, náboženskom, kultúrnom a geografickom prostredí. V roku 2009 na Slovensku naďalej, aj keď menej výrazne ako v minulých rokoch, pokračoval trend posunu materstva do vyššieho veku. Priemerný vek žien pri narodení prvého dieťaťa sa zvýšil na 27 rokov a priemerný vek pri pôrode bez ohľadu na poradie dieťaťa dosiahol 28 rokov.

V roku 2009 pokračuje naďalej trend mimomanželskej plodnosti, kedy sa na Slovensku mimo manželstva narodilo 19 324 živých detí, čo znamenalo ďalšie zvýšenie podielu detí narodených nevydatým ženám. V minulom roku sme zaznamenali 31,6 % živonarodených detí mimo manželstva, čo oproti roku 2001 bolo o 11,8 percentného bodu viac. Mimomanželská plodnosť je v slovenskej spoločnosti nový fenomén čo dokumentuje, že do roku 1992 sa rodilo len 10 % nemanželských detí (na konci 70. rokoch minulého storočia dokonca len 5 %), do roku 2009 vzrástol počet mimomanželských detí až na 32 %. V minulom roku sa najviac detí narodilo mimo manželstva v Banskobystrickom kraji (44,17 %) a najmenej týchto detí bolo narodených v Žilinskom kraji (22,29 %)

V roku 2009 sa na Slovensku narodilo 61 217 živých detí, v tom 31 563 chlapcov a 29 654 dievčat. Podiel chlapcov predstavoval 51,6 %. Mŕtvonarodené deti tvorili 0,4 % z celkového počtu narodených. Aj v minulom roku najvyššiu mŕtvorodenosť mal Košický kraj (5,97 ‰), s hodnotou (nižšou) 5,47 ‰ nasleduje Banskobystrický kraj. Najnižšiu mŕtvorodenosť má kraj Bratislavský (2,02 ‰) a Žilinský (2,06 ‰). Medziročne v SR došlo k zvýšeniu počtu živonarodených detí takmer o 4 tisíc (oproti roku 2001 o 10 tisíc). Pôrodnosť v roku 2009 sa dostala na úroveň roku 1995. Najvýraznejšie vzostupy počtu živonarodených detí sú vo vekových skupinách 30-34 a 35-39, v ktorých došlo od roku 2001 k viac ako 100 percentnému zvýšeniu.

#### 5. Potratovosť

V roku 2009 sme na Slovensku zaznamenali počet potratom ukončených tehotenstiev 17 935. Aj napriek minuloročnému medziročnému zvýšeniu počtu potratov môžeme konštatovať, že došlo k poklesu umelých potratov. Vzhľadom na vyšší pokles spontánnych potratov, podiel umelo prerušených tehotenstiev sa zvýšil. Najvyšší počet i podiel potratov bol u 25-29 ročných a 30-34 ročných žien. V týchto vekových skupinách sa rodí aj najviac detí, takže

index potratovosti je v týchto skupinách najnižší, na 100 narodených detí pripadá vo vekovej skupine 25-29 ročných 21 potratov a 26 potratov vo vekovej skupine 30-34 ročných. Polovica tehotenstiev vo vekovej skupine 40-44 ročných končí pôrodom a polovica potratom. U tehotných žien nad 45 rokov prevláda počet potratov nad počtom pôrodov.

V krajoch hrubá miera potratovosti všeobecne v sledovanom období klesá, ale intenzitou tohto procesu sa kraje jasne odlišujú. Najnižšia, ktorá je hlboko pod celoslovenským priemerom je v Prešovskom kraji, podľa indexu potratovosti pripadá 22 potratov na 100 narodených. Index potratovosti s hodnotou pod celoslovenským priemerom dosahuje populácia Bratislavského (27,2 %) a Žilinského kraja (27,3 %). Nadpriemerný je v Nitrianskom, Trnavskom a taktiež v Banskobystrickom kraji. Medziročne poklesol tento index vo všetkých krajoch. Medzi krajmi sú rozdiely v pomere spontánnych potratov a umelo prerušených tehotenstiev. Vo väčšine krajov tvoria umelé potraty približne tri štvrtiny všetkých potratov, v Prešovskom a Žilinskom kraji okolo 70 %.

## 6. Úmrtnosť populácie v krajoch

Úmrtnosť, patrí medzi najzákladnejšie procesy v demografii, ktoré priamo ovplyvňujú prirodzený pohyb obyvateľov, je jedným zo základných ukazovateľov zdravotného stavu obyvateľov. Úroveň úmrtnosti sa priamo dotýka zmien vo vekovej štruktúre obyvateľstva. Vlni sme zaznamenali 52 913 úmrtí, z toho podiel žien tvoril 48 %. Pre populáciu Slovenska je typická mužská nadúmrtnosť. V roku 2009 sme zaznamenali 52,7 % úmrtí u mužov. Stredná dĺžka života v SR je u mužov trvalo nižšia než u žien pri narodení. Na 1 000 zomretých žien pripadlo 1078 zomretých mužov. V úmrtnosti podľa pohlavia sú veľké nerovnomernosti, predovšetkým v produktívnom veku a osobitne v jeho mladších vekových skupinách 20 – 24 ročných. Muži v nej tvorili 83 % všetkých zomretých. K zmene vzájomného pomeru oboch pohlaví v neprospech žien dochádza okolo 75. roku života. Miery dojčenskej a novorodeneckej úmrtnosti majú dlhodobý klesajúci trend. Klesli i medziročne, dojčenská úmrtnosť o 0,3 bodu a už druhý rok po sebe je pod úrovňou 6 promile. Novorodenecká úmrtnosť klesla medziročne o 0,3 bodu.

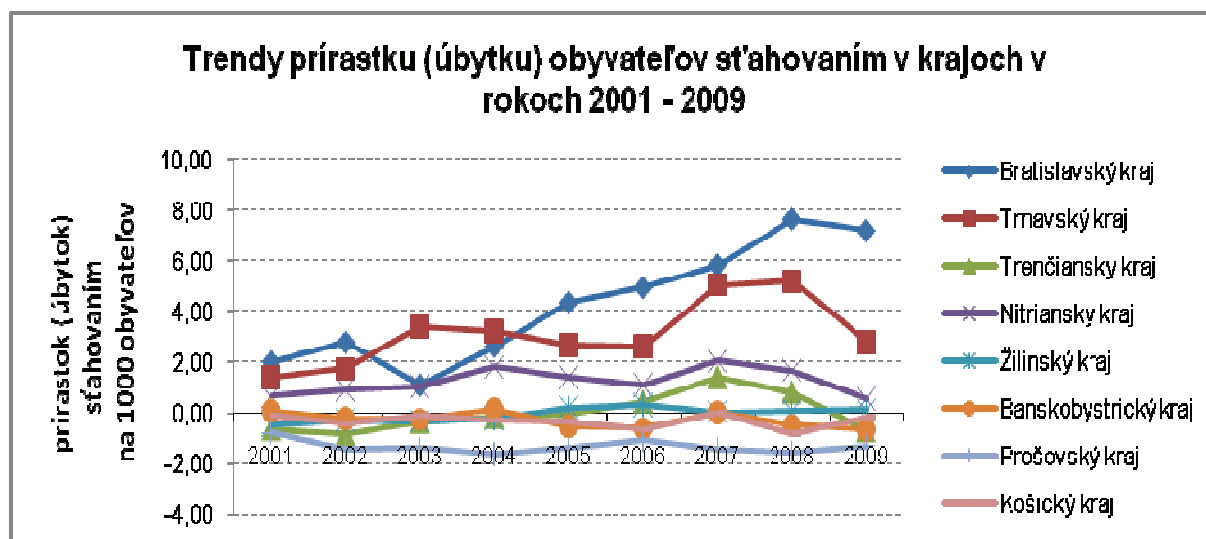
Vývoj strednej dĺžky života má priaznivé tendencie, neustále sa zvyšuje, i keď tempo je pomalé. Oproti roku 2001 sa nádej na dožitie pri narodení zvýšila u mužov o 1,8 roka a u žien o 1,2 roka. Medzi oboma pohlaviami je rozdiel 7, 5 roka.

V krajoch je v situácia dlhodobý stabilná. V krajoch so staršou populáciou a nízkou pôrodnosťou sa hodnoty pohybujú okolo 11 promile, tieto hodnoty sa týkajú kraja Nitrianskeho a Banskobystrického. Najnižšie hodnoty hrubej miery úmrtnosti sú v Prešovskom kraji (pod 9 promile), vplyvom mladšej vekovej štruktúry obyvateľov. Najvyššiu strednú dĺžku života pri narodení majú muži v Bratislavskom kraji, hodnota 73,4 rokov je vysoko nad celoslovenským priemerom (71,3 rokov). Nadpriemerné hodnoty dosahujú aj muži v Trnavskom a Trenčianskom kraji. Naopak, najnižšiu strednú dĺžku života majú muži v Banskobystrickom kraji (70 rokov) v Košickom (70,1 rokov). Rozdiely v strednej dĺžke života dosiahli medzi krajmi takmer 3, 4 rokov. U žien najvyššia stredná dĺžka života je v Bratislavskom kraji kde dosahuje takmer 80 rokov. V roku 2009 bola najnižšia stredná dĺžka života u žien zaznamenaná v Košickom kraji (78 rokov).

## 7. Prírastky/úbytky obyvateľov sťahovaním

Sťahovanie obyvateľov sa sleduje ako zmena trvalého pobytu osoby cez hranice administratívnej jednotky. Na vývoj počtu a štruktúry obyvateľov v jednotlivých krajoch má výrazný vplyv aj migrácia. Po roku 1989 sa na migračných procesoch odrazili zmeny v

sociálno-ekonomickej situácii (možnosť zamestnania, štúdia a zmeny v hodnotách jednotlivcov). Najziskovejšími krajinami z hľadiska sťahovania (prírastok sťahovaním, v prepočte na 1 000 obyvateľov) sú Bratislavský (7,18) a Trnavský kraj (2,77). Nitriansky kraj dosahuje tiež kladné saldo sťahovania, ale jeho výška nedokáže kompenzovať straty z prirodzeného úbytku. Žilinský má prírastok sťahovaním 0,09‰. Trenčiansky a Banskobystrický kraj má úbytok obyvateľstva sťahovaním (-0,72‰ a -0,66‰). V Prešovskom a v Košickom kraji prirodzený prírastok kompenzuje straty spôsobované vystťahovaním obyvateľstva. Úbytok obyvateľov sa najviac prejavil v Prešovskom kraji (-1,32‰).



*Graf 2: Trendy prírastku obyvateľov sťahovaním v krajoch v rokoch 2001 – 2009*

## 8. Záver

Zo získaných údajov sa dá aj naďalej predpokladať pomerne výrazná regionálna diferenciácia v hodnotách demografických ukazovateľov, najmä týkajúcich sa rodinného života (uzatváranie manželstva, jeho trvanie, počet narodených detí, mimomanželské spolužitie partnerov, nevyhnutnosť starať sa o starších členov rodiny v dôsledku starnutia populácie). Predpokladáme, že na rozdielny demografický vývoj v jednotlivých regiónoch pôsobí aj migrácia z regiónov s nedostatkom pracovných príležitostí do regiónov s vyšším počtom pracovných miest, keďže spôsobuje zmeny vo vekovej štruktúre obyvateľstva. Vývoj jednotlivých demografických procesov poukazuje na zmeny v správaní obyvateľstva Slovenska, dôsledkami sú novodobé trendy, ktorým je potrebné venovať zvýšenú pozornosť.

## 9. Literatúra

- [1] Vývoj obyvateľstva v Slovenskej republike, Štatistický úrad SR, Bratislava 2009.
- [2] Kronova hostina, sociálno – demografický vývoj Európy, Nadácia Donum vitae, Žilina.
- [3] Oznamenie Komisie Zelená kniha „Ako čeliť demografickým zmenám, nová solidarita medzi generáciami“, Brusel 12.10.2006, KOM(2006) 571, konečné znenie.
- [4] Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike v roku 1999 - 2009 Štatistický úrad SR, Infostat, Bratislava 1999 – 2009.
- [5] Štatistický úrad SR, Bratislava, výstupy zo spracovania údajov 2009.

- [6] Vyhláška Štatistického úradu Slovenskej republiky z 19. Júla 2004 o klasifikácii štatistických územných jednotiek.
- [7] Úmrtnostné tabuľky za Slovenskú republiku (2001-2009). Bratislava: Štatistický úrad SR.
- [8] Vekové zloženie obyvateľstva Slovenskej republiky (2001-2009). Bratislava: Štatistický úrad SR.

**Adresa autora:**

Monika Prochádzková, Mgr.  
ŠÚ SR, Odbor štatistiky obyvateľstva  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava  
Monika.Prochadzкова@statistics.sk

**Metodologické aspekty a inovatívne prístupy v procese modelovania ekonomických systémov a hodnotenia alternatív**  
**Methodological aspects and innovative approaches in the process of economic systems modeling and evaluation of alternatives**

**Tatjana Šimanovská<sup>1</sup>**  
**Branislav Mišota**

**Abstract:** In our paper we deal with methodological aspects and innovative approaches in the process of economic systems modeling and evaluation of alternatives. We focus on aspects of formulation of alternatives in designing and planning, and subsequent testing by means of constructing models.

**Key words:** economic system, designing, planning, alternatives, evaluation, experiment, model.

**Kľúčové slová:** ekonomický systém, projektovanie, plánovanie, alternatívy, hodnotenie, experiment, model.

**JEL classification:** C18, C19, C63

## 1 Úvod

V našom príspevku sa budeme zaoberať vybranými metodologickými aspektmi a inovatívnymi prístupmi v procese modelovania ekonomických systémov a hodnotením alternatív, ktoré sú súčasťou ich projektovania a plánovania. V súčasnosti sa experti z oblastí teoretických a praktických vied a aj podnikatelia zamýšľajú ako riešiť problémy doby. Vznikajú mnohé invenčné teórie, metódy a postupy, ktoré sú výsledkom interdisciplinárnych výskumov. Mimoriadne významnou interdisciplinárnou sférou vedeckých výskumov je oblasť modelovania a simulácie ekonomických procesov aj prostredníctvom multiagentových modelov.

## 2. Experimentálne testovanie a modelovanie

Významnou etapu procesov projektovania a plánovania je hodnotenie alternatív. Keď je formulovaná množina alternatívnych prostriedkov, možno pristúpiť k výberu najvhodnejšieho. Výber sa vždy zakladá na komparatívnom hodnotení alternatív, ktoré však môže zlyhať niekde medzi nemetodickým a dôkladným hodnotením. Najlepším spôsobom hodnotenia prostriedkov je podľa R. L. Ackoffa dobre projektovaný experiment. Najvýhodnejšie je realizovať ho v celom environmente alebo jeho časti, v ktorom zamýšľame prostriedok implementovať. Dobre projektovaný experiment môže urýchliť proces testovania, redukovať jeho náklady, zvýšiť presnosť a spoľahlivosť získaných výsledkov a čo je najdôležitejšie, môže maximalizovať naše znalosti o testovaných prostriedkoch. Experimentálne testovanie môže odhaliť nielen ako dobre prostriedky fungujú, ale aj príčiny ich fungovania. Naše poznanie môže viesť k zdokonalenému preformulovaniu prostriedkov. (Pozri [1], s. 195 - 196.)

Za spoľahlivú metódu overovania predpokladov a na ich základe prijatých riešení sa považuje experiment. Ackoff upozorňuje, že experimentovanie sa nezakladá na pokuse a

---

<sup>1</sup> Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0536/10 Inovácie ako strategický základ konkurenčnej schopnosti SR (Smerovanie, meranie a podpora inovačných procesov).



omye, ale na projektovanej a riadenej skúsenosti. Projektovanie a riadenie efektívnych experimentov vyžaduje špecializované znalosti. Intuícia a úsudok nepostačujú. Potrebné špecializované znalosti však nemusia mať dokonca ani vedci. Preto účasť vedcov na projektovaní hodnotenia prostriedkov ešte nezaručuje efektívne testovanie. Efektívne testovanie vyžaduje účasť experta na experimentálne projektovanie. (Pozri [1], s. 196.)

Efektívnym spôsobom experimentovania je využitie modelov. V oblasti vedeckého poznania existuje mnoho vymedzení modelov, napríklad Ackoff definuje model ako zjednodušenú reprezentáciu reality v tom zmysle, že neobsahujú tie aspekty reality, ktoré sú pre výskum irelevantné. Model nahrádza realitu za určitých podmienok. S modelmi možno ľahšie a menej nákladne manipulovať, než nimi reprezentovanou realitou. Možno ich využiť na predikovanie a hodnotenie následkov výberu prostriedkov. Čím lepšie poznáme realitu, tým menej premenných potrebujeme na jej reprezentáciu. (Pozri [1], s. 197). Na porovnanie môžeme uviesť nasledovné vymedzenie pojmu model: „model je určitý, buď myslený, alebo reálne existujúci systém (objekt), ktorý na istom stupni zhody reprodukuje vlastnosti a vzťahy iného systému (objektu) a zastupuje ho v procese materiálnej alebo duchovnej činnosti tak, že v rámci danej reprodukcie možno jeho skúmaním získať informácie o origináli“ ([4], s. 158).

Modelovanie má veľký význam aj pre explanáciu. Úplne vysvetliť nejaký jav vyžaduje nekonečné množstvo premenných, ktorých explanačná sila nemusí byť rovnaká. Preto je vhodné zoradiť premenné podľa veľkosti účinku na vysvetľovaný jav, lebo malý počet najdôležitejších premenných vysvetlí jav účinnejšie, než všetky ostatné dohromady. Je nepochybné, že čím lepšie jav poznáme, tým ho môžeme ekonomickejšie, jednoduchšie a efektívnejšie modelovať. A naopak, výskum adekvátneho modelu efektívne zväčšuje naše chápanie skúmaného javu. Ackoff vymedzuje tri základné typy modelov: ikonické, analogické a symbolické, ktoré možno kombinovať rozmanitým spôsobom.

Ikonický model reprezentuje relevantné vlastnosti reality obyčajne v zmenenej mierke. Je obrazom reprezentovanej reality, napr. model lietadla, atómu alebo fotografia, mapa a pod. Nevýhodou týchto modelov je problematickosť ich zmeny pre experimentálne účely. Napríklad, ťažko možno modifikovať kritické vlastnosti presného modelu lietadla. (Pozri [1], s. 197.) V práci [3] autori uvádzajú tri kritériá, na základe ktorých možno vymedziť určité typy modelov: 1) podľa spôsobu reprodukcie možno hovoriť o materiálnom a ideálnom modeli; 2) podľa charakteru zhody či korelácie medzi modelom a originálom možno rozlíšiť fyzický, logický, kybernetický model a model samovyvíjajúceho sa systému; 3) z hľadiska charakteru informácie o objekte, ktorú získavame prostredníctvom modelu, môžeme rozlišovať modely heuristické, explanačné, predikčné, ilustračné a iné. (Pozri [4], s. 157 - 166). Podľa Booča sa v procese objektovo orientovaného projektovania používajú tieto typy modelov: logické a fyzikálne, statické a dynamické. (Pozri [3], s. 29 a 148.)

Analogický model reprezentuje relevantné vlastnosti reality prostredníctvom odlišných vlastností, s ktorými možno ľahšie manipulovať. Preto sa ťažšie identifikuje, čo reprezentujú, ale možno ich ľahšie meniť než ikonické modely. Najľahšie možno manipulovať s grafmi, ktoré sú najznámejšími analogickými modelmi. Grafy používajú geometrické vlastnosti na reprezentáciu širokej rozmanitosti premenných a vzťahov medzi nimi. (Pozri [1], s. 197.)

Symbolický model reprezentuje vlastnosti reálnej veci a vzťahy medzi nimi prostredníctvom symbolov. Symbolické modely, ktoré možno použiť na hodnotenie prostriedkov, majú rovnakú formu ako model rozhodovania: v rovnici  $V = f(C, U)$ ,  $C$  reprezentuje riadené premenné s ohľadom na to, ktorý z prostriedkov má byť hodnotený,  $U$  reprezentuje množinu relevantných neriadených premenných,  $V$  je meranie hodnoty výsledku a  $f$  je vzťah medzi touto hodnotou a relevantnými premennými. Hoci štruktúra väčšiny týchto modelov je pomerne jednoduchá, niektoré z nich môžu byť veľmi zložité v súvislosti s veľkým počtom premenných a zložitou vzťahov medzi nimi. (Pozri [1], s. 198.)



Symbolické modely sú najvšeobecnejšie, najabstraktnejšie a ich zostavenie je najnáročnejšie, ale najľahšie sa s nimi manipuluje a mení ich. Sú najvhodnejšie pre hodnotenie prostriedkov v prípade, keď možno kvantifikovať všetky relevantné premenné. Takýto prípad je však zriedkavý, a preto je využitie symbolických modelov limitované. Vedci v oblasti vedy o riadení často nadhodnocujú možnosti použitia týchto modelov a väčšina manažérov zas tieto možnosti podhodnocuje.

### 3. Tvorba modelov ekonomických systémov

Pri tvorbe modelov ekonomických systémov by sme radi zdôraznili, že ak sa chceme pokúsiť o kvalifikovaný formálny popis systému, musíme brať do úvahy jeho správanie, ktoré je jednou z kľúčových charakterových vlastností systému [8]. Pri analýze ekonomického systému uvažujeme a skúmame chovanie, vnútornú štruktúru a funkčné závislosti jednotlivých prvkov, z ktorých vyplýva celkové správanie sa ekonomického systému. Subjekt objektívnej ekonomickej reality, respektíve reálny ekonomický systém sa snažíme v prvom kroku dvojstupňovej abstrakcie tvorby a modelovania ekonomických systémov transformovať na abstraktný ekonomický systém. V druhom kroku dvojstupňovej abstrakcie následne vytvoríme abstraktný matematický model ekonomického systému, ktorý môžeme použiť pri samotnej analýze ekonomického systému s použitím metód počítačových simulácií. Vytvorený abstraktný model ekonomického systému by mal odrážať najdôležitejšie vlastnosti, ktoré charakterizujú skúmaný proces, ktorý je predmetom nášho záujmu pri analýze ekonomického systému. To znamená, že abstraktný model ekonomického systému korešponduje s objektívnou realitou na určitom stupni detailnosti.

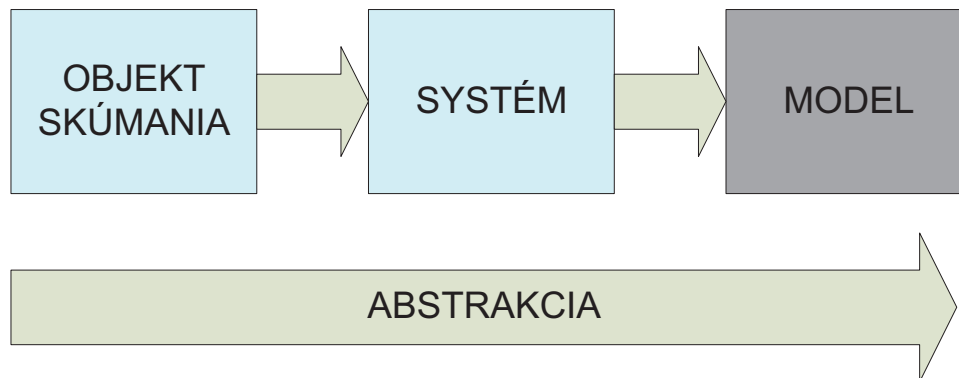
Chceme poukázať na skutočnosť, že s neustálym konkurenčným tlakom a nárastom zložitosti procesov a činností, ktoré sa uskutočňujú v národnom hospodárstve, sa zvyšujú aj požiadavky na kvalitu systémov pomáhajúcich optimálne riadiť a tvoriť stratégie a predikcie v ekonomickom rozhodovaní.

Už od polovice minulého storočia si moderné ekonomické disciplíny pomáhajú pri plánovaní a prognózovaní tým, že využívajú najnovšie poznatky matematiky, štatistiky a kybernetiky. Ich hlavný rozvoj sa zabezpečuje predovšetkým využitím aplikačných prostriedkov technicko-ekonomických modelov, ktoré podporuje najmä rýchly rast informačných a komunikačných technológií. Proces tvorby ekonomických modelov a ich následný prenos do výpočtového modelu v prostredí počítača možno rozdeliť na tieto kroky: 1) Snaha o priradenie ekonomického problému k určitej skupine problémov – kategorizácia; 2) Výber vhodných modelovacích prostriedkov na základe priradenia ekonomického problému k určitej kategórii; 3) Tvorba samotného ekonomického modelu s dôrazom na charakteristické vlastnosti týkajúce sa skúmaného javu; 4) Implementácia navrhnutého ekonomického modelu; 5) Diskusia o dosiahnutých výsledkoch implementovaného modelu.

Veľkú pozornosť pri tvorbe ekonomického modelu treba venovať najmä prvým trom bodom vyššie spomenutého rozdelenia, pretože práve dôsledná identifikácia, formulácia a špecifikácia požiadaviek na modelovaný systém napomáhajú rýchlejšiemu napredovaniu v nasledujúcej implementácii. Uvedené body tiež zabezpečujú vo väčšej miere kvalitnejšie výsledky.

V [5] sa popisuje, že „v oblasti modelovania ekonomických procesov vychádzame zo základného predpokladu, že model je výsledkom dvojstupňovej abstrakcie. V širších súvislostiach je užitočné charakteristiku ekonomického trhového prostredia odvodzovať zo skutočnosti, že vo všeobecnosti je aj národné hospodárstvo objekt, na ktorom možno definovať ekonomický systém (jeden alebo niekoľko), ktorý vyjadruje jeho podstatné znaky a vlastnosti. V tomto systéme možno vymedziť dva základné podsystémy, a to makroekonomický a mikroekonomický. Národné hospodárstvo ako ekonomický systém sa v makroekonomickom podsystéme zaoberá pôsobením a fungovaním ekonomiky ako celku a v

mikroekonomickom podsysteme venuje pozornosť jednotlivým hospodárskym objektom, skúma a vysvetľuje zákonitosti ich racionálneho správania na trhu (podniky, domácnosti).“



*Obrázok 1: Vzťah medzi objektom, systémom a modelom*

#### 4. Záver

V našom príspevku sme sa venovali niektorým metodologickým aspektom a inovatívnym prístupom v procese modelovania ekonomických systémov a hodnoteniu alternatív. V súčasnosti je významnou interdisciplinárnou sférou vedeckých výskumov oblasť modelovania a simulácie ekonomických procesov aj prostredníctvom multiagentových modelov, pretože situácia ľudstva a hľadanie riešení spoločenskej a ekonomickej krízy vyžaduje nové, inovatívne a vysoko invenčné prístupy najmä v oblasti podnikania.

#### Literatúra

- [1] ACKOFF, R. L. 1981. Creating The Corporate Future. New York 1981.
- [2] ANDRÁŠIK, L. 2004. Teória počítačového experimentovania v umelom hospodárstve. In: Ekonomický časopis = Journal of Economics. - ISSN 0013-3035. - Roč. 52, č. 8 (2004), s. 996-1008
- [3] BOOCH, G. 1992. Object Oriented Design with Applications. V ruskom preklade: Objektne orientirovanneje projektirovanie s primerami primenenija. Kyjev - Moskva 1992.
- [4] ČERNÍK, V., FARKAŠOVÁ, E., VICENÍK, J. 1987. Teória poznania. Bratislava 1987.
- [5] GRELL, M., HORKA, Ľ., - MIŠOTA, B. 2007. Simulačný model firmy. In Ekonomika a informatika : FHI EU a SSHI. - Bratislava ISSN 1336-3514, 2007, roč. 5, č. 2, s. 41-61.
- [6] GRELL, M.: Informačná ekonomika. Bratislava: Ekonóm, 2002. 164 s. ISBN 80-225-1561-2.
- [7] HOLOMEK, J., ŠIMANOVSKÁ T. 2002. Úvod do metodológie praktických vied. Bratislava 2002. 163 s. ISBN 80-8054-249-X.
- [8] SAMUELSON, P., A. 1983. Foundations of Economic Analysis, Cambridge: Harvard University Press, ISBN 0674313011, 1983.

#### Adresa autorov:

Tatjana Šimanovská, PhDr., PhD.  
 ÚM STU, OEMP  
 Vazovova 5, 812 43, Bratislava  
 tatjana.simanovska@stuba.sk

Branislav Mišota. Ing.  
 ÚM STU – OEMP  
 Vazovova 5, 812 43 Bratislava  
 branislav.misota@stuba.sk

**Počítačové simulácie ako inovatívne prístupy v procese experimentovania  
so socioekonomickými systémami**  
**Computer simulations as innovative approaches in the process of  
experimenting with the socio-economic systems**

**Tatjana Šimanovská, Branislav Mišota<sup>1</sup>**

**Abstract:** The paper deals with selected aspects and innovative approaches in process of simulation and modelling of socio-economic systems. Simulation is a tool using socio-economic system's models seeking to describe the results of possible output values and eventually internal states of dynamic system being modelled.

**Key words:** computer simulation, socio-economic system, alternatives, evaluation, experiment, model.

**Kľúčové slová:** počítačová simulácia, socioekonomický systém, alternatívy, hodnotenie, experiment, model.

**JEL classification:** C13, C19, C63, C81

## 1 Úvod

V tomto článku sa budeme zaoberať vybranými aspektmi a inovatívnymi prístupmi v procese modelovania simulácie socioekonomických systémov a ich ohraničením pri hodnotení alternatív. Simulácia používa vytvorený model socioekonomického systému a snaží sa na základe výsledkov zo simulačného modelu popísať možné výstupné hodnoty, prípadne vnútorné stavy modelovaného dynamického systému.

## 2. Experimentálne testovanie a modelovanie

Pri hodnotení prostriedkov možno obmedzene použiť nekompletné modely, v ktorých chýbajú relevantné premenné buď preto, že ich bolo ťažko kvantifikovať, alebo z iných dôvodov. V takomto prípade je významné, aby si rozhodujúci sa subjekt uvedomil, ktoré premenné sa v nekompletných modeloch brali do úvahy, a ktoré nie. Môže doplniť výstup modelu posúdením vylúčených premenných a dosiahnuť tak lepšie rozhodnutie. Preto je veľmi dôležité pre rozhodujúce sa subjekty vedieť nielen to, čo je a čo nie je zahrnuté v modeli, ktorého výsledok použijú, ale aj to, ako dobre tieto modely reprezentujú realitu. Pred úvahami o spôsobe hodnotenia modelov je vhodné uvažovať o možných spôsoboch použitia modelov na hodnotenie prostriedkov.

Podľa Ackoffa existujú dve kategórie spôsobu použitia modelov na hodnotenie prostriedkov: matematické (alebo analytické) a experimentálne ([1], s. 199). Napríklad, prostredníctvom matematickej manipulácie so symbolickými modelmi možno určiť, ktorá kombinácia hodnôt riadených premenných poskytuje najlepšie alebo približne najlepšie fungovanie sledovaného javu. Matematické procedúry môžu byť deduktívne alebo induktívne. Sú k dispozícii vo veľkom množstve vo forme počítačových programov. Napriek tomu, že počítačové procedúry nie sú najvhodnejšie na získavanie najlepších prostriedkov z niektorých modelov, môžu byť užitočné. Napríklad, možno ich použiť na komparáciu alternatívnych

---

<sup>1</sup> Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia úlohy VEGA č. 1/0536/10 Inovácie ako strategický základ konkurenčnej schopnosti SR (Smerovanie, meranie a podpora inovačných procesov).

prostriedkov. Rozhodujúci sa subjekt môže vložiť alternatívne prostriedky do takého modelu, ktorý môže použiť na hodnotenie ich fungovania. Fungovania prostriedkov možno takto porovnať a použiť pri formulovaní nových lepších alternatív, ktoré taktiež možno porovnať pomocou tohto modelu. Dialóg medzi rozhodujúcim sa a modelom pokračuje, kým sa nezíska uspokojivé riešenie.

Mimoriadne diskutovanou a rozvíjanou je v tejto súvislosti metóda simulácie. Podľa Sengeho je výklad (čo to je) nástrojom adaptácie a simulácia (ako to funguje a mohlo by fungovať) je nástrojom tvorenia ([7], s. 367). Mattessich poukazuje na problém rigorózneho prístupu filozofie vedy, ktorá preferuje tradičné analytické nástroje. Podľa neho nové syntetické nástroje nemôžu nahradiť staré analytické nástroje, ale musia ich doplniť. Nová oblasť systémovej simulácie si zasluhuje pozornosť filozofov, lebo otvára mysterióznu ríšu „možných svetov.“ Výhodu systémovej simulácie vidí v tom, že nám poskytuje imitáciu nielen možných faktuálnych svetov, ale aj možných morálnych svetov. (Pozri [6], s. 319 - 320.) Aj Bunge upozorňuje, že pojem simulácie závisí od pojmu hodnoty: simulácia je hodnotiteľná, často zámerne, analógia. Pojem simulácia je tak pragmatický ako pojem hodnoty, t.j. neexistujú hodnoty, ale hodnotiteľné objekty, a hodnotenie vykonáva organizmus. (Pozri [3], s. 128.) V takomto prípade môžeme experimentovať *in abstracto* s ohraničenými univerzami v rozmanitých faktuálnych a morálnych podmienkach, čo je veľmi aktuálne a žiaduce v našej dobe, keď treba starostlivo zvažovať nielen následky hodnotových súdov, ale aj teórií.

Aj Ackoff kladie veľký dôraz na simuláciu, t.j. experimentovanie prostredníctvom modelov, ktoré nahrádzajú realitu. Modely reprezentujú realitu a simulácia ju imituje. Podľa typu použitého modelu rozlišuje tri typy simulácie: ikonickú, analogickú a symbolickú.

Ikonická simulácia obsahuje skúmanie správania buď reálnej, alebo ikonicky modelovanej reality v ikonicky modelovanom environmente, alebo ikonicky modelovanej entity v reálnom environmente. Tento typ simulácie sa často používa pri testovaní veľkých zložitých fyzikálnych systémov a procesov. Napríklad, pri testovaní modelu lietadla vo vzdušnom tuneli. Experimenty možno riadiť tak, že sa menia buď vlastnosti modelu lietadla, alebo vzdušného tunelu a pozorujú sa účinky týchto zmien na simulované správanie. (Pozri [1], s. 199.)

Analogická simulácia obsahuje skúmanie správania analogického modelu v analogickom modeli environmentu. Symbolická simulácia skúma správanie symbolicky reprezentovanej entity alebo procesu v symbolicky modelovanom environmente. Technológia symbolických simulácií sa rozvíjala najmä v poslednom štvrtstoročí v súvislosti s rozvojom veľkých počítačov. Napríklad, pomocou počítačov sa úspešne simulovali dopravné siete, multivýrobné operácie, prístavné operácie.

Okrem hodnotenia alternatívnych prostriedkov možno použiť simuláciu v plánovacom procese podľa Ackoffa aj pri a) skúmaní prechodných procesov, b) pri určovaní hodnôt neriadených premenných v modeli alebo pri určovaní charakteru vzťahu medzi premennými a výsledkom,<sup>2</sup> a c) pri spracovávaní premenných, ktoré nemožno v modeli kvantifikovať. (Pozri [1], s. 201 - 202.) V prípade analytického riešenia modelu možno prostredníctvom simulácie získať popis všetkých prechodných stavov v určitých časových intervaloch až po konečný

---

<sup>2</sup> Často sa stáva, že sme síce schopní skonštruovať model, ale nedokážeme hodnotiť všetky jeho neriadené premenné, lebo máme málo údajov. V prípade, že máme len niekoľko neriadených premenných, možno použiť simuláciu na odhadnutie ich účinkov tak, že meníme hodnoty neriadených premenných, ktoré vkladáme do modelu a porovnávame výstup z modelu so želaným výstupom. Za použiteľné hodnoty neriadených premenných považujeme tie, ktorých aplikáciou model dosiahne rovnaký alebo blízky výsledok želanému. Hodnoty premenných tvoria súbory. Výber z týchto alternatívnych súborov hodnôt sa musí zakladať na úsudku, ktorý sa musí systematicky testovať. Tento druh procedúry možno tiež použiť na skúmanie funkčnej formy modelu, t.j. vzťahu medzi premennými a výsledkom.

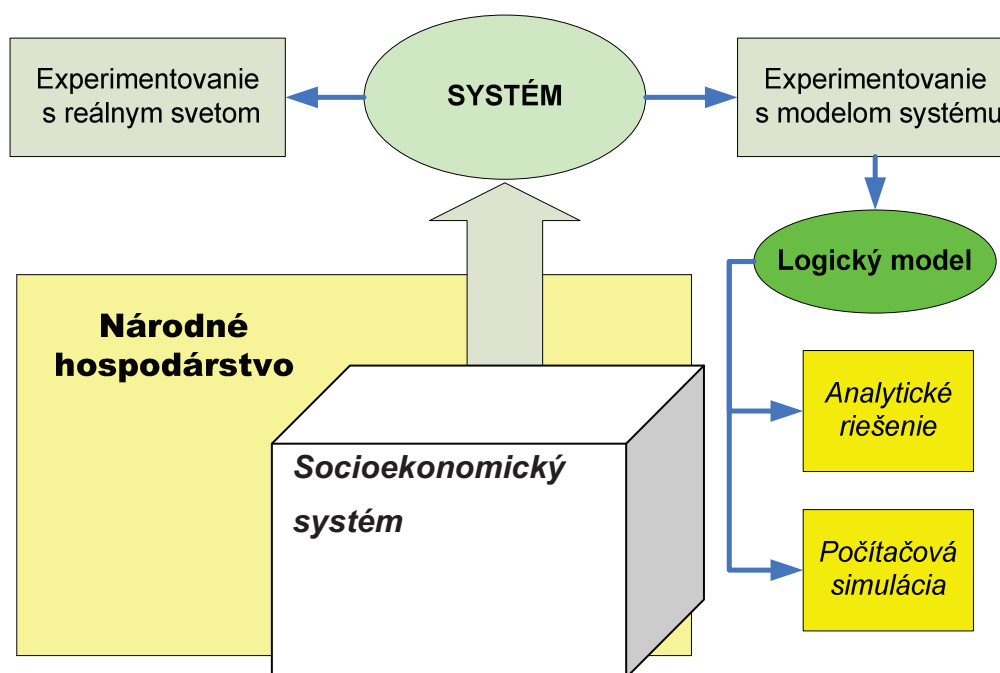
želaný stavu systému, a taktiež prechod naplánovať a určiť jeho charakteristiky. Tento prístup sa často používa pri riešení optimalizácie stavu zásob, napr. náhradných dielov.

Skúmanie aspektov situácií rozhodovania sa, ktoré nemožno začleniť do modelu predstavuje najmä problémové situácie, ktoré sa týkajú správania sa jedného alebo viacerých rozhodujúcich sa subjektov, na ktorých nemáme vplyv. Preto nemusíme byť schopní identifikovať všetky ich možné voľby alebo ak môžeme, nemusíme poznať pravdepodobnosť výberu. Taktiež nemusíme byť schopní charakterizovať kvantitatívne ich správanie. Za takýchto okolností je takmer nemožné problémovú situáciu modelovať. Príkladom problémovej situácie môže byť konkurencia alebo konflikt medzi dvomi, alebo viacerými stránkami. Riešením môže byť umiestnenie stránok do modelovaného environmentu, v ktorom skúmame ich relevantné správanie. Takáto simulácia sa nazýva operačná hra.

Ackoff definuje operačnú hru ako simuláciu, v ktorej sa rozhoduje jeden alebo viaceré reálne subjekty ([1], s. 202). Operačné hry majú významné miesto vo výskume riešenia problémov, lebo pomáhajú: a) rozvíjať model rozhodovania, b) nájsť riešenie modelu a c) hodnotiť navrhnuté riešenia problémov modelovaných hrou. Hra pomáha pri konštruovaní modelu tým, že poskytuje bázu pre testovanie relevantnosti premenných alebo funkčnej formy modelu. Taktiež je užitočná pri odhaľovaní možných priebehov činnosti a rozhodovacích stratégií a pri komparácii alternatív. Hra je v podstate experimentovanie, v ktorom sa skúma správanie rozhodujúcich sa subjektov v modelovanom environmente. Napriek rozšírenému použitiu hier v súčasnosti Ackoff poukazuje na nebezpečenstvo prenášania výsledkov hry do reálneho sveta, lebo environment hry nemusí byť dobrým modelom reálnej situácie. Môže mať síce dobré vlastnosti, ale zlú štruktúru, t.j. vzťah medzi vlastnosťami a výsledkami. Napriek tomu môžeme hry efektívne použiť pri hodnotení alternatívnych prostriedkov. (Pozri [1], s. 203.)

### 3. Ohraničenia pri simulácii socioekonomických systémov

Simulácia socioekonomických systémov nadväzuje na procesy systémového popisu objektu nášho skúmania a následnej tvorby ekonomického modelu, na ktoré logicky nadväzuje simulačné experimentovanie s implementovaným modelom.



Obrázok 1: Možnosti experimentovania so socioekonomickým systémom



Eperimentovanie s reálnymi socioekonomickými systémami a so všetkými účastníkmi socioekonomických vzťahov do značnej miery limitujú rôzne faktory. Napríklad riadené pokusy sa uskutočňujú najmä na rôznych marketingových výskumoch a prieskumoch spotrebiteľských preferencií, ktoré nemusia komplexne popisovať správanie a rozhodovanie entít. Veľmi oklieštené je tiež experimentovanie s reálnym hospodárstvom, ktoré je prirodzené a podmieňujú ho tieto faktory:

- 1) V skutočnom socioekonomickom systéme nemožno skúmať hraničné stavy systému vyvolávajúce vo väčšine prípadov spoločenské napätie a občianske nepokoje.
- 2) Tento bod úzko súvisí s predchádzajúcim, pretože práve hraničné stavy pri experimentovaní v systémoch prinášajú najčastejšie kvalitatívne nové vlastnosti, ktoré sú z pohľadu skúmania najzaujímavejšie. Avšak v ekonomike môžu doteraz nepoznané stavy predstavovať pomerne veľké riziko.
- 3) V socioekonomických systémoch existuje obrovské množstvo vzájomných väzieb. Preto je veľmi zložitá realizovať experiment nielen na celom systéme ale aj na jednotlivých podsystémoch, pretože prepojenie jednotlivých prvkov systému na externé prostredie je veľmi silné a nedá sa len tak odstrihnúť alebo negovať. Vo výsledkoch experimentu sa tieto väzby musia zákonite prejaviť.

#### 4. Záver

V našom príspevku sme sa zamerali na niektoré aspekty počítačových simulácií a ich ohraničeniami v procese modelovania socioekonomických systémov. Simulácie a experimentovanie s implementovaným modelom je veľmi účinný nástroj, prostredníctvom ktorého sme schopní sa vyhnúť vyššie spomenutým nedostatkom a ohraničeniam, ktoré nás ohrozujú pri experimentovaní na živých socioekonomických entitách.

#### Literatúra

- [1] ACKOFF, R. L. 1981. *Creating The Corporate Future*. New York 1981.
- [2] ANDRÁŠIK, L. 2004. Teória počítačového experimentovania v umelom hospodárstve. In: *Ekonomický časopis = Journal of Economics*. - ISSN 0013-3035. - Roč. 52, č. 8 (2004), s. 996-1008
- [3] BUNGE, M. 1973. *Method, Model and Matter*. D. Reidel Co., Dordrecht 1973.
- [4] GRELL, M., HORKA, L., - MIŠOTA, B. (2007). Simulačný model firmy. In *Ekonomika a informatika : vedecký časopis FHI EU v Bratislave a SSHI*. - Bratislava : Fakulta hospodárskej informatiky : Slovenská spoločnosť pre hospodársku informatiku, 2007. ISSN 1336-3514, 2007, roč. 5, č. 2, s. 41-61.
- [5] HOLOMEK, J., ŠIMANOVSKÁ T. 2002. *Úvod do metodológie praktických vied*. Bratislava 2002. 163 s. ISBN 80-8054-249-X.
- [6] MATTESSICH, R. 1978. *Instrumental Reasoning and Systems Methodology. An Epistemology of the Applied and Social Sciences*. Dordrecht - Boston 1978.
- [7] SENGE, P. M. 1995. *Piata disciplína manažmentu*. Bratislava 1995.

#### Adresa autorov:

Tatjana Šimanovská, PhDr., PhD.  
ÚM STU, OEMP  
Vazovova 5, 812 43, Bratislava  
[tatjana.simanovska@stuba.sk](mailto:tatjana.simanovska@stuba.sk)

Branislav Mišota. Ing.  
ÚM STU – OEMP  
Vazovova 5, 812 43 Bratislava I.  
[branislav.misota@stuba.sk](mailto:branislav.misota@stuba.sk)



## Hodnotenie inovačného procesu v krajinách EÚ Evaluation of the innovation process in the EU

Beáta Stehlíková, Anna Tirpáková

**Abstract:** This paper is devoted to the evaluation of the innovation process in the EU. The innovation performance of the European Union is compared to the Summary Innovation Index SII. To assess spatial autocorrelation index score for the dimensions of the EU25 states was used Moran coefficient. To describe the dependence of values Summary Innovation Index from the symmetry of the five categories and GDP.

**Key words:** Summary Innovation Index, EU countries, spatial autocorrelation, Moran coefficient, regression model

**Kľúčové slová:** Sumárny inovačný index, štáty EU, priestorová autokorelácia, Moranov koeficient, softvér GeoD, regresný model

**JEL Klasifikácia:** C49

### 1. Úvod

Ekonomický rast je proces, ktorý zvyšuje schopnosť národného hospodárstva vyrábať tovar a služby. Teórie ekonomického rastu študujú faktory, ktoré vedú k ekonomickému rastu a analyzujú sily, ktoré tento rast spôsobujú. Cieľom teórií rastu je vysvetliť faktory určujúce tempo rastu v jednotlivých štátoch a rozdiely medzi tempami rastu. Za zdroje ekonomického rastu sa v teóriách ekonomického rastu považuje prírastok pracovných síl, ďalej sú to zvýšenie investícií do ľudského kapitálu, lebo pracovná sila s vyšším vzdelaním je produktívnejšia, zvýšenie fyzického kapitálu, lebo zaručuje vyššiu produktivitu práce, technologický pokrok, ktorý umožňuje efektívnejšie využívanie kapitálových a ľudských zdrojov, riadenie a organizácia výroby, úspory z rozsahu a zo špecializácie. Nositeľ Nobelovej ceny Solow (1957) došiel k záveru, že až 80 percent rastu výstupu pripadajúceho na jednu hodinu práce v USA v rokoch 1909 až 1949 bolo dôsledkom technologického pokroku. Jeho výsledok na základe údajov za USA v rokoch 1929-1982 potvrdil Denison (1985). Fabricant (1954) odhaduje, že až okolo 90% zdrojov rastu výstupu v USA v rokoch 1871 – 1951 bolo v dôsledku technického pokroku. K podobným záverom prišiel aj ďalší nositeľ Nobelovej ceny Kuznets a Kedrick. Význam týchto prác tkvie v zdôraznení technologického pokroku. Kapitálové investície sú síce nutné, ale aj iné zdroje môžu významne prispieť k ekonomickému rastu. Výskumy dokazujú, že najvýznamnejšie zložky technologického pokroku sú v znalostiach a efektívnosti. Výskum, vzdelanie a odborná príprava sú preto významnými zdrojmi rastu, konštatujú Dornbusch a Fischer (1994). Podľa Gabrielovej (2005) kľúčovým faktorom prekonávania technologickej a inovačnej medzery Slovenska je formovanie vlastného inovačného potenciálu, ktorý môže priniesť konkrétne ekonomické výsledky iba po dlhšom období. Iba kombinácia transferu nových technológií a poznatkov prostredníctvom priamych zahraničných investícií s vlastným inovačným úsilím môže zabezpečiť postupné, nepretržité a celkové zvyšovanie technologickej a poznatkovej úrovne v ekonomike.

Inováciou sa podľa akceptovaných definícií rozumie nová metóda, myšlienka, idea a zároveň aj proces implementácie niečoho nového, čo prináša zlepšenie existujúcich výrobkov, služieb, rozšírenie ich škály a s nimi spojených trhov, vytvorenie nových metód výroby,

dodávok a distribúcie, zavedenie zmien riadenia, organizácie práce, pracovných podmienok a kvalifikácie pracovnej sily. Inovačný potenciál existuje v každej spoločnosti, organizácii, v každom jednotlivcovi. Inovačná politika obsahuje inovačné systémy, pod ktorými sa rozumejú siete výskumných centier, univerzít, fungujúci mechanizmus a nástroje podpory inovácií a rastu inovačného potenciálu, vytváranie inovačných centier a v neposlednom rade reformu vzdelávacieho systému a obsahu vzdelávania s cieľom rozvoja tvorivosti jednotlivcov. Inovácie sú významným faktorom dynamizácie spoločnosti. Ako sa v ďalšom ukáže, majú významnú priestorovú dimenziu.

## 2. Materiál a metódy

Na posúdenie priestorovej autokorelácie sa použil Moranov koeficient

$$I = \frac{n}{2A} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1; j \neq i}^n \delta_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

kde  $n$  je počet oblastí,  $A$  je počet hraníc,  $\delta_{ij} = 1$ , ak oblasti  $i$  a  $j$  susedia,  $\delta_{ij} = 0$  inak ( $i, j = 1, 2, \dots, n$ ),  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) je hodnota skúmaného javu v oblasti  $i$ ,  $\bar{x}$  je priemerná hodnota hodnôt  $x_i$ . Ak sa hodnota  $I$  blíži k hodnote  $+1$ , skúmaný jav je silne pozitívne autokorelovaný. Ak hodnota  $I$  sa blíži k hodnote  $-1$ , skúmaný jav je silne negatívne autokorelovaný. Ak hodnota  $I$  sa blíži k hodnote  $1/(n-1)$ , skúmaný jav je v priestore rozložený náhodne. Pre testovanie štatistickej významnosti pomocou Monte Carlo sa použil softvér GeoDa.

Pre zobrazenie objektov charakterizovaných pomocou  $m$  premenných  $x_1, x_2, \dots, x_m$  možno použiť polygón tvorený úsečkami s koncovými bodmi

$$\left( x_i \cos\left(i \frac{360}{m}\right), x_i \sin\left(i \frac{360}{m}\right) \right), i = 1, 2, \dots, m.$$

Pre porovnanie jednotlivých zložiek sa použil modifikovaný algoritmus (Stehlíková, 2005) pre rozpoznávanie rukou písaných čínskych znakov Chenga Hsua a Chena (1989).

## 3. Výsledky a diskusia

EIS (European Innovation Scoreboard) je nástrojom Európskej komisie pre hodnotenie a porovnávanie inovačnej výkonnosti štátov Európskej únie. EIS 2005 obsahuje sumárny inovačný index SII (Summary Innovation Index) a analýzu inovačného trendu. Indexu inovácie SII EIS je venovaná značná politická pozornosť. 26 indikátorov inovácie je rozdelených do piatich kategórií, ktoré pokrývajú rozdielne kľúčové dimenzie inovačnej činnosti. V kategórii *Hnacie sily inovácie* je päť indikátorov, ktoré sú mierou štrukturálnych podmienok potrebných pre schopnosť inovácie. Kategória *Tvorba poznatkov* obsahuje tiež päť indikátorov a je mierou investícií do výskumu a vývoja. Úsilie k inovácii na firemnej úrovni je kvantifikované šiestimi indikátormi, tvoriacimi kategóriu *Inovácia a súkromné podnikanie*. Päť indikátorov kategórie *Aplikácie* merajú výkonnosť pracovných a obchodných aktivít a ich pridanú hodnotu do inovačných sektorov. Kategória *Duševné vlastníctvo* obsahuje päť indikátorov a je mierou dosiahnutých výsledkov v termínoch úspešných know-how. Týchto päť kategórií pokrýva jednotlivé aspekty inovačného procesu. Indikátory zaradené do prvých troch kategórií sa týkajú vstupu a zvyšné dve charakterizujú výstup inovačného procesu. Členenie indikátorov do nasledujúcich kategórií poskytuje rýchlu identifikáciu silné a slabé stránky jednotlivých štátov v inovačnom procese (Tabuľka 1).

Hodnoty kategórií Sumárneho Inovačného Indexu SII v štátoch EÚ a Slovenska sú uvedené v tabuľke 2 a graficky sú znázornené na obrázku 1.

**Tabuľka 1: Kategórie sumárneho inovačného indexu SII**

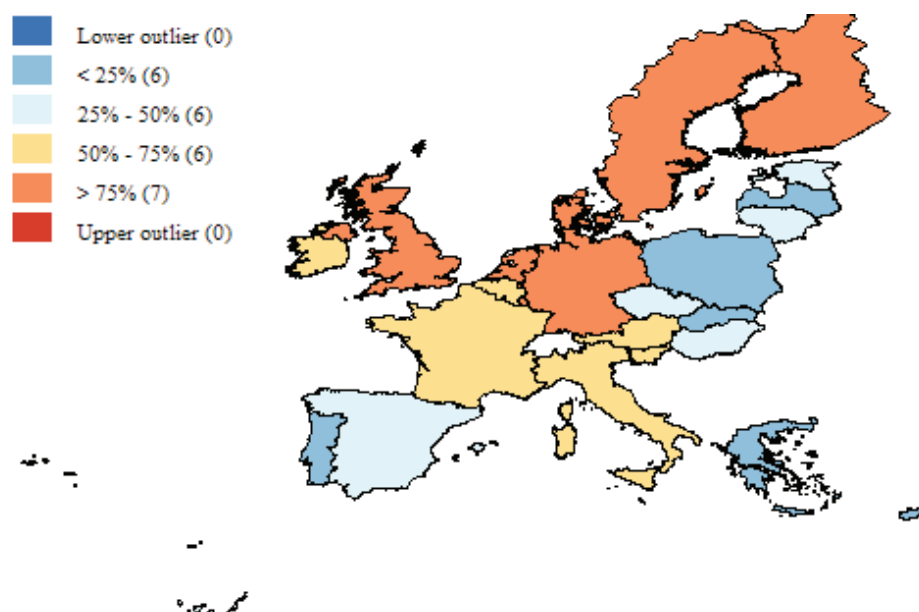
Kategória	Charakteristika
1. hnacie sily inovácie (5 indikátorov)	je mierou štrukturálnych podmienok potrebných pre schopnosť inovácie
2. tvorba poznatkov (5 indikátorov)	je mierou investícií do výskumu a vývoja
3. inovácia a súkromné podnikanie (6 indikátorov)	meria úsilie k inovácii na firemnej úrovni
4. aplikácie (5 indikátorov)	merajú výkonnosť pracovných a obchodných aktivít a ich pridanú hodnotu do inovačných sektorov
5. duševné vlastníctvo (5 indikátorov)	je mierou dosiahnutých výsledkov v termínoch úspešných know-how

Zdroj: Vlastné vyjadrenie

**Tabuľka 2: Hodnoty kategórií sumárneho inovačného indexu SII**

Územie	Hnacie sily inovácie	Tvorba poznatkov	Inovácia a súkromné podnikanie	Aplikácie	Duševné vlastníctvo	SII
EU25	0,464762	0,533867	0,413343	0,518957	0,356204	0,457427
EU15	0,491189	0,595551	0,453219	0,604383	0,418400	0,512549
Slovensko	0,294998	0,075742	0,191466	0,553902	0,016865	0,226595

Zdroj: Hollanders, Arundel, 2005



Zdroj: Vlastné spracovanie podľa údajov EIS

**Obrázok 1: Index SII v štátoch EÚ 25**

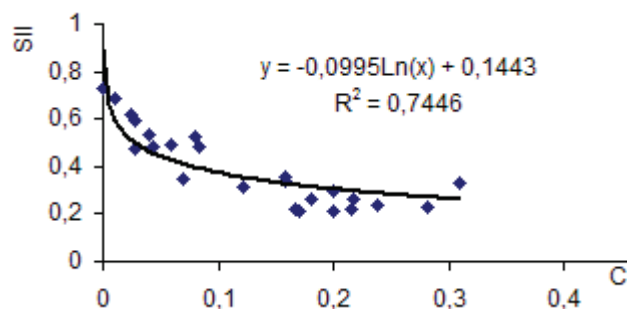
Použitím štatistických metód sme dostali výsledky, ktoré sú prehľadne zapísané v nasledujúcej tabuľke (Tabuľka 3).

**Tabuľka 3: Výsledok testovania priestorovej autokorelácie dimenzií SII pre štáty EÚ25**

Ukazovateľ	Moranov koeficient	P-hodnota	Stredná hodnota	Priemer	Štandardná odchýlka
Hnacie sily inovácie	0,3655	0,0136	-0,0417	-0,0334	0,1803
Tvorba poznatkov	0,6517	0,0001	-0,0417	-0,0338	0,1803
Inovácia a súkromné podnikanie	0,6801	0,0091	-0,0417	-0,0361	0,1737
Aplikácie	0,3916	0,0099	-0,0417	-0,0367	0,1777
Duševné vlastníctvo	0,5749	0,0006	-0,0417	-0,0342	0,1716
SII	0,6711	0,0001	-0,0417	-0,0352	0,1703
Nerovnomernosť dimenzií pomocou fuzzy metódy-koeficient C	0,5847	0,0002	-0,0417	-0,0368	0,1715

Zdroj: Vlastné výpočty

Všetky dimenzie SII ako aj samotný index SII vykazujú štatisticky preukaznú priestorovú autokoreláciu. Novoasociované krajiny majú nižšie hodnoty zložiek jednotlivých dimenzií, v dôsledku čoho aj samotného indexu SII. Novoasociované krajiny majú vyššiu variabilitu hodnotenú pomocou koeficienta nerovnomernosti C získaného fuzzy metódou (Obrázok 2). Novoasociované krajiny vykazujú vyššiu variabilitu predovšetkým kvôli nízkym hodnotám v kategórii výstupov inovačného procesu. Zvýšenie hodnôt ukazovateľov týchto kategórií, t.j. lepšieho zhodnotenia vstupov, môže byť cestou k zlepšeniu hodnoty SII.



Zdroj: Vlastné výpočty a vlastné zobrazenie

**Obrázok 2: Závislosť indexu SII od koeficienta nerovnomernosti C**

Získané výsledky možno interpretovať tak, že rovnomerný rozvoj zložiek inovačného indexu môže mať za následok zvýšenie inovačnej výkonnosti štátov. Uvedený výsledok korešponduje so stanoviskom Európskej komisie, ktorá apeluje na štáty, aby rozvíjali rovnomerne všetky oblasti inovačnej výkonnosti. Na národnej úrovni existujú významné rozdiely hodnôt sumárneho inovačného indexu SII ako aj variability jeho zložiek. Európska komisia v správe uviedla Slovensko ako príklad krajiny, ktorá by mala rozvíjať všetky časti, z ktorých sa skladá inovačná výkonnosť. Všetky oblasti by sa mali rozvíjať približne rovnako. Pretože ak by sa zanedbala čo len jedna z nich, mohla by zastaviť celý pokrok krajiny pri

inováciách, uvádza sa v štúdií. Je to v súlade s výsledkom skonštruovaného modelu, v ktorom, zvýšenie rovnomerného zastúpenia jednotlivých kategórií SII má za následok zvýšenie hodnoty SII.

Novoasociované krajiny vykazujú vyššiu variabilitu predovšetkým kvôli nízkym hodnotám v kategórii výstupov inovačného procesu. Zvýšenie hodnôt ukazovateľov týchto kategórií, t.j. lepšieho zhodnotenia vstupov, môže byť cestou k zlepšeniu ich inovačnej výkonnosti.

Innovation Scoreboard 2005 obsahuje nelineárny regresný model závislosti hodnôt sumárneho inovačného indexu SII od rozptylu hodnôt piatich kategórií SII a dvoch indikátorov EIS hodnotiacich vládu a dopyt.

Nový model skúma závislosť hodnôt sumárneho inovačného indexu SII ( $y$ ) od koeficienta nerovnomernosti C šiestich dimenzií indexu SII ( $x_1$ ) a HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily ( $x_2$ ). Model pre 25 štátov Európskej únie má tvar

$$y = -1,188224 - 0,07548876 \ln(x_1) + 0,1408116 \ln(x_2).$$

(0,4031863) (0,01245961) (0,0424944)

Čím je nerovnomernosť dimenzií väčšia, tým je sumárny inovačný index nižší. Naopak, vyššie hodnoty HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily zvyšujú hodnotu sumárneho inovačného indexu SII. Vytvorený model môžeme interpretovať, že *rovnomerný rozvoj zložiek inovačného indexu a zvýšená hodnota HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily má za následok zvýšenie inovačnej výkonnosti štátov*. Index determinácie regresného modelu je vysoký, až 82,9670 percent a korigovaný 81,4185 percent. Každý koeficient je štatisticky preukazný. P hodnota absolútneho člena je 0,0074528, P hodnota pre koeficient pri logaritme HDP je 0,0031581 a pri logaritme C je 0,0000043. Akaikeho kritérium nadobúda hodnotu -60,4298. Rezíduá majú normálne rozdelenie. Hodnota Jacqueho Berovho testu je 1,364441 a príslušná P hodnota je 0,5054932. Hodnota testovacej štatistiky Whiteovho testu je 5,300104 a príslušná P hodnota je 0,3803631, t.j. nulovú hypotézu o homoskedasticite nemôžeme zamietnuť. Rezíduá nevykazujú priestorovú autokoreláciu.

#### 4. Záver

Využívanie výsledkov výskumu a vývoja v praxi je jednou z najproblematickejších oblastí Lisabonskej stratégie. Kvalitné ľudské zdroje sú základným predpokladom pre vykonávanie výskumu a vývoja na medzinárodne porovnateľnej úrovni. Zásoba ľudských zdrojov sa najlepšie odráža v počte nových absolventov vysokých škôl, obzvlášť v počte absolventov prírodných a technických vied a ich podiele na celkovom počte absolventov. Ľudské zdroje, ktoré sú vzdelané a zamestnané v oblasti vedy a techniky sú základom pre znalostnú ekonomiku. Priamo prispievajú k expanzii výskumných a vývojových činností a rozvoju technologických inovácií. Vývoj a výskum ako aj technologické inovácie sú nenahraditeľným a najväčším zdrojom vysoko kvalitných poznatkov. Tvoria nosný pilier rozvoja spoločnosti ako aj zvyšovania životnej úrovne občanov jednotlivých štátov. Dosiahnuté výsledky dávajú návod ako zvýšiť inovačnú výkonnosť štátov. Práve rovnomerný rozvoj zložiek inovačného indexu a zvýšená hodnota HDP na obyvateľa v parite kúpnej sily má za následok zvýšenie inovačnej výkonnosti štátov.

#### 5. Literatúra

- [1] ARUNDEL, A. - HOLLANDERS, H. 2004. EXIS: An Exploratory Approach to innovation Scoreboards. [cit. 2010-09-09]  
[http://www.trendchart.org/scoreboards2004/scoreboard\\_papers.cfm](http://www.trendchart.org/scoreboards2004/scoreboard_papers.cfm)



- [2] BRAUNERHIELM, P. - JOHANSON, D. 2003. Determinants of spatial concentration. *Journal of Industry Studies*. 2003
- [3] CHENG, F.H. - HSU, W. H. - CHEN, C. A. 1989. Fuzzy approach to solve the recognition problem of handwritten chinese characters. In *Pattern recognition*, roč. 22, 1989, č.2, s. 133-141. ISSN 0031-3203
- [4] ČUTKOVÁ, Z., DONOVAL, M. 2004. Odvetvová špecializácia v SR. *BIATEC*, 12, č.8, s. 6-9
- [5] DENISON, E.: *Trends in American Economic Growth, 1929-1982*. The Brookings Institution, 1985
- [6] DORNBUSCH, R. - FISCHER, S. 1994. *Makroekonomie*. Praha: SPN a Nadace Economics, 1994 ISBN 80-04-25 556-6
- [7] European Trend Chart on Innovation. [cit. 2010-09-09] <http://trendchart.cordis.lu>
- [8] FABRICANT, S. 1954. *Economic Progress and Economic Change*. 34th Report of the National Bureau of Economic Research (New York: NBER)
- [9] GABRIELOVÁ, H. 2005. Pozícia Slovenska v porovnaní so štátmi EÚ v technologickej a poznatkovej náročnosti. *Ústav slovenskej a svetovej ekonomiky SAV*, Bratislava, 16 s.
- [10] HAALAND, J. - KIND, H. - MIDELFART-KNARVIK, K. - TORSTENSON, J. 1998. *What determines the economic geography of Europe?* Discussion paper 19/98 Bergen: EC, 1998
- [11] Innovation Scoreboard 2005 [cit. 2010-09-09] <http://www.cordis.lu/trendchart>
- [12] PUGA, D. 1999. The rise and fall of regional inequalities. *European economic review*. 43, pp. 303-335
- [13] ŠIKULOVÁ I. 2004. Štrukturálna konvergencia Slovenskej republiky k EÚ 15 – predpoklad úspešného členstva Slovenska v európskej menovej únii. *Ekonomický časopis*, 52, č. 9, str. 1064 – 1079
- [14] SOLOW, R. 1957. Technical Change and the Aggregate Production function. *Review of Economics and Statistics*, srpen 1957
- [15] STEHLÍKOVÁ, B. 2005. Klasifikácia genetických zdrojov podľa deskriptorov tvaru. In *Proceedings 4th International conference APLIMAT*. Bratislava: Slovenská technická univerzita, 2005, s. 527-530. ISBN 80-969264-3-8
- [16] STEHLÍKOVÁ, B. 2008. *Európska únia v zrkadle čísel*. Nitra: Environment, 2008. 321 s. ISBN 978-80-969120-9-4

#### Adresy autorov:

Beáta Stehlíková, prof. RNDr., CSc.  
Fakulta ekonómie a podnikania  
Paneurópska vysoká škola  
Tematínska 10  
851 05 Bratislava 5  
stehlikovab@gmail.com

Anna Tirpáková, prof. RNDr., CSc.  
Katedra matematiky  
FPV UKF  
Tr. A. Hlinku 1  
949 01 Nitra 1  
atirpakova@ukf.sk



## Spotrebné výdavky súkromných domácností v členení podľa krajov na Slovensku

### The consumption expenditures of private households by regions in Slovakia

Vladimíra Želonková

**Abstract:** The contribution contains the analysis structure the consumption expenditures of private households by regions in Households Budget Survey SR and their direct dependence on the growth of the economy. The Tables and graphs taken from the survey by region shows some difference in the pursuit of 12 divisions of consumption expenditures and different evolution of the net income inflows.

**Key words:** private households, money expenditures, consumption expenditures, foodstuff and non-alcoholic beverages, alcoholic beverages and tobacco, garments and shoes

**Kľúčové slová:** súkromná domácnosť, peňažné výdavky, spotrebné výdavky, potraviny a nealkoholické nápoje, alkoholické nápoje a tabak, odievanie a obuv, zdravie

**JEL classification:** E21

#### 1. Úvod

Cieľom príspevku je ukázať rozdiel pri sledovaní spotrebných výdavkov súkromných domácností v členení podľa regiónov SR u ukázať závislosť týchto spotrebných výdavkoch od výšky čistých príjmov. Štatistika rodinných účtov SR náhodne ročne vyšetří okolo 4 704 súkromných domácností za celé Slovensko. Každý kraj predstavuje v štatistike rodinných účtov pracovisko Štatistického Úradu SR. V priebehu roka musí každé pracovisko získať úplné a správne informácie od 588 respondentov. Pracoviská príslušných krajov mesačne tak vytvárajú krajské tabuľky a tieto sa po uložení príslušnými pracoviskami na komunikačný server ďalej spracovávajú a poskytujú údaje mnohým interným a externým užívateľom.

#### 2. Prehľad štatistika rodinných účtov

Štatistiky rodinných účtov sú v EU ukázkovými zisťovaniami súkromných domácností, ktoré sú realizované pravidelne pod zodpovednosťou Národného Štatistického úradu (NSIs) v každom členskom štáte (Európsky Štatistický Systém). Tieto štatistické zisťovania poskytujú informácie o spotrebných výdavkoch domácností na základe systému odporúčaní Európskeho štatistického úradu (Eurostat) na tovary a služby, so značnou podrobnosťou v použitých kategóriách. Získané štatistické údaje na základe klasifikácie individuálnej spotreby podľa účelu (COICOP), sú to informácie predovšetkým o spotrebných výdavkoch, ale aj príjmoch a o vlastníctve spotrebného tovaru s dlhodobou životnosťou, základné informácie o bývaní a mnohé demografické a socioekonomické charakteristiky.<sup>1</sup> Každá národná štatistika rodinných účtov ma iné percentuálne zastúpenie pri zisťovaní jednotlivých položiek spotrebných výdavkov.

#### 3. Metodika štatistiky rodinných účtov

Od roku 2004 boli zavedené niektoré úpravy v systéme zisťovania štatistiky RÚ, ktoré vychádzali z odporúčaní Eurostatu pre ich aplikáciu v štatistike rodinných účtov členských štátov. Zmeny sa týkali:

<sup>1</sup> Štatistika rodinných účtov v EU, Metodika a odporúčania pre harmonizáciu 2003 s.5

1. spôsobu výberu spravodajských jednotiek,
2. kódovania členov domácnosti,
3. klasifikácie individuálnej spotreby podľa účelu pre rodinné účty,
4. klasifikácie peňažných príjmov,
5. klasifikácie naturálnych príjmov.

Pri tvorbe spravodajskej siete sa vychádzalo z výsledkov Sčítania obyvateľov, domov a bytov (SODB) 2001. Výberovou jednotkou bol byt. Ako opora pre výber jednotiek slúžil zoznam adries domácností v trvalo obývaných bytoch. V každom kraji bol pre zisťovanie vybraný rovnaký počet domácností v členení podľa počtu domácností v jednotlivých veľkostných skupinách obcí v kraji. Vybrané domácnosti, ktoré súhlasili s platenou spolupracou, boli spravodajcami rodinných účtov dva po sebe idúce mesiace. Poskytli informácie o svojich výdavkoch a príjmoch v hrubých hodnotách (prvý mesiac) a detailnom členení (druhý mesiac), údaje o štruktúre domácností, o podmienkach bývania a vybavenosti vybranými predmetmi dlhodobej spotreby. Jednotkou pre spravodajstvo a spracovanie bola hospodáriaca domácnosť, ktorú tvorili osoby s trvalým bydliskom v jednom byte a spoločne hradiace základné finančné prostriedky na chod domácnosti (napr. strava, nájomné, elektrina). Do zisťovania neboli zahrnuté kolektívne domácnosti (t.j. pacienti v nemocniciach, členovia reholí v kláštoroch, obyvatelia zariadení sociálnej starostlivosti a pod.).

## Definície

**Hrubé peňažné príjmy** predstavujú sumu príjmov zo zamestnania mimo poľnohospodárstva, z poľnohospodárstva, čiastky vyčlenenej osobou samostatne zárobkovo činnou z vlastného súkromného podnikania, sociálne príjmy, príjmy z majetku, vybrané pôžičky a iné peňažné príjmy.

**Čisté peňažné príjmy** sú vypočítané z hrubých peňažných príjmov odpočítaním zákonných platieb zdravotným poisťovním a Sociálnej poisťovni (povinné osobné poistenie).

**Hrubé peňažné výdavky** zahŕňajú spotrebné výdavky a ostatné hrubé výdavky, t. j. ostatné výdavky vr. daní z príjmov a povinného osobného poistenia.

**Čisté peňažné výdavky** zahŕňajú spotrebné výdavky a ostatné čisté výdavky, t. j. ostatné výdavky bez daní z príjmov a povinného osobného poistenia.

**Spotrebné výdavky** predstavujú sumu výdavkov za tovary a služby. Štatistický úrad SR používa klasifikáciu zisťovaných položiek v rámci štatistiky rodinných účtov **COICOP** (Klasifikácia individuálnej spotreby podľa účelu). V nej sú výdavky domácností členené podľa účelu použitia, t.j. podľa cieľa, na ktorý sú peňažné prostriedky vynaložené, resp. akú zložku životnej úrovne uspokojujú tovary a služby.

Spotrebné výdavky sú členené na základné odbory:

### 1. Potraviny a nealkoholické nápoje

- všetky výdavky spojené s nákupom potravín a nealkoholických nápojov v obchodnej sieti.

### 2. Alkoholické nápoje a tabak

- výdavky na alkoholické nápoje, tabak a výrobky z tabaku.

### 3. Odievanie a obuv

- nákup textilného tovaru, obuvi a textilnej galantérie (tvrdá galantéria je súčasťou výdavkov za osobné predmety), vr. ich zhotovenia a opráv.

### 4. Bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá

- výdavky za hrubé nájomné v obecných bytoch, úhrady za užívanie družstevného bytu, výdavky za nákup tovarov a služieb pre stavebnú a bytovú údržbu, platby za elektrinu, plyn, teplú vodu a teplo, nákup palív, vodné, stočné a výdavky za ostatné služby vzťahujúce sa na bývanie.

**5. Nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu**

- výdavky za nákup nábytku, bytového zariadenia a doplnkov, podlahových krytín, bytového a stolového textilu, domáceho riadu a príborov, potrieb pre domácnosť investičného charakteru, rôznych prístrojov a kuchynských potrieb, výdavky za zhotovenie týchto tovarov a ich opravy, vr. výdavkov za hospodárske, záhradnícke, remeselnícke stroje a zariadenia, tovary a služby pre čistenie a upratovanie, a i.

**6. Zdravie**

- výdavky za farmaceutické preparáty a výrobky, zdravotnícky tovar, za služby poskytované zdravotníckym personálom v nemocniciach a mimo nich, vr. služieb rôznych terapeutov.

**7. Doprava**

- výdavky za nákup dopravných prostriedkov, pohonných hmôt a mazív, výdavky spojené s ich prevádzkou a údržbou, vr. služieb autoškôl, výdavky za dopravné služby (vlak, autobus, lietadlá, lode).

**8. Spoje**

- výdavky za poštové služby, za nákup telefónnych a faxových prístrojov a za telefónne a telefaxové služby. .

**9. Rekreácia a kultúra**

- výdavky za tovary a služby spojené s individuálnou a organizovanou rekreáciou a iným využívaním voľného času, vr. výdavkov za knihy, noviny, tlačiarenský a papiernický tovar a kresliace potreby.

**10. Vzdelanie**

- výdavky za predškolské, základné, stredoškolské, vysokoškolské a iné vzdelanie, vr. rôznych kurzov.

**11. Hotely, kaviarne a reštaurácie**

- výdavky vo verejnom stravovaní (vr. školského a závodného stravovania) a výdavky za ubytovacie služby (mimo rekreácie).

**12. Rozličné tovary a služby**

- výdavky za tovary a služby pre osobnú starostlivosť (vr. tvrdej galantérie), výdavky za sociálnu starostlivosť, poistenie osôb a vecí a výdavky za iné tovary a služby spojené so spotrebou v domácnosti. "Poistenie osôb a vecí" obsahuje aj poistenie motorových vozidiel, poistenie bytu a domácnosti a pod.

**Ostatné výdavky** obsahujú rôzne platby (daň z majetku a i.; ostatné hrubé výdavky aj daň z príjmu a povinné osobné poistenie), peňažné dary mimo domácnosť, splátky pôžičiek, nákup akcií a obligácií, vr. krátkodobých výdavkov na súkromné hospodárenia.

Vo všetkých tabuľkách, ktoré sú prístupné v publikácii Príjmy, výdavky a spotreba súkromných domácností SR je zohľadnená nová metodika výpočtu príjmov a výdavkov domácností. Základné skupiny peňažných príjmov a výdavkov domácností sú uvádzané v mesačných priemeroch na jedného člena domácnosti, zaokrúhlené na celočíselnú hodnotu.<sup>2</sup>

**4. Štruktúra výdavkov súkromnej domácnosti**

Pri porovnaní štruktúry spotrebných príjmov súkromných domácností bola využitá Databáza regionálnej štatistiky, táto obsahuje časové rady nielen ukazateľov hospodárskeho a sociálno ekonomického vývoja, ale aj výstupy spotrebných výdavkov súkromných domácností za regióny Slovenskej republiky. Regionálne údaje za rodinné účty sa prezentujú vo forme tabuliek v ročných časových radoch podľa hľadiska a kritérií konkrétneho zisťovania.

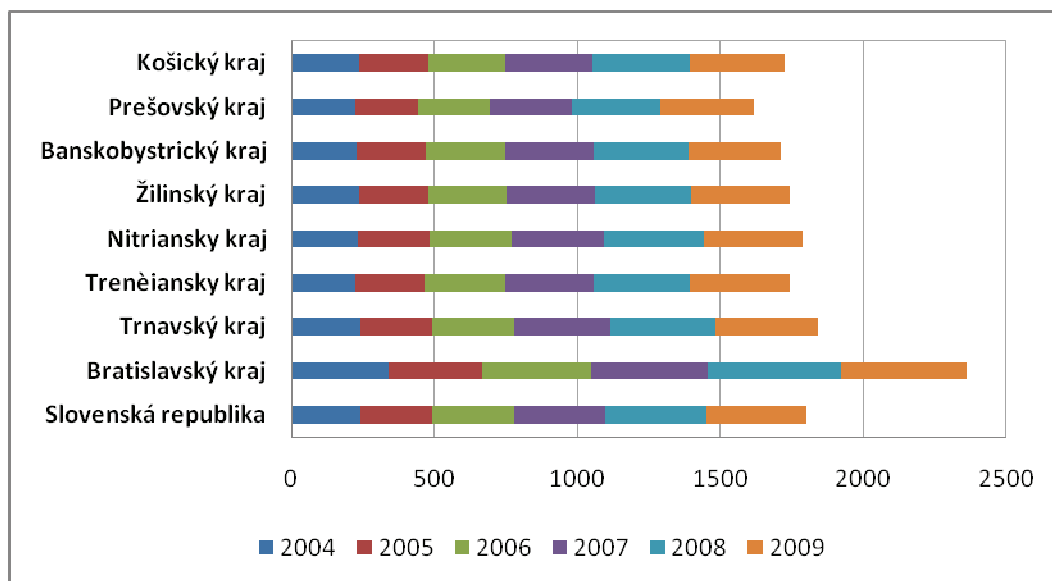
Vo výdavkoch na spotrebu osobitné miesto majú potravinové výdavky. Na ich vývoj vplýva mnoho činiteľov, ale najdôležitejšie sú ekonomické. Znižovanie výdavkov na

<sup>2</sup> Príjmy, výdavky a spotreba súkromných domácností SR

potraviny je podmienené rastom ekonomiky. Rozhodovanie spotrebiteľa pri dopyte po potravinách je teda v značnej miere ovplyvňované kúpyschopnosťou obyvateľstva, ktorá je určovaná úrovňou a vývojom čistých peňažných príjmov.<sup>3</sup>

**Tabuľka 1: Čisté príjmy súkromných domácností podľa regiónov SR 2004 až 2009**

	Čisté peňažné príjmy (od r.2004) v EUR					
	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Slovenská republika	241,62	251,18	285,97	320,43	352,22	350,61
Bratislavský kraj	340,47	326,23	381,3	407,87	465,57	441,32
Trnavský kraj	239,16	253,6	285,97	335,43	367,58	359,39
Trenčiansky kraj	221,07	242,18	282,85	309,81	338,55	347,04
Nitriansky kraj	230,3	254,03	285,27	321,72	349,13	345,28
Žilinský kraj	235,28	241,15	277,14	307,21	336,53	345,47
Banskobystrický kraj	229,27	241,98	276,04	309,99	331,48	323,81
Prešovský kraj	221,37	222,83	247,53	287,54	309,19	327,03
Košický kraj	235,44	243,71	269,57	304,87	340,95	331,15



**Obrázok 1: Čisté príjmy súkromných domácností podľa regiónov SR 2004 až 2009**

Z grafu vidieť ako čisté peňažné príjmy od roku 2004 mali stúpajúcu tendenciu, táto bola spôsobená pravdepodobne dôsledkom zmeny dane z príjmov a zmenou v pridelovaní podpory na deti, ktorou sa zabezpečil zvýšený rast príjmov rodiny. Prelom nastáva v roku 2009, vtedy vidieť na grafe určitý pokles čistých peňažných príjmov. Poklesy príjmov sú evidentne spôsobené faktormi ako dopadom hospodárskej krízy v bankovom sektore, daňové zmeny ako zvýšenie nezdaniteľnej časti dane z príjmov fyzickým osobám, ktoré znížilo príjmy samosprávam.

<sup>3</sup> Zákon č.559/2003 Zmena zákona o dani z príjmov (novelizovaný, účinnosť 20.7.2005)

Spotrebné výdavky súkromných domácností závisia na spotrebných zvyklostiach regiónu, jeho kultúre a tradíciách, ale odrážajú aj konkrétnu sociálno-ekonomickú situáciu jednotlivých domácností a dané ekonomické prostredie. Ak je región alebo krajina chudobnejšia je pravdepodobné, že má väčšie výdavky na uspokojenie základných potrieb, ako je stravovanie, bývanie, voda, elektrina, plyn a palivá a nižšie výdavky na uspokojovanie tzv. vyšších potrieb ako je napr. vzdelanie, kultúra a rekreácia.

Zo získaných údajov štatistiky rodinných účtov SR je vidieť, že najvyššie výdavky sú vynaložené na potraviny, nápoje a tabak a ich pokles je takmer zanedbateľný. Druhý najvyšší podiel tvoria výdavky na bývanie, ktoré výrazne vzrástli v dôsledku zvýšenia cien elektriny, plynu, vody i tepla a ich podiel na spotrebných výdavkoch sa približuje v posledných rokoch k 25 %. Tretiu významnú položku predstavujú výdavky na dopravu, ktoré však v posledných rokoch vykazujú nepatrné znižovanie (s výnimkou roka 2005).<sup>4</sup>

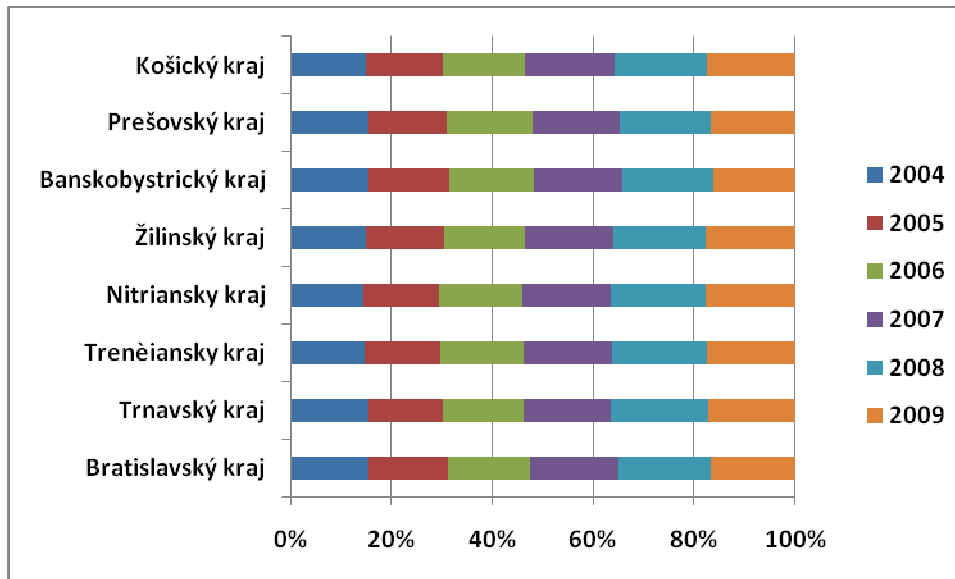
V porovnaní z niektorými vyspelými členskými štátmi Európskej únie, ale je možné vidieť inú štruktúru tých istých spotrebných výdavkov. V roku 1999, najrozsiahljšími skupinami zo spotrebiteľských výdavkov domácností boli pre väčšinu z 15 členských štátov výdavky za „bývanie“, „dopravu“ a „jedlo a nealkoholické nápoje“, „Bývanie“ bolo na prvom mieste pri všetkých 14 krajinách EU. V skoro vo všetkých krajinách boli „doprava“ a „jedlo“ na druhom a treťom mieste. V Belgicku, Španielsku, Grécku, Taliansku a Švédsku bolo jedlo umiestnené na druhom mieste. V Nemecku a Spojenom kráľovstve, „rekreácia“ dosahovala tretie miesto.<sup>5</sup>

**Tabuľka 2: Štruktúra spotrebných výdavkov súkromných domácností podľa regiónov SR**

	Potraviny a nealkoholické nápoje (od r.2004) v EUR					
	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Bratislavský kraj	70,21	70,90	73,64	79,94	82,51	75,25
Trnavský kraj	62,27	60,76	64,55	70,80	77,97	70,26
Trenčiansky kraj	57,49	59,32	64,72	68,97	73,81	68,02
Nitriansky kraj	55,14	56,39	62,60	66,11	71,67	67,08
Žilinský kraj	59,25	61,82	64,57	69,46	73,37	70,26
Banskobystrický kraj	57,06	59,87	61,48	65,21	67,00	60,03
Prešovský kraj	51,75	52,02	56,94	57,47	60,40	55,41
Košický kraj	54,90	56,67	60,18	64,74	68,20	64,00

<sup>4</sup> Tvorba databázy príjmov obyvateľstva, výdavkov na spotrebu, spotreby a cien vybraných potravinárskych komodít a faktory ovplyvňujúce spotrebu potravín s.12

<sup>5</sup> Štatistika rodinných účtov v EU, Metodika a odporúčania pre harmonizáciu 2003 s. 3



Obrázok 2: Spotrebné výdavky potraviny a nealkoholické nápoje podľa regiónov SR

## 5. Záver

Pri porovnaní regiónov SR najvyšší podiel v rámci štruktúry spotrebných výdavkov majú potraviny a nealkoholické nápoje. V priloženej tabuľke v číslach vidíme, že výdavky vynaložené na potraviny a nealkoholické na prvom mieste v našich podmienkach má Bratislavský kraj, následne Trnavský kraj a ako tretí Žilinský kraj. **Štatistika rodinných účtov** poskytuje údaje o štruktúre spotrebných výdavkov domácností a príjmov a umožňuje tak medzinárodne porovnať a analyzovať kvalitu života obyvateľstva v regiónoch a jednotlivých krajinách EÚ.

## 6. Literatúra

- [1]Štatistika rodinných účtov v EU, Metodika odporúčania pre harmonizáciu 2003 s.3,s. 5
- [2]ŠÚ SR Príjmy, výdavky a spotreba súkromných domácností SR 2009
- [3]ŠÚ SR RegDat – databáza regionálnej štatistiky
- [4]Zákon č.559/2003 Zmena zákona o dani z príjmov (novelizovaný, účinnosť 20.7.2005)
- [5]Křížová S. (2007): Tvorba databázy príjmov obyvateľstva, výdavkov na spotrebu, spotreby a cien vybraných potravinárskych komodít a faktory ovplyvňujúce spotrebu potravín s. 12.

### Adresa autora:

Vladimíra Želonková, PhDr.  
Francisciho 6,  
811 08 Bratislava  
vladimira.zelonkova@statistics.sk



## Z histórie Slovenských štatistických konferencií From the history of Slovak statistical conferences

Ján Luha, Jozef Chajdiak

Slovenská štatistická a demografická spoločnosť mala svoje ustanovujúce zhromaždenie 28. marca 1968. V čase svojho založenia niesla názov Slovenská demografická a štatistická spoločnosť pri SAV. Jej založenie schválilo Predsedníctvo SAV na svojom 33. zasadnutí dňa 18. 12. 1967. Na ustanovujúcom Valnom zhromaždení 28. 3. 1968 bol zvolený výbor v zložení: predseda Doc. Ing. Milan Kovačka, CSc., prvý podpredseda Ing. Daniel Vojtko, CSc., druhý podpredseda Doc. Ing. Ladislav Ivanka, CSc., vedecký tajomník Ing. Rudolf Krč, CSc. a hospodár Dr. Doval. Ďalšie podrobnosti možno získať v príspevku Slovenská demografická spoločnosť založená od D. Vojtko v Ekonomickom časopise 7/1968 XVI str. 715-716. Činnosť Spoločnosti sa orientovala na organizáciu vedecko-odborných podujatí v oblasti štatistiky a demografie prostredníctvom vedeckých konferencií, odborných seminárov a diskusných popoludní. Ku zmene názvu prišlo na Valnom zhromaždení členov spoločnosti dňa 14. marca 1990, kedy sa tiež členská základňa rozšírila o významnú časť štatistickej obce – o matematických štatistikov. Ku tradičným aktivitám Spoločnosti v oblasti aplikovanej štatistiky, výpočtovej štatistiky a demografie sa pridružili činnosti z oblasti matematickej štatistiky. Ďalšou významnou oblasťou v činnosti Spoločnosti je štatistické riadenie kvality.

Spoločnosť sa prezentuje pomerne širokými odbornými aktivitami, Slovenská štatistická konferencia patrí medzi najdôležitejšie.

V príspevku uvedieme stručnú chronológiu štatistických konferencií, ktorých názov sa od roku 1996, kedy bola usporiadaná v poradí už šiesta konferencia, ustálil na: Slovenská štatistická konferencia.

Krátko po vzniku Spoločnosti sa organizovala prvá štatistická konferencia v dňoch 16. až 17. 1. 1969. Konferencia sa uskutočnila v Bratislave na Patrónke. Okrem zakladajúcich členov Spoločnosti sa jej zúčastnil tiež predseda Štátneho štatistického úradu Ing. Kazimour a významný slovenský vedec a pedagóg Prof. Briška. Program konferencie bol zameraný na tri okruhy:

1. okruh - úlohy štátnej štatistiky na Slovensku (Ing. Ján Marček, CSc.)
2. okruh - problémy štatistickej vedy (Doc. Ing. Róbert Štukovský, CSc.)
3. okruh - systém výučby štatistiky a štatistikov (Doc. Ing. Ladislav Ivanka, Cíc).

Ďalšie podrobnosti o konferencii možno nájsť v príspevku I. Celoslovenská konferencia štatistikov od R. Krča v Ekonomickom časopise 3/1969 XVII str. 301 - 304. Podľa záverov prvej konferencie sa druhá konferencia mala konať v druhom polroku 1970.

Druhá štatistická konferencia sa uskutočnila v roku 1978 na VŠE v Bratislave na tému „**Aplikované štatistiky**“, za signifikantnej účasti štatistikov z VŠE Praha. Doc. Kovačka prvýkrát načrtoľ otázky štatistiky životného prostredia.

3. celoslovenská konferencia štatistikov sa uskutočnila 20. novembra 1985 v Bratislave v Dome ROH na tému „**Sociálna štatistika - nástroj riadenia socialistickej spoločnos-**

ti“. Predsedom organizačného výboru bol Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.. Materiály konferencie boli opublikované v Informáciách SDŠS pri SAV, ročník XV - 1985, číslo 2.

4. celoslovenská konferencia štatistikov na tému „**Meranie a analýza ekonomickej efektívnosti**“ sa uskutočnila 10. - 12. októbra 1988 v Smoleniciach. Od tohto momentu sa štatistická konferencia usporiada každé dva (párne) roky. (*Materiály konferencie sa vydávali v samostatných Zborníkoch príspevkov, počnúc rokom 2006 vo vedeckom časopise SŠDS FORUM STATITICUM SLOVACUM.*) Predsedom organizačného výboru bol doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.. Konferencia sa uskutočnila s medzinárodnou účasťou. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov 4. celoslovenskej konferencie štatistikov.

5. celoslovenská konferencia štatistikov na tému „**Súčasnú úlohu štatistiky**“ sa uskutočnila 2. - 4. mája 1990 v Smoleniciach. Predsedom organizačného výboru bol Ing. Jozef Brezák. Od tohto roku sa vo významne väčšej miere zúčastňujú na konferenciách matematickí štatistici. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov 5. celoslovenskej konferencie štatistikov.

6. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Slovenská štatistika – súčasnosť a perspektívy**“ sa uskutočnila 4. - 6. mája 1992 v Smoleniciach. Predsedom organizačného výboru bol RNDr. Ján Luha, CSc.. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov 6. Slovenskej štatistickej konferencie.

7. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Štatistika v manažmente**“ sa uskutočnila 4. - 5. mája 1994 v priestoroch Ekonomickej univerzity v Bratislave. Predsedom organizačného výboru bol doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov 7. Slovenskej štatistickej konferencie.

8. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Štatistické metódy v bankovníctve, finančníctve a poisťovníctve**“ sa uskutočnila 8. - 10. mája 1996 na Donovaloch. Predsedom organizačného výboru bol Ing. Vladimír Úradníček, CSc. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov z VIII. slovenskej štatistickej konferencie s medzinárodnou účasťou (ISBN 80 - 967343 - 4 - 2). Táto konferencia bola prvou zo štatistických konferencií, ktoré sa od tohto času organizujú v jednotlivých krajoch Slovenskej republiky.

9. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Podniková štatistika**“ sa uskutočnila 21. - 23. októbra 1998 v Herľanoch. Predsedom organizačného výboru bol doc. RNDr. Michal Tkáč, CSc.. Materiály konferencie boli opublikované v Zborníku príspevkov 9. Slovenskej štatistickej konferencie (ISBN 80 - 967658 - 3 - 3).

10. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Slovenská štatistika - súčasnosť a perspektívy**“ sa uskutočnila 10. - 12. mája 2000 v Smoleniciach. Predsedom organizačného výboru bol doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., tajomníkom RNDr. Ján Luha, CSc.. Materiály konferencie sú opublikované v Zborníku príspevkov (ISBN 80 - 88946 - 06 - 9). Konferencia mala charakter jubilea - 10. konferencia v roku 2000.

11. Slovenská štatistická konferencia na tému „**Štatistické metódy v praxi**“ sa uskutočnila 11. - 13. septembra 2002 v Nitre pod záštitou predsedu ŠÚ SR RNDr. P. Macha na tému „Štatistické metódy v praxi“. Predsedom organizačného výboru bola doc. RNDr. Beáta

Stehlíková, CSc. (stehliko@uniag.sk). Spoluorganizátorom konferencie bola Fakulta ekonomiky a manažmentu Slovenskej poľnohospodárskej univerzity v Nitre. Materiály konferencie boli publikované v Zborníku príspevkov (ISBN 80 - 88946 - 19 - 0).

12. Slovenská štatistická konferencia sa uskutočnila 4. až 6. októbra 2004 v Bardejovských kúpeľoch, pod záštitou podpredsedu vlády SR Pála Csákyho. Hlavným tematickým zameraním bolo „**Štatistika a integrácia**“. Boli stanovené nasledovné tematické okruhy: integrácia do Európskej únie z pohľadu: metodológie štatistiky, histórie štatistiky, matematickej štatistiky, ekonomickej štatistiky, demografickej štatistiky, štátnej štatistiky, poľnohospodárskej štatistiky, výpočtovej štatistiky, štatistického riadenia kvality, bankovej a finančnej štatistiky, poisťnej štatistiky, sociálnej štatistiky, regionálnej štatistiky, medzinárodnej štatistiky, legislatívnej štatistiky, etiky štatistiky, organizačnej štatistiky, zahraničných stykov, výučby štatistiky a iných. Predsedom organizačného a programového výboru bol Ing. Ján Cuper (Jan.Cuper@statistics.sk). Materiály konferencie sú opublikované v Zborníku príspevkov (ISBN 80 - 88946 - 37 - 9).

13. Slovenská štatistická konferencia sa uskutočnila 3. až 5. mája 2006 v hoteli ATRIUM v Malackách. Predsedom organizačného a programového výboru bola Ing. Magdaléna Šipková, tajomníkom RNDr. Ján Luha, CSc. Tematické okruhy konferencie boli: Aplikácie štatistických metód vo vede a praxi, Teória štatistických metód, Metodológia a prax zberu štatistických údajov, Matematická štatistika a pravdepodobnosť, Štatistický softvér, Iné. Príspevky sú publikované vo vedeckom časopise SŠDS FORUM STATISTICUM SLOVACUM 1/2006 (ISSN 1336-7420).

14. Slovenská štatistická konferencia sa uskutočnila 17. až 19. septembra 2008 pod záštitou ministra výstavby a regionálneho rozvoja SR Mariana Januška v dňoch 17. až 19. septembra v Strečne v zariadení ŽSR, Stredisko internátnej prípravy. Predsedom programového výboru bol Ing. Vladimír Úradníček, PhD., predsedníčkou organizačného výboru bola Ing. Oľga Chovanová a tajomníkom RNDr. Ján Luha, CSc. Tematické okruhy konferencie boli: Regionálna štatistika, Aplikácie štatistických metód vo vede a praxi, Metodológia a prax zberu štatistických údajov, Matematická štatistika a pravdepodobnosť, Štatistický softvér, Iné. Príspevky sú publikované vo vedeckom časopise SŠDS FORUM STATISTICUM SLOVACUM 5/2008 (ISSN 1336-7420).

15. Slovenská štatistická konferencia sa uskutočnila v dňoch 7. a 8. októbra 2010 v Stredisku KASKÁDY v Galante-Únovciach. Bola zameraná na Regionálnu štatistiku. Tematické okruhy konferencie: Regionálna európska a slovenská štatistika, Aplikácie štatistických metód vo vede a praxi, Metodológia a prax zberu štatistických údajov, Matematická štatistika a pravdepodobnosť, Štatistický softvér a Iné. Predsedom organizačného a programového výboru bol doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc., tajomníkom RNDr. Ján Luha, CSc. Príspevky sú publikované vo vedeckom časopise SŠDS FORUM STATISTICUM SLOVACUM 4/2010 (ISSN 1336-7420).

Tematické zameranie jednotlivých konferencií bolo ovplyvnené ústrednou témou určenou pre danú konferenciu. Ústredné témy zvolené pre konferencie vyjadrujú snahu organizátorov zachytiť najvýznamnejšie potreby a impulzy prieniku štatistiky a ostatných oblastí vedy a praxe.

Autori, súc si vedomí problémov s pamäťou, začali zostavovať aspoň chronológiu konferencií. S ohľadom na uvedené budeme vďační všetkým, ktorí nám poskytnú doplňujúce informácie o našich konferenciách osobne, alebo na dole uvedené e-mailové adresy.

**Adresy autorov:**

RNDr. Ján Luha, CSc.  
jan.luha@fmed.uniba.sk

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.  
chajdiak@statis.biz

Materiály Valného zhromaždenia členov SŠDS

**Správa o činnosti  
Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti  
na obdobie rokov 2006 - 2010**

Činnosť Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti od ostatného Valného zhromaždenia v roku 2006 prebiehala v stabilnom rytme.

Výbor celé obdobie pracoval v zložení, ako bol zvolený. Zoznam členov výboru, ich funkcie je zverejnený na našej internetovskej stránke [www.ssds.sk](http://www.ssds.sk)

#### AKCIE

Za najdôležitejšiu činnosť považujeme pokračovanie v organizovaní Slovenskej štatistickej konferencie a Slovenskej demografickej konferencie ako najdôležitejších akcií SŠDS. V roku 2006 sa uskutočnila 13. Slovenská štatistická konferencia v Malackách s tematickým zameraním „Štatistické metódy“, v roku 2008 sa uskutočnila 14. Slovenská štatistická konferencia v Strečne a 15. Slovenská štatistická konferencia s tematickým zameraním „Regionálna štatistika“ sa uskutočnila v zariadení Kaskády v Únovciach pri Galante.

Od roku 2010 sme pri organizácii Slovenských štatistických konferencií skrátili ich dĺžku z troch na dva dni.

V roku 2007 sa v Čingove v Slovenskom Raji sa uskutočnila 11. Slovenská demografická konferencia, a v roku 2009 v Bojniciach 12. Slovenská demografická konferencia s tematickým zameraním „Naša demografia - súčasnosť a perspektívy“.

Každá z uvedených konferencií bola s medzinárodnou účasťou a z každej sme vydali Zborník príspevkov.

Od roku 2000 každoročne organizujeme jednodňovú konferenciu v Bratislave „Pohľady na ekonomiku Slovenska“. Slovenská prognostická špička prezentuje svoje odhady budúceho makroekonomického vývoja SR. Z konferencie vydávame Zborník.

V spolupráci s Českou štatistickou spoločnosťou sme organizovali Spoločnú česko-slovenskú konferenciu STAKAN (2007) resp. Spoločnú slovensko-českú konferenciu PRASTAN (2009). Konferencia PRASTAN (PRAvdepodobnosť, ŠTATistiaka, Numerika) v ostatných rokoch prebiehala ako slovenská akcia.

Pravidelne každoročne organizujeme týždňovú školu štatistiky EKOMSTAT (EKOnoMická ŠTATistika). V roku 2010 prebehol už jej 24. ročník. Každoročne začiatkom decembra prebieha medzinárodný seminár Výpočtová štatistika. V roku 2011 prebehne už jeho 19. ročník. V jeho rámci taktiež organizujeme Prehliadku prác mladých štatistikov a demografov. V rokoch 2006 až 2009 prebehli v Tajove a v Banskej Bystrici ďalšie tri ročníky konferencie FERNSTAT (Financie, Ekonomika, Riadenie, Názory). Od roku 2010 do organizácie bol zapojený partner z ČR a ročník 2010 prebehol pod názvom FERNSTAT\_CZ.



V rokoch 2008 až 2010 sme zorganizovali tri konferencie Aplikácia metód na podporu rozhodovania. V roku 2010 sme zorganizovali medzinárodnú konferenciu Finančná kríza a I. celoslovenskú konferenciu medicínskej štatistiky MedStat 2010.

V roku 2010 sme v spolupráci s KU Ružomberok zorganizovali I. Celoslovenskú konferenciu medicínskej štatistiky.

Zo všetkých konferencií vydávame materiály v podobe Zborníkov príspevkov akcie alebo vo vedecký recenzovaný časopis Forum Statisticum Slovaccum. V roku 2006 sme vydali päť čísiel, v roku 2007 šesť, v roku 2008 sedem, v roku 2009 sedem a v roku 2010 doteraz 4 čísla. Materiály nášho Valného zhromaždenia sú v tohtoročnom štvrtom čísle. Informácie o jednotlivých akciách zverejňujeme v časopise Slovenská štatistika a demografia.

Priebežne sa spolupodieľame na organizovaní „Demografického popoludnia“. Organizujeme prednášky významných štatistikov alebo demografov.

V rámci pobočiek sa organizovali „Regionálne popoludnia“ a ďalšie akcie.

### MEDZINÁRODNÁ SPOLUPRÁCA

V rámci svojej činnosti sme spolupracovali so štatistickými a demografickými spoločnosťami hlavne z krajín z okolia Slovenskej republiky. Spolupráca s Českou štatistickou spoločnosťou a Českou demografickou spoločnosťou má tradičný charakter. Spolupracujeme aj v rámci stredoeurópskeho regiónu. Zorganizovali sme prednášky predstaviteľov EUROSTAT-u.

### SPOLUPRÁCA V RÁMCI SR

V rámci Slovenskej republiky primerane spolupracujeme s Radou pre vedecké spoločnosti SAV, Štatistickým úradom SR, NBS, Infostatom, vedeckými spoločnosťami SAV, vysokými školami, výskumnými pracoviskami, firmami z hospodárskej praxe, s vedecko-odbornou aj laickou verejnosťou, štátnou a miestnou samosprávou. Dôležitá je podpora organizácií a firiem pri materiálnom zabezpečení našich konferencií a seminárov.

### VNÚTORNÁ PRÁCA

Spoločnosť má okolo 300 riadnych členov (prihlasujú sa noví členovia, ale nám aj zomierajú členovia). V rámci Spoločnosti máme formalizované sekcie Aplikovanej štatistiky, Matematickej štatistiky, Štatistického riadenia kvality a Demografie. V rámci Spoločnosti fungujú regionálne pobočky v Nitre, Banskej Bystrici, Košiciach a Prešove.

Konštituuje sa spolupráca s mládežníckym Klubom Dispersus.

Činnosť našej Spoločnosti je založená na odbornom, nepolitickom základe. Napriek tomu spolupracujeme aj s politickými stranami z koalície aj opozície pri riešení odborných otázok. Významní predstavitelia verejného života preberajú záštitu nad našimi akciami.

### Správa Revíznej komisie

Valnému zhromaždeniu Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

V priebehu svojho funkčného pôsobenia vykonala Revízna komisia (RK) kontroly hospodárenia hlavne za roky 2006-2010. Pri revíziách boli posudzované predovšetkým tieto oblasti:

- vedenie Pokladničného denníka a dokladanie zaúčtovaných položiek potrebnými účtovnými dokladmi a náležitosťami,
- autorské zmluvy,
- celkové plnenie príjmov a výdavkov a ročná účtovná uzávierka,
- evidencia členov a členské príspevky.

Pre finančné zabezpečovanie činnosti SŠDS sú využívané:

- finančná dotácia zo SAV,
- členské príspevky,
- príjmy z vlastnej činnosti spoločnosti (konferenčné poplatky, reklamná činnosť) a
- sponzorská činnosť.

Finančná dotácia jednotlivým vedeckým spoločnostiam pri SAV je poskytovaná za presne stanovených podmienok. Vzhľadom na jej výšku je využívaná hlavne na prevádzkové účely a zabezpečenie odborných akcií. V tomto smere nebolo zistené nehospodárne vynakladanie finančných prostriedkov. Zúčtovanie poskytnutých prostriedkov je predkladané dvakrát do roka Rade vedeckých spoločností SR.

Finančné pokrytie jednotlivých akcií sa dosahuje tak, že ich realizácii predchádza získanie potrebných finančných prostriedkov zo sponzorských príspevkov, ako aj posúdenie reálnosti návrhu zodpovedného gestora na konferenčné poplatky a finančne vybilancované zabezpečenie danej akcie Výborom SŠDS pred jej zaradením do plánu práce.

Všetky účtovné operácie sú doložené potrebnými účtovnými dokladmi a opatrené predpísanými náležitosťami. Zistené drobné nedostatky boli prediskutované s hospodárom SŠDS.

Účet SŠDS je vedený v Slovenskej sporiteľni Bratislava. Vo finančnom hospodárení SŠDS je medzi jednotlivými rokmi plynulá nadväznosť. Súhrnný prehľad o vývoji agregovaných príjmových a výdavkových položiek za roky 2006-2010 poskytuje nasledujúca tabuľka:

Položka	2006 (Sk)	2007 (Sk)	2008 (Sk)	2009 (€)	2010 (€)
Zostatok k 1.1.	16300	12142	40115	453	356
Príjmy	412260	515409	256838	8597	
- členské	6300	18100	13700	330	
- RSVS	47000	51000	48000	1730	1200
Výdavky	416122	487436	283295	8694	
Zostatok k 31.12.	12142	40115	13658	356	
v tom: - pokladňa	1211	36925	12343	202	
- účet	10931	3191	1315	154	

Zo všetkých 331 evidovaných členov sa aktívne na jednotlivých akciách SŠDS zúčastňovala v posledných rokoch asi len polovica z nich. Členské príspevky (od zavedenia eura sa upravili na 5€ za rok) boli platené buď v hotovosti na rôznych akciách alebo bezhotovostným prevodom na účet. V jednotlivých rokoch bol stav nasledovný:

2006 - 6300 Sk príjem z členských príspevkov  
2007 - 18100 Sk  
2008 - 13700 Sk  
2009 - 1200 €,

Záverom konštatujeme, že pri uskutočnených revíziách hospodárenia SŠDS nezistila RK závažnejšie nedostatky. S Pokladničným denníkom korešponduje agenda dokladov, ktoré sú zoradené a uložené v špeciálnom registri. Súčasťou danej agendy sú aj autorské zmluvy, evidenčné listy členov a pod.

Bratislava, 7.10.2010

Revízna komisia: Kanderová .....  
Šoltés .....  
Cár .....

## **HLAVNÉ ÚLOHY**

### **Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti**

### **na obdobie rokov 2010 - 2014**

Poslanie a hlavné úlohy Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti sú sformulované v článku 3 Stanov:

#### **3**

#### **Poslanie a hlavné úlohy Spoločnosti**

Poslaním Spoločnosti je najmä:

1. Rozvíjať štatistickú a demografickú vedu a jej spoločenské využitie na prospech Slovenskej republiky.
2. Šíriť poznatky z oblasti štatistiky a demografie.
3. Organizovať konferencie, semináre, sympózia, prednášky, diskusie, odborné školenia a iné akcie.
4. Poskytovať pomoc svojim členom pri ich vedeckej a inej odbornej práci.
5. Zvyšovať odbornú úroveň svojich členov s osobitným zreteľom na mladých pracovníkov.
6. Prezentovať výsledky štatistickej a demografickej vedy v Slovenskej republike na domácich a medzinárodných fórach.
7. Rozvíjať vlastnú publikačnú a edičnú činnosť.

Na naplnenie tohto poslania v období 2010 až 2014 budeme realizovať nasledujúce Hlavné úlohy:

#### **KONFERENCIE a SEMINÁRE**

**1.** Pokračovať v organizovaní Slovenskej štatistickej konferencie a Slovenskej demografickej konferencie ako najdôležitejších akcií SŠDS:

15. Slovenská štatistická konferencia, „Regionálne štatistika“, 7.-8.10.2010, Kaskády, Únovce pri Galante
13. Slovenská demografická konferencia, „Mesto a vidiek“, rok 2011, Nitriansky kraj
16. Slovenská štatistická konferencia, rok 2012, Banskobystrický kraj
14. Slovenská demografická konferencia, rok 2013, Bratislavský kraj
17. Slovenská štatistická konferencia, rok 2014, Prešovský kraj

**2.** V marci roku 2013 zorganizovať „Slávnostnú konferenciu - 45. rokov SŠDS“.

3. Každoročne (v mesiaci apríl) pokračovať v organizovaní jednodennej konferencie v Bratislave "Pohľady na ekonomiku Slovenska".
4. Priebežne pokračovať v organizovaní konferencie PRASTAN.
5. Každoročne pokračovať v organizovaní seminára Výpočtová štatistika, týždňovej školy štatistiky Ekomstat, konferencie FERNSTAT (striedavo v ČR a SR počnúc rokom 2010, kedy je prvýkrát organizovaná v ČR)
6. Každoročne pokračovať v organizovaní Prehliadky prác mladých štatistikov a demografov.
7. Priebežne sa podieľať na organizovaní „Demografického popoludnia“.
8. V rámci pobočiek budeme aj naďalej organizovať príslušné „Regionálne popoludnia“ a ďalšie akcie.
9. Priebežne budeme organizovať prednášky a ďalšie akcie.

## **PUBLIKAČNÁ ČINNOSŤ**

Príspevky z jednotlivých konferencií budeme publikovať v Zborníkoch akcií (Pohľady na ekonomiku Slovenska, iné), v Zborníkoch vedeckých prác Forum Metricum Slovaccum, v ad hoc zborníkoch Štatistické metódy vo vedecko-výskumnej práci, ale najmä v našom vedeckom recenzovanom časopise FORUM STATISTICUM SLOVACUM

## **MEDZINÁRODNÁ SPOLUPRÁCA**

Vo svojej činnosti budeme spolupracovať so štatistickými a demografickými spoločnosťami hlavne z krajín z okolia Slovenskej republiky. Spolupráca s Českou štatistickou spoločnosťou a Českou demografickou spoločnosťou má tradičný charakter. Budeme rozširovať spoluprácu v rámci stredoeurópskeho regiónu.

## **VNÚTORNÁ SPOLUPRÁCA**

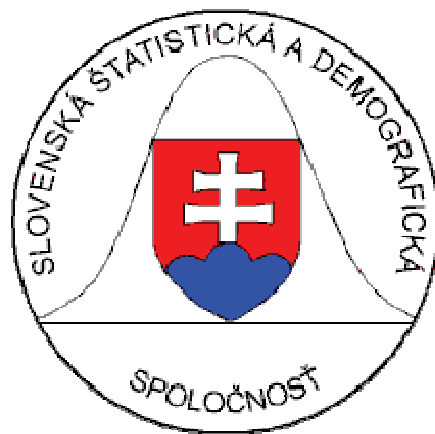
V rámci Slovenskej republiky budeme spolupracovať s Radou pre vedecké spoločnosti SAV, vedeckými spoločnosťami SAV, vysokými školami, výskumnými pracoviskami, Štatistickým úradom SR, NBS, Infostatom, firmami z hospodárskej praxe, s vedecko-odbornou aj laickou verejnosťou, štátnou správou a miestnou a regionálnou samosprávou. Predpokladáme špecifickú spoluprácu s mladými štatistikmi a demografmi a ich združeniami.

---

SLOVENSKÁ ŠTATISTICKÁ A DEMOGRAFICKÁ SPOLOČNOSŤ  
82467 BRATISLAVA, MILETIČOVA 3

---

**STANOVY SPOLOČNOSTI**



**BRATISLAVA  
2010**

V záujme rozvoja štatistickej a demografickej vedy na území Slovenskej republiky pôsobí Slovenská štatistická a demografická spoločnosť, ako priama pokračovateľka Slovenskej demografickej a štatistickej spoločnosti pri SAV založenej 28.3.1968. Pod novým názvom pôsobí od 14.3.1990.

**1**

**Postavenie, sídlo a pôsobnosť Spoločnosti**

1. Slovenská štatistická a demografická spoločnosť (ďalej v texte stanov len Spoločnosť) je dobrovoľné, výberové združenie vedeckých a iných odborných pracovníkov v oblasti štatistiky a demografie, prípadne iných príbuzných disciplín.
2. Sídлом Spoločnosti je Bratislava.
3. Spoločnosť pôsobí na území Slovenskej republiky.
4. Spoločnosť vyvíja činnosť ako vedecká spoločnosť pri Slovenskej akadémii vied.
5. Spoločnosť v medzinárodných stykoch pôsobí pod názvom Slovak Statistical and Demographical Society.



## 2

**Znak Spoločnosti**

1. Znak Spoločnosti tvorí kruh o priemere 6 cm. Vo výške 1,5 cm od spodného okraja je vodorovná os, nad ktorou je zobrazená Gaussova krivka s maximom 3,8 cm. V poli pod Gaussovou krivkou je zobrazený znak Slovenskej republiky. Po obvode kruhu je nadpis SLOVENSKÁ ŠTATISTICKÁ A DEMOGRAFICKÁ SPOLOČNOSŤ. V anglickej verzii SLOVAK STATISTICAL AND DEMOGRAPHICAL SOCIETY.
2. Je dovolené znak úmerne zmenšovať alebo zväčšovať.
3. Grafické zobrazenie znaku Spoločnosti je uvedené v prílohe stanov Spoločnosti.

## 3

**Poslanie a hlavné úlohy Spoločnosti**

Poslaním Spoločnosti je najmä:

1. Rozvíjať štatistickú a demografickú vedu a jej spoločenské využitie na prospech Slovenskej republiky.
2. Rozširovať poznatky z oblasti štatistiky a demografie.
3. Organizovať konferencie, semináre, sympózia, prednášky, diskusie, odborné školenia a iné akcie.
4. Poskytovať pomoc svojim členom pri ich vedeckej a inej odbornej práci.
5. Zvyšovať odbornú úroveň svojich členov s osobitným zreteľom na mladých pracovníkov.
6. Prezentovať výsledky štatistickej a demografickej vedy v Slovenskej republike na domácich a medzinárodných fórach.
7. Rozvíjať vlastnú publikačnú a edičnú činnosť.

## 4

**Členstvo**

1. Členovia Spoločnosti sú riadni, čestní a kolektívni.
2. Riadnym členom Spoločnosti sa môže stať vedecký a iný odborný pracovník v odboroch štatistiky alebo demografie alebo príbuzných disciplín.
3. Čestným členom Spoločnosti sa môže stať významný domáci alebo zahraničný vedecký alebo iný odborný pracovník, ktorý sa zaslúžil o rozvoj štatistickej alebo demografickej vedy. Čestné členstvo udeľuje Valné zhromaždenie na návrh Výboru.

4. Kolektívnym členom Spoločnosti sa môže stať právnická osoba (spravidla škola, vedecká alebo iná organizácia). Kolektívneho člena zastupuje jeden ňou poverený reprezentant, ktorý spĺňa podmienky pre riadneho člena.
5. Členstvo vzniká po zaplatení zápisného a členského poplatku dňom registrácie prihlášky Výborom Spoločnosti. Výšku zápisného a členského určuje Výbor Spoločnosti.

## 5

### Práva a povinnosti členov

1. Člen Spoločnosti má právo:
  - a. voliť a byť volený do všetkých orgánov Spoločnosti;
  - b. podávať návrhy a hlasovať o návrhoch podaných na schôdzkach Spoločnosti;
  - c. byť informovaný a zúčastňovať sa na všetkých jej podujatiach;
  - d. prednostne získavať časopisy a iné publikácie, ktoré Spoločnosť vydáva.
  
2. Člen Spoločnosti má povinnosť:
  - a. zachovávať ustanovenia stanov a plniť platné rozhodnutia jej orgánov;
  - b. zúčastňovať sa na plnení úloh Spoločnosti a obhajovať jej záujmy;
  - c. platiť členské príspevky. Od platenia členských príspevkov sú oslobodení študenti a penzisti.

## 6

### Zánik členstva

1. Členstvo v Spoločnosti zaniká úmrtím, vystúpením alebo zrušením.
2. Riadne členstvo môže byť zrušené najmä:
  - a. ak správanie alebo činnosť člena je v rozpore s povinnosťami, ktoré sú určené stanovami;
  - b. pre neplatenie členských príspevkov (napriek upomienkam) za obdobie dlhšie ako dva roky.
3. O zrušení členstva rozhoduje Výbor Spoločnosti.

## 7

**Orgány Spoločnosti**

1. Vedúcimi orgánmi Spoločnosti sú:
  - a. Valné zhromaždenie
  - b. Výbor.
2. Kontrolným orgánom Spoločnosti pre hospodársku činnosť je Revízna komisia.

## 8

**Valné zhromaždenie**

1. Najvyšším orgánom Spoločnosti je Valné zhromaždenie. Riadne Valné zhromaždenie zvoláva Výbor najmenej raz za štyri roky. Mimoriadne Valné zhromaždenie zvoláva Výbor z vlastnej iniciatívy, alebo na žiadosť aspoň jednej tretiny riadnych členov, a to najneskôr do jedného mesiaca po predložení žiadosti. Valného zhromaždenia má právo zúčastniť sa každý člen Spoločnosti.
2. Do právomoci Valného zhromaždenia patrí:
  - a. schvaľovať, upravovať a meniť stanovy Spoločnosti;
  - b. uznávať sa na hospodárskych opatreniach;
  - c. schvaľovať správy odstupujúceho Výboru a Revíznej komisie;
  - d. tajným hlasovaním voliť a odvolávať členov Výboru a Revíznej komisie;
  - e. rozhodovať o odvolaniach proti rozhodnutiu Výboru;
  - f. voliť čestných členov Spoločnosti;
  - g. rušiť čestné členstvo Spoločnosti;
  - h. uznávať sa o zrušení Spoločnosti.
3. Valné zhromaždenie riadi predseda alebo podpredseda alebo iný poverený člen Spoločnosti.
  1. Valné zhromaždenie je schopné právoplatne sa uznávať, ak je prítomná najmenej polovica riadnych členov. Ak sa v určený čas nedostaví potrebný počet členov, môže sa po polhodinovej čakacej lehote upustiť od tejto podmienky.
  2. Za prijatie uznesenia musí hlasovať nadpolovičná väčšina prítomných členov. Pri rovnosti hlasov rozhoduje hlas predsedu.

## 9

**Výbor Spoločnosti**

1. Výbor je výkonným orgánom Spoločnosti. Riadi činnosť Spoločnosti v období medzi Valnými zhromaždeniami.
2. Výbor plní uznesenia Valného zhromaždenia Spoločnosti.
3. Výbor sa skladá z predsedu, podpredsedov, vedeckého tajomníka, hospodára a ďalších členov Výboru. Z titulu svojej funkcie je členom Výboru predseda Štatistického úradu Slovenskej republiky. Valné zhromaždenie môže určiť ďalších členov Výboru z titulu ich funkcií vo významných štatistických alebo demografických pracoviskách. Z titulu svojich funkcií sú členmi Výboru predsedovia pobočiek a sekcií Spoločnosti. Počet členov Výboru určí Valné zhromaždenie s prihliadnutím na celkový počet členstva Spoločnosti. Výbor sa volí na dobu štyroch rokov. Členmi Výboru môžu byť len riadni členovia Spoločnosti.
4. Predsedu, podpredsedov, vedeckého tajomníka a hospodára volí Výbor Spoločnosti spomedzi svojich členov tajným hlasovaním.
5. Za členov Výboru, ktorí trvale prestanú vykonávať svoje funkcie môže Výbor kooptovať nových členov.
6. Schôdze Výboru Spoločnosti zvoláva predseda alebo vedecký tajomník podľa potreby, najmenej dvakrát do roka; prípadne do jedného týždňa po požiadaní aspoň tretiny členov Výboru.
7. Výbor je schopný uznášať sa za prítomnosti aspoň tretiny svojich členov. Za uznesenie Výboru sa považuje návrh, za ktorý hlasovala väčšina prítomných. Pri rovnosti hlasov rozhoduje hlas predsedajúceho.

## 10

**Revízna komisia**

1. Dozor nad hospodárskou činnosťou Spoločnosti vykonáva Revízna komisia.
2. Revíznu komisiu volí Valné zhromaždenie z členov Spoločnosti na funkčné obdobie zhodné s funkčným obdobím Výboru. Členovia Revíznej komisie nesmú byť členmi Výboru Spoločnosti. Revízna komisia volí spomedzi svojich členov svojho predsedu. Revízna komisia môže kooptovať nových členov z radov členov Spoločnosti.
3. Členovia Revíznej komisie sa môžu zúčastňovať s hlasom poradným na zasadnutiach Výboru Spoločnosti.
4. Revízna komisia podáva správy o svojej činnosti Valnému zhromaždeniu. Bez jej súhlasu nemôže byť prerokovaná účtovná uzávierka, ani prijaté uznesenie o použití prebytkov alebo úhrade straty.

**11****Sekretariát Spoločnosti**

1. Sekretariát Spoločnosti tvorí predseda, vedecký tajomník, hospodár, administratívny pracovník a prípadne ďalší členovia Spoločnosti, ktorých určí Výbor.
2. Úlohou Sekretariátu je výkon operatívnych činností Spoločnosti.
3. Práca Sekretariátu podlieha kontrole Výboru.

**12****Pobočky**

1. Výbor Spoločnosti zriaďuje teritoriálne pobočky.
2. Úlohou pobočiek je plniť úlohy Spoločnosti v okruhu svojej pôsobnosti.

**13****Sekcie a odborné skupiny**

1. Na lepšie zabezpečenie činnosti zriaďuje Spoločnosť sekcie alebo odborné skupiny, do ktorých sa členovia združujú podľa svojich záujmov a špecializácie.
2. Sekcie a odborné skupiny sa vytvárajú bez ohľadu na teritoriálne členenie Spoločnosti. Podľa potreby sa môžu organizovať aj v rámci pobočiek.
3. Podmienkou členstva v sekcii alebo odbornej skupine je členstvo v Spoločnosti. Člen môže pracovať v ľubovoľnom počte sekcií alebo odborných skupín.
4. Sekciu vedie podpredseda Spoločnosti.

**14****Hmotné prostriedky a hospodárenie Spoločnosti**

1. Hmotné prostriedky na činnosť Spoločnosti tvoria zápisné, členské príspevky, dotácie poskytované Slovenskou akadémiou vied alebo inými ustanovizňami a príjmy z vlastnej činnosti. Spoločnosť predkladá orgánom SAV výročnú správu o činnosti a hospodárení.

2. Výbor zostaví koncom každého roka plán činnosti a na jeho podklade finančný rozpočet na budúci rok. Okrem toho začiatkom roka zostaví účtovnú uzávierku za uplynulý rok.
3. Spoločnosť hospodári na základe schváleného plánu a rozpočtu na príslušný rok. Platby a príjmy Spoločnosti prebiehajú na účet Spoločnosti. V rámci svojej hospodárskej činnosti Spoločnosť organizuje vedecké, odborné a propagačné akcie s vložným resp. školným a ďalšími poplatkami, realizuje vydávanie a predaj publikácií, v svojich publikáciách a na svojich akciách realizuje propagačnú a reklamnú činnosť za úhradu, organizuje výskumnú, vedeckú, vzdelávaciu a odbornú činnosť za úhradu, realizuje poradenstvo na úseku štatistiky a demografie a príbuzných oblastí za úhradu, zabezpečuje iné činnosti zabezpečujúce príjem prostriedkov na činnosť a chod spoločnosti.
4. Za majetok Spoločnosti zodpovedá Výbor, ktorý správou majetku poverí jedného člena (hospodára).

## 15

### Zastupovanie Spoločnosti

1. V mene Spoločnosti rokujú a podpisujú nasledovní štatutárni zástupcovia: predseda, vedecký tajomník, hospodár. K svojmu podpisu pripojujú názov Spoločnosti a označenie funkcie. Vo veciach hospodársko-finančných sa vyžadujú podpisy dvoch štatutárnych zástupcov Spoločnosti.
2. Výbor môže splnomocniť svojich jednotlivých členov, prípadne aj iné osoby, aby v rozsahu, ktorý určí Výbor zastupovali Spoločnosť a rokovali v jej mene. Osoby takto poverené podpisujú za Spoločnosť s dodatkom “v zastúpení”.

## 16

### Spolupráca

1. Slovenská štatistická a demografická spoločnosť spolupracuje so spoločnosťami, ktoré majú podobné úlohy v Slovenskej republike a v zahraničí.
2. Spoločnosť spolupracuje pri plnení svojich úloh, predovšetkým so Štatistickým úradom Slovenskej republiky, s pracoviskami SAV, vysokými školami, inými vedeckovýskumnými pracoviskami a ďalšími právnickými osobami.



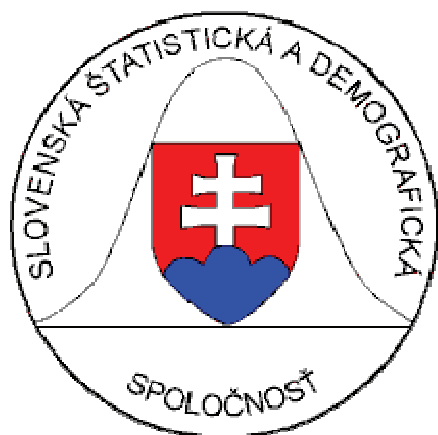
### Zánik Spoločnosti

1. Spoločnosť zanikne, ak sa o jej zániku uznesie Valné zhromaždenie dvojtretinovou väčšinou hlasov prítomných členov. Valné zhromaždenie pre účely likvidácie práv a záväzkov Spoločnosti ustanoví likvidačný orgán.
2. O naložení s majetkom, ktorý zostane po úhrade jej záväzkov, rozhodne Valné zhromaždenie.

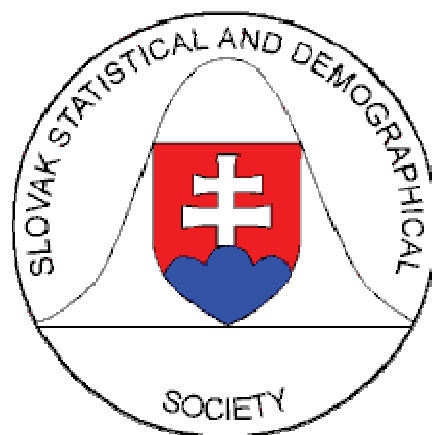
### Príloha

#### Znak Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

a) slovenská verzia



b) anglická verzia



Schválené Valným zhromaždením Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti dňa 7. 10. 2010.

Za správnosť:

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc.

Vedecký tajomník SŠDS

## OBSAH

Úvod	1
Gažová J.: Trnavský kraj	2
Andrejiová M., Kimáková Z.: Analýza stavu imisií SO <sub>2</sub> vo vybraných lokalitách pomocou štatistických metód	6
Arbe T.: Slovenské inovatívne podniky a regionálna štruktúra ich trhov	12
Bartošová K.: Aplikácia Fisherovej lineárnej diskriminačnej analýzy na analýzu dychu	15
Baxa P.: Základné premenné o respondentovi v sociálnych zisťovaniach	21
Bevízová K., Danišovič L., Luha J., Polák Š., Repiská V.: Charakteristika markerov nádorov močového mechúra	26
Bod'a M.: Small-sample inference in the linear regression model with multiplicative heteroskedasticity based upon the Kenward-Roger method	34
Bod'a M., Striežovská L.: Existencia a stabilita ekonomického cyklu v podmienkach Slovenskej republiky	40
Fuksová N.: Prieskum pracovnej motivácie v Bratislavskom a Prešovskom kraji	46
Garaj I., Janiga I.: Obojstranné tolerančné intervaly normálneho rozdelenia v stratégii 6-sigma	50
Hrnčiarová L.: Výberové skúmanie. Vyberanie s nerovnakými pravdepodobnosťami	56
Chajdiak J.: Odhad miesta Slovenskej republiky v Európskej únii v oblasti výskumu a vývoja v roku 2007	63
Chromeček A.: Vplyv vekovej štruktúry na plodnosť obyvateľov krajín sveta skúmaný na základe metódy nepriamej štandardizácie	68
Chvosteková M.: Stanovenie simultánnych obojstranných tolerančných intervalov v lineárnom modeli pre danú oblasť spoľahlivosti parametrov modelu	73
Ivančíková L., Vlačuha R.: Chudoba a sociálne vylúčenie na Slovensku z pohľadu cieľov Stratégie Európa 2020	79
Ižariková G.: Prognóza nákladov na vykurovanie rodinných domov	86
Jemala L.: Základné inovačné trendy v rozvoji manažmentu a diferencie medzi druhmi/generáciami manažmentu I.	92
Katerinková M.: Niektoré aspekty štatistiky zahraničného sťahovania	99
Kimáková Z., Andrejiová M.: Model časového radu s konštantným trendom a overenie predpokladov bieleho šumu	106
Koróny S.: Regionálna analýza podielu fyzických osôb – podnikateľov v slovenských okresoch	112
Kropková Z.: Komparácia inovačnej výkonnosti vybraných krajín EÚ	118
Mišota B., Sorokáč A.: Inovácie v zbere štatistických údajov vo výrobnom procese podniku	125
Mura L.: Štatistika zamestnanosti v samosprávnych krajoch vo vybraných odvetviach hospodárstva Slovenska	130
Petrášová A.: ESSPROS – účely „bývanie“ a „sociálne vylúčenie“	136
Podmanická Z.: Metodológia a prax zberu demografických údajov v Európskom štatistickom systéme	142
Potančok M.: Inovácia v kontexte novej racionality	148
Prochádzková M.: Demografická rozmanitosť regiónov Slovenska	152
Šimanovská T., Mišota B.: Metodologické aspekty a inovatívne prístupy v procese modelovania ekonomických systémov a hodnotenia alternatív	159
Šimanovská T., Mišota B.: Počítačové simulácie ako inovatívne prístupy v procese experimentovania so socioekonomickými systémami	163
Stehlíková B., Tirpáková A.: Hodnotenie inovačného procesu v krajinách EÚ	167

Želonková V.: Spotrebné výdavky súkromných domácností v členení podľa krajov na Slovensku	173
Luha J., Chajdiak J.: Z histórie Slovenských štatistických konferencií	179
Materiály Valného zhromaždenia členov SŠDS	183
Správa o činnosti Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti na obdobie rokov 2006 – 2010	184
Správa Revíznej komisie	186
HLAVNÉ ÚLOHY Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti na obdobie rokov 2010 - 2014	188
Stanovy SŠDS	190
Obsah	198
Contents	200

## CONTENTS

Introduction	1
Gažová J.: Trnava Region	2
Andrejiová M., Kimáková Z.: Analysis of imission SO <sub>2</sub> in chosen sites by means of some statistical methods	6
Arbe T.: Slovak innovative enterprises and regional structure of their markets	12
Bartošová K.: Application of Fisher linear discrimination analysis to Breath analysis	15
Baxa P.: Core Social Variables in Social Surveys	21
Bevízová K., Danišovič Ľ., Luha J., Polák Š., Repiská V.: Characteristics markers of urinary bladder tumours	26
Bod'a M.: Small-sample inference in the linear regression model with multiplicative heteroskedasticity based upon the Kenward-Roger method	34
Bod'a M., Striežovská L.: Existence and stability of a business cycle in the milieu of the Slovak Republic	40
Fuksová N.: Survey of work motivation in Bratislava and Presov region	46
Garaj I., Janiga I.: Two-sided tolerance intervals for normal distribution in six sigma strategy	50
Hrnčiarová L.: Survey Sampling. Selection with different probabilities	56
Chajdiak J.: Estimate position of the Slovak republic in EU in area R&D in year 2007	63
Chromeček A.: Effect of age structure on fertility of the world population studied by the method of indirect standardization	68
Chvosteková M.: Determination of simultaneous tolerance intervals in a linear regression model based on confidence set of regression parameters	73
Ivančíková Ľ., Vlačuha R.: Poverty and Social Exclusion in Slovakia from point of view Europe 2020	79
Ižaríková G.: Cost projections of heating of houses	86
Jemala Ľ.: Basic Innovative Trends in Development of Management and Differences between Types/Generations of Management I.	92
Katerinková N.: Some Aspects of the International Migration Statistics	99
Kimáková Z., Andrejiová M.: Model of times series with constant trend and verification of white noise conditions	106
Koróny S.: Regional Analysis of Natural Persons - Entrepreneurs Proportion in Slovak Districts	112
Kropková Z.: Comparison of innovation performance of selected EU countries	118
Mišota B., Sorokáč A.: Innovations in the collection of statistical data in the manufacturing process of company	125
Mura L.: Statistics of districts employment in selected sectors of the Slovak national economy	130
Petrášová A.: ESSPROS – functions housing and social exclusion	136
Podmanická Z.: Methodology and practice of demographic data collection in the European Statistical System	142
Potančok M.: Innovation in context of new rationality	148
Prochádzková M.: Demographic Diversity of Regions of Slovakia	152
Šimanovská T., Mišota B.: Methodological aspects and innovative approaches in the process of economic systems modeling and evaluation of alternatives	159
Šimanovská T., Mišota B.: Computer simulations as innovative approaches in the process of experimenting with the socio-economic systems	163
Stehlíková B., Tirpáková A.: Evaluation of the innovation process in the EU	167

Želonková V.: The consumption expenditures of private households by regions in Slovakia	173
Luha J., Chajdiak J.: From the history of Slovak statistical conferences	179
Materials of Plenary Convention Members of SSDS	183
Announcement about Activities of Slovak statistical and demographical society on period years 2006 – 2010	184
Announcement of Revisory commission	186
MAIN TASKS of Slovak statistical and demographical society on period years 2010 – 2014	188
Statutes of SSDS	190
Obsah - Contents	198
Contents	200

## **Pokyny pre autorov**

Jednotlivé čísla vedeckého recenzovaného časopisu FORUM STATISTICUM SLOVACUM sú prevažne tematicky zamerané zhodne s tematickým zameraním akcií SŠDS. Príspevky v elektronickej podobe prijíma zástupca redakčnej rady na elektronickej adrese uvedenej v pozvánke na konkrétne odborné podujatie Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti. Názov word-súboru uvádzajte a posielajte v tvare: **priezvisko\_nazovakcie.doc**

**Forma:** Príspevky písané výlučne len v textovom editore MS WORD, verzia 6 a vyššia do verzie 2003, písmo Times New Roman CE 12, riadkovanie jednoduché (1), formát strany A4, všetky okraje 2,5 cm, strany nečíslovať. Tabuľky a grafy v čierno-bielom prevedení zaradiť priamo do textu článku a označiť podľa šablony. Bibliografické odkazy uvádzať v súlade s normou STN ISO 690 a v súlade s medzinárodnými štandardami. Citácie s poradovým číslom z bibliografického zoznamu uvádzať priamo v texte.

**Rozsah:** Maximálny rozsah príspevku je 6 strán.

**Príspevky sú recenzované.** Redakčná rada zabezpečí posúdenie príspevku členom redakčnej rady alebo externým oponentom.

**Príspevky nie sú honorované, poplatok za uverejnenie akceptovaného príspevku je minimálne 20 €, poštovné 4 €. Za každú stranu navyše je poplatok 5 €.**

**Štruktúra príspevku:** (Pri písaní príspevku využite elektronicú šablónu: <http://www.ssds.sk/> v časti *Vedecký časopis, Pokyny pre autorov*.)

**Názov príspevku v slovenskom jazyku** (štýl **Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovat'**)

**Názov príspevku v anglickom jazyku** (štýl **Názov: Time New Roman 14, Bold, centrovat'**)

*Vynechať riadok*

Meno1 Priezvisko1, Meno2 Priezvisko2 (štýl normálny: Time New Roman 12, centrovat')

*Vynechať riadok*

**Abstract:** Text abstraktu v anglickom jazyku, max. 10 riadkov (štýl normálny: Time New Roman 12).

*Vynechať riadok*

**Key words:** Kľúčové slová v anglickom jazyku, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

*Vynechať riadok*

**Kľúčové slová:** Kľúčové slová v jazyku v akom je napísaný príspevok, max. 2 riadky (štýl normálny: Time New Roman 12).

*Vynechať riadok*

**Jell classification:** Uviesť kódy klasifikácie podľa pokynov v ([http://www.aeaweb.org/journal/jel\\_class\\_system.php](http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.php)).

*Vynechať riadok*

*Vlastný text príspevku v členení:*

1. **Úvod** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)
2. **Názov časti 1** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)
3. **Názov časti 1. . .**
4. **Záver** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)

Vlastný text jednotlivých častí je písaný štýlom Normal: písmo Time New Roman 12, prvý riadok odseku je odsadený vždy na 1 cm, odsek je zarovnaný s pevným okrajom. Riadky medzi časťami nevynechávajú.

5. **Literatúra** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, číslovať*)

[1] Písať podľa normy STN ISO 690

[2] GRANGER, C.W. – NEWBOLD, P. 1974. Spurious Regression in Econometrics. In: Journal of Econometrics, č. 2, 1974, s. 111 – 120.

**Adresa autora (-ov)** (štýl *Nadpis 1: Time New Roman 12, bold, zarovnať vľavo, adresy vpísať do tabuľky bez orámovania s potrebným počtom stĺpcov a s 1 riadkom*):

Meno1 Priezvisko1, tituly1  
Ulica1  
970 00 Mesto1  
meno1.priezvisko1@mail.sk

Meno2 Priezvisko2, tituly2  
Ulica2  
970 00 Mesto2  
meno2.priezvisko2@mail.sk



# FORUM STATISTICUM SLOVACUM

vedecký recenzovaný časopis Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti

## *Vydavateľ*

Slovenská štatistická a demografická  
spoločnosť  
Miletičova 3  
824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika

## *Redakcia*

Miletičova 3  
824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika

## *Fax*

02/39004009

## *e-mail*

chajdiak@statis.biz  
jan.luha@fmed.uniba.sk

## *Registráciu vykonalo*

Ministerstvo kultúry Slovenskej republiky

## *Registračné číslo*

3416/2005

## *Evidenčné číslo*

EV 3287/09

## *Tematická skupina*

B1

## *Dátum registrácie*

22. 7. 2005

## *Objednávky*

Slovenská štatistická a demografická  
spoločnosť  
Miletičova 3, 824 67 Bratislava 24  
Slovenská republika  
IČO: 178764  
DIČ: 2021504276  
Číslo účtu: 0011469672/0900

ISSN 1336-7420

## *Redakčná rada*

RNDr. Peter Mach – *predseda*

Doc. Ing. Jozef Chajdiak, CSc. – *šéfredaktor*

RNDr. Ján Luha, CSc. – *tajomník*

## *členovia:*

Ing. František Bernadič  
Doc. RNDr. Branislav Bleha, PhD.  
Ing. Mikuláš Cár, CSc.  
Ing. Ján Cuper  
Ing. Pavel Flák, DrSc.  
Ing. Edita Holičková  
Doc. RNDr. Ivan Janiga, CSc.  
Ing. Anna Janusová  
Doc. RNDr. PaedDr. Stanislav Katina, PhD.  
Prof. RNDr. Jozef Komorník, DrSc.  
RNDr. Samuel Koróny, PhD.  
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.  
Prof. RNDr. Beata Stehlíková, CSc.  
Prof. RNDr. Anna Tirpáková, CSc.  
Prof. RNDr. Michal Tkáč, CSc.  
Doc. 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*

VI.

## *Číslo*

4/2010

*Cena výtlačku* 20 EUR

*Ročné predplatné* 80 EUR